



universität
wien

MASTERARBEIT / MASTER'S THESIS

Titel der Masterarbeit / Title of the Master's Thesis

Das sozialistische Erbe: Eine Erklärung für niedrige
Vertrauenswerte?

verfasst von / submitted by

Nikita Kvir, BA

angestrebter akademischer Grad / in partial fulfilment of the requirements for the degree of
Master of Arts (MA)

Wien, 2023 / Vienna, 2023

Studienkennzahl lt. Studienblatt /
degree programme code as it appears on
the student record sheet:

UA 066 824

Studienrichtung lt. Studienblatt /
degree programme as it appears on
the student record sheet:

Masterstudium Politikwissenschaft

Betreut von / Supervisor:

Univ.-Prof. Mag. Dr. Sylvia Kritzingner

Inhaltsverzeichnis

| | |
|--|----|
| 1. Einleitung..... | 2 |
| 2. Theorie..... | 5 |
| 2.1. Politisches Vertrauen..... | 5 |
| 2.1.1. Politisches System..... | 5 |
| 2.1.2. Politische Unterstützung..... | 6 |
| 2.1.3. Politisches Vertrauen: Performanz..... | 8 |
| 2.1.4. Politisches Vertrauen: Sozialisation..... | 10 |
| 2.1.5. Fazit..... | 15 |
| 2.2. Politisches Vertrauen in post-autoritären Demokratien..... | 16 |
| 2.2.1. Politisches Vertrauen: Sozialisation im alten Regime..... | 16 |
| 2.2.2. Politisches Vertrauen: Performanz des neuen Regimes..... | 25 |
| 2.2.3. Fazit..... | 27 |
| 3. Empirie..... | 28 |
| 3.1. Daten..... | 28 |
| 3.2. Variablen..... | 29 |
| 3.2.1. Abhängige Variable: Vertrauen..... | 29 |
| 3.2.2. Unabhängige Variablen: Sozialisation..... | 30 |
| 3.2.3. Unabhängige Variablen: Performanz..... | 33 |
| 3.2.4. Kontrollvariablen..... | 34 |
| 3.3. Methode und Modelle..... | 35 |
| 4. Resultate..... | 35 |
| 4.1. Postsozialistische Modelle..... | 36 |
| 4.2. Gesamteuropäische Modelle..... | 42 |
| 4.3. Modelle: Jahrgang statt Alter..... | 49 |
| 5. Diskussion..... | 52 |
| 6. Literaturverzeichnis..... | 59 |
| 7. Datenverzeichnis..... | 65 |
| 8. Anhang..... | 66 |
| 8.1. Output: Postsozialistische Modelle..... | 66 |
| 8.2. Output: Gesamteuropäische Modelle..... | 74 |
| 8.3. Output: Modelle: Jahrgang statt Alter..... | 83 |
| 8.4. Abstract..... | 93 |

1. Einleitung

Ungarn erlebt eine *Revolution an der Wahlurne*. Zumindest wollte der *FIDESZ-KNDP*-Block unter der Führung des ehemaligen Premierministers Orbán [1998-2002] den Ausgang der Parlamentswahlen im Frühjahr 2010 als solches begreifen. Mit einer verfassungsgebenden Zweidrittelmehrheit ausgestattet und mit nur einer potemkinschen Einbindung der Opposition und Zivilgesellschaft verabschiedete das *FIDESZ*-dominierte Einkammerparlament eine neue Verfassung (Negretto & Wandan, 2020). Die Machtverschiebung zugunsten der Regierung, die Schwächung des Verfassungsgerichtshofes und die Bindung der Autoritäten an christlich-nationalistische Werte sollten das neue *Grundgesetz* als ein illiberales Dokument auszeichnen (vgl. Drinóczi & Bién-Kacała, 2019) – ganz im Sinne des seit 2010 durchgehend amtierenden Premierministers Orbán, der die Errichtung einer *illiberalen Demokratie* zum politischen Ziel erkoren hatte (Orbán, 2014). NGOs wie *Freedom House* dokumentierten in einem Zeitraum von weniger als zehn Jahren einen entsprechenden Verfall der zwischenzeitlich als frei- und konsolidiert-geltenden Demokratie zum hybriden Regime (Csaky, 2020). Parallel sollte ein weiteres postsozialistisches Mitglied der Europäischen Union in den Indizes zurückfallen: Polen. Die seit 2015 durchgehend regierende *PiS* konnte zuweilen keine verfassungsgebende Parlamentsmehrheit lukrieren, doch dieses Faktum sollte die Regierungen nicht daran hindern die drei Staatsgewalten und diverse Medienanstalten unter die eigene Kontrolle zu bringen (Drinóczi & Bién-Kacała, 2019; Vachudova, 2020). In Tschechien hat wiederum die Partei *ANO* des Premierministers Babiš [2017-2021] die illiberale Wende eingeschlagen (Hanley & Vachudova, 2018). In der Sprache von Bustikova & Guasti (2017) ist es hier mit der Abwahl der *ANO* vorerst aber bei einem temporären „illiberal swerve“ geblieben.

Mit diesen und weiteren Wahlerfolgen rechtspopulistischer und illiberaler Kräfte im Laufe des letzten Jahrzehnts zog eine Befürchtung größere Kreise: Die liberale Demokratie habe ihr Zenit überschritten und sei nun von Erosion bedroht. Selbst scheinbar gefestigte Demokratien würden nicht verschont bleiben, was sich etwa am Austritt des Vereinigten Königreiches aus der Europäischen Union [*Brexit*] oder der Wahl von Trump zum US-Präsidenten gezeigt habe. In einer bemerkenswerten Drastik haben Foa & Mounk (2016; 2017) auf den steigenden Zynismus der europäischen und nordamerikanischen Jugend gegenüber der Demokratie per se aufmerksam gemacht. Wenngleich Autor:innen wie Kriesi (2020), Wuttke et al. (2020) oder Zilinsky (2019) vor allzu viel Panik warnen und auf relativierende bis gegenteilige Befunde deuten, bleibt in der Literatur zur demokratischen De-Konsolidierung eine Überrepräsentation junger Demokratien mit autoritärer Vergangenheit bestehen.

Nicht erst Orbán (2014) sollte den Begriff der *illiberalen Demokratie* nach dem heutigem Verständnis verwenden. Indem die dritte Welle der Demokratisierung lateinamerikanische und europäische Staaten ohne eine etablierte liberale Tradition erfasst habe, seien Regime mit formal-demokratischen Institutionen ohne eine gesellschaftliche Einbettung entstanden (vgl. Zakaria, 1997; siehe auch Plattner, 2019). Genau das mache sie gegenüber rechtsradikalen Populist:innen mit demokratischer Legitimation verwundbar (ebd.). Eine geringe politische Partizipation und ein geringes politisches Vertrauen erleichtert dabei diesen Akteur:innen den Aufstieg zur Macht (vgl. Donovan, 2021; Karp & Milazzo, 2015).

Politische Einstellungen und Verhaltensweisen spielen in zahlreichen Demokratietheorien eine Schlüsselrolle (siehe z.B. Almond & Verba, 1963; Easton; 1965b; Lipset, 1959). In der Konzeption des US-Politologen Easton (1965a; 1965b; 1975) ist jedes politische System für seinen langfristigen Bestand auf eine affektiv-diffuse Unterstützung seitens der Bürger:innen angewiesen, die sich aus dem Glauben in die Legitimität der politischen Autoritäten und der politischen Institutionen als auch aus dem Vertrauen in diese speist. Das politische Vertrauen geht wiederum auf zwei Quellen zurück und entsprechend gelagert sind die Erklärungen des geringen politischen Vertrauens in die Institutionen der post-autoritären Demokratien.

Politisches Vertrauen kann generiert werden, indem die Zufriedenheit mit der Performanz der politischen Autoritäten hoch gehalten wird. Es handelt sich um eine eher kurzfristige und stark an der Exekutive ausgerichtete Perspektive (vgl. Citrin, 1974): Ist die Regierungsarbeit zufriedenstellend, so steigt das Vertrauen in die politischen Institutionen. Weicht der Output regulär von den Präferenzen der Bürger:innen ab, sodass sie im politischen System keinen Zweck erkennen, so ist das politische Vertrauen gering. Das gegenwärtige Misstrauen in die post-autoritären Institutionen sei daher ein post-autoritäres Phänomen und wurzele allenfalls noch in der Enttäuschung mit dem Prozess der demokratischen Transformation (siehe z.B. Ceka, 2012; Epperly, 2019; Rose & Mishler, 2011). Wie andere politische Einstellungen und Verhaltensmuster kann das politische Vertrauen allerdings auch im Zuge der politischen Sozialisation erworben werden und als solches langfristig prägend wirken. Autoritäre Regime können sich dies zu nutze machen und mittels Indoktrinierung eine Unterstützung des eigenen Regimes und eine Ablehnung von Alternativen ‚heranzüchten‘. So sei das gegenwärtige Misstrauen in das post-autoritäre Regime vielmehr ein bleibendes Erbe des Autoritarismus (siehe z.B. Pop-Eleches & Tucker, 2014; 2017).

Welcher der beiden Mechanismen den Vorrang hat, ist nicht definitiv geklärt. So gilt die Rolle der politischen Sozialisation weiterhin als umstritten. Das Forschungsinteresse knüpft an diese laufende Debatte an und so lautet die Forschungsfrage:

Inwieweit beeinflusst die politische Sozialisation im autoritären Regime das politische Vertrauen in das post-autoritäre, demokratische Regime?

Die bereits in den vorherigen Absätzen angeklungene theoretische Konzeption des politischen Vertrauens, sowie die Übertragung des im demokratischen Kontext entwickelten Konzepts auf [post-]autoritäre Regime ist der Gegenstand des nachfolgenden *Kapitels 2*. Im Laufe dieses Kapitels werden darüber hinaus sämtliche Hypothesen dieser Arbeit theoretisch abgeleitet und formuliert. Es wird angenommen, dass die politische Sozialisation im autoritären Regime in einem negativen Zusammenhang mit dem politischen Vertrauen in das post-autoritäre Regime steht *und* die schwache Performanz der post-autoritären Regierungen für das geringe politische Vertrauen mitverantwortlich ist.

Die Hypothesenprüfung erfolgt mit der ersten Welle der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey*. In ein erstes Set von linearen Regressionsmodellen werden ausschließlich Respondent:innen aus Polen und Ungarn aufgenommen. Mit einem zweiten Set kommen Respondent:innen aus Dänemark, [West-]Deutschland, Frankreich und Italien hinzu. So soll sichergestellt werden, dass etwaige für den postsozialistischen Raum spezifische Effekte auch als solches identifiziert werden. In *Kapitel 3* wird zudem die Operationalisierung der unabhängigen Variablen und der abhängigen Variable behandelt. Letztere wird mit einer Zusammenlegung zweier Fragen zum Vertrauen in die jeweilige Nationalregierung und das jeweilige Nationalparlament gebildet.

Kapitel 4 präsentiert die Resultate der postsozialistischen und gesamteuropäischen linearen Modelle und setzt diese in Beziehung zueinander. Es wird deutlich werden, dass die Modelle die These eines nachhaltigen autoritären Erbes in Frage stellen und dafür umso deutlicher die politische Performanz der post-autoritären Eliten hervorheben. Eine gezielte Manipulation der Modelle soll abschließend der Belastungsprüfung dienen und die Bedeutung der bisherigen Erkenntnisse aufzeigen. Mit der Diskussion der finalen Ergebnisse und der Beantwortung der Forschungsfrage endet in *Kapitel 5* der inhaltliche Teil dieser Arbeit.

2. Theorie

Die theoretische Argumentation baut wesentlich auf dem Konzept des politischen Vertrauens nach Easton auf [Unterkapitel 2.1.]. Dieses Konzept wird zur Hypothesenbildung von dem demokratischen auf den autoritären und den post-autoritären Kontext übertragen und mit der existierenden Fachliteratur zu diesem Themenkomplex abgeglichen [Unterkapitel 2.2.].

2.1. Politisches Vertrauen

2.1.1. Politisches System

In der behavioristischen Systemtheorie des US-Politikwissenschaftlers Easton (1965a; 1965b) wird ein jedes politisches System als ein *Verhaltenssystem* definiert; als ein Set aller Interaktionen innerhalb des übergeordneten sozialen Systems [der Gesellschaft], die die autoritative Werteallokation direkt oder zumindest indirekt betreffen (Easton, 1965a, S. 57). So wird die materielle und immaterielle Güterverteilung zum zentralen Charakteristikum politischer Systeme erhoben, da allein politische Autoritäten im Namen der Gesellschaft kollektiv-verbindliche Entscheidungen sprechen und entsprechende Ressourcen mobilisieren können (Easton, 1965a, S. 55; 1965b, S. 205). Kommt keine politische Entscheidung zustande oder wird diese von der Umwelt des politischen Systems missachtet, so droht ein Kollaps des politischen Systems (Easton, 1975, S. 96-97). Da sich kein politisches System dauerhaft von der eigenen Umwelt abschotten kann, ist jedes System daher zu jedem Zeitpunkt einem gewissen Stress ausgesetzt, der das Funktionieren des Systems beeinträchtigen oder sogar dessen Persistenz – im Sinne einer bleibenden Kapazität zur autoritativen Werteallokation – herausfordern kann (Easton 1965a, S. 86, 90). Der Kollaps kann allerdings vermieden werden, indem das System mit einer Anpassung der eigenen Umwelt oder einer [wahrscheinlicheren] Selbstanpassung auf den Stress reagiert (ebd., S. 87-88, 99). Während die Änderung eines einzigen politischen Objekts – etwa durch einen Austausch der politischen Autoritäten – einer solchen Anpassung des politischen Systems gleichkommt, bedeutet eine simultane Änderung aller drei politischen Objekte – der politischen Gemeinschaft, des politischen Regimes und der politischen Autoritäten – hingegen das Ende des politischen Systems in der bislang existierenden Form (Easton, 1965b, S. 172).

In ein operationalisierbares *Input-Output*-Modell übersetzt, wird das politische System vereinfachend als eine *Blackbox* interpretiert, die den *Input* der Umwelt aufgreift und diesen zu *Output* verarbeitet, der wiederum über eine *Feedback*-Schleife neuen *Input* anregt (Easton, 1965a, S. 111; vgl. Almond & Verba, 1963). Als *Input* gelten für Easton (1965b) einerseits *politische Forderungen* nach der autoritativen Werteallokation, andererseits die *politische*

Unterstützung, die sich in der Form objektiv-erkennbarer Handlungen und latent-subjektiver Einstellungen ausdrücken kann (S. 159-160). Für die Zwecke dieser Arbeit ist allerdings eine andere theoretische Zweisplaltung der politischen Unterstützung von größerer Relevanz: Die Splaltung der politischen Unterstützung in eine *spezifische politische Unterstützung* und eine *diffuse politische Unterstützung* (vgl. *politische Kultur* von Almond & Verba, 1963).

2.1.2. Politische Unterstützung

Spezifische politische Unterstützung

Die *spezifische politische Unterstützung* der Bürger:innen als politische Subjekte gilt allein dem *Output* der politischen Amtsträger:innen und beschränkt sich so per Definition allein auf *politische Autoritäten*. Dieses politische Objekt umfasst alle Systemmitglieder, die „in the daily affairs of a political system“ involviert sind und kollektiv-verbindliche Entscheidungen treffen, die zumindest von den meisten Systemmitgliedern auch als solches anerkannt werden (Easton, 1965b, S. 213). Die Autoritäten sind dabei nicht mit den von ihnen eingenommenen Ämtern gleichzusetzen, die als Autoritätsstrukturen dem politischen Regime angehören. Die Macht und Verantwortung der Autoritäten ist [im Regelfall] allein an ihr Amt geknüpft.

Jedenfalls, hängt das Ausmaß der spezifischen Unterstützung unmittelbar mit dem Ausmaß der wahrgenommenen Übereinstimmung des politischen Outputs mit den eigenen politischen Forderungen oder Präferenzen zusammen – die spezifische Unterstützung ist *objektspezifisch* (Easton, 1965b, S. 273; 1975, S. 437-438). Wird beispielsweise aufgrund einer mangelnden Responsivität der Autoritäten keine Übereinstimmung von Input und Output wahrgenommen, so tritt das *Output-Versagen* [„output failure“] ein und die spezifische Unterstützung wird den Autoritäten versagt (Easton, 1965b, S. 230). Indem aber politische Subjekte regulär für neuen Input und politische Autoritäten regulär für Output sorgen, sind kurzfristige Schwankungen der Unterstützung ohne einen bleibenden Effekt denkbar.

Damit diese evaluativen Mechanismen funktionieren, setzt Easton (1975) die Fähigkeit der Bürger:innen voraus, eine Kausalität zwischen den eigenen Forderungen und den Handlungen der Autoritäten ziehen zu können sowie die gesellschaftliche Relevanz dieser Forderungen abschätzen zu vermögen (S. 438). Die spezifische Unterstützung der politischen Autoritäten wird daher auf informierte und nutzenmaximierende Abwägungen rationaler Akteur:innen im Sinne der *Rational Choice Theory* nach Downs (1957) zurückgeführt (siehe auch van Elsas, 2015). Doch selbst anderweitig soll die Evaluation der politischen Autoritäten zumindest auf einer Wahrnehmung deren genereller Performanz und einem abstrakten “feeling of being well governed” beruhen können (Easton, 1975, S. 441).

Diffuse politische Unterstützung

Bei der *diffusen politischen Unterstützung* handelt es sich um eine allgemeine Verbundenheit, die im Gegensatz zur spezifischen politischen Unterstützung allen drei politischen Objekten gelten kann und im Ideal an keine Gegenleistungen [*quid pro quo*] geknüpft ist (Easton, 1975, S. 444-445; Easton & Dennis, 1969, S. 63).

Im Falle des Objekts der *politischen Gemeinschaft* kommt die diffuse Unterstützung einer Identifikation mit ebendieser Gemeinschaft gleich, deren Grenzen anhand einer gewissen und allen Systemmitgliedern gemeinsamen „division of political labor“ gezogen werden (Easton, 1965b, S. 178). Der Aufbau einer politischen Gemeinschaft kann der Identifikation mit dieser Gemeinschaft vorausgehen, doch zumindest der zeitlich weitere Fortbestand impliziert ein ausreichendes Kontingent an diffuser politischer Unterstützung (ebd., S. 176-177, 186).

Dem *politischen Regime*, das sich aus formellen und informellen Ämtern und Institutionen, Normen und Werten zusammensetzt; und den *politischen Autoritäten*, die die formellen und informellen Ämter und Institutionen [= Autoritätsstrukturen] des Regimes besetzen, kann ebenfalls eine diffuse politischen Unterstützung gelten (Easton, 1975, S. 447). In diesen zwei Fällen leitet sich die Unterstützung jedoch einerseits aus dem Glauben in die *Legitimität* der Autoritäten und/oder des Regimes ab [der die freiwillige Einhaltung ihrer Entscheidungen und Normen sichert] (ebd., S. 450-451) sowie andererseits aus dem *Vertrauen* der Bürger:innen in diese zwei Objekte.

Das politische Vertrauen gilt als ein relationales und situationales Konzept. Das politische Subjekt [Bürger:in] traut einem politischen Objekt [politische Autorität oder Institution] zu, auch ohne ausdrücklich artikuliert Forderungen ein präferiertes *Outcome* anzustreben und erlangen zu können, weil das jeweilige Objekt vom Subjekt als berechenbar, glaubwürdig und kompetent anerkannt wird – „A trusts B to do X“ (Citrin & Stoker, 2018, S. 49; van der Meer & Zmerli, 2017, S. 4). Da das Subjekt in der Realität über kein Absolutwissen über das zukünftige Handeln des Objekts verfügt, bleibt das politische Vertrauen mit Unsicherheit behaftet (van der Meer & Zmerli, 2017, S. 4). Wird keine Vertrauenswürdigkeit des Objekts wahrgenommen, so wird *Misstrauen* ausgesprochen (siehe z.B. Citrin & Stoker, 2018; van der Meer & Zmerli, 2017). Dabei geht *distrust* als unmittelbares Gegenstück zum Vertrauen über bloßes *mistrust* hinaus und meint den Glauben in eine generelle Nicht-Vertrauenswürdigkeit des Objekts, was sich als Zynismus auf das gesamte politische System ausweiten kann (ebd.). Easton & Dennis (1969) selbst sprechen von einem positiven und negativen Vertrauen, wobei die absolute Abwesenheit jeglicher politischer Unterstützung [„absolute hostility“] als höchst unplausibel angesehen wird (Easton, 1965b, S. 221-222).

Genauso wie die politische Unterstützung [spezifische und diffuse Unterstützung] als auch die diffuse politische Unterstützung [Legitimität und Vertrauen] hier aus zwei Komponenten zusammengesetzt wird, so ist dies auch für das Vertrauen der Fall. Das politische Vertrauen speist sich einerseits aus einer mittel- bis langfristigen Bewertung der *politischen Performanz* und andererseits aus der individuellen *politischen Sozialisation*.

2.1.3. Politisches Vertrauen: Performanz

Wenngleich die *diffuse* politische Unterstützung kurzfristig von der *spezifischen* politischen Unterstützung unberührt verbleibt, sind beide Ausprägungen der politischen Unterstützung über das *politische Vertrauen* miteinander verbunden (Easton, 1975, S. 444-445). Autor:innen wie Citrin (1974) und Sears (1975) haben aus diesem Grund relativ früh eine empirische Untrennbarkeit der beiden Formen der politischen Unterstützung bemängelt, was von Easton (1975) mit der Gegenkritik einer allein an den Autoritäten orientierten Operationalisierung des politischen Vertrauens zurückgewiesen wurde.

Indem das politische Vertrauen an die spezifische Unterstützung geknüpft ist, trägt es alle theoretischen Mechanismen in sich, die für die Entstehung der spezifischen Unterstützung der politischen Autoritäten verantwortlich gemacht werden. Grundet das politische Vertrauen also auf einer rationalen Bewertung der Performanz oder des Outputs eines politischen Objekts, so handelt es sich um eine politische Einstellung rationaler und nutzenmaximierender [ungleich egozentrischer] Akteur:innen (van Elsas, 2015). Sorgt die zufriedenstellende Performanz konkreter Akteur:innen kurzfristig nur für spezifische Unterstützung ebendieser Akteur:innen, so kann eine anhaltende Zufriedenheit sich in ein beständigeres Vertrauen übersetzen und sich mit der Zeit wiederum auf die Ämter und Institutionen dieser Akteur:innen verallgemeinern (Easton, 1965b, S. 275; 1975, S. 445). So erlangt das Regime eine diffuse Unterstützung. Lipset (1959) sollte auf eine ähnliche Weise ein illegitimes und zugleich effektives politisches System kurzfristig instabiler als ein legitimes und doch ineffektives System begreifen. Jedoch würde die Effektivität des illegitimen Systems – im Sinne einer effizienten Befriedigung der instrumentellen Bedürfnisse der Gesellschaftsgruppen mit politischer Bedeutung – alsbald für eine steigende politische Legitimität und so für eine Systemstabilisierung sorgen.

Beeinträchtigt im umgekehrten Fall die empfundene Divergenz zwischen Input und Output zunächst nur die spezifische Unterstützung der verantwortlich-gemachten Amtsträger:innen, kann eine anhaltende Unzufriedenheit das politische Vertrauen in die Autoritäten und das Regime beschädigen (Easton, 1965a, S. 120, 124; 1975, S. 445; Easton & Dennis, 1969, S. 62). Mit der in Gang gesetzten Negativspirale würde so ein Austausch der regierenden Köpfe

keine stabilisierende Wirkung mehr entfalten können – das Misstrauen hätte sich längst auf das Regime verallgemeinert (Easton, 1965a, S. 120; 1975, S. 449; 1965b, S. 216, 231). Der finale Akt wäre die Loslösung der Unzufriedenen von der politischen Gemeinschaft als solches (Easton & Dennis, 1969, S. 59-60). Da gesellschaftliche Bruchlinien und Konflikte [vgl. *cleavages*] als zwingend gegeben angesehen werden und das System deshalb nicht alle Forderungen gleichermaßen zufriedenstellend erfüllen kann, betrifft das Output-Versagen bis zu einem gewissen Grad alle Bürger:innen (Easton, 1965b, S. 234-235, 240, 269-270, 273). Die unvermeidliche Unzufriedenheit gilt es daher rechtzeitig mit Output oder strukturellen Anpassungen zu kompensieren (ebd., S. 247, 249-251). Neben einer besseren Repräsentation wird Zwang explizit als Option zur Verlangsamung der Erosion der politischen Unterstützung in Erwägung gezogen. Doch da solche Maßnahmen hohe materielle und soziale Kosten mit sich bringen, ist der positive Effekt von Zwang nicht von Dauer (ebd., S. 276-277).

Dass die Performanz der Amtsträger:innen und deren Output einen Einfluss auf das politische Vertrauen hat, darf ebenso mit dem Blick auf neuere Arbeiten als plausibel bezeichnet werden. Der wirtschaftlichen Performanz wird dabei eine größere Aufmerksamkeit einberaumt als der politischen Performanz [etwa im Sinne der Rechtsstaatlichkeit]. So stützen sich z.B. Hooghe & Okolikj (2020), Kroknes et al. (2016), van der Meer & Hakhverdian (2017) und van Erkel & van der Meer (2016) auf makroökonomische Indikatoren [z.B. Beschäftigungsquote] oder Outcomes [z.B. Wirtschaftswachstum] um das in politische Akteur:innen und Institutionen gesetzte Vertrauen erklären zu können. Lee et al. (2020) stellt hingegen nicht nur eine statistisch signifikante Korrelation zwischen der subjektiven Bewertung der ökonomischen Performanz und dem politischen Vertrauen fest, sondern spricht diesem Mechanismus auch noch eine größere Erklärungskraft zu als den makroökonomischen Indikatoren. Dieser statistisch signifikante Zusammenhang wird ebenfalls von Hetherington & Rudolph (2008; 2015; siehe auch Hetherington, 1998) bestätigt – nur wirke eine negative Wahrnehmung der Wirtschaftslage viel schwerer auf das Vertrauen als eine zufriedenstellende wirtschaftliche Entwicklung. Dieser negative Bias, der auch makroökonomischen Studien nicht unbekannt ist (vgl. Hooghe & Okolikj, 2020), erschwert den [Wieder-]Aufbau des Vertrauens und wird von Hetherington & Rudolph (2008; 2015) mit der höheren Salienz wirtschaftlicher Sorgen erklärt. Die Salienz wird auch von de Blok (2021) betont: Die zeitlich variierende Salienz der Wirtschaft und des Wohlfahrtsstaates moderiere den Stellenwert dieser zwei Themen für das politische Vertrauen.

Eine Fraktion von Forscher:innen, zu der etwa Miller (1974) und Hetherington (1998; 2005) gehören, beschränkt das politische Vertrauen von Vorhinein auf Einstellungen gegenüber der amtierenden Regierung, wodurch das politische Vertrauen ausschließlich zum Ausdruck der Unterstützung der politischen Autoritäten wird. Der Ansatz von Citrin (1974; siehe auch Citrin & Stoker, 2018) geht darüber hinaus, indem der affektive Charakter des Konzepts als solches hinterfragt und das politische Vertrauen am ehesten der spezifischen Unterstützung zugeordnet wird. Dieser letzte Ansatz ist für die weitere Arbeit allerdings nur begrenzt sinnvoll. In der Konzeption der politischen Unterstützung von Easton (1965a; 1975) speist sich die diffuse Unterstützung nämlich nicht ausschließlich aus der spezifischen Unterstützung. Das politische Vertrauen ist auch ein Produkt der politischen Sozialisation.

2.1.4. Politisches Vertrauen: Sozialisation

Mit der Inklusion der politischen Sozialisation werden die bisherigen Ausführungen um einen soziokulturellen Zugang ergänzt. Folglich kann der Ursprung des politischen Vertrauens theoretisch entlang eines Kontinuums verortet werden – von einer ausschließlich relationalen Bewertung bis zu einer ausschließlich individuellen Veranlagung (van Elsas, 2015, S. 1161).

Die *Sozialisation* [oder *Vergesellschaftung*] ist zunächst einmal eines der grundlegendsten Konzepte der Soziologie. Entsprechend zahlreich sind die Begriffsbestimmungen, die sich auf einen gemeinsamen Grundgedanken herunterbrechen lassen: Es geht um die Herausbildung einer Identität und die Eingliederung des Individuums in eine soziale Ordnung [Gesellschaft] (vgl. Rippl et al. 2015). Die *politische Sozialisation* ist anschließend als eine Unterkategorie der Sozialisation zu betrachten, die sich gesondert auf den Erwerb politischer Einstellungen, Verhaltensweisen und Werteorientierungen bezieht [*politisches Lernen*]. Je nach Definition wird auch ‚unpolitisches‘ Lernen mit Folgen für das politische Verhalten als Aspekt der politischen Sozialisation berücksichtigt (vgl. Abendschön, 2013b).

Die ersten wissenschaftlichen Arbeiten zur politischen Sozialisation sollten zeitlich mit dem Aufkommen des Behaviorismus und des Strukturfunktionalismus in den 1950er-Jahren zusammenfallen. Der US-amerikanische Soziologe Parsons (1951) hatte erkannt, dass soziale Ordnungen wie Gesellschaften sich nicht allein durch Zwang erhalten lassen. Er leitete so unter anderem die Notwendigkeit der Integration von Individuen ab, sodass diese freiwillig und aus einer inneren Überzeugung heraus am Erhalt der sozialen Ordnung mitwirken (siehe auch Abels, 2020, S. 122). Die Integration von Individuen setzt eine Sozialisation im Sinne einer bewussten als auch unbewussten Internalisierung der herrschenden Normen, Rollen und Werte voraus, sowie einer Anpassung der individuellen Bedürfnisse und Kompetenzen an die

sich verändernden Bedürfnisse des Systems (ebd., S. 128-129).

An eine solche Konzeption der individuellen Sozialisation als eine systemerhaltende *Top-down*-Wertetransmission sollte der US-Soziologe Hyman (1959) unmittelbar anknüpfen und als einer der Ersten ins Politische übertragen. Jedes politische Verhalten sei ein gelerntes Verhalten und die politische Sozialisation das „learning of social patterns corresponding to his societal position as mediated through various agencies of society“ (Hyman, 1959, S. 25). Analog sollten Easton & Dennis (1969) die politische Sozialisation als einen Mechanismus zur Internalisierung des „need to comply“ und zur Anreicherung der politischen Unterstützung begreifen (S. 54, 66). Erst die politische Sozialisation Sorge dafür, dass das Vertrauen in die Autoritäten als eine regelrechte „civic duty“ empfunden werde (Easton, 1975, S. 448). Wird parallel die Vorstellung eines erstrebenswerten, übergeordneten Zieles internalisiert, so zeigen sich Individuen auch eher bereit Output-Versagen zu tolerieren (Easton, 1965b, S. 272-273, 314-316). Mit ihrer eigenen Definition der politischen Sozialisation [„developmental process through which persons acquire political orientations and patterns of behavior“] lassen Easton & Dennis (1969, S. 7) den Ausgang dieses Sozialisationsprozesses allerdings bewusst offen. Die Langlebigkeit der im Kindesalter erworbenen Einstellungen und Verhaltensweisen [*early learning*] wird zwar von den beiden Autoren hervorgehoben und doch wird ein ‚Scheitern‘ der kindlichen Sozialisation als für möglich erachtet (Easton, 1975, S. 448; Easton & Dennis, 1969, S. 11, 38, 54; vgl. Almond & Verba, 1963). Ähnlich wird die Möglichkeit einer bis in das Erwachsenenalter anhaltenden politischen Sozialisation diskutiert, wodurch individuelle Erfahrungen mit den politischen Objekten ebenso über die politische Sozialisation einen Einfluss auf das politische Vertrauen haben könnten.

Easton & Dennis (1969) mögen so den intergenerationellen Wandel berücksichtigt haben, doch Überlegungen zu einer möglichen [Re-]Sozialisation im Erwachsenenalter waren zu diesem Zeitpunkt nur ein Nebenschauplatz. Das „*society's molding of the child*“ hatte sich als *die* Definition der politischen Sozialisation durchgesetzt (Sears, 1975, S. 95, Herv. i. Orig.) und genau darin erkennen Niemi & Hepburn (1995) den Grund für einen temporären Bedeutungsverlust des Sozialisationskonzepts in den 1980er-Jahren. Zentrale Annahmen seien an methodologischen Mängeln und empirischen Widersprüchen zerschellt [Beispiel: Zunahme parteiloser Wähler:innen, der intergenerationellen Transmission zu trotz] (Niemi & Hepburn, 1995, S. 8; siehe auch Abendschön, 2013a). Der Zusammenhang zwischen der Sozialisation im Kindesalter und den politischen Einstellungen und Verhaltensweisen im Erwachsenenalter sei überschätzt und die Möglichkeit einer Einstellungs- und Verhaltensänderung unterschätzt worden (Niemi & Hepburn, 1995, S. 9).

Bereits zu Beginn des 20. Jahrhunderts hatte der deutsche Soziologe Simmel (1908) die Wechselwirkung hervorgehoben, wonach Individuen sich ihr Leben lang als Subjekte mit ihrer sozialen Umwelt auseinandersetzen, in Beziehung zueinander treten und ihr Handeln aufeinander abstimmen (siehe auch Abels, 2020, S. 11, 13-14). Erst diese beständige Wechselwirkung würde die Gesellschaft als ein objektives Gebilde hervorbringen und als einen Prozess fortentwickeln (ebd.). Als einen lebenslangen Prozess wollen Niemi & Hepburn (1995) die politische Sozialisation trotz ihrer Kritik aber dennoch nicht begreifen. Zwar setze die politische Sozialisation in der Kindheit ein und ende nicht mit der Reife, doch es ist die Jugend zwischen 14 und 25 Jahren, die „probably experience more change in their political views [...] than at any point later in their lives“ (S. 9). Eben in diesen Jahren der Adoleszenz unternehme die Gesellschaft auch die größte Anstrengung um einen Einfluss auf die politische Sozialisation auszuüben (ebd., S. 7). Je nach Autor:in kann der Beginn und die Dauer dieser Phase um wenige Jahre variieren. Zudem sind unterschiedliche Bezeichnungen im Umlauf, wie z.B. „formative years“ (Jami & Kimmelmeier, 2021; Mierina & Cers, 2014; Neundorff et al., 2020) oder „impressionable years“ (Mierina & Cers, 2014; Pop-Eleches & Tucker, 2020). Werden direkte Erfahrungen mit den politischen Objekten primär dem Erwachsenenalter hinzugerechnet, so ist die Sozialisation im Kindes- und Jugendalter zunächst der jeweiligen Familie (siehe z.B. Easton & Dennis, 1969; Hyman, 1959; Sears, 1975) vorbehalten, bevor Bildungsanstalten hinzustoßen (siehe z.B. Almond & Verba, 1963; Parsons, 1951, 1956). Andere Autor:innen sollten diese zwei zentralen *Sozialisationsagenten* etwa noch um Medien und Peergruppen erweitern, doch die Anzahl der Akteur:innen und deren Stellenwert für die Sozialisation ist nicht endgültig bestimmt. Beispielsweise führt Marien (2017) das politische Vertrauen innerhalb der belgischen Jugend auf alle drei von ihr berücksichtigten Agent:innen zurück: die Familie, die Medien und die Schule (vgl. Hooghe et al., 2015). Quintelier (2015a) gibt hingegen den ‚omnipräsenten‘ Peers und den freiwilligen Assoziationen den Ausschlag. Diese Arbeit wird sich theoretisch auf die Rolle der Familie und der Schule beschränken, aber den Medienkonsum zur Kontrolle mit in die Regressionsmodelle aufnehmen.

Familie: Politische Diskussionen

Bei der Familie handelt es sich zumindest bis zum Schulbeginn um die „prime socialisation institution“ (Abendschön, 2013a, S. 38). Einen völligen Bedeutungsverlust erfährt die Familie auch darüber hinaus nicht. Wenngleich mit der Beobachtung und der Imitation des elterlichen politischen Engagements direkte Sozialisationseffekte möglich sind (vgl. Kudrnáč, 2015; Quintelier, 2015b; York, 2019), wird der Nachwuchs in erster Linie durch ein beiläufiges,

implizites Lernen an politische Inhalte heranführt – etwa mittels politischer Diskussionen im Rahmen der Familie (siehe Almond & Verba, 1963; Quintelier, 2015b; Rippl et al., 2015). So erkennen Easton & Dennis (1969) die Ursprünge der politischen Sozialisation in der ersten ‚Begegnung‘ des Kindes mit außerfamiliären Autoritäten [hier, Polizist:in und Präsident:in]. Zu einem gewissen Zeitpunkt wird das Kind in Kenntnis gesetzt, dass es Autoritäten gibt, die den eigenen Eltern übergeordnet sind. Es setzt fortan eine Idealisierung und Personalisierung der Autoritäten ein – der Keim für das spätere politische Vertrauen (Easton & Dennis, 1969; siehe auch Sears, 1975).

Neuere Studien setzen das Vorkommen politischer Diskussionen nicht quasi-automatisch mit einer intergenerationellen Transmission politischer Einstellungen oder Verhaltensweisen gleich. Jedoch steigt die Wahrscheinlichkeit für die Transmission am ehesten in politisierten Haushalten mit häufigen politischen Diskussionen und kohärenten politischen Positionen der Eltern (Jennings et al., 2009; siehe auch Hooghe & Boonen, 2015; Quintelier, 2015b). Dinas (2013) zufolge, steigt in politisierten Haushalten allerdings nicht nur die Wahrscheinlichkeit einer Übernahme der elterlichen Positionen, sondern auch die Wahrscheinlichkeit einer späteren Revision ebendieser politischer Orientierungen. Abendschön (2013a) kann allerdings keinen klaren Effekt der „parental value consistency“ vernehmen: Erstklässler:innen würden von ihren Eltern allenfalls Geschlechterrollen übernehmen, was sich ohnedies eher mit dem sozialen Milieu als mit der Transmission von Einstellungen erkläre [vgl. *soziales Kapital* nach Bourdieu] (S. 46, 49, 57). Brady et al. (2015) und Quintelier (2015b) stufen in Bezug auf die politische Partizipation hingegen sowohl den sozioökonomischen Status als auch die indirekte politische Sozialisation via politischer Diskussionen als relevant an.

Die Vorstellung einer scheinbar zwingenden *Top-Down*-Wertetransmission ist ebenfalls mit der Berücksichtigung potentieller *Trickle-up*- und *reziproker* Effekte aufgeweicht worden. Mit dem Alter steigt die kognitive Fähigkeit der Individuen die Medien, den Schulunterricht und politische Diskussionen mit Peers selbstständig verarbeiten zu können (York, 2019, S. 379). Die auf diese Weise per *Selbstsozialisation* erworbene Information kann folgend mit eigens initiierten politischen Diskussionen der eigenen Verwandtschaft nahegebracht werden (ebd.), weshalb Abendschön (2013b) von *Sozialisationskontexten* statt *Sozialisationsagenten* spricht. Die „downward influence“ der Eltern bleibt nichtsdestotrotz stärker ausgeprägt als die umgekehrte „upward influence“ (Shulman & DeAndrea, 2014, S. 390).

Ojeda & Hatemi (2015) und Hatemi & Ojeda (2021) sprechen Kindern und Jugendlichen eine noch größere *agency* zu, indem sie die [Nicht-]Übernahme der elterlichen politischen Einstellungen mit der fehleranfälligen Bewertung dieser Einstellungen in Verbindung setzen. So werde in einem Drittel der Beobachtungen die Adaption der Parteiidentifikation aufgrund einer Fehlinterpretation der elterlichen Parteiidentifikation verweigert [*false negative*] oder scheitere an der unbeabsichtigten Akzeptanz der Fehlinterpretation [*false positive*] (Hatemi & Ojeda, 2021, S. 1107). Zudem kann die Adaption einer korrekten Deutung zu trotz ausbleiben [*true negative*], womit die intergenerationelle Transmission schließlich insgesamt in einer knappen Mehrheit der Fälle ausbleibt (ebd.). Ein hoher Bildungsgrad und ein politisierter Haushalt trage dabei zur korrekten Deutung der elterlichen Position bei, mache aber die Übernahme der elterlichen Parteiidentifikation nicht wahrscheinlicher (ebd., S. 1111-1112).

Einen intergenerationellen Wertewandel betonen auch Inglehart & Norris (2017), assoziieren diesen allerdings vielmehr mit dem gesellschaftlichen Übergang vom Materialismus hin zum Postmaterialismus. Indem immer größere Teile der Gesellschaft die materielle und physische Sicherheit als befriedigt ansehen, wird das Streben nach persönlicher Autonomie, Freiheit und Selbstverwirklichung gesellschaftlich bedeutsam. Ein beiläufiges Resultat seien Generationen, die traditionellen politischen Institutionen mit Skepsis begegnen (vgl. Foa & Mounk, 2016; 2017; Mayne & Hakhverdian, 2017; Rivetti & Cavatorta, 2017). Es gilt an dieser Stelle festzuhalten, dass dieser Argumentationsstrang mit der soziopolitischen und wirtschaftlichen Entwicklung des nordamerikanischen und westeuropäischen Raumes verbunden ist und insbesondere die darauf aufbauende These der demokratischen De-Konsolidierung nicht unumstritten ist (vgl. Kriesi, 2020; Wuttke et al., 2020; Zilinsky, 2019).

Bildung

Der individuelle Bildungsgrad spielt in der Literatur zu politischen Einstellungen und dem politischen Verhalten eine beachtliche Rolle, da Bildungsanstalten neben der Familie zu den wichtigsten Sozialisationsagenten zählen und für die *explizite* politische Sozialisation von Individuen verantwortlich gemacht werden (Rippl et al., 2015, S. 71; vgl. Almond & Verba, 1963, S. 269). Zwar werden höhere Bildungsgrade im [demokratischen] Regelfall mit höheren Vertrauenswerten assoziiert (siehe z.B. Hooghe et al., 2012; Hooghe et al., 2015), doch der höhere Bildungsgrad bedeutet nicht notwendigerweise, dass das politische Vertrauen auf einer höheren Rationalität und einem geringen Rückgriff auf Heuristiken fußt (van Elsas, 2015). Das Verhältnis zwischen dem Bildungsgrad und dem politischen Vertrauen wird grundsätzlich mit zwei unterschiedlichen und doch überlappenden Mechanismen erklärt.

Ein erster Argumentationsstrang betont den Erwerb kognitiver Fähigkeiten [*civic skills*] im Kontext der *politischen Bildung* [vgl. „citizenship education“ (Claes & Hooghe, 2017) oder „civic education“ (Neundorf et al., 2016)]. Bildungsmaßnahmen haben einen positiven Effekt auf das Vertrauen in demokratische Institutionen (Claes & Hooghe, 2017) und können gar eine mangelhafte familiäre politische Sozialisation kompensieren (Neundorf et al., 2016). Dabei dienen etwa interaktive soziopolitische Gruppendiskussionen oder die Partizipation an Schulgremien der Sozialisierungsaufgabe (Kudrnáč, 2015; Levinsen & Yndigegn, 2015). Selbst aber wenn eine explizite politische Bildung in der Praxis viel zu selten stattfinden sollte (Quintelier, 2015a), trägt der ‚unpolitische‘ Unterricht gleichfalls zur Entwicklung von kognitiven Fähigkeiten bei (vgl. Brady et al., 1995; Hooghe et al., 2012). Politisches Wissen wird ebenfalls im Schulkontext generiert. Wenngleich dieses Wissen ein besseres Verständnis des politischen Systems mit sich bringt, sind „cognitively sophisticated attitudes“ allerdings keine selbstverständliche Konsequenz (Lushkin, 1990, zitiert nach van Elsas, 2015, S. 1161; siehe auch Hooghe et al., 2015; Kołczyńska, 2020).

Der zweite Argumentationsstrang begreift Bildung eher als einen Selektionsmechanismus und den Bildungsgrad vielmehr als eine Proxy-Variable für den sozioökonomischen Status. Formell-gebildete Individuen würden nicht etwa wegen ihres Bildungsgrades den politischen Institutionen ihr Vertrauen schenken, sondern vielmehr aufgrund ihres sozioökonomischen Status: „trust is a privilege of the ‘winners of society’“ (Newton, 1997, zitiert nach Hooghe et al., 2012, S. 609). Wer eine höhere Bildung anstrebt, ist bereits *a priori* mit einem höheren politischen Vertrauen ausgestattet (Hooghe et al., 2015, S. 125; siehe auch Kim, 2019):

„That is, adolescents already have well-ingrained expectations about their future role in life and form value patterns that are congruent with such expectations“ (Kim, 2019, S. 265).

Allerdings scheint der Bildungsgrad auch mit der Kontrolle des sozioökonomischen Status einen Eigeneffekt zu wahren (Hooghe et al., 2012). Ohnedies können aus beiden theoretischen Mechanismen gleichlautende Schlussfolgerungen gezogen werden: Ein höherer Bildungsgrad ist mit einem höheren politischen Vertrauen verbunden.

2.1.5. Fazit

Zusammengefasst, sind politische Systeme auf eine diffuse Unterstützung angewiesen. Eine zentrale Komponente der diffusen Unterstützung ist das politische Vertrauen, das aus der Zufriedenheit mit der Performanz der Autoritäten und der individuellen Sozialisation in dem entsprechenden politischen System zusammengesetzt wird. Doch damit geht es bislang um Mechanismen deren Wirkung sich im selben demokratischen Regime entfaltet wie die verantwortliche Ursache.

Fortan geht es um post-autoritäre, demokratische Regime – womit die Wirkung potentiell einem anderen Regime zuzuordnen ist als die Ursache. Ein Umstand der weniger Aufmerksamkeit findet und dafür umso mehr widersprüchliche Befunde liefert.

2.2. Politisches Vertrauen in post-autoritären Demokratien

Die Easton'sche Systemtheorie ist in der zweiten Hälfte des 20. Jahrhunderts in den USA entstanden und ist seither auf verschiedenste Kontexte übertragen worden. So begegnet auch in der Fachliteratur zu politischen Einstellungen in post-autoritären Staaten das Konzept einer spezifischen und diffusen politischen Unterstützung (siehe z.B. Neundorf, 2010). Doch auch ohne einen expliziten Verweis auf Easton gründen die Arbeiten der letzten Dekaden auf zwei ähnlichen Erklärungsansätzen, die konkurrierend als auch komplementär auftreten können. So wird das gegenwärtige politische Vertrauen bzw. Misstrauen mit a) der Sozialisation im autoritären Regime und/oder b) der Performanz der post-autoritären Institutionen erklärt.

2.2.1. Politisches Vertrauen: Sozialisation im alten Regime

Das politische Vertrauen wird von manchen Autor:innen als ein intrinsisch ‚demokratisches‘ Konzept behandelt (vgl. Rivetti & Cavatorta, 2017) – und doch muss zumindest theoretisch in autoritären Regimen ein politisches Vertrauen existieren können. Kein politisches System kann langfristig einzig auf politische oder wirtschaftliche Zugeständnisse setzen (vgl. Easton, 1975; Lipset, 1959). Genauso wenig sind Einschüchterung und Repression der langfristigen Systemstabilität dienlich (vgl. Parsons, 1951). Da kein autoritäres Regime die Kurzlebigkeit zum politischen Ziel haben dürfte, braucht es andere Mittel zur Anreicherung der politischen Unterstützung. Mit der Sozialisation hatte Parsons (1951) eine solche systemerhaltende Lösung identifiziert: Individuen sollen zu einer möglichst freiwilligen Unterstützung ihres Systems ‚erzogen‘ werden, indem sie *top-down* vermittelte Einstellungen, Normen und Werteorientierungen internalisieren. Autoritäre Regime dürften dabei mehr Möglichkeiten haben die Sozialisation zu beeinflussen als demokratische Regime, da die Kooptierung [oder die Marginalisierung] der staatlichen, intermediären und zivilgesellschaftlichen Akteur:innen die „persuasion costs“ zusätzlich reduziert (Gerschewski, 2013; vgl. Rivetti & Cavatorta, 2017). So erfolgte beispielsweise die Sozialisation im Realsozialismus in einem mehr oder weniger abgeschotteten soziokulturellen Raum mit wenigen autorisierten bzw. geduldeten Lebensstilen und politischen Grundeinstellungen (Szafraniec, 2017):

„Communist citizens were not simply expected to accept the rule of the communists, but rather expected to embrace and embody the precepts of socialism, which includes a leftist ideology and skepticism of multiparty democracy“ (Pop-Eleches & Tucker, 2020, S. 1867).

„The majority of citizens living in Eastern European countries were socialized into a political system thought to be the only one possible for their country“ (Neundorf, 2010, S. 1098).

Andere soziologische Ansätze (vgl. Simmel, 1908) definieren die Sozialisation allerdings als einen komplexen Interaktions- und Emanzipationsprozess. Selbst totalitäre Regime dürften demnach keine völlige Kontrolle über die Sozialisation ihrer Bürger:innen ausüben können. Individuen gehören zu jedem Zeitpunkt verschiedenen sozialen Gruppen an, wodurch die Begegnung mit Andersdenkenden [*competing socialization efforts*] und/oder Widersprüchen innerhalb der herrschenden Ideologie wahrscheinlicher wird (vgl. Neundorf & Pop-Eleches, 2020). Zugleich verschärft der Autoritarismus das Ungleichgewicht zwischen Gewinner:innen und Verlierer:innen des politischen Systems (ebd., S. 1851). Kann das autoritäre Regime den eigenen utopischen Versprechen aber nicht gerecht werden, so kann dessen Bewertung auf die Ebene der spezifischen Unterstützung zurückfallen (Gerschewski, 2013). Bleibt die politische und/oder ökonomische Performanz der amtierenden Autoritäten unbefriedigend, da etwa die Bevölkerung mit Indoktrination, Korruption, Nepotismus und/oder Repression konfrontiert verbleibt, so kann das Ausbleiben der diffusen und spezifischen Unterstützung sich in eine politische Entfremdung und in eine generelle Ablehnung des politischen Regimes übersetzen (Neundorf & Pop-Eleches, 2020; Sztompka, 1993).

Wie eingangs angemerkt, gibt es Stimmen, die das politische Vertrauen zu einem inhärent demokratischen Konzept erheben und zufriedenstellende *Policies* als eine nur unzureichende Basis für die Bewertung der politischen Performanz sehen (Rivetti & Cavatorta, 2017, S. 55). Der politische Charakter der Institutionen sei zu berücksichtigen, da erst die Existenz fairer, formaler Prozeduren ein politisches Vertrauen ermöglichen würde (ebd.). Rivetti & Cavatorta (2017) widersprechen dieser Argumentation dezidiert: Auch in autoritären Staaten generiere eine zufriedenstellende ökonomische Performanz politisches Vertrauen.

Jedenfalls, dürften negative *und* positive Erfahrungen mit den politischen Autoritäten in die politische Sozialisation einfließen (vgl. Easton, 1975) und da sich die per Sozialisation erworbenen Einstellungen und Orientierungen tendenziell durch Persistenz auszeichnen (vgl. Rippl et al., 2015), müssten die im autoritären Regime erworbenen Einstellungen über eine Transformation des Regimes hinaus fortwirken. Sprich, selbst mit dem Scheitern einer anti-demokratischen Indoktrination könnte das Vertrauen in das nachfolgende demokratische Regime angeschlagen sein – weil sich die im autoritären Regime gesammelten „feelings of deep disconnect“ zwischenzeitlich verallgemeinert haben (Easton, 1965b, S. 231-232):

„[T]he new democracies inherited all the negative attitudes towards the institutions of the former regime“ (Rose-Ackerman, 2001, zitiert nach Závecz, 2017, S. 441).

Das hier skizzierte Argument eines sogenannten *historischen Erbes* [*historical legacy*] nimmt in den Arbeiten zu politischen Einstellungen in post-autoritären Staaten einen beachtlichen und zugleich einen umstrittenen Stellenwert ein. Der *Erb*-Begriff selbst bezieht sich auf eine spezifische Form des Kausalzusammenhangs, bei der zwar die Ursache als auch die Wirkung ihren Ausgang im selben politischen Regime nehmen, doch nur die Wirkung die Transformation des Regimes überlebt (Kotkin & Beissinger, 2014; Wittenberg, 2015). Der ursprüngliche Zusammenhang kann auf diese Weise höchstens indirekt fortbestehen.

Der Zusammenbruch des Warschauer Paktes und der Sowjetunion [1989-1991] sollte eine neue Welle an Studien zur politischen Sozialisation initiieren, da eine Reihe von Autor:innen dieses geopolitische Ereignis mit der Erwartung eines bleibenden institutionellen, materiellen und/oder soziokulturellen Erbes des Realsozialismus quittiert hatte. Das variierende Gemisch aus Indoktrinierung und Repression habe in einer weitgehenden politischen Entfremdung der Bevölkerung resultiert, weshalb der polnische Soziologe Sztopka (1993) gar von der *zivilisatorischen Inkompetenz* eines zur Demokratie unfähigen *Homo Sovieticus* sprechen sollte [vgl. „leninist legacy“ (Jowitt, 1992) und „soviet mentality“ (Linz & Stepan, 1996)]. Das realsozialistische Erbe ist in dieser Erzählung derart prägend, dass eine Änderung der politischen Einstellungen, Verhaltensweisen und Werteorientierungen nur mehr durch einen oder mehrere Generationswechsel erreicht werden könne (Jami & Kimmelmeier, 2021).

Alter, Jahre und Altersgruppe

Gegenwärtig wird das Argument eines prägenden *kommunistischen Erbes* prominent von den US-Politikwissenschaftlern Pop-Eleches und Tucker vertreten. Nicht nur führen beide Autoren die vergleichsweise geringe Unterstützung der Demokratie [und der Marktwirtschaft] in den postsozialistischen Staaten vorrangig auf die Sozialisation zur Zeit des Realsozialismus zurück (Pop-Eleches & Tucker, 2014; 2017; siehe auch Neundorf, 2010), sondern auch etwa das geringe Ausmaß der zivilgesellschaftlichen Partizipation (Pop-Eleches & Tucker, 2013), den höheren Anteil an links-autoritären Einstellungen (Pop-Eleches & Tucker, 2020) oder das politische Misstrauen in politische Parteien (Pop-Eleches & Tucker, 2011).

Dass das Vertrauen in *nicht-demokratische* Parteien etwa in Ostdeutschland weniger stark gelitten habe als das politische Vertrauen in *demokratische* Parteien (ebd.) lässt sich hier mit den diversen Einflüssen auf die politische Sozialisation begründen. Einerseits trägt die frühe Internalisierung der politischen und ökonomischen Perspektive der realsozialistischen Regime zur Indoktrination bei und hemmt so die Unterstützung der liberalen Demokratie, andererseits nähren negative Erfahrungen mit den Autoritäten und/oder die Mitgliedschaft in staatlich-

unabhängigeren Gemeinschaften oder Organisationen [Bsp.: *Solidarność*] im Laufe des weiteren Lebens den Widerstand gegen die Indoktrination (Pop-Eleches & Tucker, 2014, S. 79-80). Aus diesen Zeilen sollte nicht abgeleitet werden, dass sich die Indoktrinationsversuche auf die Zeit der Kindheit und Adoleszenz beschränkt haben oder sich der Widerstand allein im Erwachsenenalter bilden konnte. In der Monographie von Pop-Eleches & Tucker (2017) steht auch die politische Sozialisation im Erwachsenenalter in einem negativen Zusammenhang mit der Demokratieunterstützung. Zudem treten beide Mechanismen ohnedies in Interaktion auf:

„Thus, we would expect the cumulative effect of exposure to communism [...] to be a function of (a) the length of exposure to communism, (b) the *intensity* of that exposure, and (c) *resistance* to that exposure“ (Pop-Eleches & Tucker, 2020, S. 1867, Herv. i. Orig.).

Die statistische Prüfung des kumulativen Effekts erfolgt in der Regel mit dem Alter der Respondent:innen in Lebensjahren und/oder der Anzahl der von ihnen im jeweiligen autoritären Regime verbrachten Lebensjahre. Während diese beiden Maße zusammenhängen, da die Anzahl der Jahre aus dem Alter abgeleitet wird, ist eine vollständige Gleichsetzung irreführend. So mögen das *Alter* und die *Jahre im Kommunismus* in der Studie zur politischen Partizipation gleichermaßen einen statistisch signifikant *negativen* (Pop-Eleches & Tucker, 2013) und in der Studie zum Vertrauen in politische Parteien einen schwachen, statistisch signifikant *positiven* Effekt haben (Pop-Eleches & Tucker, 2011) – doch in den Studien zur Demokratieunterstützung stehen beide Faktoren im Widerspruch zueinander (Pop-Eleches & Tucker, 2014; 2017). Demnach steigt mit dem Alter die Demokratieunterstützung, während die kommunistische Erfahrung ebendiese Unterstützung in einem noch stärkeren Ausmaß drückt. Ähnlich steigt die Wahrscheinlichkeit links-autoritärer Positionen mit jedem weiteren Jahr so deutlich, dass diese zum Charakteristikum von „individuals with extensive personal life experiences with Communism“ bestimmt werden (Pop-Eleches & Tucker, 2020, S. 1874).

Der empirischen Uneinigkeit zu trotz, sind beide altersbezogenen Variablen dazu geeignet das Verhältnis zwischen der politischen Sozialisation im alten, autoritären Regime und dem politischen Vertrauen in die Institutionen des neuen, post-autoritären Regimes zu überprüfen. Als ein ‚direkteres‘ Maß wird die Anzahl der Jahre dem Alter vorgezogen. Ein größerer Wert repräsentiert jedoch in beiden Fällen die mutmaßlich längere Möglichkeit des autoritären Regimes die politische Sozialisation des Individuums zu beeinflussen:

Hypothese 1: Je länger Respondent:innen in einem autoritären Regime gelebt haben, umso geringer ist ihr politisches Vertrauen in das demokratische Regime.

An dieser Stelle wäre einzuwenden, dass autoritäre Regime sich nicht notwendigerweise als autoritär anpreisen und stattdessen ihre vermeintliche ‚demokratische Legitimität‘ betonen können. Realsozialistische Regime sind ein exzellentes Beispiel hierfür. Zumeist gründet diese Strategie in Symbolik [siehe Deutsche *Demokratische Republik*], in der Nachahmung demokratischer Institutionen (siehe Kendall-Taylor & Frantz, 2014; Neundorf, 2010) oder in der selektiven Betonung einzelner demokratischer Werte. So habe der Realsozialismus anstatt einer grundsätzlichen Ablehnung der Demokratie eine vieldeutige Mixtur aus demokratischen und autoritären Werten gepredigt (Dalton, 1994, zitiert nach Neundorf, 2010, S. 1098). All diese Punkte berühren die Hypothese 1 jedoch nur am Rande, denn entweder wird gezielt die *liberale, konstitutionelle* Demokratie abzuwerten versucht [als Gegenstück zur eigenen *illiberalen* oder *sozialistischen* Demokratie] und/oder Respondent:innen knüpfen ihre negativen Erfahrungen mit dem autoritären Regime an den Demokratiebegriff – noch vor der Transformation. Beides widerspricht der Argumentation eines *historischen Erbes* nicht.

Ein anderer Punkt berührt die Hypothese 1 hingegen sehr wohl. Autoritäre Regime sind keine Monolithen und so variieren deren Ansprüche *an* die Bevölkerung. Totalitäre Regime zeichnen sich durch eine umfassende Elitekooptierung aus und grenzen die systematisch unterdrückte Bevölkerung von politischen und ökonomischen Ressourcen aus [„exclusionary autocracies“ (Neundorf et al., 2020)]. Zugleich verlangen solche *überpolitisierte Systeme* von ebendieser repressierten Bevölkerung eine hohe diffuse Unterstützung (Gerschewski, 2013). So ist der Erwerb links-autoritärer Einstellungen in den *stalinistischen Hardliner*-Regimen, aufgrund der intensiveren Indoktrination, wahrscheinlicher als in den anderen Ausprägungen des Realsozialismus (Pop-Eleches & Tucker, 2020; vgl. Dinas & Northmore-Ball, 2020). Am anderen Ende des Autoritarismus stehen *entpolitisierte* Systeme (vgl. Gerschewski, 2013), die primär an der Sicherung der spezifischen politischen Unterstützung orientiert sind, wodurch die Repression ‚nur‘ zielgerichtet eingesetzt wird und größere Bevölkerungssegmente in die *Gewinnkoalition* aufsteigen [„inclusionary autocracies“ (Neundorf et al., 2020)]. So versuchte der post-totalitäre *Gulaschkommunismus* der 1960er- und 1970er-Jahre sich die Loyalität der Arbeiterschaft mit vereinzelten Freiheiten zu ‚erkaufen‘ (Dimitrova-Grajzl & Simon, 2010). In der Argumentation von Neundorf et al. (2020) ist es dieser Zugang, der für die späteren politischen Einstellungen ausschlaggebend sein sollte. Wer vom Autoritarismus [insbesondere materiell] profitieren konnte, würde auch viel eher diesem nachtrauern und mit der post-autoritären Demokratie unzufrieden sein (Neundorf et al., 2020, S. 1906, 1909).

Mit dieser Vorstellung wird es nachvollziehbar, weshalb in der Studie von Pop-Eleches & Tucker (2014) ausgerechnet der post-totalitäre Kommunismus am ehesten antidemokratisch prägen sollte – noch vor dem Stalinismus und dem Reformkommunismus unter Gorbatschow. Die in den frühen Nachkriegsjahren geborene Generation hatte den stalinistischen Terror zum Zeitpunkt der Adoleszenz schlicht nicht mehr mitbekommen, dafür aber eine kurze Phase der relativen politischen Stabilität und des Wirtschaftswachstums, die wiederum nachfolgende Generationen nicht erleben sollten (Mierina & Cers, 2014, S. 1035-1036, 1055). Mierina & Cers (2014) selbst können allerdings weder das Alter noch die Kohorte mit dem Vertrauen in die post-autoritären Autoritäten in Verbindung bringen. Der empirische Nachweis für einen Kohorteneffekt steht aus und doch scheinen diese Befunde gegen einen linearen Alterseffekt zu sprechen. Die Stärke des negativen Effekts der politischen Sozialisation auf das politische Vertrauen wird nicht allein mit der Dauer [und Stärke] der Indoktrination assoziiert, sondern auch mit dem Ausmaß der Repression und der politischen und wirtschaftlichen Inklusivität des autoritären Regimes zum Zeitpunkt der politischen Sozialisation.

Hypothese 1a: Respondent:innen, die ihre Adoleszenz in einem post-totalitären, ökonomisch-inklusiven autoritären Regime verbracht haben, äußern ein geringeres politisches Vertrauen in das demokratische Regime.

Dass autoritäre Regime sich voneinander unterscheiden hängt unter anderem mit den zuvor existierenden Regimen zusammen, auf denen der Autoritarismus zumindest teilweise aufbaut. Pop-Eleches & Tucker (2017) inkorporieren vor-kommunistische Faktoren in ihre Modelle, doch können mit diesen allein die Demokratieunterstützung nicht erklären bzw. wirken diese Faktoren eher als Multiplikatoren des kommunistischen Erbes. Hingegen führen Dimitrova-Grajzl (2011) und Becker et al. (2016) gegenwärtige Einstellungen sogar maßgeblich auf die politische Kultur der vorkommunistischen Regime zurück. Da sich die Forschungsfrage aber auf die demokratische Transformation des jüngsten autoritären Regimes bezieht, wird *diese* Form des historischen Erbes allenfalls zur Kenntnis genommen und nicht weiter theoretisiert.

Bildung und Politische Diskussionen

Der Effekt der [politischen] Sozialisation lässt sich nicht ausschließlich am Alter der Person oder der Anzahl der in einem Regime gelebten Jahre ausmachen. In beiden Fällen handelt es sich um eine grobe Annäherung an die vielen Einflüsse, denen ein Mensch im Laufe des Lebens ausgesetzt ist. Auf zwei spezifische Sozialisationskontexte geht diese Arbeit gesondert ein, auf die Schule und die Familie.

Jedes autoritäre System muss für den Eigenerhalt politische Unterstützung generieren und zugleich alternative politische Modelle abwerten, so die Arbeitsthese. Wird die Schule als ein Schlüsselinstrument zur Indoktrination aufgefasst (vgl. Neundorf & Pop-Eleches, 2020), so muss ein längerer Bildungsweg einen negativen Effekt auf das politische Vertrauen in das demokratische Regime haben. Tatsächlich scheint der in demokratischen Staaten beobachtete positive Bildungseffekt seine Allgemeingültigkeit zu verlieren, sobald Respondent:innen aus post-autoritären Demokratien hinzukommen. Während beispielsweise Mayne & Hakhverdian (2017) oder Ugur-Cinar et al. (2020) hier auf alternative Erklärungen wie die post-autoritäre Performanz verweisen, ist für Anhänger:innen der Sozialisationsthese der Bildungsweg nicht ausschließlich mit antidemokratischen Effekten verknüpft. So soll die realsozialistische Schulbildung die Demokratieunterstützung zwar auf eine negative Weise beeinträchtigen und doch kann der Indoktrinationseffekt mit der fortschreitenden Bildungsdauer und dem wahrscheinlicheren Erwerb des kritischen Denkens bis zu einem gewissen Grad revidiert werden (Pop-Eleches & Tucker, 2017, S. 58, 125-126). Mit einem höheren Bildungsgrad kann das politische Misstrauen in die post-autoritären Institutionen schwächer ausfallen.

Mit der demokratischen Transformation endet der Autoritarismus, womit das existierende Bildungssystem in eine Identitätskrise schlittert (vgl. Szafraniec, 2017, S. 179). Analog zum Bildungssystem in konsolidierten Demokratien dürfte es jedoch alsbald der Vermittlung demokratischer Werte ‚dienen‘ (vgl. Niemi & Hepburn, 1995). Szafraniec (2017) gibt zwar zu bedenken, dass im postsozialistischen Beispiel erstarkte nationalistische Kräfte die Curricula mit inkohärenten Botschaften versahen und so zu einer fragmentierten Sozialisation beitragen würden (S. 180), jedoch kann für den Zweck dieser Arbeit angenommen werden, dass die Schulbildung in der post-autoritären Demokratie in einem positiven Verhältnis zum Vertrauen in das demokratische Regime steht. Allein mit dem Wegfall einer anti-liberaldemokratischen Indoktrination müssten sich die im post-autoritären Regime sozialisierten Respondent:innen durch ein höheres politisches Vertrauen hervorheben.

Ergo, gilt die Vermutung eines positiven Bildungseffektes – unabhängig des Zeitpunktes der politischen Sozialisation und des politischen Regimes. Zugleich dürfte der Zeitpunkt der Sozialisation die Effektgröße beeinflussen. So ist aufgrund der Autoritarismus-Erfahrung von einem grundsätzlich geringeren Vertrauensniveau auszugehen [siehe Hypothese 1]. Daher wird neben dem allgemeinen Bildungseffekt auch eine potentielle Interaktion geprüft.

Hypothese 2: Je höher der Bildungsgrad der Respondent:innen, umso höher ist das politische Vertrauen in das demokratische Regime.

Hypothese 2a: Je höher der Bildungsgrad der Respondent:innen, umso schwächer ist der negative Effekt der längeren Erfahrung mit dem Autoritarismus auf das politische Vertrauen in das demokratische Regime.

Wenn im Aggregat das politische Vertrauen in das post-autoritäre, demokratische Regime mit der politischen Sozialisation im alten, autoritären Regime verbunden ist – sei es aufgrund der versuchten Indoktrination seitens des autoritären Regimes oder der eigenen Erfahrungen mit diesem Regime – ist das geringe politische Vertrauen in das post-autoritäre, demokratische Regime nicht ein zeitlich befristetes Phänomen mit stetig abnehmender Relevanz?

Die These der intergenerationellen Wertetransmission bleibt ein wesentlicher Eckpfeiler der Sozialisationsforschung. Während der Anteil der im post-autoritären Regime sozialisierten Individuen mit dem zeitlichen Abstand zur demokratischen Transformation auf eine natürliche Weise steigt, bleibt an deren Sozialisation ein Umfeld beteiligt, das noch zu großen Teilen im autoritären Regime sozialisiert wurde (vgl. Jami & Kimmelmeier, 2021). Daher wurde früh nach dem Zusammenbruch des ‚Ostblocks‘ die Wahrscheinlichkeit einer intergenerationellen Transmission *demokratischer* Einstellungen und Werteorientierungen bezweifelt:

„Older generations, from whom transmission might be expected, are themselves often untutored or inexperienced in democratic processes, and they may waver in their own commitment to democratic values“ (Niemi & Hepburn, 1995, S. 13).

Doch wie autoritäre Regime keine Monolithen sind, sind es auch in autoritären Regimen sozialisierte Familien nicht. Zwar ist die intergenerationelle Transmission von politischen Einstellungen in politisierten Haushalten mit häufigen Diskussionen wahrscheinlicher (vgl. Hooghe & Boonen, 2015; Jennings et al., 2009; Quintelier, 2015b), doch diese politischen Diskussionen können die Anstrengungen des Regimes sowohl verstärken als auch untergraben (Neundorff & Pop-Eleches, 2020, S. 1845). Die empirische Datenlage ist diesbezüglich jedoch als dürftig zu begreifen.

Es wird daher pragmatisch angenommen, dass die Häufigkeit der politischen Diskussionen an sich keine eindeutige Auskunft über den Erwerb demokratischer oder anti-demokratischer Einstellungen erteilt. Stattdessen dürfte dieser Faktor erst in Interaktion mit anderen Faktoren zur Geltung kommen – als ein Mediator. Bei einem solchen Faktor kann es sich um das politische Regime bzw. um die Dauer der Sozialisationserfahrung in einem Regime handeln. Wenn also die Annahme vertreten wird, dass längere Erfahrungen mit dem autoritären Regime sich negativ auf das Vertrauen in das post-autoritäre, demokratische Regime auswirken [siehe Hypothese 1], dann dürften die in post-autoritären Demokratien lebenden Familien tendenziell über ein geringeres Grundvertrauen verfügen als Familien aus konsolidierten Demokratien.

Die Vertrauensdifferenz würde dabei mit einer längeren Dauer der Autoritarismus-Erfahrung zunehmen. Zugleich reduzieren Meinungsdivergenzen die Diskussionsfrequenz innerhalb der Familie (Levinsen & Yndigegn, 2015), weshalb häufige politische Diskussionen einer Echokammer ähnlich das politische Vertrauen in den post-autoritären Demokratien tendenziell reduzieren und in den konsolidierten Demokratien tendenziell steigern dürften.

Häufige politische Diskussionen haben also je nach Regime und der Dauer der Erfahrung mit diesem Regime tendenziell einen anderen Effekt auf das Vertrauen. Häufige Diskussionen tragen aber auch zur intergenerationellen Transmission ebendieser Vertrauensunterschiede bei. So dürfte das politische Vertrauen der jungen Respondent:innen ohne direkte Autoritarismus-Erfahrung geringer ausfallen, sollten sie in einer post-autoritären statt konsolidierten Demokratie aufwachsen. Ist zugleich das politische Vertrauen hier niedriger, sollten sie mit der Familie häufiger politische Inhalte besprechen, so dürfte das auf eine intergenerationelle Transmission des politischen Misstrauens deuten. Allerdings ist die Familie nicht der einzige Sozialisationskontext, weshalb die Dauer der Autoritarismus-Erfahrung auch in einem solchen Fall relevant ist und ebenso ein Vertrauensunterschied zwischen den Respondent:innen ohne und mit Autoritarismus-Erfahrung zu erwarten ist.

Hypothese 3: Je häufiger Respondent:innen aus post-autoritären Demokratien im Familienkreis politische Themen diskutieren, umso geringer ist das politische Vertrauen in das demokratische Regime. [In konsolidierten Demokratien erhöhen häufige Diskussionen das politische Vertrauen in das demokratische Regime.]

Hypothese 3a: Je häufiger Respondent:innen im Familienkreis politische Themen diskutieren, umso stärker ist der negative Effekt der längeren Erfahrung mit dem Autoritarismus auf das politische Vertrauen in das demokratische Regime.

Vorgreifend auf *Kapitel 3* ist jedoch einzig die Häufigkeit der politischen Diskussionen im Hier und Jetzt bekannt; nicht die Häufigkeit zum Zeitpunkt der Adoleszenz. Die politischen Einstellungen von 20-Jährigen dürften aber im Rahmen der Familie viel eher zu beeinflussen sein als die politischen Einstellungen der 60-jährigen Angehörigen. Die Interaktion zwischen der Anzahl der Jahre im Autoritarismus und der Häufigkeit der politischen Diskussionen dürfte daher nur für Respondent:innen ohne Autoritarismus-Erfahrung eine Aussage über die intergenerationelle Transmission ermöglichen.

2.2.2. Politisches Vertrauen: Performanz des neuen Regimes

Bislang basieren die Hypothesen auf der Vorstellung, die Effekte der politischen Sozialisation zum Zeitpunkt des Autoritarismus würden trotz einer Transformation des autoritären Regimes fortwirken und das politische Vertrauen gegenüber dem neuen Regime beeinflussen – noch bevor es sich konsolidieren kann. Es findet kein *Tabula Rasa* statt: Das neue Regime wird nicht mit gänzlich neuen Augen gesehen (vgl. Závecz, 2017, S. 441). Ein signifikanter Strang der Literatur zu politischen Einstellungen in post-autoritären Staaten hebt allerdings nahezu ausschließlich die post-autoritäre Phase hervor. In Anlehnung an Lipset (1959) könnten neue politische Systeme keine Legitimität erlangen ohne effektiv den instrumentellen Erwartungen der Bürger:innen gerecht zu werden: Erst ein effektiver Staat schafft einen legitimen Staat. Will die neue Demokratie bestehen, so müssen die Bürger:innen das Gefühl haben von ihr [insbesondere materiell] zu profitieren (Neundorf, 2010, S. 1099). Daher ist das gegenwärtige Vertrauensdefizit vorrangig auf eine schwache Performanz der Autoritäten und des Regimes zurückzuführen (siehe z.B. Džunić et al., 2020; Epperly, 2019; Mierina & Cers, 2014; Rose & Mishler, 2011). Auf die Sozialisation zurückgeführte intergenerationelle Differenzen stellen höchstens eine kurzfristige Erscheinung dar (vgl. Neundorf, 2010; Neundorf & Pop-Eleches, 2020), da mit der Transformation eine umfassende Re-Sozialisation der Bürger:innen einsetze (Rose & Mishler, 2011). Epperly (2019) hinterfragt in diesem Sinne gar die Erzählung eines *kommunistischen Erbes* als solches.

Selbst ‚Sozialisierungseffekte‘ werden in diesen Arbeiten vielmehr mit der post-autoritären Entwicklung assoziiert. So sei die Beobachtung eines hohen politischen Misstrauens unter den höher-gebildeten Respondent:innen auf die jüngste institutionelle Performanz anstatt auf die politische Sozialisation im Autoritarismus zurückzuführen (Mayne & Hakhverdian, 2017). Als ein Hauptgrund gilt die Korruption: Je höher der Bildungsgrad, umso stärker beschädigt die Korruption das politische Vertrauen – bis hin zur völligen Umkehrung des Bildungseffekts ins Negative (Ugur-Cinar et al., 2020; siehe auch Baboš, 2014). Während sich die Menschen an die neuen Freiheiten gewöhnen und deren positiver Effekt nachlässt, kann die Korruption das politische Vertrauen mit der Zeit immer stärker untergraben (Rose & Mishler, 2011, S. 132). Die Korruptionswahrnehmung kann dabei allerdings von der Realität losgelöst sein. Erst der schonungslose politische Wettbewerb in den jungen post-autoritären Demokratien habe in Verbindung mit realen Korruptionsskandalen unter den hoffnungsvollen und unerfahrenen Bürger:innen den fatalen Eindruck einer grassierenden Korruption erzeugt (Ceka, 2012, S. 1612). Es sollten nur vereinzelte Wähler:innengruppen [*überzeugte Parteiunterstützer:innen*]

(Ceka, 2012); *Wahlsieger:innen* (Baboš, 2014)] gegen die Vorwürfe und Skandale weitgehend immun sein. Defekte Demokratien ohne politischen Wettbewerb und/oder unabhängige Medien verzeichneten hingegen generell keine so starken Vertrauensverluste (Ceka, 2012, S. 1617, 1625-1626).

Es wird angenommen, dass die Wahrnehmung einer negativen Performanz der politischen Autoritäten sich negativ auf das politische Vertrauen auswirkt – in einer konsolidierten als auch in einer vergleichsweise jungen, post-autoritären Demokratie.

Hypothese 4: Die Unzufriedenheit mit der Performanz der politischen Autoritäten verringert das politische Vertrauen in das demokratische Regime.

Dass die politische und ökonomische Performanz für das politische Vertrauen von Relevanz ist vermag diese Arbeit somit nicht zu bestreiten, doch sollte die politische Sozialisation im autoritären Regime einen nachhaltigen Effekt auf politische Einstellungen haben, dann würde das nicht bloß das politische Vertrauen betreffen. Auch die Wahrnehmung der Performanz der neuen Institutionen wäre nicht von der politischen Sozialisation im alten Regime unabhängig (vgl. Dimitrova-Grajzl & Simon, 2010; Neundorf, 2010; Pop-Eleches & Tucker, 2014; 2017). Im postsozialistischen Kontext lässt sich infolge der demokratischen Transformation nach 1989/91 eine gewisse Enttäuschung feststellen, da der Wandel für politische und ökonomische Verlierer:innen sorgen sollte (Ágh, 2015). Die privilegierte Arbeiterschaft erlitt etwa mit dem Kollaps und/oder der Privatisierung staatlicher Betriebe und dem Abbau des Wohlfahrtsstaates einen materiellen wie immateriellen Statusverlust (Neundorf, 2010). Krisenverlierer:innen trauern dem realsozialistischen Regime am ehesten nach und unterstützen eher eine staatliche Umverteilungspolitik (Okulicz-Kozaryn, 2014), wohingegen unter den Gewinner:innen der Transformation intergenerationelle Differenzen nicht zu beobachten sind (Neundorf, 2010). Darin sehen Jami & Kemmelmeier (2021) explizit ein kommunistisches Erbe, da diejenigen, die ihre Adoleszenz unter Hammer und Sichel verbrachten, nur im geringeren Ausmaß bereit waren die neuen sozialen Ungleichheiten zu akzeptieren (S. 81-82). In der Literatur findet sich diesbezüglich auch das Argument, wonach die in die demokratische Transformation gesetzten Hoffnungen von vornherein nicht zu realisieren gewesen wären, da diese auf einem verzerrt-unvollständigem und überhöht-positiven Bild des ‚Westens‘ aufbauten (Sztompka, 1993; siehe auch Ágh, 2015). Der „honeymoon effect“ (Závecz, 2017) konnte daher nur von kurzer Dauer sein.

All dies zusammenfassend ist eine Interaktion zwischen der Autoritarismus-Erfahrung und der wahrgenommenen Performanz der Autoritäten zu erwarten:

Hypothese 4a: Je länger Respondent:innen in einem autoritären Regime gelebt haben, umso schwächer ist der positive Effekt der Regierungszufriedenheit auf das politische Vertrauen in das demokratische Regime.

Hypothese 4b: Je länger Respondent:innen in einem autoritären Regime gelebt haben, umso stärker ist der negative Effekt der Regierungsunzufriedenheit auf das politische Vertrauen in das demokratische Regime.

2.2.3. Fazit

In einem autoritären Regime zu leben, heißt mit Indoktrination konfrontiert zu sein. Je länger eine Person ihr Leben in einem autoritären Regime verbracht hat, umso eher dürfte dieses Regime einen Einfluss auf die politische Sozialisation genommen haben, was wiederum in einen negativen Effekt auf das politische Vertrauen in das demokratische Regime resultiere [Hypothese 1]. Alternativ könnte das Vertrauen in das demokratische Regime am ehesten von autoritären Regimen unterminiert werden, die auf eine ökonomische Umverteilung setzen anstatt auf eine systematische Repression und intensive Indoktrination [Hypothese 1a].

Ogleich sich die Indoktrinationsversuche auf die Schule erstrecken, dürfte ein höherer Bildungsgrad mit mehr Vertrauen in demokratische Institutionen einhergehen [Hypothese 2]. Der höhere Bildungsgrad sollte den negativen Effekt der Indoktrination jedoch nicht vollends ausgleichen können [Hypothese 2a]. Häufige politische Diskussionen mit der Familie sollten im post-autoritären Kontext mit Vertrauensverlusten einhergehen [Hypothese 3] bzw. den negativen Effekt der Indoktrination zusätzlich verstärken [Hypothese 3a].

Ein gewichtiger Forschungsstrang hebt die politische und ökonomische Performanz der gegenwärtigen Autoritäten gegenüber der Sozialisation im früheren Regime hervor, weshalb das politische Vertrauen an die subjektive Bewertung der Performanz der Autoritäten geknüpft wird [Hypothese 4] – einschließlich der Überlegung, die Sozialisation im Autoritarismus könne diesen Zusammenhang moderieren [Hypothese 4a und 4b].

Das geringste Vertrauen in das demokratische Regime sollten somit Individuen aufweisen, die den Autoritarismus am Längsten oder in einer post-totalitären, ökonomisch-inklusive Form erlebt haben und die Performanz der heutigen Autoritäten als wenig zufriedenstellend ansehen – insbesondere, wenn sie zugleich über eine niedrige Formalbildung verfügen und sich häufig mit der Familie über Politik austauschen. Am gegensätzlichen Ende stehen westeuropäische Befragte ohne Autoritarismus-Erfahrung, die mit der aktuellen Regierungsperformanz sehr zufrieden sind. Ein hoher Bildungsgrad und häufige Diskussionen kommen verstärkend hinzu.

3. Empirie

Eine gesicherte Aussage zu politischen Einstellungen von Bürger:innen ist ohne den Rückgriff auf statistische Daten nicht möglich. Mit der Wahl und Beschreibung des Datensatzes und des Samples [*Unterkapitel 3.1.*] folgt die Wahl und die Beschreibung der Variablen [*Unterkapitel 3.2.*] und der statistischen Modelle [*Unterkapitel 3.3.*].

3.1. Daten

Für die Hypothesenprüfung und die Beantwortung der Forschungsfrage werden Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* genutzt. Es handelt sich um eine unter der Federführung der Universität Wien entstandene, mit Mitteln der Europäischen Union geförderte und von der österreichischen Ipsos GmbH durchgeführte Panelstudie, die der Bezeichnung entsprechend auf die Wahl zum Europäischen Parlament vom 23. bis 26. Mai 2019 fokussiert. An dem als Online-Befragung angelegten Panel haben in etwa jeweils 2.000 [Welle 1 (April 2019)] bzw. 900 bis 1.400 [Welle 2 (Juni 2019)] volljährige und wahlberechtigte Respondent:innen aus insgesamt sieben Mitgliedstaaten der Europäischen Union teilgenommen: Dänemark, Deutschland, Frankreich, Italien, Polen, Spanien und Ungarn. Da für die Hypothesenprüfung an sich ein einziger Befragungszeitpunkt genügt, fällt aufgrund der höheren Fallzahl die Entscheidung auf die erste Erhebungswelle. Das Sample setzt sich aus Quotenstichproben zusammen, wobei sich die Quoten an der Verteilung des Alters, des Geschlechts, des Bildungsgrades und der Wohnregion im jeweiligen Staat orientieren [gemäß der Eurostat-Daten von 2017].

Mit Polen, Ungarn und den ostdeutschen Bundesländern umfasst *RECONNECT 2019 Panel Survey* insgesamt drei verschiedene Vertreter des post-autoritären, postsozialistischen Raumes. Berücksichtigt werden aber nur Polen und Ungarn. Die Einzigartigkeit des deutschen Falls zeigt sich z.B. in dessen Abwesenheit im *Transformationsindex* der *Bertelsmann Stiftung* oder dem *Index Nations in Transit* von *Freedom House*. Der Beitritt der realsozialistischen *Deutschen Demokratischen Republik* [DDR] zur liberaldemokratischen *Bundesrepublik Deutschland* [BRD] bedeutete nämlich den Beitritt zu einem bereits existierenden politischen, rechtlichen und wirtschaftlichen Regime, wohingegen Polen und Ungarn einen eigenen Umgang mit der Transformation zur Demokratie und Marktwirtschaft finden mussten. Ein pragmatischer Ausschlussgrund ergibt sich auch aus der geringen Zahl von 414 ostdeutschen Respondent:innen, wobei in dieser Zahl Respondent:innen aus ganz Berlin enthalten sind.

Unter den westeuropäischen Staaten findet sich ebenfalls ein Sonderfall wieder: Spanien. Knapp mehr als 1.200 der etwa 2.100 spanischen Respondent:innen sind vor 1976 und damit im autoritären Franco-Regime geboren, das Spanien vier Jahrzehnte lang prägte. Immerhin noch etwa 800 Respondent:innen waren zum Zeitpunkt des Ablebens des Diktators über 10 Jahre alt und dürften das Franco-Regime mehr oder weniger bewusst wahrgenommen haben. Eine simple Zuordnung zu den anderen ‚westlichen‘ Demokratien ist aus dieser Sicht fraglich. Zugleich divergiert Spanien in einer zeitlichen, ideologischen und wirtschaftlichen Hinsicht von Ungarn und Polen. So war eine umfassende wirtschaftliche Transformation des iberischen Staates nicht notwendig. Spanien wäre daher effektiv als eine eigene Kategorie zu werten, weshalb die Entscheidung gegen die Inklusion getroffen wurde. Es verbleiben somit 11.598 Respondent:innen aus Dänemark, [West-]Deutschland, Frankreich, Italien, Polen und Ungarn.

3.2. Variablen

3.2.1. Abhängige Variable: Vertrauen

Das politische Vertrauen wird im Rahmen der *RECONNECT 2019 Panel Survey* mit Fragen zum individuellen Ausmaß des Vertrauens in jeweils zwei Institutionen auf der nationalen und der europäisch-supranationalen Ebene erfasst. Items zum politischen Vertrauen gegenüber den nationalen politischen Autoritäten gibt es nicht. Zur Beantwortung steht jeweils eine elfstufige Skala zur Verfügung. Easton (1965b) folgend, können Personen am unteren Ende der Skala [Wert = 0] für die jeweilige politische Institution nur Verachtung bzw. eine ausschließlich negative politische Unterstützung aufbringen (S. 163). Auf dem gegenüberliegenden Ende der Skala [Wert = 10] ist die Unterstützung für die jeweilige politische Institution hingegen so groß, dass eigene Bedürfnisse denen des politischen Objekts untergeordnet werden (ebd.). Alternative Angaben oder ein Überspringen der Fragen gestattet der Fragebogen nicht.

Für diese Arbeit ist einzig die nationalstaatliche Ebene relevant, die durch das nationale Parlament und die nationale Regierung repräsentiert wird. Indem für jede:n Respondent:in aus den zwei Vertrauenswerten ein Durchschnittswert gezogen wird, wird ein Index produziert, der in 0,5-Schritten von 0 [*absolut kein Vertrauen*] bis 10 [*absolutes Vertrauen*] eine Aussage über das *politische Vertrauen* in das gegenwärtige politische Regime ermöglichen soll. Diese Vorgangsweise ist der Literatur nicht fremd und wird beispielsweise von Džunić et al. (2020) angewandt. Gestützt wird die Indexerstellung durch das hohe Cronbach'sche Alpha von 0,93, das auf eine starke Korrelation der beiden Items und somit auf eine hohe interne Konsistenz des Index hinweist. Van Elsas (2015) zufolge, reflektiert das Vertrauen in das Parlament und die Regierung zudem am ehesten die zugrundeliegende politische Einstellung des politischen

Vertrauens, da diese zwei Institutionen viel eher von ‚unpolitischen‘ Institutionen wie Banken oder Medien differenziert werden können (siehe auch Závecz, 2017).

Ein erster Blick auf den Index zeigt, dass die insgesamt 11.598 Respondent:innen ihren nationalstaatlichen politischen Institutionen im Durchschnitt eine 4,0 vergeben. Mit einer Standardabweichung von 2,9 Punkten können zwei Drittel der Beobachtungen zwischen 1,1 und 6,9 Punkten verortet werden. Wird nach einzelnen Staaten differenziert, so lässt sich mit 5,3 Skalenpunkten [Standardabweichung $\sigma = 2,5$] das relativ höchste Durchschnittsvertrauen in Dänemark entdecken – knapp vor den westdeutschen Bundesländern. Zwar findet sich das geringste Vertrauen in Ungarn [$\mu = 2,8$; $\sigma = 3,0$] und Polen [$\mu = 3,4$; $\sigma = 3,0$], doch allein mit der univariaten Analyse ist noch keine West-Ost-Differenz erkennbar. So stehen französische und italienische Respondent:innen den Pol:innen näher als den westdeutschen Befragten.

3.2.2. Unabhängige Variablen: Sozialisation

Alter

Im Rahmen der *RECONNECT 2019 Panel Survey* sind das Geburtsjahr und der -monat aller Respondent:innen erhoben worden. Diese Angaben sind im öffentlich-zugänglichen Datensatz nicht mehr enthalten. Dritten bleibt allein das *Alter* zum Zeitpunkt der Befragung. Da aber der Fragebogen alle nach Juni 2001 geborenen Personen ausschließt und das Mindestalter bei 18 Jahren festgesetzt wird, können für die jüngsten Respondent:innen die Geburtsjahre 2000/01 abgeleitet werden. Eine obere Altersgrenze fehlt, weshalb das faktische Höchstalter in den postsozialistischen Staaten bei 88 Jahren bzw. im vollständigen Sample bei 98 Jahren liegt. Im Durchschnitt liegt das Alter der 11.598 Respondent:innen bei 48 Jahren [$\sigma = 16,6$ Jahre].

Jahre im Autoritarismus

Mit einer Re-Kodierung des Alters kann die Anzahl der *Jahre im Autoritarismus* für ein jedes Individuum ermittelt werden. Da in diesem Sample allein die realsozialistischen Regime in Polen und Ungarn als autoritär gewertet werden, ist der Zeitraum zwischen 1945 und 1990 entscheidend. Ergo, können Respondent:innen zwischen 0 und 45 Jahren im Realsozialismus verbracht haben. Zugleich ist zu bezweifeln, dass autoritäre Regime unmittelbar vor der Transformation geborene Personen substantiell prägen können. Da Entwicklungsunterschiede auf individueller Basis nicht realistisch berücksichtigt werden können, orientieren sich Autor:innen an rechtspolitischen Altersstufen, z.B. am Beginn der allgemeinen Schulpflicht oder der Volljährigkeit (vgl. Pop-Eleches & Tucker, 2017; 2020).

Für diese Arbeit wird der Beginn der politischen Sozialisation bei zehn Lebensjahren angesetzt. Die politische Sozialisation setzt erst mit einer zeitlichen Verzögerung nach der allgemeinen Sozialisation ein und zu diesem Zeitpunkt dürften Individuen bereits über soziale und politische Grundkenntnisse verfügen. Der Höhepunkt der Sozialisation [„coming of age“ (Neundorf, 2010)] ist mit zehn Lebensjahren wiederum noch nicht erreicht.

Die Anzahl der *Jahre im Autoritarismus* wird somit für alle nach 1980 geborenen Pol:innen und Ungar:innen bzw. für *alle* westeuropäischen Befragten pauschal auf null gesetzt. Die längstmögliche Autoritarismus-Erfahrung von 45 Jahren ist hingegen nur bei einer Geburt *vor* der Entstehung der Regime denkbar [siehe Tabelle 1]. In Einklang mit diesen Kriterien haben polnische Befragte den Realsozialismus im Schnitt 8,4 Jahre ‚bewusst‘ erlebt. Für Ungarn kommen 2,8 Jahre hinzu. Ob alle Respondent:innen die ihnen zugewiesene Anzahl vom Jahren tatsächlich im jeweiligen Staat verbrachten lässt sich allerdings nicht bestimmen.

Tabelle 1: Beispiele für die Kodierung der Variable ‚Jahre im Autoritarismus‘

| Kalenderjahr | Alter (Person) | Jahre (Regime) | Jahre (Sozialisation) |
|--------------|----------------|----------------|-----------------------|
| 1990 | 29 | 0 | 0 |
| 1989 | 30 | 1 | 0 |
| ... | | | |
| 1980 | 39 | 10 | 0 |
| 1979 | 40 | 11 | 1 |
| ... | | | |
| 1946 | 73 | 44 | 34 |
| 1945 | 74 | 45 | 35 |
| 1944 | 75 | 45 | 36 |
| ... | | | |
| 1935 | 84 | 45 | 45 |
| 1934 | 85 | 45 | 45 |

Jahrgang

Die Entscheidung für ein lineares Regressionsmodell [siehe *Unterkapitel 3.3.*] setzt die Erfüllung der Linearitätsannahme voraus: Sollte das Alter einen signifikanten Koeffizienten aufweisen, so weil das Vertrauen linear zum Alter ansteigt oder fällt. Dieser Schluss kann trügerisch sein und auch wird die Linearität des Alterseffekts mit der Hypothese 1a offen in Frage gestellt. Daher wird das Alter in sechs Altersgruppen aufgespalten. Abgesehen von der ersten [*Jg. <1950*] und der letzten [*Jg. 1990-2001*] Kategorie ist die Variable *Jahrgang* dabei von Zehnjahresblöcken geprägt. Während eine solche ordinal-skalierte Variable zur Prüfung von Kohorteneffekten geeignet ist, fehlt es hierfür an weiteren Datenzeitpunkten.

Die Kodierung der Variable hängt darüber hinaus mit der Entwicklung des Realsozialismus zusammen. Polen und Ungarn bieten zwar kein allumfassendes Bild, haben aber die typischen Phasen durchschritten (vgl. Mierina & Cers, 2014; Pop-Eleches & Tucker, 2014).

- *Stalinismus* [1940/50er-Jahre]: Die totalitären Nachkriegsregime sind politisch und wirtschaftlich exklusiv und setzen systematisch auf Indoktrination und Repression.
- *Posttotalitarismus* [1960/70er-Jahre]: Die Regime verzichten ab den 1960ern auf eine intensive Indoktrination und Repression. Für Treue werden gewisse politische, soziale und wirtschaftliche Freiheiten geboten: ‚*Wer nicht gegen uns ist, ist mit uns*‘.
- *Reformismus* [1980er-Jahre]: Die Regime sind schließlich mit einem wirtschaftlichen Niedergang und politischer Instabilität konfrontiert. Der unabhängigen Gewerkschaft *Solidarność* begegnet Warschau gar mit dem Kriegsrecht [1981-83]. Im Kontext von *Glasnost* und der *Perestroika* wird am Runden Tisch [1989] der friedliche Übergang zur Demokratie ausverhandelt. Die Transformation sollte in den 1990ern ebenfalls von Krisenerscheinungen begleitet werden (vgl. Offe, 2020).

Der Jahrgang gibt als solches keinen Aufschluss über den Höhepunkt der politischen Sozialisation. Neundorf (2010) lässt das „coming of age“ bei etwa 15 Lebensjahren ansetzen (S. 1100-1101). Pop-Eleches & Tucker (2020) legen die Grenze zwischen „early exposure“ und „adult exposure“ bei 18 Jahren fest (S. 1871). Analog zu Grasso et al. (2019) und Mierina & Cers (2014) wird in dieser Arbeit eine Marke um den zwanzigsten Geburtstag gezogen. Wer also beispielsweise zwischen 1960 und 1969 geboren wurde, dürfte zwischen 1980 und 1989 den Höhepunkt der politischen Sozialisation erlebt haben.

Bildung

Da die Bildungssysteme je nach Staat variieren, stoßen die Respondent:innen in Abhängigkeit ihres Wohnsitzes, für die Angabe des höchsten Bildungsgrades, auf unterschiedliche Sets von Antwortmöglichkeiten. Diese sind von den Forscher:innen in drei, allen Staaten gemeinsame, Kategorien runter gebrochen worden: *geringe*, *mittlere* und *hohe Bildung*. Mit der Ausnahme der ursprünglichen englischen Bezeichnungen wird die Variable unverändert übernommen.

Die erste Kategorie entspricht dem Abschluss [und in vereinzelt Fällen dem Abbruch] der Primar- oder Sekundarstufe I. In diese Gruppe fallen 14,4% der 11.598 Respondent:innen. Der mittleren Bildungskategorie, die dem Abschluss der Sekundarstufe II [mit und ohne Zugangsrecht zur Tertiärstufe] gleichkommt, werden 47,8% der Befragten zugeordnet. Der Tertiärstufe gehören wiederum 37,8% der Individuen an. Wird das Sample in ‚West‘ und ‚Ost‘ aufgeteilt, so ist der Anteil der Personen mit Hochschulbildung in beiden Regionen in etwa gleich hoch. Der Anteil der Befragten mit dem formell-niedrigsten Bildungsgrad ist in den westeuropäischen Staaten allerdings grob zwei Mal so hoch wie in den postsozialistischen Staaten [18% bzw. 8%].

Politische Diskussionen

Da politische Diskussionen mit der Familie als ein Aspekt der politischen Sozialisation bedacht werden, wird auf das dazugehörige Item der *RECONNECT 2019 Panel Survey* zurückgegriffen. Da allerdings 1.436 der 11.598 Respondent:innen angegeben haben keine politischen Diskussionen im Laufe des Monats vor der Befragung geführt zu haben, konnten sie entsprechend nicht über die Häufigkeit der politischen Diskussionen befragt werden. Ein Chi-Quadrat-Test bestätigt einen statistisch signifikanten Zusammenhang zwischen der Nicht-Angabe eines Diskussionsthemas und der Angabe des politischen Desinteresses.

Die relative Mehrheit der 10.162 Respondent:innen [40,7%] hat das jeweilige Thema *oft* mit der Familie besprochen. Es folgen die Kategorien *manchmal* [28,8%], *sehr oft* [23,0%] und *selten* [5,9%]. Nur 164 Befragte [1,6%] haben das zuvor-genannte Thema kein einziges Mal mit der Familie behandelt. Ein Zusammenhang zwischen der Häufigkeit der politischen Diskussionen und der Häufigkeit von Konflikten im Zuge von Diskussionen ist nicht gegeben.

3.2.3. Unabhängige Variablen: Performanz

Die *RECONNECT* Panelstudie fragt mit einer elfstufigen Ordinalskala explizit nach der Zufriedenheit mit der Performanz der amtierenden Regierung [*Regierungszufriedenheit*]. Eine Konkretisierung der Frage bleibt aus, weshalb die Bewertung der politischen und der ökonomische Performanz in die Antwort einfließen könnte. Jedenfalls, ist nur eine niedrige dreistellige Zahl der 11.598 Respondent:innen mit der jeweiligen Nationalregierung äußerst zufrieden [Wert = 10]. Im Schnitt liegt der Wert bei 4,0 Skalenpunkten [Standardabweichung $\sigma = 2,9$], was auf eine mäßige Unzufriedenheit hinweist. Sollte das Sample geographisch aufgeteilt werden, so steigt im ‚Westen‘ die durchschnittliche Zufriedenheit auf 4,3 Skalenpunkte [$\sigma = 2,8$] und sinkt im ‚Osten‘ wiederum auf 3,5 Punkte [$\sigma = 3,2$].

Einen alternativen, indirekten Zugang zur Performanz der politischen Autoritäten stellt die Frage nach der nationalen *Wirtschaftssituation* in den zwölf Monaten vor der Erhebung dar. Mit der Ausnahme der englischsprachigen Label wird die fünfstufige Variable unverändert übernommen. So konnte die relative Mehrheit der 11.214 Befragten, die die Frage nicht übersprungen hatte, für die Jahre 2018/19 keine [32,2%] oder eine geringe Verschlechterung wahrnehmen [24,9%]. Befragte aus dem postsozialistischen Raum zeigen sich dabei in ihrer Einschätzung gespalten. Der Anteil der Personen mit einem sehr positiven [9,2%] oder sehr negativen [22,8%] Blick auf die wirtschaftliche Situation ist deutlich höher als in Westeuropa [1,9% bzw. 16,3%].

3.2.4. Kontrollvariablen

Die *Beschäftigungssituation* gilt als ein Indikator für den sozioökonomischen Status. Stabile und sichere Beschäftigungsverhältnisse können so dem politischen Vertrauen zuträglich sein als etwa die Arbeitslosigkeit (vgl. Pop-Eleches & Tucker, 2014). Im postsozialistischen Raum verfügen zugleich Beamt:innen über mehr Vertrauen als die Arbeiterschaft, was im post-1989 erlittenen Statusverlust gründen könnte (Mierina & Cers, 2014; Neundorf et al., 2020).

Die *Einkommenssituation* kann als ein indirektes Maß für die ökonomische Performanz der politischen Autoritäten interpretiert werden (vgl. Baboš, 2014; Jami & Kimmelmeier, 2021), wenngleich der positive Effekt des finanziellen Zurechtkommens für das Vertrauen schwächer ausfällt als im Falle einer zufriedenstellenden Nationalwirtschaft (Džunić et al., 2020).

Das *Geschlecht* ist eine klassische Kontrollvariable, deren Effekt in diesem Kontext aber mehrdeutig ist. Jami & Kimmelmeier (2021) und Rose & Mishler (2011) kommen zum Schluss, dass Frauen den post-autoritären Institutionen eher vertrauen als Männer. Baboš (2014) und Pop-Eleches & Tucker (2014) gelangen zu einem gegenteiligen Befund. Džunić et al. (2020) und Mierina & Cers (2014) finden keinen statistisch signifikanten *Gender Gap* vor.

Die *Links-Rechts-Selbsteinstufung* dürfte insofern relevant sein, als der Anteil der sich als links-bezeichnenden Personen mit autoritären Ansichten im postsozialistischen Raum höher ausfällt (Pop-Eleches & Tucker, 2020) und sich die ‚linke‘ Politik durch die Assoziation mit dem Realsozialismus zum Teil diskreditiert hat (vgl. Dinas & Northmore-Ball, 2020).

Da auch Massenmedien als ein bedeutender Sozialisationskontext gewertet werden und der Konsum politischer Nachrichten das politische Vertrauen stärkt (Hooghe et al., 2015; Marien, 2017), wird auch die Häufigkeit des [Fernseh-]*Nachrichtenkonsums* berücksichtigt. Kritisch könnte der Umstand sein, dass polnische und ungarische Medien in den letzten Jahren immer mehr unter politische Kontrolle geraten sind (Sata & Karolewski, 2020).

Die Befunde von Ceka (2012) und Baboš (2014) suggerieren, dass die Identifikation mit einer politischen Partei [*Parteinähe*] auch im postsozialistischen Raum in einem positiven Zusammenhang mit dem politischen Vertrauen stehen könnte.

Abschließend wird die *Religiosität* im Sinne der individuellen Wichtigkeit von Religion berücksichtigt. Die Zugehörigkeit zu einer Religionsgemeinschaft wird von Pop-Eleches & Tucker (2020) mit Widerstandseffekten verbunden, was Neundorf et al. (2020) mit der Benachteiligung von Gläubigen zur Zeit des Realsozialismus erklären. Jami & Kimmelmeier (2021) können statistisch signifikante Unterschiede zwischen Religionsgemeinschaften nicht bestätigen, heben jedoch einen vergleichbaren Effekt von Gottesdienstbesuchen hervor.

3.3. Methode und Modelle

Obgleich es sich bei der abhängigen Variable *politische Vertrauen* im strengen Sinn um eine ordinal-skalierte Variable handelt, da die einzelnen Wertabstände nicht intersubjektiv gedeutet werden können, ist in der Praxis eine Behandlung solcher Items als metrisch-skaliert üblich. Dies ermöglicht den Rückgriff auf lineare *ordinary least squares* [OLS] Regressionen, deren Berechnung und Interpretation gegenüber multinomialen logistischen Regressionen einfacher ausfällt. Es sind drei grundlegende Konfigurationen eines linearen Modells vorgesehen, die jeweils aufeinander aufbauen und auf zwei unterschiedliche Samples angewandt werden. Die *postsozialistischen Modelle 1 bis 3* umfassen ausschließlich ungarische und polnische Teilnehmer:innen der Welle 1 der *RECONNECT* Panelstudie. Für die *gesamteuropäischen Modelle 4 bis 6* kommen Respondent:innen aus Dänemark, Deutschland [abzüglich der ostdeutschen Bundesländer und Berlin], Frankreich und Italien hinzu.

Die **Modelle 1 und 4** repräsentieren das *Grundmodell*, das das politische Vertrauen in das gegenwärtige politische Regime ausschließlich mit der politischen Sozialisation und den Kontrollvariablen zu erklären versucht. Die **Modelle 2 und 5** stellen das *Vollmodell* dar, das neben der politischen Sozialisation und den Kontrollfaktoren die wahrgenommene politische und ökonomische Performanz der politischen Autoritäten in die Erklärung des politischen Vertrauens miteinbezieht. Die **Modelle 3 und 6** ergänzen das *Vollmodell* abschließend um insgesamt drei Interaktionsterme, die die Effekte der politischen Sozialisation miteinander bzw. mit den Effekten der Performanz der politischen Autoritäten verknüpfen.

Die Modelle 1 bis 4 haben zudem eine alternative Version, in der die zwei kontinuierlichen Variablen *Alter* und *Jahre im Autoritarismus* durch die kategoriale Variable *Jahrgang* ersetzt werden. Zur Differenzierung von den ursprünglichen Regressionsmodellen wird ein a-Suffix an die Bezeichnung der neu-berechneten Modelle angehängt [**Modell 1a bis 4a**].

4. Resultate

Mit der Festlegung der Hypothesen und der für die Hypothesenprüfung erforderlichen Daten folgt das *Unterkapitel 4.1.*, das die Befunde der Modelle mit dem postsozialistischen Sample präsentiert. Ebendiese Modelle werden für das nachfolgende *Unterkapitel 4.2.* mit einem um westeuropäische Respondent:innen ergänzten Datensatz neu berechnet. Die abschließende Wiedergabe der Modelle mit dem *Jahrgang* der Befragten, als Ersatz für das *Alter* und die *Jahre im Autoritarismus*, erfolgt im *Unterkapitel 4.3.* Soweit nicht explizit etwas anderes angegeben wird, gilt für alle Angaben ein 95-prozentiges Konfidenzintervall.

4.1. Postsozialistische Modelle

Tabelle 2: Sozialisation im Autoritarismus und Politisches Vertrauen im Post-Autoritarismus

| | Modell 1 | Modell 2 | Modell 3 |
|---|-----------------|-----------------|------------------|
| Sozialisation | | | |
| Alter | -0,019 (0,010) | -0,019* (0,006) | -0,018* (0,006) |
| Jahre im Autoritarismus | 0,241 (0,015) | 0,025* (0,009) | 0,018 (0,010) |
| Bildungsgrad (Ref.: Hohe Bildung) | | | |
| Niedrige Bildung | 0,381 (0,196) | 0,538 (0,120) | 0,154 (0,140) |
| Mittlere Bildung | 0,423* (0,095) | 0,129** (0,057) | 0,256* (0,079) |
| Politische Diskussionen (Ref.: Sehr oft) | | | |
| Nie | 0,151 (0,418) | 0,065 (0,261) | -0,004 (0,323) |
| Selten | 1,080* (0,215) | 0,393* (0,132) | 0,539* (0,172) |
| Manchmal | 0,835* (0,125) | 0,294* (0,077) | 0,220** (0,100) |
| Oft | 0,598* (0,105) | 0,215* (0,063) | 0,223** (0,089) |
| Performanz | | | |
| Regierungszufriedenheit | | 0,676* (0,013) | 0,642* (0,015) |
| Wirtschaftssituation (Ref.: Viel schlechter) | | | |
| Eher schlechter | | 0,182** (0,081) | 0,162** (0,081) |
| Gleichbleibend | | 0,110 (0,083) | 0,105 (0,083) |
| Eher besser | | 0,563* (0,097) | 0,561* (0,097) |
| Viel besser | | 1,255* (0,139) | 1,202* (0,140) |
| Interaktionen | | | |
| Jahre im Autoritarismus x Bildungsgrad | | | |
| Niedrige Bildung | | | -0,011 (0,014) |
| Mittlere Bildung | | | -0,012** (0,005) |
| Jahre im Autoritarismus x Politische Diskussionen | | | |
| Nie | | | 0,005 (0,031) |
| Selten | | | -0,019 (0,013) |
| Manchmal | | | 0,008 (0,007) |
| Oft | | | -0,002 (0,006) |
| Jahre im Autoritarismus x Regierungszufriedenheit | | | 0,003* (0,001) |
| Kontrollfaktoren | | | |
| Beschäftigungssituation (Ref.: Arbeitnehmende) | | | |
| Arbeitnehmende (Pension) | -0,048 (0,189) | -0,129 (0,114) | -0,078 (0,114) |
| Beamte | 0,125 (0,162) | 0,021 (0,098) | 0,022 (0,098) |
| Beamte (Pension) | 0,126 (0,202) | -0,105 (0,122) | -0,102 (0,122) |
| Selbstständige | -0,188 (0,188) | -0,093 (0,113) | -0,112 (0,113) |
| Selbstständige (Pension) | 0,120 (0,297) | -0,057 (0,178) | -0,014 (0,178) |
| in Ausbildung | 0,069 (0,225) | 0,101 (0,138) | 0,073 (0,139) |
| Erwerbslos/Hausarbeit | 0,062 (0,164) | -0,141 (0,099) | -0,149 (0,098) |
| Arbeitsunfähig | 0,502 (0,293) | 0,228 (0,177) | 0,251 (0,177) |
| Sonstige | -0,009 (0,250) | -0,110 (0,157) | -0,112 (0,156) |
| Einkommenssituation (Ref.: Sehr schwer) | | | |
| Eher schwer | 0,430** (0,205) | 0,091 (0,124) | 0,112 (0,124) |
| Eher gut | 1,163* (0,202) | 0,272** (0,123) | 0,286** (0,123) |
| Sehr gut | 1,772* (0,255) | 0,420* (0,155) | 0,438* (0,155) |
| Geschlecht (Frau) | -0,004 (0,088) | 0,153* (0,053) | 0,138* (0,053) |
| Links-Rechts-Selbsteinstufung | 0,490* (0,018) | 0,056* (0,012) | 0,050* (0,012) |

(Fortsetzung)

| | | | |
|-----------------------------------|-----------------|------------------|------------------|
| Nachrichtenkonsum (Ref.: Täglich) | | | |
| 5-6 Tage/Woche | 0,043 (0,135) | 0,081 (0,082) | 0,084 (0,081) |
| 3-4 Tage/Woche | -0,086 (0,139) | 0,039 (0,084) | 0,039 (0,084) |
| 1-2 Tage/Woche | -0,220 (0,143) | -0,124 (0,086) | -0,125 (0,086) |
| Seltener | -0,404* (0,152) | -0,201** (0,093) | -0,209** (0,092) |
| Nie | -1,044* (0,158) | -0,337* (0,097) | -0,354* (0,097) |
| Parteinähe | 0,393* (0,096) | 0,248* (0,059) | 0,264* (0,059) |
| Religiosität | 0,196* (0,014) | 0,034* (0,009) | 0,034* (0,009) |
| Wohnsitz (Ungarn) | -0,177 (0,093) | -0,097 (0,056) | -0,094 (0,056) |
| Konstante | -1,334* (0,438) | 0,071 (0,269) | 0,126 (0,280) |
| R² | 0,364 | 0,774 | 0,776 |
| Adjusted R² | 0,358 | 0,771 | 0,773 |
| N | 3.355 | 3.295 | 3.295 |

**p < 0.05; *p < 0.01.

Multiple lineare Regressionsmodelle nach dem OLS-Prinzip [*ordinary least squares*]. Die abhängige Variable gibt das politische Vertrauen in politische Institutionen an und reicht von 0 bis 10 Skalenpunkten. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Skalenpunkten. Standardfehler in Klammern. 95% Konfidenzintervall. Regressionsoutput im Anhang: Tabelle 5 bis 7. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

Mit vier Sozialisations- und acht Drittvariablen kann das postsozialistische Grundmodell [**Modell 1**] insgesamt 35,8% der Varianz des politischen Vertrauens in das postsozialistische Regime erklären. Die Prognose weicht dabei im Durchschnitt um 2,46 Skalenpunkte ab. Die Gefahr der Multikollinearität beschränkt sich im Wesentlichen auf die zwei altersbezogenen Variablen und verbleibt insgesamt in einem tolerierbaren Bereich: Der Varianzinflationsfaktor [VIF] liegt bei 2,46. Das Grundmodell ist insgesamt kein allzu starkes Modell und doch ist es eine signifikante Verbesserung gegenüber dem fiktiven Nullmodell, das zur Erklärung einzig den Mittelwert der abhängigen Variable heranziehen würde. Die relative Erklärungskraft des Grundmodells ist aber vorrangig ein Verdienst der Kontrollvariablen.

Sollten das *Alter* der Respondent:innen und die Anzahl der *Jahre im Autoritarismus* für die Erklärung des politischen Vertrauens noch theoretisch zentral sein, fallen empirisch beide Regressionskoeffizienten nicht statistisch signifikant aus. Die Bestätigung der **Hypothese 1** scheitert und auch eine nachträgliche Reduktion des Konfidenzintervalls auf 90% würde daran nichts inhaltlich ändern. Das politische Vertrauen [Skala: 0 bis 10] fällt demnach mit jedem zusätzlichen Lebensjahr um 0,019 Punkte und wird wiederum von jedem zusätzlichen Lebensjahr im Realsozialismus um 0,024 Punkte ausgeglichen. Ausgehend von den jüngsten Befragten ohne sozialistische Erfahrung [18 Jahre; 3,44 Punkte] fällt das politische Vertrauen zunächst auf ein Plateau [39 Jahre; 3,03 Punkte] – bevor die Autoritarismus-Erfahrung ihre positive Wirkung entfaltet und das Vertrauen vernachlässigbar auf 3,17 Skalenpunkte hebt [88 Jahre (älteste Respondent:innen)].

Dass die anderen zwei Indikatoren für die politische Sozialisation [*Bildung* und *Politische Diskussionen*] zumindest in *einem* statistisch signifikanten Verhältnis zum Vertrauen stehen, bestätigt der Waldtest. Der **Hypothese 2** kommt das dennoch nicht entgegen, weil das höchste Vertrauen den Personen mit einem mittleren Bildungsgrad zugeordnet wird [3,32 Punkte]. Mit dem Erwerb eines höheren Bildungsgrades *sinkt* das Vertrauen statistisch signifikant auf 2,90 Skalenpunkte herab. Befragte mit einem formal-niedrigen Bildungsgrad [3,28 Punkte] lassen sich wiederum von keiner anderen Bildungsgruppe signifikant unterscheiden. Zumindest eine partielle Unterstützung widerfährt der **Hypothese 3**, da – mit der Ausnahme der wenigen *nie* im Familienkreis diskutierenden Respondent:innen [2,80 Punkte] – das politische Vertrauen tatsächlich mit häufiger-werdenden politischen Diskussionen abnimmt. Liegt das Vertrauen in das postsozialistische Regime bei *seltenen* Diskussionen bei 3,73 Punkten, so stürzt der Wert mit *sehr häufigen* Diskussionen statistisch signifikant auf bis zu 2,65 Skalenpunkte ab.

Eine deutlich höhere Erklärungskraft hat die individuelle *Einkommenssituation*. Es besteht ein quasi-linearer Zusammenhang zwischen dem finanziellen Auskommen und dem Vertrauen in das postsozialistische Regime. Im Vergleich zu Individuen, die den Alltag nur *sehr schwer* meistern können [2,22 Punkte], ist jede einzelne Form der Besserung mit einem signifikant höheren Vertrauen assoziiert. Der dabei höchstmögliche Vertrauenssprung von 1,77 Punkten scheint groß zu sein, symbolisiert aber auch nur eine Vertrauenssteigerung auf den Wert 4,0 – ein doch nur geringer Wert für eine Skala von 0 bis 10.

Einen statistisch signifikanten, aber ungleich substantiellen, Effekt bietet die *Parteinähe*. Die Identifikation mit einer jedweden politischen Partei bedeutet für das politische Vertrauen ein Plus von 0,39 Punkten. Bedeutender scheint die *Links-Rechts-Selbsteinstufung*. Wer sich am linken Rand des politischen Spektrums sieht [Wert = 0], kommt im Grundmodell auf ein Vertrauen von 0,57 Punkten. Dies kommt einer absoluten Abwesenheit jeglicher politischer Unterstützung nahe. Mit jedem Sprung nach rechts steigt das politische Vertrauen allerdings um 0,49 Punkte, sodass rechtsradikale Befragte [Wert = 10] bei einem Vertrauenswert von 5,47 zu liegen kommen – was neuerlich das nur geringe Vertrauen in die postsozialistischen Regime bezeugt. Eine ähnliche Interpretation gilt der *Religiosität*: Steigt die Wichtigkeit der Religion für das Individuum um den Wert 1, so steigt das auch das Vertrauen um 0,20 Punkte mit – von 2,34 [Wert = 0] auf bis zu 4,29 Skalenpunkte [Wert = 10].

Da die *Beschäftigungssituation*, das *Geschlecht* und der *Wohnsitz* keine Signifikanz bieten, verbleibt der *Nachrichtenkonsum*. Alle regulären [täglichen bis wöchentlichen] Zuseher:innen unterscheiden sich nur insignifikant voneinander, doch sinkt bei einem unregelmäßigen oder keinem Konsum das politische Vertrauen vergleichsweise um bis zu einen Vertrauenspunkt.

Die Berechnung des Vollmodells [**Modell 2**] erfordert die Aufnahme zwei weiterer Variablen, die als Indikatoren für die Performanz der gegenwärtigen politischen Autoritäten dienen. Mit dieser kleinen Änderung kann die Erklärungskraft des Modells deutlich gesteigert werden. Es können nun gar 77,1% der Varianz der abhängigen Variable erklärt werden – eine signifikante Besserung gegenüber dem Nullmodell *und* dem Grundmodell. Die mittlere Fehlerabweichung kann zugleich auf 1,47 Skalenpunkte reduziert werden. Maßgeblich dafür verantwortlich ist die *Regierungszufriedenheit*. Der Zusammenhang zum Vertrauen ist statistisch signifikant und außerordentlich stark – was angesichts der niedrigen Vertrauenswerte offenkundig die geringe Zufriedenheit mit der Regierung widerspiegelt. Mit jedem Anstieg der Zufriedenheit um den Wert 1 steigt das Vertrauen in das postsozialistische Regime um 0,68 Punkte mit – was sich rechnerisch in einem maximalen Anstieg des Vertrauens von 0,80 [Wert = 0] auf 7,56 Punkte [Wert = 10] ausdrückt. Im Falle der retrospektiven Einschätzung der *Wirtschaftssituation* bedarf eine statistisch signifikante Vertrauenssteigerung hingegen zunächst ein deutlich positiveres Stimmungsbild. Wird die Entwicklung der nationalen Wirtschaftslage in den zwölf Monaten vor der Datenerhebung als *sehr schlecht* bewertet, so landet der Vertrauenswert bei 2,85 Punkten. Mit einer als *sehr gut* empfundenen Wirtschaftsentwicklung kann das Vertrauen jedoch auf bis zu 4,11 Skalenpunkte gehoben werden. Wenngleich die Direktfrage nach der Regierungsperformanz in einem stärkeren Zusammenhang steht, ist in beiden Fällen die **Hypothese 4** als bestätigt anzusehen.

Die Inklusion der beiden Performanz-Variablen hat Implikationen für das restliche Modell. So werden das *Alter* und die *Jahre im Autoritarismus* in einen statistisch signifikanten Bereich gedrückt, obwohl die Stärke und das Vorzeichen der Koeffizienten gleich verbleibt: Mit jedem zusätzlichen Lebensjahr sinkt das Vertrauen um 0,019 Punkte und wird wiederum mit jedem weiteren Lebensjahr im Autoritarismus um 0,025 Punkte ausgeglichen – im Widerspruch zur **Hypothese 1**. Eine Manipulation des Grund- und Vollmodells mittels einer Dichotomisierung der *Jahre im Autoritarismus* [Wert = 1, wenn vor 1980 geboren] beschränkt sich weitgehend auf eine Schwächung der zwei altersbezogenen Variablen und eine geringfügige Reduktion des Varianzinflationsfaktors [siehe **Modelle R1** und **R2** im Anhang: Tabelle 8 und 9].

Analog zum Alterseffekt taucht mit dem Modell 2 ein *Gender Gap* auf: Frauen haben ein um 0,15 Punkte höheres politisches Vertrauen als Männer. Ihr *Bildungsgrad* verliert dagegen an Signifikanz, obgleich Befragte mit den höchsten Bildungsabschlüssen [3,10 Punkte] erneut über ein statistisch signifikant geringeres Vertrauen verfügen als Personen mit einem mittleren Bildungsgrad [3,22 Punkte]. Die Interpretation der *politischen Diskussionen* weicht allenfalls durch eine grundsätzliche Schwächung der Variable ab. *Seltene* politische Diskussionen sind

im Vergleich zu *sehr häufigen* Diskussionen nur mehr mit einem Anstieg des Vertrauens um 0,39 Punkte verbunden [vgl. Modell 1: 1,08 Punkte]. Damit kann die **Hypothese 3** weiterhin als tendenziell bestätigt betrachtet werden, im Gegensatz zur **Hypothese 2**. Analog büßen die *Einkommenssituation*, die *Links-Rechts-Selbsteinstufung*, der *Nachrichtenkonsum*, die *Parteinähe* und die *Religiosität* an Stärke ein. Der *Wohnsitz* bleibt ohne Relevanz.

Das **Modell 3** repräsentiert die letzte Erweiterungsstufe. Zwar erkennt der Likelihood-Ratio-Test in der Inkorporation von drei Interaktionen eine statistisch signifikante Änderung wieder, doch der Anstieg des *Adjusted R²* um zwei Zehntel-Prozentpunkte [77,3% statt 77,1%] weist im Voraus auf nur einen geringen Erkenntniszugewinn hin.

Die Anzahl der *Jahre im Autoritarismus* verliert mit Modell 3 ihre statistische Signifikanz. Der *Bildungsgrad* und die *Politischen Diskussionen* sind davon nicht unmittelbar betroffen, dafür aber der jeweilige Interaktionsterm. Es sind daher höchstens ungesicherte Aussagen möglich, die mit Vorbehalt zu betrachten sind. So dürften zusätzliche Jahre im Autoritarismus das politische Vertrauen in allen Bildungsgruppen heben – was für Hochschulabsolvent:innen aber in einem stärkeren Ausmaß gelte und in einer Umkehrung des negativen Bildungseffekts nach grob 22 Jahren im Autoritarismus resultiere. Entsprechend sollten Respondent:innen mit längerer Autoritarismus-Erfahrung über ein höheres politisches Vertrauen aufweisen, sollten sie zugleich über einen höheren Bildungsgrad verfügen. Nur hilft selbst eine Missachtung des Waldtests der **Hypothese 2a** nicht, weil eine solche Tendenz den Erwartungen widerspricht. Die Erfahrung mit dem autoritären Regime scheint ebenfalls unabhängig der Häufigkeit der politischen Diskussionen das politische Vertrauen in das heutige Regime zu erhöhen. Allein die Vertrauenswerte der *selten*-diskutierender Personen fallen weitgehend unberührt aus. Die **Hypothese 3a** ist zu widerlegen. Eine Aussage zur intergenerationellen Transmission des politischen Misstrauens ist nur schwer möglich. Damit junge, post-autoritäre Generationen das politische Misstrauen von älteren Respondent:innen übernehmen können, müssten letztere über ein [höheres] politisches Misstrauen verfügen. Das ist offenbar nicht der Fall.

Neuerlich bilden die *Regierungszufriedenheit* und die *Wirtschaftssituation* das Rückgrat des Modells. Die Interaktion der Regierungszufriedenheit mit den Jahren im Autoritarismus ist nicht gleichermaßen bedeutend, aber zumindest handelt es sich um den einzigen statistisch signifikanten Interaktionsterm. Demnach stärkt jedes zusätzliche Jahr im Autoritarismus das positive Verhältnis zwischen der Zufriedenheit mit der Nationalregierung und dem politischen Vertrauen in das postsozialistische Regime. Selbst bei einer gleichbleibenden Unzufriedenheit sorgt die längere Autoritarismus-Erfahrung tendenziell für ein höheres politisches Vertrauen. Damit wird jedoch weder die **Hypothese 4a** noch die **Hypothese 4b** vom Modell unterstützt.

Klassisch kann die Robustheit der Befunde mit einer Neuskalierung der abhängigen Variable überprüft werden. Wird diese beispielsweise auf zwei binäre Ausprägungen reduziert, so wird der Rückgriff auf ein logistisches Regressionsmodell vorausgesetzt. Für den Robustness-Test [siehe **Modelle R1log** bis **R3log** im Anhang: Tabelle 10 bis 12] wird das *politische Vertrauen* als gegeben kodiert [Wert = 1], wenn gegenüber *beiden* politischen Institutionen [Parlament und Regierung] ein Vertrauenswert über 4 ausgesprochen wird. Es geht somit um keinen Durchschnittswert. Vielmehr wird den Individuen zumindest eine neutrale Haltung abverlangt – ein Kriterium, das von 30,4% der postsozialistischen Respondent:innen erbracht wird.

Ein grundsätzlicher Rückgang der Modellgüte ist dabei nicht auszuschließen. Das *Pseudo R²* nach McFadden ist ein Hilfsmaß, dessen Interpretation weniger stringent ist als im Falle des [*Adjusted*] *R²*. So sind hohe Werte faktisch nicht zu erreichen. Ein unmittelbarer Vergleich der beiden Maße ist ebenfalls nicht möglich. Es können aber zumindest andere Hilfsmaße zur genaueren Interpretation der logistischen Modelle herangezogen werden. So weist das Modell 1log ein *Pseudo R²* von 24,1% auf und kann zugleich 77,5% aller Werte korrekt zuordnen [*Count R²*; vgl. Nullmodell: 68,9%]. Das Modell 2log [*Pseudo R²*: 55,0%; *Count R²*: 88,2%] stellt folgend eine statistisch signifikante Verbesserung dar, nicht aber das Modell 3log. In den drei Modellen steigt der Varianzinflationsfaktor [VIF] über 4 und macht damit viel eher auf die Gefahr der Multikollinearität aufmerksam.

Das *Alter* der Respondent:innen und die entsprechende Anzahl der *Jahre im Autoritarismus* sind in keinem der drei logistischen Modelle statistisch signifikant. Analog zu den linearen Regressionen ist aber die Chance für Respondent:innen mit einem mittleren *Bildungsgrad* politisches Vertrauen zu bekunden 1,62 Mal so hoch wie für Hochschulabsolvent:innen. Eine längere Autoritarismus-Erfahrung dürfte den Bildungseffekt auch hier tendenziell umkehren, da Befragte mit dem formal-höchsten Bildungsgrad am ehesten an Vertrauen zugewinnen. Damit können die **Hypothesen 1, 1a, 2 und 2a** allesamt nicht bestätigt werden.

Der Waldtest bescheinigt den *politischen Diskussionen* zwar nur im Grundmodell [Modell 1log] eine statistische Signifikanz und doch kann mit Hinblick auf alle Modelle in Abhängigkeit der steigenden Diskussionshäufigkeit eine geringere Wahrscheinlichkeit des politischen Vertrauens argumentiert werden – mit der Ausnahme der *nie* mit der Familie diskutierenden Befragten. Insgesamt ist das ein nur schwacher Hinweis für die Gültigkeit der **Hypothese 3**. Zusätzliche Jahre im Autoritarismus scheinen die Wahrscheinlichkeit des politischen Vertrauens für *sehr oft*, *oft* und *selten* diskutierende Respondent:innen noch weiter zu reduzieren, doch für eine Bestätigung der **Hypothese 3a** reicht diese Tendenz nicht.

Die *Regierungszufriedenheit* liefert hingegen eine abermalige Bestätigung der **Hypothese 4**. Steigt die Zufriedenheit mit der amtierenden Nationalregierung um den Wert 1, so erhöht sich die Chance des politischen Vertrauens um das Zweifache. Mit einer kategorialen Variante dieser Variable wäre der Effekt noch drastischer, aber ungleich linear. Im Modell 2log würde – im Vergleich zu den absolut Unzufriedenen [Wert = 0] – die Chance einer Vertrauensäußerung mit abnehmender Unzufriedenheit zunächst auf das 12,6-fache [Wert = 4] steigen, bevor die Chance mit der zunehmenden Zufriedenheit auf das bis zu 200-fache explodiert [Wert = 7] und bei absoluter Zufriedenheit mit einer 340-fachen Chance zu liegen kommt [Wert = 10].

Die Interaktion zwischen der *Regressionszufriedenheit* und den *Jahren im Autoritarismus* ist auch in den logistischen Modellen der einzige statistisch signifikante Interaktionsterm. Die Wahrscheinlichkeit einer Vertrauensäußerung liegt allerdings bei einer äußerst geringen oder keiner Zufriedenheit nahezu bei null Prozent – unabhängig der Autoritarismus-Erfahrung, die ansonsten tendenziell bestrafend wirkt. Nur bei einer hohen Regierungszufriedenheit [Wert = 8 bis 10] dürfte eine längere Anzahl der Jahre im Realsozialismus das politische Vertrauen begünstigen. Dies spricht nicht für die **Hypothese 4a**, aber deutlich für die **Hypothese H4b**.

Interessanterweise verlieren in den Vollmodellen die bis dato konsequent relevanten Items *Wirtschaftssituation* und *Einkommenssituation* an Bedeutung. Auch stehen das *Geschlecht* und die *Parteinähe* nun in keinem signifikanten Verhältnis zum politischen Vertrauen.

4.2. Gesamteuropäische Modelle

Die Modelle 4 bis 6 entsprechen im Aufbau grundsätzlich den postsozialistischen Modellen 1 bis 3. Allerdings erfordert die Berücksichtigung der westeuropäischen Respondent:innen eine entsprechend angepasste *Wohnsitz*-Variable.

Tabelle 3: Sozialisation und Politisches Vertrauen

| | Modell 4 | Modell 5 | Modell 6 |
|--|-----------------|-----------------|-----------------|
| Sozialisation | | | |
| Alter | -0,001 (0,003) | 0,003 (0,002) | 0,003 (0,002) |
| Jahre im Autoritarismus | -0,006 (0,005) | -0,011* (0,003) | -0,031* (0,005) |
| Bildungsgrad (Ref.: Hohe Bildung) | | | |
| Niedrige Bildung | -0,079 (0,088) | -0,211* (0,057) | -0,234* (0,058) |
| Mittlere Bildung | 0,054 (0,058) | -0,110* (0,037) | -0,147* (0,041) |
| Politische Diskussionen (Ref.: Sehr oft) | | | |
| Nie | 0,514** (0,217) | -0,003 (0,142) | -0,013 (0,149) |
| Selten | 1,041* (0,123) | 0,354* (0,080) | 0,377* (0,086) |
| Manchmal | 0,826* (0,074) | 0,217* (0,049) | 0,194* (0,052) |
| Oft | 0,540* (0,068) | 0,190* (0,044) | 0,183* (0,049) |
| Performanz | | | |
| Regierungszufriedenheit | | 0,670* (0,080) | 0,653* (0,082) |

(Fortsetzung)

| | | | |
|---|------------------|-----------------|-----------------|
| Wirtschaftssituation (Ref.: Viel schlechter) | | | |
| Eher schlechter | | 0,393* (0,054) | 0,379* (0,054) |
| Gleichbleibend | | 0,523* (0,057) | 0,521* (0,056) |
| Eher besser | | 0,716* (0,066) | 0,694* (0,066) |
| Viel besser | | 1,357* (0,104) | 1,192* (0,106) |
| Interaktionen | | | |
| Jahre im Autoritarismus x Bildungsgrad | | | |
| Niedrige Bildung | | | 0,015 (0,013) |
| Mittlere Bildung | | | 0,008 (0,004) |
| Jahre im Autoritarismus x Politische Diskussionen | | | |
| Nie | | | 0,005 (0,028) |
| Selten | | | -0,014 (0,011) |
| Manchmal | | | 0,007 (0,006) |
| Oft | | | -0,001 (0,005) |
| Jahre im Autoritarismus x Regierungszufriedenheit | | | 0,005* (0,001) |
| Kontrollfaktoren | | | |
| Beschäftigung (Ref.: Arbeitnehmende) | | | |
| Arbeitnehmende (Pension) | 0,031 (0,101) | 0,110 (0,065) | 0,107 (0,065) |
| Beamte | -0,077 (0,095) | 0,028 (0,062) | 0,023 (0,061) |
| Beamte (Pension) | -0,058 (0,114) | 0,056 (0,073) | 0,069 (0,073) |
| Selbstständige | -0,269** (0,119) | -0,100 (0,077) | -0,104 (0,076) |
| Selbstständige (Pension) | 0,074 (0,168) | 0,057 (0,108) | 0,079 (0,108) |
| in Ausbildung | 0,541* (0,119) | 0,327* (0,079) | 0,332* (0,079) |
| Erwerbslos/Hausarbeit | 0,034 (0,102) | -0,103 (0,065) | -0,104 (0,065) |
| Arbeitsunfähig | 0,143 (0,195) | 0,191 (0,126) | 0,180 (0,125) |
| Sonstige | -0,148 (0,134) | -0,021 (0,088) | -0,014 (0,088) |
| Einkommenssituation (Ref.: Sehr schwer) | | | |
| Eher schwer | 0,557* (0,119) | 0,136 (0,077) | 0,145** (0,077) |
| Eher gut | 1,544* (0,117) | 0,482* (0,077) | 0,497* (0,076) |
| Sehr gut | 2,486* (0,144) | 0,788* (0,094) | 0,823* (0,094) |
| Geschlecht (Frau) | -0,058 (0,054) | 0,030 (0,035) | 0,026 (0,035) |
| Links-Rechts-Selbsteinstufung | 0,242* (0,011) | -0,027* (0,007) | -0,033* (0,007) |
| Nachrichtenkonsum (Ref.: Täglich) | | | |
| 5-6 Tage/Woche | 0,180** (0,078) | 0,098** (0,050) | 0,091 (0,050) |
| 3-4 Tage/Woche | -0,063 (0,084) | -0,036 (0,054) | -0,039 (0,054) |
| 1-2 Tage/Woche | -0,261* (0,087) | -0,160* (0,056) | -0,171* (0,056) |
| Seltener | -0,526* (0,101) | -0,262* (0,066) | -0,275* (0,066) |
| Nie | -0,876* (0,104) | -0,374* (0,068) | -0,384* (0,068) |
| Parteinähe | 0,686* (0,060) | 0,404* (0,039) | 0,419* (0,039) |
| Religiosität | 0,133* (0,008) | 0,021* (0,006) | 0,020* (0,006) |
| Wohnsitz (Ref.: Westeuropa) | | | |
| Polen | -1,161* (0,088) | -0,642* (0,058) | -0,652* (0,058) |
| Ungarn | -1,494* (0,093) | -0,812* (0,061) | -0,804* (0,061) |
| Konstante | 0,728* (0,198) | 0,370* (0,130) | 0,505* (0,132) |
| R² | 0,250 | 0,696 | 0,699 |
| Adjusted R² | 0,247 | 0,695 | 0,697 |
| N | 9.379 | 9.172 | 9.172 |

**p < 0.05; *p < 0.01.

Multiple lineare Regressionsmodelle nach dem OLS-Prinzip [*ordinary least squares*]. Die abhängige Variable gibt das politische Vertrauen in politische Institutionen an und reicht von 0 bis 10 Skalenpunkten. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Skalenpunkten. Standardfehler in Klammern. 95% Konfidenzintervall. Regressionsoutput im Anhang: Tabelle 13 bis 15. Eigene Berechnung. Daten der RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey [Wave 1] (2019).

Mit der Ausweitung des Samples kann das Grundmodell [**Modell 4**] nur mehr 24,7% der Varianz des Vertrauens in das gegenwärtige politische Regime erklären und damit aber immer noch statistisch signifikant mehr als ein Nullmodell. Die durchschnittliche Fehlerabweichung liegt bei 2,51 Punkten. Zugleich reduziert die geringere Korrelation von *Alter* und *Jahre im Autoritarismus* den Varianzinflationsfaktor [VIF] auf 1,94.

Wie bereits im postsozialistischen Grundmodell [Modell 1] lässt sich die Erklärungskraft vorrangig auf die Kontrollvariablen zurückführen, denn weder das *Alter* noch die *Jahre im Autoritarismus* stehen in einem statistisch signifikanten Verhältnis zum politischen Vertrauen. Auch ein probeweises Entfernen einer der beiden Variablen zieht keine wesentliche Änderung mit sich. Ohne Signifikanz ist zudem der *Bildungsgrad*, womit weder die **Hypothese 1** noch **2** bestätigt werden können. Daher verbleibt als einziger signifikanter Ausdruck der politischen Sozialisation die Häufigkeit der *politischen Diskussionen*. Analog zu den postsozialistischen Modellen zeichnen sich Respondent:innen, die politische Inhalte zuletzt *sehr oft* mit ihrer Familie diskutiert haben, durch die niedrigsten Vertrauenswerte aus [3,54 Punkte]. Sinkt die Frequenz der politischen Diskussionen, so steigt das Vertrauen statistisch signifikant auf bis zu 4,58 Skalenpunkte [*selten*]. Befragte *ohne* Familiendiskussionen [4,05 Punkte] verbleiben die Ausnahme von der Regel. Wurde dieser partiell-negative Zusammenhang zuvor noch als eine Bestätigung der **Hypothese 3** interpretiert, so ist das nun nicht möglich. Offenkundig besteht auch in konsolidierten Demokratien ein solcher Zusammenhang, womit es sich um keinen dezidiert postsozialistischen bzw. post-autoritären Effekt handeln dürfte.

Die *Einkommenssituation* der Respondent:innen erfährt im europäischen Grundmodell eine größere Bedeutung als im postsozialistischen Gegenstück. Die Differenz zwischen Befragten, die das alltägliche Leben mit den ihnen zur Verfügung stehenden Finanzmitteln *sehr schwer* stemmen können [2,82 Punkte] und denjenigen mit einer *sehr guten* Einkommenssituation [5,31 Punkte], beträgt immerhin 2,49 Skalenpunkte [vgl. Modell 1: 1,77]. Gleichfalls erlangt die *Parteinähe* einen größeren Stellenwert und bringt einen Bonus im Wert von 0,69 Punkten mit sich [vgl. Modell 1: 0,39 Punkte]. Umgekehrt verlieren die *Links-Rechts-Selbsteinstufung* und die *Religiosität* an Stärke, wovon die Interpretation grundsätzlich unberührt verbleibt: Rechte und religiöse Befragte vertrauen dem politischen Regime eher als linke und areligiöse Respondent:innen. Gewisse Abweichungen sind auch beim *Nachrichtenkonsum* festzustellen. Ein nur seltener oder gar kein Konsum von Fernsehnachrichten [3,68 bzw. 3,33 Punkte] ist in Relation zu tagtäglichen Zuseher:innen [4,20 Punkte] erneut mit einem signifikant geringeren Vertrauen assoziiert. Für das höchste Vertrauensniveau müssen Nachrichten allerdings nicht notwendigerweise täglich verfolgt werden [*fünf bis sechs Wochentage*: 4,38 Punkte].

Erstmals kann mit einer 95-prozentigen Wahrscheinlichkeit ausgeschlossen werden, dass alle Berufsgruppen [*Beschäftigungssituation*] über ein gleiches Vertrauensniveau verfügen. Das höchste politische Vertrauen äußern demnach Schüler:innen, Student:innen und Lehrlinge [*in Ausbildung*: 4,59 Punkte] und diese weichen damit statistisch signifikant von allen anderen Berufsgruppen ab – mit der Ausnahme der arbeitsunfähigen Personen [4,19 Skalenpunkte]. Am gegenüberliegenden Ende liegen Selbstständige, die nur mehr einen Vertrauenswert von 3,78 aufbringen. Gegenwärtige und ehemalige Arbeitnehmer:innen [4,05 bzw. 4,08 Punkte] stehen beispielsweise wiederum zwischen diesen ‚Extremen‘.

Abschließend gilt, dass ein *Wohnsitz* in Westeuropa [4,54 Punkte] – allen anderen Faktoren zu trotz – mit einem höheren Vertrauensniveau einhergeht als ein polnischer [3,38 Punkte] oder eine ungarischer Wohnsitz [3,04 Punkte]. Alle drei Wertedifferenzen sind zugleich statistisch signifikant. Das *Geschlecht* verbleibt als einzige Kontrollvariable ohne Signifikanz. Dem europaweiten Vollmodell [**Modell 5**] gelingt es 69,5% aller Fälle korrekt vorherzusagen. Die durchschnittliche Abweichung fällt auf 1,60 Punkte, womit das Modell 5 eine statistisch signifikante Verbesserung gegenüber dem Grundmodell [Modell 4] repräsentiert. Wesentlich für die Erklärungskraft verantwortlich ist die Variable *Regierungszufriedenheit*. Jeder Anstieg der Zufriedenheit um den Wert 1 bedeutet zeitgleich einen Anstieg des Vertrauens in das politische Regime um 0,67 Punkte. Sind die Befragten ausnahmslos unzufrieden [Wert = 0], so liegt der Vertrauenswert bei 1,38 Punkten. Erreicht die Zufriedenheit mit der Regierung aber ihr Maximum [Wert = 10], so steigt das politische Vertrauen auf 8,08 Punkte. Neben der Direktfrage nach der Zufriedenheit mit der Regierungsperformanz, sollte die retrospektive Bewertung der *Wirtschaftssituation* den Stellenwert der Performanz unterstreichen. Der Effekt ist quasi-linear und geringfügig stärker als im postsozialistischen Vollmodell [Modell 2]. Eine als *sehr besser* wahrgenommene Wirtschaftsentwicklung [4,95 Punkte] bedeutet immerhin ein Plus von 1,36 Vertrauenspunkten – ausgehend von Befragten, die der Nationalwirtschaft einen *sehr schlechteren* Zwischenstand zuschreiben [3,60 Punkte]. So wird die Gültigkeit der **Hypothese 4** von beiden Variablen deutlich bekräftigt.

Eine statistisch gesicherte Aussage zum Effekt des *Alters* der Respondent:innen ist mit dem Modell 4 nicht möglich – zumindest nicht ohne eine Reduktion des Konfidenzintervalls auf 90%. Dafür steht aber die Anzahl der *Jahre im Autoritarismus* in einem signifikant negativen Zusammenhang mit dem Vertrauen, wenngleich der Effekt mit 0,01 Punkten pro Lebensjahr nur wenig maßgeblich wirkt. Die längstmögliche Autoritarismus-Erfahrung von 45 Jahren kommt demnach einem Rückgang des Vertrauens von 4,11 auf 3,63 Skalenpunkten gleich. Werden beide altersbezogenen Variablen in Verbindung gesetzt, so wird für 18-Jährige ein

Vertrauen von 4,01 Punkten berechnet, das mit einem Anstieg des Alters auf 39 Jahre auf 4,08 Punkte gehoben wird. Nun trennen unterschiedliche Sozialisationserfahrungen die Befragten. 84-jährige Respondent:innen, die den Realsozialismus vom Anfang bis zum Ende miterlebten, äußern demnach einen Vertrauenswert von 3,74 Punkten – wohingegen ein:e in Westeuropa sozialisierte:r gleichaltrige:r Respondent:in auf 4,22 Vertrauenspunkte kommt. Damit erlangt die **Hypothese 1** erstmals eine schwache Bestätigung. Würden die kontinuierlichen *Jahre im Autoritarismus* durch eine binäre Version [Wert = 1, wenn vor 1980 geboren] ersetzt werden, so würden sich die Folgen allenfalls auf eine Schwächung der zwei altersbezogenen Variablen beschränken [siehe **Modelle R4** und **R5** im Anhang: Tabelle 16 und 17].

Der *Bildungsgrad* der Respondent:innen steht ebenfalls in einem statistisch signifikanten Verhältnis zum politischen Vertrauen. Das höchste Vertrauen ist nun jedoch mit dem höchsten Bildungsgrad verknüpft [4,15 Punkte] und obwohl sich Respondent:innen mit niedrigen und mittleren Bildungsgraden [3,94 bzw. 4,04 Punkte] nur mit einer 90-prozentigen Probabilität voneinander unterscheiden, ist ein positiver Bildungseffekt im Einklang mit der **Hypothese 2** zu erkennen. Um eine umfängliche Bestätigung der Hypothese handelt es sich aber nicht, da sich dieses Ergebnis einzig auf die Erweiterung des Samples um Befragte aus konsolidierten, westeuropäischen Demokratien zurückführen lässt. Im Falle der *politischen Diskussionen* bekräftigt das Modell 5 hingegen ein aus den vorherigen Modellen bekanntes Schema. Das geringste Vertrauen ist abermals an den Rändern der Ordinalskala zu finden – bei *keinen* oder *sehr häufigen* Diskussionen im Kreise der Familie [je 3,91 Skalenpunkte]. Über das höchste Vertrauen verfügen wiederum Respondent:innen, die politische Inhalte nur *selten* diskutieren [4,26 Punkte]. Analog zum Modell 4 ist von keiner Bestätigung der **Hypothese 3** auszugehen, da sich dieser Befund nicht auf den postsozialistischen Raum beschränkt.

Mit 4,36 Punkten äußern Respondent:innen in schulischer oder beruflicher Ausbildung [*Beschäftigungssituation*] auch in Modell 5 das höchste politische Vertrauen, doch insgesamt sind die Abstände zu den anderen Berufsgruppen kleiner geworden. Die *Einkommenssituation* behält auf eine ähnliche Weise gar nur mehr ein Drittel der ursprünglichen Stärke. Indem finanziell *sehr schwer* belastete Respondent:innen ein Vertrauen von 3,69 statt 2,82 Punkten aufweisen, ist das Ausgangsniveau ein höheres als in Modell 4, doch gleichzeitig hebt der Wohlstand das Vertrauen in das politische Regime allerhöchstens auf 4,48 statt 5,31 Punkte. Damit steht die Variable aber immer noch in einem stärkeren Verhältnis zum politischen Vertrauen als im postsozialistischen Modell 2. Ähnliche Tendenzen verzeichnen der *Nachrichtenkonsum* und die *Parteinähe*.

Die *Links-Rechts-Selbsteinstufung* und *Religiosität* büßen in beiden Gegenüberstellungen an Relevanz ein, wobei sich im ersten Fall sogar das Vorzeichen ändert: Mit jedem Sprung nach rechts [Skala: 0 bis 10] reduziert sich das politische Vertrauen [Skala 0 bis 10] um 0,03 Punkte. Auch der *Wohnsitz* hinterlässt auf das politische Vertrauen keine allzu starke Prägung. Das Leben in Polen bzw. Ungarn [3,69 bzw. 3,52 Punkte] verringert das Vertrauen nur mehr um 0,64 bzw. 0,81 Punkte – im Vergleich zu einem Wohnsitz in Westeuropa [4,33 Punkte]. Das *Geschlecht* erlangt abschließend auch mit dem Modell 5 keine statistische Signifikanz.

Das gesamteuropäische **Modell 6** erweitert als direktes Gegenstück zum postsozialistischen Modell 3 das Vollmodell um drei Interaktionsterme, deren Inklusion auch in diesem Fall nur eine geringfügige [wenngleich statistisch signifikante] Verbesserung darstellt. Im Unterschied zum Modell 3 sind die *Jahre im Autoritarismus* zwar statistisch signifikant [negativ], doch die Interaktion mit dem *Bildungsgrad* bzw. mit den *politischen Diskussionen* erlangt trotzdem keine statistische Signifikanz. Es lassen sich höchstens unbestätigte Tendenzen beschreiben. So scheint sich der, im Vollmodell [Modell 5] beobachtete, positive Bildungseffekt nach grob 15 Jahren im Realsozialismus umzukehren. Das politische Vertrauen der Respondent:innen mit einem mittleren Bildungsgrad bleibt unabhängig der Dauer der Autoritarismus-Erfahrung auf einem gleichbleibenden Niveau, wogegen das Vertrauen der Hochschulabsolvent:innen tendenziell sinkt und im Falle niedrigerer Abschlüsse steigt. Diese Tendenzen stehen im Konflikt mit dem postsozialistischen Modell 3 und im Widerspruch zur **Hypothese 2a**. Es ist für alle Bildungsgruppen ein negativer Autoritarismus-Effekt erwartet worden, der allenfalls durch einen höheren Bildungsgrad abgeschwächt werde.

Auch die **Hypothese 3a** ist mit [einem nicht signifikanten] Widerspruch konfrontiert. Das Ausmaß des Vertrauens scheint von der Dauer der autoritären Erfahrung unberührt, sollten die Befragten *nie* oder nur *manchmal* mit der Familie über politische Themen sprechen. Für alle Anderen wird ein Rückgang des Vertrauens in Abhängigkeit der Dauer der autoritären Erfahrung berechnet – wobei *selten*-Diskutierende vom Vertrauensrückgang stärker betroffen erscheinen. Haben *seltene* Diskussionen bei keiner oder kurzer Realsozialismus-Erfahrung noch für das höchste politische Vertrauen gesorgt, so wirken *seltene* Diskussionen bei längerer Sozialisation im autoritären Regime für das demokratische Regime nachteilig. Aussagen zur intergenerationellen Transmission sind mit diesem Modell nicht möglich, da post-autoritäre Respondent:innen ohne einen direkten Bezug zu den autoritären Regimen nicht eindeutig von den westeuropäischen Respondent:innen getrennt werden können.

Die Interaktion der *Regierungszufriedenheit* mit den *Jahren im Autoritarismus* ist neuerlich statistisch signifikant. Das Resultat ist jedoch ein anderes als im postsozialistischen Modell 3. Wer mit der Performanz der Nationalregierung weder zufrieden noch unzufrieden ist [Wert = 5], dürfte unabhängig der Autoritarismus-Erfahrung ein ähnlich mäßiges politisches Vertrauen in politische Institutionen setzen [~4,7 Punkte]. Sind die Befragungsteilnehmer:innen mit der Regierungsarbeit zufrieden [Wert > 5], so wird diese Zufriedenheit von der realsozialistischen Erfahrung mit noch mehr Vertrauen belohnt. Die **Hypothese 4a** wird somit widerlegt, da eine Schwächung des positiven Zusammenhangs erwartet wurde. Wird die Regierungsperformanz als wenig zufriedenstellend bewertet [Wert < 5], so fällt das Vertrauen geringer aus, sollte das Individuum eine längere Erfahrung mit dem Realsozialismus gemacht haben. Dies wiederum entspricht den Erwartungen der **Hypothese 4b**.

Analog zu den postsozialistischen Modellen wird versucht diese Befunde mit einer binären Variante der abhängigen Variable zu reproduzieren. Es wird angenommen, dass Befragte nur dem politischen Regime vertrauen [Wert = 1], sollte das Vertrauen gegenüber dem Parlament *und* der Regierung je über 4 liegen. Dieses Kriterium erfüllen 42,1% aller Respondent:innen. Ein direkter Vergleich der **Modelle R4log** bis **R6log** [siehe Anhang: Tabelle 18 bis 20] mit den linearen Modellen ist dabei allerdings nicht möglich. Insgesamt können die logistischen Modelle 67,7% [Grundmodell] bis 84,2% [beide Vollmodelle] aller Fälle korrekt vorhersagen [Count R^2 ; vgl. Nullmodell: 57,3%]. Das dazugehörige *Pseudo R^2* nach McFadden beträgt 12,9% [Grundmodell] bzw. 45,7% [Vollmodelle]. Damit stellen die drei Modelle einerseits jeweils eine statistisch signifikante Verbesserung gegenüber dem Nullmodell dar, andererseits verbessert jede der zwei Erweiterungsstufen das Modell auf eine signifikante Weise.

Das *Alter* der Respondent:innen und die dazugehörige Anzahl der *Jahre im Autoritarismus* sind nur in den gesamteuropäischen Vollmodellen statistisch signifikant. Demnach geht jedes zusätzliche Lebensjahr mit einer 1,01-fachen Chance einher politisches Vertrauen zu äußern, wohingegen mit jedem zusätzlichen Jahr im Realsozialismus die Chance um das 0,98- bis 0,92-fache sinkt [Modell 5log bzw. 6log]. Effektiv geht es dabei um Änderungen der Wahrscheinlichkeiten im einstelligen Prozentpunkt-Bereich – ein viel zu schwacher Nachweis für die **Hypothese 1**. Der *Bildungsgrad* ist ausschließlich im Grundmodell statistisch signifikant und dabei zeigt sich ein schwacher und bislang den postsozialistischen Modellen vorbehaltener Bildungseffekt: die Chance für eine Vertrauensäußerung ist mit einem mittleren Bildungsgrad 1,11 Mal so hoch wie mit einem Hochschulabschluss. Letztere verlieren in Abhängigkeit der Autoritarismus-Erfahrung zudem am ehesten das Vertrauen in das politische Regime. Die **Hypothesen 2 und 2a** werden nicht unterstützt.

Der Waldtest bescheinigt den *politischen Diskussionen* in jedem der drei Modelle eine statistische Signifikanz. In demokratisch-konsolidierten als auch in postsozialistischen Staaten beeinträchtigt die steigende Häufigkeit politischer Diskussionen das politische Vertrauen auf eine negative Weise – mit der robusten Ausnahme der geringen Anzahl der *nie* mit der Familie diskutierenden Respondent:innen. Die Interaktion mit den Jahren im Autoritarismus ist erneut nicht statistisch signifikant. Auch die **Hypothesen 3** und **3a** werden nicht unterstützt.

Die *Regierungszufriedenheit* bleibt maßgeblich mit dem politischen Vertrauen verknüpft. Im Kontrast zu den postsozialistischen Modellen 1log bis 3log ist hier aber auch wieder die *Wirtschaftssituation* relevant, wenngleich die in den linearen Modellen wahrgenommenen Tendenzen bis zu einem gewissen Grad aufgebrochen werden. So ist jede positivere Sicht auf die Wirtschaftslage als *sehr schlecht* mit einer höheren Chance auf das politische Vertrauen verbunden und doch ist bereits mit der Wahrnehmung einer *gleichbleibenden* Wirtschaftslage ein Plateau erreicht. Eine positivere Antwort kann die Wahrscheinlichkeit des Vertrauens nur mehr geringfügig erhöhen. Insgesamt ist die **Hypothese 4** aber als bestätigt anzusehen. Die Interaktion zwischen der *Regressionszufriedenheit* und den *Jahren im Autoritarismus* gestaltet sich in beiden logistischen Modellen [R3log und R6log] vergleichsweise ähnlich. Zusätzliche Jahre im Realsozialismus wirken auf keine oder nur eine gemäßigte Zufriedenheit [Wert < 7] mit der amtierenden Regierung bestrafend. Eine hohe Regierungszufriedenheit [8 bis 10] wird von der Erfahrung mit dem autoritären Regime mit noch mehr Vertrauen in das demokratische Regime belohnt. So wird [im Gegensatz zur **Hypothese 4a**] die **Hypothese 4b** unterstützt.

In Bezug auf die Kontrollfaktoren sind abschließend einzelne Abweichungen festzuhalten. Die *Einkommenssituation*, das *Geschlecht* und die *Parteinähe* blieben statistisch signifikant. Dafür verliert die *Beschäftigungssituation* und die *Links-Rechts-Selbsteinstufung* in den logistischen Vollmodellen an statistischer Signifikanz.

4.3. Modelle: Jahrgang statt Alter

Alle bisherigen Modelle messen dem *Alter* der Respondent:innen und der entsprechenden Anzahl der *Jahre im Autoritarismus* höchstens einen geringfügigen Stellenwert bei. Aufgrund einer [bis auf vereinzelte Ausreißer im obersten Altersbereich] weitgehend unsystematischen Streuung der Residuen, dürfte das *Alter* die Linearitätsannahme tendenziell erfüllen. Im Falle der *Jahre im Autoritarismus* kann eine Verletzung der Gauß-Markov-Annahmen jedoch nicht ausgeschlossen werden. *Residuenplots* legen eine trichterförmige Verteilung der Fehler nahe, was auf die Heteroskedastizität deutet. Ist die Varianz der Residuen aber nicht für alle Werte der unabhängigen Variable in etwa gleich groß, so kann das die *OLS*-Schätzungen negativ

beeinträchtigen und zu Fehlschlüssen führen. Als Ursache kommt sowohl die Korrelation mit dem Alter als auch schlicht das Fehlen eines linearen Zusammenhangs in Frage.

In einem letzten Schritt vor der Diskussion werden die beiden altersbezogenen Variablen *Alter* und *Jahre im Autoritarismus* durch die kategoriale Variable *Jahrgang* ausgetauscht und die linearen Grund- und Vollmodelle neu berechnet. Die Tabelle 4 zeigt dabei nur einen auf die interessierenden unabhängigen Variablen reduzierten Ausschnitt. Der vollständige Output für die **Modelle 1a, 2a, 4a und 5a** findet sich im Anhang: Tabelle 21 bis 24.

Tabelle 4: Sozialisation und Politisches Vertrauen [Auszug]

| | Postsozialistische Modelle | | Gesamteuropäische Modelle | |
|--|----------------------------|------------------|---------------------------|-----------------|
| | Modell 1a | Modell 2a | Modell 4a | Modell 5a |
| Sozialisation | | | | |
| Jahrgang (Ref.: Jg. 1990-2001) | | | | |
| Jg. <1950 | 0,123 (0,295) | -0,144 (0,178) | -0,035 (0,142) | -0,023 (0,092) |
| Jg. 1950-1959 | -0,155 (0,181) | -0,204 (0,109) | -0,203 (0,113) | -0,078 (0,073) |
| Jg. 1960-1969 | -0,246 (0,157) | -0,200** (0,095) | -0,171 (0,099) | -0,084 (0,064) |
| Jg. 1970-1979 | -0,022 (0,153) | -0,145 (0,093) | -0,062 (0,097) | -0,072 (0,063) |
| Jg. 1980-1989 | -0,136 (0,152) | -0,289* (0,092) | -0,240** (0,097) | -0,224* (0,063) |
| Bildungsgrad (Ref.: Hohe Bildung) | | | | |
| Niedrige Bildung | 0,422* (0,195) | 0,062 (0,119) | -0,080 (0,087) | -0,204* (0,057) |
| Mittlere Bildung | 0,438* (0,095) | 0,127** (0,058) | 0,052 (0,058) | -0,116* (0,038) |
| Politische Diskussionen (Ref.: Sehr oft) | | | | |
| Nie | 0,147 (0,419) | 0,051 (0,261) | 0,501 (0,217) | -0,015 (0,142) |
| Selten | 1,087* (0,215) | 0,393* (0,132) | 1,036* (0,123) | 0,348* (0,080) |
| Manchmal | 0,837* (0,125) | 0,293* (0,077) | 0,822* (0,074) | 0,216* (0,049) |
| Oft | 0,599* (0,105) | 0,212* (0,064) | 0,534* (0,068) | 0,185* (0,044) |
| Performanz | | | | |
| Regierungszufriedenheit | | 0,676* (0,013) | | 0,670* (0,008) |
| Wirtschaftssituation (Ref.: Viel schlechter) | | | | |
| Eher schlechter | | 0,189** (0,081) | | 0,395* (0,054) |
| Gleichbleibend | | 0,114 (0,083) | | 0,525* (0,057) |
| Eher besser | | 0,572* (0,097) | | 0,716* (0,066) |
| Viel besser | | 1,262* (0,140) | | 1,345* (0,104) |
| Kontrollfaktoren | | | | |
| [...] | [...] | [...] | [...] | [...] |
| Konstante | -1,896* (0,284) | -0,400** (0,178) | 0,824* (0,174) | 0,515* (0,131) |
| R² | 0,364 | 0,774 | 0,250 | 0,696 |
| Adjusted R² | 0,358 | 0,771 | 0,248 | 0,695 |
| N | 3.355 | 3.295 | 9.379 | 9.172 |

**p < 0.05; *p < 0.01.

Multiple lineare Regressionsmodelle nach dem OLS-Prinzip [*ordinary least squares*]. Die abhängige Variable gibt das politische Vertrauen in politische Institutionen an und reicht von 0 bis 10 Skalenpunkten. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Skalenpunkten. Standardfehler in Klammern. 95% Konfidenzintervall. Regressionsoutput im Anhang: Tabelle 21 bis 24. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

Das modifizierte Grundmodell [Modell 1a] liefert mit dem *Jahrgang* ebenso wenig einen Hinweis auf lineare Effekte wie das Original. Da nicht ausgeschlossen werden kann, dass alle Altersgruppen über das gleiche Vertrauensniveau verfügen, lassen sich weder die **Hypothese 1** noch **1a** bestätigen. Ansonsten weicht das Modell 1a nur in zwei weiteren Belangen ab:

Hochschulabsolvent:innen weichen signifikant negativ von Respondent:innen mit mittleren *und* niedrigen Bildungsgraden ab – was der **Hypothese 2** widerspricht – und auch reduziert ein Wohnsitz in Ungarn [vgl. zu Polen] das Vertrauen statistisch signifikant um 0,20 Punkte.

Zwar verbleibt der *Jahrgang* im Modell 2a ebenso ohne eine Bestätigung der statistischen Signifikanz und doch können dieses Mal einzelne signifikante Altersunterschiede beobachtet werden. Nach 1990 geborene und somit spätestens in den 2010ern sozialisierte Individuen [3,33 Skalenpunkte] äußern ein um bis zu 0,30 Punkte höheres politisches Vertrauen als a) die 1980er-Kohorte, die den Höhepunkt der politischen Sozialisation um die Jahrtausendwende erreicht haben dürfte [3,04 Punkte] und b) die 1960er-Kohorte, deren politische Sozialisation in den 1980ern stattfinden sollte [3,13 Punkte]. Das höchste als auch das geringste politische Vertrauen weisen somit zwei aufeinanderfolgende Kohorten auf, die den Realsozialismus kaum bewusst erlebt haben dürften. Die **Hypothesen 1** und **1a** werden widerlegt.

Das Ersetzen der zwei altersbezogenen Variablen durch den ordinal-skalierten *Jahrgang* bedeutet auch für das größere europäische Sample nur eine geringfügige Änderung. Analog zum Modell 1a steht der Jahrgang im Modell 4a in keinem statistisch signifikanten Verhältnis zum politischen Vertrauen. Allein die Vertrauensdifferenz zwischen der 1980er-Kohorte [3,95 Punkte] und den in den 1990ern geborenen Befragten [4,19 Punkte] ist statistisch signifikant. Die gleiche Aussage ist auf das Modell 5a übertragbar, doch in diesem letzten Fall ist zugleich die gesamte Variable per Waldtest als statistisch signifikant zu werten. Die **Hypothesen 1** und **1a** bleiben nichtsdestotrotz ohne Bestätigung.

Eine feinere Fünfjahreskodierung der Variable *Jahrgang* ermöglicht die Deutung einer groben Wellenbewegung [siehe **Modelle R1a, R2a, R5a** und **R6a** im Anhang: Tabelle 25 bis 28]. Im postsozialistischen Grundmodell [Modell R1a] wird das höchste Vertrauen den wenigen vor 1945 geborenen Befragten zugesprochen [3,66 Punkte]. Das Vertrauen in postsozialistische Institutionen fällt mit den nachfolgenden Jahrgängen auf etwa 3,10 Punkte und erreicht mit den Geburtsjahren 1965 bis 1969 ein relatives Tief von 2,90 Skalenpunkten. Wird der Höhepunkt der politischen Sozialisation etwa 20 Jahre nach Geburt angesetzt, so ist diese Gruppe zum Zeitpunkt des Niedergangs der realsozialistischen Regime politisch sozialisiert worden. Die Sozialisation der nächsten Fünfjahresgruppe [Jg. 1970-1974] fällt entsprechend mit dem Zusammenbruch der Regime und dem Beginn der demokratischen Transformation zusammen. Das politische Vertrauen springt hier allerdings auf 3,38 Punkte, bevor es mit den 1980er-Jahrgängen wieder auf etwa 3,10 Punkte fällt. Mit den post-1995 geborenen Befragten steigt das politische Vertrauen ein letztes Mal auf 3,42 Skalenpunkte.

Die Ergänzung um westeuropäische Respondent:innen [Modell R4a] komplementiert die Wellenbewegung, indem das erste Vertrauentief bereits die frühen 1950er-Geburtsjahrgänge erfasst. Die 1970er-Kohorten bilden zugleich ein deutlicheres Vertrauenshoch und die beiden 1980er-Jahrgänge ein deutliches Vertrauentief. Die Inkorporierung der Performanz-Faktoren [Modell R2a und R5a] glättet wiederum die beschriebenen Effekte. Im Modell R5a stechen einzig Respondent:innen hervor, die in der zweiten Hälfte der 1980er geboren wurden. Ihr Vertrauenswert ist im Vergleich zu nahezu allen anderen Altersgruppen statistisch signifikant niedriger. Zusammenfassend, widersprechen all diese Modelle den **Hypothesen 1 und 1a**.

Mit diesen letzten R-Modellen wurde jedoch nicht nur das *Alter* der Befragten neu-skaliert, sondern auch die anderen kontinuierlichen Variablen: die *Regierungszufriedenheit*, die *Links-Rechts-Selbsteinstufung* und die *Religiosität*. Die Effekte der jeweils fünfstufigen Versionen entsprechen dabei grundsätzlich denen des Originals: je rechter, religiöser und/oder mit der amtierenden Regierung zufriedener, umso mehr wird dem gegenwärtigen politischen Regime vertraut. Allerdings lässt sich nur mit der Regierungszufriedenheit ein robuster quasi-linearer Effekt beobachten – die **Hypothese 4** wird abermals bekräftigt. In den Vollmodellen R2a und R5a sackt das Vertrauen mit der Zugehörigkeit zur politischen Mitte leicht ab. Bis auf Modell R1a gilt ähnliches auch für eine mittlere Religiosität.

All-diese Resultate gilt es abschließend in einem letzten inhaltlichen Kapitel einzuordnen.

5. Diskussion

Diese Arbeit hatte das Ziel das politische Misstrauen der post-autoritären, postsozialistischen Europäer:innen zu erklären – ein Phänomen, dessen Ursprung von der Fachliteratur in den letzten dreißig Jahren nicht einstimmig identifiziert werden konnte.

Die theoretische Konzeption und die gesellschaftliche Relevanz des politischen Vertrauens ist unmittelbar aus der Systemtheorie des US-Politologen Easton abgeleitet worden, die in den 1960er-Jahren entwickelt worden ist und bis heute Anwendung findet. Demnach kann das Vertrauen als ein Bindeglied von zwei Formen der politischen Unterstützung gedacht werden. Einerseits speist sich das politische Vertrauen aus einer rationalen, kurzfristig-fluktuierenden Zufriedenheit mit dem Output und/oder der Performanz konkreter politischer Autoritäten [*spezifische politische Unterstützung*], andererseits wird das Vertrauen in die Autoritäten und das Regime im Rahmen der politischen Sozialisation ‚erlernt‘ und daher als ein Baustein der langfristig-beständigen *diffusen politischen Unterstützung* begriffen. Während die diffuse Unterstützung eine vorübergehende Unzufriedenheit mit dem Output ausgleichen kann, ohne dass das politische System in seiner Stabilität gefährdet wird, kann umgekehrt ein

zufriedenstellender Output neue diffuse Unterstützung anreichern. Fehlt die spezifische als auch die diffuse Unterstützung, so ist die Stabilität des politischen Systems bedroht.

Dieses ursprünglich auf die Demokratie zugeschnittene Konzept des politischen Vertrauens ist folgend auf autoritäre Regime übertragen worden, da auch diese auf eine gewisse politische Unterstützung angewiesen sind. Sollte diese abseits einer kleinen Herrscherclique aber nicht mit einem zufriedenstellenden Output erreicht werden können, verbleibt den Regimen neben der kontraproduktiven Repression die Indoktrination zur Beeinflussung der politischen Sozialisation der Bürger:innen. Es ist daher angenommen worden, dass die frühe anti-[liberal]demokratische Indoktrination in Familien und Schulen [*Sozialisation*] das politische Vertrauen in das demokratische Regime unterminiert und/oder die Konfrontation mit Korruption, Nepotismus und Repression [*Performanz*] eine generelle politische Entfremdung verursacht. Der entscheidende Punkt ist hier weniger die Feststellung des politischen Misstrauens im Autoritarismus als vielmehr das Fortbestehen des Misstrauens über die Transformation zur Demokratie hinaus. Das im autoritären Regime erworbene politische Misstrauen verbleibt dem post-autoritären Regime als ein *historisches Erbe* und je länger die Indoktrination im Autoritarismus möglich war, umso stärker sollte das Vertrauen in das post-autoritäre, demokratische Regime negativ beeinträchtigt sein. Genau das war die Hypothese 1 und diese konnte mit der ersten Erhebungswelle der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* nicht bestätigt werden.

Das politische Vertrauen in das demokratische Regime, operationalisiert mit einem Index des Vertrauens in die jeweilige Nationalregierung und das jeweilige Nationalparlament, steht in keinem einzigen postsozialistischen Modell in einem statistisch signifikant *negativen* Zusammenhang mit der Anzahl der im Realsozialismus verbrachten Lebensjahre. In den postsozialistischen Vollmodellen, die neben der politischen Sozialisation [vgl. Grundmodell] auch die Performanz der gegenwärtigen politischen Eliten berücksichtigen, ist der Effekt der autoritären Erfahrung sogar statistisch signifikant *positiv* und gleicht wiederum einen signifikant *negativen* Alterseffekt aus. Wird das polnisch-ungarische [*postsozialistische*] Sample um dänische, französische, italienische und westdeutsche Befragte ergänzt, so drehen sich die Vorzeichen. Nun sorgt das Alter für einen [nicht statistisch signifikanten] Anstieg des Vertrauens, das in den gesamteuropäischen Vollmodellen mit jedem zusätzlichen Lebensjahr im Realsozialismus statistisch signifikant reduziert wird. Was zumindest in diesem Fall nach einer Unterstützung der Hypothese 1 aussieht, lässt sich spätestens in einer Neuberechnung der Modelle mit einer kategorialen Jahrgangsvariable als eine Täuschung erkennen.

Zumindest in der Tendenz äußern die ältesten [vor 1950 geborenen] und die jüngsten [nach 1990 geborenen] Befragten sowie die 1970er-Jahrgänge ein höheres Vertrauen als die 1960er- und 1980er-Jahrgänge, die ein Vertrauentief bilden. So bleibt nicht nur der Hypothese 1 die Bestätigung verwehrt, sondern auch der Hypothese 1a. Diese sollte von keinen kumulativen Effekten ausgehen, sondern das Vertrauen in das post-autoritäre Regime an die ökonomische Inklusivität des früheren Regimes knüpfen. So habe der post-totalitäre *Gulaschkommunismus* auf eine systematische Repression und intensive Indoktrinierung verzichtet und im Austausch für politische Treue gewisse materielle Freiheiten und Vorzüge geboten. Diese sollten, so die Annahme, für Nostalgie unter den Verlierer:innen der demokratischen Transformation sorgen. Da die politische Sozialisation nicht unmittelbar mit der Geburt einsetzt, dürfte ein solcher Effekt auf etwa zwanzig Jahre zuvor geborene Respondent:innen am Größten gewesen sein. Nur zeigen das geringste Vertrauen in das post-autoritäre Regime diejenigen, die im Zuge des Niedergangs der realsozialistischen Regime [1980er] bzw. der EU-Osterweiterung und der Weltwirtschaftskrise [2000er] politisch sozialisiert worden sind. Diese beiden Jahrzehnte sind von Krisen und enttäuschten Hoffnungen geprägt. Das Gleiche gilt aber auch für die 1990er, in die z.B. der Abbau des realsozialistischen Wohlfahrtsstaates fallen sollte (vgl. Ágh, 2015; Jami & Kimmelmeier, 2021). Die zwischen 1970 und 1979 geborenen Befragten vertrauen dem postsozialistischen Regime jedoch mehr – wenngleich das Vertrauensniveau generell eher niedrig verbleibt. Zugleich divergieren die Befunde in beiden Sets von Respondent:innen nur geringfügig voneinander, was die These expliziter [post-]autoritärer Effekte untergräbt.

Als ein weiterer Indikator für die politische Sozialisation sollte der Bildungsgrad dienen. In den Daten ist aber allein der Vertrauensunterschied zwischen Respondent:innen mit einem mittleren [entspricht dem Abschluss der Sekundarstufe II] und einem hohen Bildungsgrad [Hochschulabsolvent:innen] wiederholt statistisch signifikant. Obwohl die Vertrauenssprünge dabei wenig substantiell erscheinen, korreliert in den gesamteuropäischen Vollmodellen der höhere Bildungsgrad in der Tat mit einem höheren Vertrauen in das post-autoritäre Regime – im Einklang mit der Hypothese 2, die für konsolidierte und post-autoritäre Demokratien gelten sollte. In den postsozialistischen Modellen ist die Ausgangssituation aber eine Andere. Hier ist der Erwerb eines Hochschulabschlusses mit einem Vertrauensverlust verbunden, sodass Hochschulabsolvent:innen dem heutigen politischen Regime am ehesten misstrauen. Ein positiver Bildungseffekt scheint also vielmehr ein westeuropäisches Phänomen zu sein, was beispielsweise Ceka (2012) und Mayne & Hakhverdian (2017) mit der realen bzw. wahrgenommenen Korruption in den post-autoritären Demokratien erklärt haben.

Die Interaktion des Bildungsgrades mit der Anzahl der im Realsozialismus verbrachten Lebensjahre trägt nur bedingt zur Aufklärung bei. Mit der Hypothese 2a ist die Erwartung formuliert worden, ein höherer Bildungsgrad würde mildernd auf den [mit der Indoktrination im Realsozialismus verbundenen] Vertrauensverlust einwirken. In den postsozialistischen Modellen ist eine längere Erfahrung mit dem Autoritarismus allerdings tendenziell für einen zusätzlichen Vertrauensanstieg verantwortlich, womit ältere Hochschulabsolvent:innen mehr Vertrauen äußern als Respondent:innen mit einem mittleren oder niedrigen Bildungsgrad. In den gesamteuropäischen Modellen reduziert dagegen die Sozialisation im Autoritarismus nur das politische Vertrauen der höher-gebildeten Personen. Keines der Modelle spricht für die Hypothese 2a, wobei es angesichts der fraglichen Linearität der *Jahre im Autoritarismus* und der fehlenden statistischen Signifikanz ohnedies um zweifelhafte Befunde handelt.

Die Häufigkeit der politischen Diskussionen im Familienkreis sollte der letzte Indikator für die politische Sozialisation sein. Es zeigt sich vergleichsweise robust, dass Respondent:innen mit *keinen* oder *sehr häufigen* Familiendiskussionen über das geringste politische Vertrauen verfügen. Eine Reduktion auf *seltene*, aber doch stattfindende, politische Diskussionen sollte das Vertrauen in das heutige Regime hingegen steigern. Diese Tendenzen sind nicht nur in den postsozialistischen, sondern auch in den gesamteuropäischen Modellen vorgefunden worden, was der Hypothese 3 widerspricht. Die Implikation, häufige politische Diskussionen würden das politische Vertrauen aufgrund der Sozialisation im Autoritarismus untergraben, kann aber nur schwer auf Respondent:innen aus konsolidierten Demokratien übertragen werden – womit dieser Gedanke selbst in Frage gestellt wird.

Auch für die Hypothese 3a sollte es in diesem Sinne keine Unterstützung geben. Die Idee, häufige politische Diskussionen würden in Verbindung mit der politischen Sozialisation im Autoritarismus eine besonders negative Wirkung auf das Vertrauen in das post-autoritäre Regime entfalten, kollidiert in den linearen postsozialistischen Modellen mit dem positiven Vorzeichen der Variable *Jahre im Autoritarismus* und scheitert schließlich an einem Anstieg des Vertrauens in einer weitgehenden Unabhängigkeit von der Diskussionsfrequenz. Allein das politische Vertrauen der *selten*-Diskutierenden verbleibt unabhängig der Erfahrungsdauer annähernd gleich, wohingegen in den gesamteuropäischen Modellen eben in dieser Gruppe das politische Vertrauen in Abhängigkeit der Autoritarismus-Erfahrung am Stärksten fällt. Selbst diese Widersprüche und die fehlende statistische Signifikanz außer acht lassend, kann kein Indiz für eine intergenerationelle Transmission des Misstrauens entdeckt werden.

Keine einzige Hypothese, die das geringe Vertrauen in die post-autoritären Regime mit der politischen Sozialisation im autoritären Regime zu begründen suchte, findet klaren Rückhalt. Dafür heben *alle* Modelle die Relevanz einer zufriedenstellenden Performanz der amtierenden Nationalregierung hervor und so wiederum die Bedeutung der politischen und ökonomischen Performanz der gegenwärtigen politischen Autoritäten für das politische Vertrauen in das heutige politische Regime. Spätestens an dieser Stelle sollte offenkundig werden, was das politische Vertrauen in dieser Arbeit tatsächlich misst. In der Tradition von Citrin (1974), Miller (1974) oder Hetherington (1998, 2005) wird das politische Vertrauen effektiv zu einem Ausdruck der spezifischen politischen Unterstützung. Die Bewertung des politischen Regimes hängt entsprechend maßgeblich von den amtierenden politischen Autoritäten ab.

Nicht nur bestätigen die Regressionsmodelle mit einer außerordentlichen Deutlichkeit einen statistisch signifikanten Zusammenhang zwischen der Regierungszufriedenheit und dem politischen Vertrauen in das politische Regime, sondern auch das Primat dieser einen Variable gegenüber den anderen Erklärungsfaktoren. Obgleich nach dem Prinzip von *„It's the economy, stupid“* die Wahrnehmung der Wirtschaftssituation und die individuelle Einkommenssituation das politische Vertrauen begünstigen – verlieren beide ökonomische Faktoren ausgerechnet in den [logistischen] postsozialistischen Vollmodellen an Bedeutung. Hinter dem politischen Misstrauen im postsozialistischen Raum scheint sich also nicht vorrangig die ökonomische Performanz zu verbergen (vgl. Závecz, 2017), womit das Misstrauen der Respondent:innen mit einem hohen Bildungsgrad eine plausible Erklärung erhält (vgl. Mayne & Hakhverdian, 2017). Eine Schwäche dieser Arbeit ist nämlich die faktische Gleichsetzung des Post-autoritären mit dem Postsozialistischen und des Postsozialistischen mit Polen und Ungarn, was die Resultate und deren Interpretation mitbestimmt. In Bezug auf die demokratische Entwicklung handelt es sich bei diesen beiden Staaten wohl um die größten Sorgenkinder der Europäischen Union. Womöglich würde ein Datensatz mit Bulgarien, Litauen oder Slowenien ein abweichendes Ergebnis erzielen, das wirtschaftliche Aspekte stärker in den Fokus rückt. Da das politische Vertrauen aber zumindest grundsätzlich mit der Performanz der amtierenden Akteur:innen verknüpft werden kann, auch über Polen und Ungarn hinaus, ist ein niedriger Vertrauenswert nicht notwendigerweise ein Hinweis auf ein tiefes und nur mehr schwer abbaubares Misstrauen gegenüber der liberalen Demokratie und deren Institutionen. Frei nach Lipset (1959) kann ein politisches System kurz- bis mittelfristig die Legitimität in den Augen der Bürger:innen [wieder-]erlangen, indem deren Bedürfnisse gehört und bedacht werden. Eben aus dieser Perspektive sind die Befunde zu interpretieren – jedoch nicht ausschließlich.

Zwar kommt das politische Vertrauen in dieser Arbeit der spezifischen Unterstützung nahe und auch sind die Hypothesen zu den Effekten der politischen Sozialisation im Autoritarismus ohne Bestätigung verbleiben und doch ist die Interaktion aus Regierungszufriedenheit und der Anzahl der Jahre im Autoritarismus der einzige statistisch signifikante Interaktionsterm. All in allem scheint eine längere Lebenserfahrung mit dem Realsozialismus die Zufriedenheit mit der amtierenden Regierung mit noch mehr Vertrauen zu belohnen – was der Hypothese 4a widerspricht, die eine allgemeine Schwächung des positiven Zusammenhanges vorgesehen hatte. Wird aber die ideologische und politische Ausrichtung der polnischen und ungarischen Regierung in Erinnerung gerufen, so ist dies nachvollziehbar. Tendenziell rechte und religiöse Respondent:innen vertrauen den regierenden Akteur:innen am ehesten und waren zugleich zur Zeit des Realsozialismus eher benachteiligt. Dass die Links-Rechts-Selbsteinstufung und die Religiosität in den gesamteuropäischen Modellen in nur einem schwachen oder keinem linearen Zusammenhang mit dem Vertrauen zu stehen scheint, stützt diese These zusätzlich. Weshalb aber die jüngsten Respondent:innen ein höheres politisches Vertrauen äußern, lässt sich dadurch nicht erklären. Bei Unzufriedenheit ist der Belohnungseffekt hingegen nicht stark ausgeprägt bzw. wird die Unzufriedenheit mit der Regierung in den gesamteuropäischen Modellen sogar mit einer zusätzlichen Reduktion des politischen Vertrauens bestraft. Mit der Hypothese 4b ist tatsächlich davon ausgegangen worden, dass der negative Effekt der Unzufriedenheit verstärkt wird. Nur scheint dies angesichts der sekundären Rolle der Wirtschaft weniger mit dem in *Unterkapitel 2.2.2.* aufgeworfenen Argument der Verlierer:innen der Transformation zusammenzuhängen. Eine mögliche Erklärung könnte die Ablehnung sein, die sich aus einer Gegenüberstellung der heutigen Institutionen mit denen des realsozialistischen Regimes ergibt. Dafür fehlt es allerdings an Beweisen.

Generell sind in dieser Arbeit keine glaubhaften Angaben zu Alters-, Kohorten- und Periodeneffekten möglich, da hierfür der Vergleich mehrerer Datenzeitpunkte erforderlich wäre. Jedoch sind im Laufe der Recherche keine anderen Datensätze vorgefunden worden, die alle erforderlichen Kriterien erfüllen würden. So findet beispielsweise die *European Values Survey* zwar etwa alle zehn Jahre in einer überwiegenden Mehrheit der europäischen Staaten statt – nur kommen nicht alle relevanten Items in allen bzw. mehreren Wellen vor. So ist das politische Vertrauen in die Nationalregierung erstmals 2017 erhoben worden, wohingegen die Wirtschaft zuletzt 2008 ein Thema war und ohnedies nur mit einer indirekten Frage nach der Eignung der Demokratie für die wirtschaftliche Entwicklung. Bei *RECONNECT* handelt es sich um ein Panel, doch die zwei Wellen liegen nur wenige Monate auseinander – viel zu knapp um langfristige Prozesse offenlegen zu können.

Ein anderes mit der Datenauswahl verbundenes Erschwernis ist die lose Verknüpfung der politischen Sozialisation mit der gegenwärtigen Häufigkeit der politischen Diskussionen. Theoretisch sind nur Aussagen zu den jüngsten Respondent:innen möglich, da bei diesen der Befragungszeitpunkt noch am ehesten mit dem Höhepunkt der politischen Sozialisation zusammenfällt. Da es um die Rolle der politischen Sozialisation im Rahmen der Familie geht, wären an dieser Stelle etwa Daten der *European Values Survey* vorzuziehen gewesen. In den letzten zwei Wellen [2008 und 2017] ist explizit die familiäre Situation zum Zeitpunkt der Adoleszenz [konkret, im 15. Lebensjahr] erhoben worden – einschließlich der Häufigkeit der politischen Diskussionen mit der Mutter und dem Vater.

Abschließend suggeriert der Befund, das politische Vertrauen könne in Polen und Ungarn vergleichsweise kurzfristig wiedererlangt werden. Zugleich suggerieren die Daten aber auch, das ein Vertrauensanstieg primär den *FIDESZ*- und *PiS*-geführten Regierungen zugute kommen würde und nur bedingt eine Aussage über den Zustand der Demokratie ermöglicht. In der Realität ist die mangelnde Zufriedenheit und das mangelnde politische Vertrauen der Bürger:innen bereits erfolgreich von Rechtspopulist:innen ausgenutzt worden. Insbesondere für Ungarn ist nach zahlreichen Verfassungsänderungen, dem gescheiterten Aufbäumen eines Oppositionsblocks im Frühjahr 2022 und dem Unvermögen der Europäischen Union zu intervenieren zumindest kurzfristig keine Re-Demokratisierung mehr zu erwarten.

Inwieweit beeinflusst die politische Sozialisation im autoritären Regime das politische Vertrauen in das post-autoritäre, demokratische Regime? So lautete die Forschungsfrage.

Die politische Sozialisation im früheren autoritären Regime hat den Daten zufolge nur eine geringfügige und uneindeutige Rolle auf das politische Vertrauen. Das politische Vertrauen ist stattdessen vielmehr von der politischen [und ökonomischen] Performanz der gegenwärtigen politischen Autoritäten bestimmt. So lautet die Antwort.

6. Literaturverzeichnis

- Abels, H. (2020). *Soziale Interaktion*. Springer Fachmedien Wiesbaden. <https://doi.org/10.1007/978-3-658-26429-1>
- Abendschön, S. (2013a). Children's political socialisation within the family: Value transmission and social milieu factors. In S. Abendschön (Hrsg.), *Growing into politics. Contexts and timing of political socialisation* (S. 33-72). ECPR Press.
- Abendschön, S. (2013b). Introduction: Political socialisation in a changing world. In S. Abendschön (Hrsg.), *Growing into politics. Contexts and timing of political socialisation* (S. 1-10). ECPR Press.
- Ágh, A. (2015): The triple crisis in the new member states: The historical trajectory of NMS-8 in the past quarter century. *Southeastern Europe*, 39(3). S. 294-317. <https://doi.org/10.1163/18763332-03903001>
- Almond, G. A., & Verba, S. (1963). *The civic culture. Political attitudes and democracy in five nations*. Little, Brown and Company.
- Baboš, P. (2014). Trust in political institutions: The effect of corruption, electoral winners, and the post-communist legacy. *Polish Political Science Review*, 2(2), S. 41-57. <https://doi.org/10.1515/ppsr-2015-0020>
- Becker, S. O., Boeckh, K., Hainz, C., & Woessmann, L. (2016). The empire is dead, long live the empire! Long-run persistence of trust and corruption in the bureaucracy. *The Economic Journal*, 126(590), S. 40-74. <https://doi.org/10.1111/ecoj.12220>
- Brady, H. E., Schlozman, K. L., & Verba, S. (2015). Mobility and political reproduction from generation to generation. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 657(1), 149-173. <https://doi.org/10.1177/0002716214550587>
- Brady, H. E., Verba, S., & Schlozman, K. L. (1995). Beyond SES: A resource model of political participation. *The American Political Science Review*, 89(2), S. 271-294. <https://doi.org/10.2307/2082425>
- Bustikova, L., & Guasti, P. (2017). The Illiberal Turn or Swerve in Central Europe. *Politics and Governance*, 5(4), 166-176. <https://doi.org/10.17645/pag.v5i4.1156>
- Ceka, B. (2012). The perils of political competition: Explaining participation and trust in political parties in Eastern Europe. *Comparative Political Studies*, 46(12), S. 1610-1635. <https://doi.org/10.1177/0010414012463908>
- Citrin, J. (1974). Comment: The political relevance of trust in government. *The American Political Science Review*, 68(3), S. 973-988. <https://doi.org/10.2307/1959141>
- Citrin, J., & Stoker, L. (2018). Political trust in a cynical age. *Annual Review of Political Science*, 21(1), S. 49-70. <https://doi.org/10.1146/annurev-polisci-050316-092550>
- Claes, E., & Hooghe, M. (2017). The effect of political science education on political trust and interest: Results from a 5-year panel study. *Journal of Political Science Education*, 13(1), S. 33-45. <https://doi.org/10.1080/15512169.2016.1171153>

- Csaky, Z. (2020). *Nations in Transit 2020. Dropping the democratic facade*. Freedom House. https://freedomhouse.org/sites/default/files/2020-04/05062020_FH_NIT2020_vfinal.pdf
- de Blok, L. (2021). *Who cares? Issue salience and the heterogeneity in citizens' approaches to political trust*. SSRN. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3777058>
- Dimitrova-Grajzl, V. (2011). Trust, path dependence and historical legacy: The second decade after transition. In N. Hayoz, D. Koleva, & L. Jesień (Hrsg.), *Twenty years after the collapse of communism: Expectations, achievements and disillusion of 1989* (S. 143-166). Peter Lang.
- Dimitrova-Grajzl, V., & Simon, E. (2010). Political trust and historical legacy: The effect of varieties of socialism. *East European Politics and Societies*, 24(2), 206-228. <https://doi.org/10.1177/0888325409353334>
- Dinas, E. (2013). Why does the apple fall far from the tree? How early political socialization prompts parent-child dissimilarity. *British Journal of Political Science*, 44(4), S. 827-852. <https://doi.org/10.1017/S0007123413000033>
- Dinas, E., & Northmore-Ball, K. (2020). The ideological shadow of authoritarianism. *Comparative Political Studies*, 53(12), S. 1957-1991. <https://doi.org/10.1177/0010414019852699>
- Donovan, T. (2021). Right populist parties and support for strong leaders. *Party Politics*, 27(5), 858-869. <https://doi.org/10.1177/1354068820920853>
- Downs, A. (1957). An economic theory of political action in a democracy. *Journal of Political Economy*, 65(2), S. 135-150. <https://doi.org/10.1086/257897>
- Drinóczi, T., & Bień-Kacała, A. (2019). Illiberal constitutionalism: The case of Hungary and Poland. *German Law Journal*, 20(8), 1140-1166. <https://doi.org/10.1017/glj.2019.83>
- Džunić, M., Golubović, N., & Marinković, S. (2020). Determinants of institutional trust in transition economies: Lessons from Serbia. *Economic Annals*, 65(225), S. 135-161. <https://doi.org/10.2298/EKA2025135D>
- Easton, D. (1965a). *A framework for political analysis*. Prentice-Hall.
- Easton, D. (1965b). *A systems analysis of political life*. Willy & Sons.
- Easton, D. (1968). The theoretical relevance of political socialization. *Canadian Journal of Political Science*, 1(2), S. 125-146. <https://doi.org/10.1017/S0008423900036477>
- Easton, D. (1975). A re-assessment of the concept of political support. *British Journal of Political Science*, 5(4), S. 435-457. <https://www.jstor.org/stable/193437>
- Easton, D., & Dennis, J. (1969). *Children in the political system: Origins of political legitimacy*. McGraw-Hill.
- Epperly, B. (2019). The myth of the post-communist citizen: communist legacies and political trust. *Social Science History*, 43(2), 297-317. <https://doi.org/10.1017/ssh.2019.5>
- Foa, R. S., & Mounk, Y. (2016). The danger of deconsolidation: The democratic disconnect. *Journal of Democracy*, 27(3), 5-17. <https://doi.org/10.1353/jod.2016.0049>
- Foa, R. S., & Mounk, Y. (2017). The signs of deconsolidation. *Journal of Democracy*, 28(1), 5-15. <https://doi.org/10.1353/jod.2017.0000>

- Gerschewski, J. (2013). The three pillars of stability: legitimacy, repression, and co-optation in autocratic regimes. *Democratization*, 20(1), S. 13-38. <https://doi.org/10.1080/13510347.2013.738860>
- Grasso, M. T., Farrall, S., Gray, E., Hay, C., & Jennings, W. (2019). Thatcher's children, Blair's babies, political socialization and trickle-down value change: An age, period and cohort analysis. *British Journal of Political Science*, 49(1), S. 17-36. <https://doi.org/10.1017/S0007123416000375>
- Hanley, S., & Vachudova, M. A. (2018). Understanding the illiberal turn: democratic backsliding in the Czech Republic. *East European politics*, 34(3), S. 276-296. <https://doi.org/10.1080/21599165.2018.1493457>
- Hatemi, P. K., & Ojeda, C. (2021). The role of child perception and motivation in political socialization. *British Journal of Political Science*, 51(3), S. 1097-1118. <https://doi.org/10.1017/S0007123419000516>
- Hetherington, M. J. (1998). The political relevance of political trust. *The American Political Science Review*, 92(4), S. 791-808. <https://doi.org/10.2307/2586304>
- Hetherington, M. J. (2005). *Why trust matters. Declining political trust and the demise of American liberalism*. Princeton University Press.
- Hetherington, M. J., & Rudolph, T. J. (2008). Priming, performance, and the dynamics of political trust. *The Journal of Politics*, 70(2), S. 498-512. <https://doi.org/10.1017/S0022381608080468>
- Hetherington, M. J., & Rudolph, T. J. (2015). *Why Washington won't work: Polarization, political trust, and the governing crisis*. University of Chicago Press.
- Hooghe, M., & Boonen, J. (2015). The intergenerational transmission of voting in a multiparty setting: An analysis of voting intentions and political discussion among 15-year-old adolescents and their parents in Belgium. *Youth & Society*, 47(1), S. 125-147. <https://doi.org/10.1177/0044118x13496826>
- Hooghe, M., Dassonneville, R., & Marien, S. (2015). The impact of education on the development of political trust: Results from a five-year panel study among late adolescents and young adults in Belgium. *Political Studies*, 63(1), S. 123-141. <https://doi.org/10.1111/1467-9248.12102>
- Hooghe, M., Marien, S., & de Vroome, T. (2012). The cognitive basis of trust. The relations between education, cognitive ability, and generalized and political trust. *Intelligence*, 40(6), S. 604-613. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2012.08.006>
- Hooghe, M., & Okolikj, M. (2020). The long-term effects of the economic crisis on political trust in Europe: Is there a negativity bias in the relation between economic performance and political support. *Comparative European Politics*, 18(6), S. 879-898. <https://doi.org/10.1057/s41295-020-00214-5>
- Hyman, H. H. (1959). *Political socialization: A study in the psychology of political behavior*. Free Press.
- Inglehart, R., & Norris, P. (2017). Trump and the populist authoritarian parties: The silent revolution in reverse. *Perspectives on Politics*, 15(2), S. 443-454. <https://doi.org/10.1017/S1537592717000111>
- Jami, W. A., & Kemmelmeier, M. (2021). Remnants of communism and present-day inequality. *Cross-Cultural Research*, 55(1), S. 58-91. <https://doi.org/10.1177/1069397120957293>

- Jennings, M. K., Stoker, L., & Bowers, J. (2009). Politics across generations: Family transmission reexamined. *The Journal of Politics*, 71(3), S. 782-799. <https://doi.org/10.1017/S0022381609090719>
- Jowitt, K. (1992). *New world order: The Leninist extinction*. University of California Press.
- Karp, J. A., & Milazzo, C. (2015). Democratic scepticism and political participation in Europe. *Journal of Elections, Public Opinion & Parties*, 25(1), 97-110. <https://doi.org/10.1080/17457289.2014.996157>
- Kendall-Taylor, A., & Frantz, E. (2014). Mimicking democracy to prolong autocracies. *The Washington Quarterly*, 37(4), S. 71-84. <https://doi.org/10.1080/0163660X.2014.1002155>
- Kim, H. (2018). A cross-national examination of political trust in adolescence: The effects of adolescents' educational expectations and country's democratic governance. *YOUNG*, 27(3), S. 245-278. <https://doi.org/10.1177/1103308818778439>
- Kołczyńska, M. (2020). Democratic values, education, and political trust. *International Journal of Comparative Sociology*, 61(1), S. 3-26. <https://doi.org/10.1177/0020715220909881>
- Kotkin, S., & Beissinger, M. R. (2014). The historical legacies of communism: An empirical agenda. In M. Beissinger, & S. Kotkin (Hrsg.), *Historical legacies of communism in Russia and Eastern Europe* (S. 1-27). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9781107286191.001>
- Kriesi, H. (2020). Is there a crisis of democracy in Europe? *Politische Vierteljahresschrift*, 61(2), S. 237-260. <https://doi.org/10.1007/s11615-020-00231-9>
- Kroknes, V. F., Jakobsen, T. G., & Grønning, L. M. (2015). Economic performance and political trust: The impact of the financial crisis on European citizens. *European Societies*, 17(5), S. 700-723. <https://doi.org/10.1080/14616696.2015.1124902>
- Kudrnáč, A. (2015). Theoretical perspectives and methodological approaches in political socialization research. *Sociológia – Slovak Sociological Review*, 47(6), S. 605-624. <https://www.cceol.com/search/article-detail?id=355356>
- Lee, D., Chang, Y. C., Hur, H. (2020). Economic performance, income inequality and political trust: new evidence from a cross-national study of 14 Asian countries. *Asia Pacific Journal of Public Administration*, 42(2), S. 66-88. <https://doi.org/10.1080/23276665.2020.1755873>
- Levensen, K., & Yndigegn, C. (2015). Political discussions with family and friends: Exploring the impact of political distance. *The Sociological Review*, 63(S2), S. 72-91. <https://doi.org/10.1111/1467-954X.12263>
- Linz, J. J., & Stepan, A. C. (1996). *Problems of democratic transition and consolidation: Southern Europe, South America, and post-communist Europe*. Johns Hopkins University Press.
- Lipset, S. M. (1959). Some social requisites of democracy: Economic development and political legitimacy. *The American Political Science Review*, 53(1), S. 69-105. <https://www.jstor.org/stable/1951731>
- Marien, S. (2017). Assessing the role of television, the family, and the school in the development of political trust in adolescence. *Social Science Quarterly*, 98(3), S. 818-835. <https://doi.org/10.1111/ssqu.12433>

- Mayne, Q., & Hakhverdian, A. (2017). Education, socialization, and political trust. In T. W. G. van der Meer, & S. Zmerli (Hrsg.), *Handbook on Political Trust* (S. 176-198). Edward Elgar Publishing. <https://doi.org/10.4337/9781782545118.00022>
- Mierina, I., & Cers, E. (2014). Is communism to blame for political disenchantment in post-communist countries? Cohort analysis for adults' political attitudes. *Europe-Asia Studies*, 66(7), S. 1031-1061. <https://doi.org/10.1080/09668136.2014.927641>
- Miller, A. H. (1974). Political issues and trust in government: 1964-1970. *The American Political Science Review*, 68(3), S. 951-972. <https://doi.org/10.1017/S0003055406352562>
- Negretto, G. L., & Wandan, S. (2020). Democratic constitutional replacements and majoritarian politics. The Cases of Poland (1993-1997) and Hungary (2010-2011). In Negretto, G. L. (Hrsg.), *Redrafting constitutions in democratic regimes. Theoretical and comparative perspectives* (S. 155-174). Cambridge University Press.
- Neundorff, A. (2010). Democracy in transition: A micro perspective on system change in post-socialist societies. *The Journal of Politics*, 72(4), S. 1096-1108. <https://doi.org/10.1017/S0022381610000551>
- Neundorff, A., Gerschewski, J., & Olar, R.-G. (2020). How do inclusionary and exclusionary autocracies affect ordinary people? *Comparative Political Studies*, Jg. 53(12), S. 1890-1925. <https://doi.org/10.1177/0010414019858958>
- Neundorff, A., Niemi, R. G., & Smets, K. (2016). The compensation effect of civic education on political engagement: How civics classes make up for missing parental socialization. *Political Behavior*, 38(4), S. 921-949. <https://doi.org/10.1007/s11109-016-9341-0>
- Neundorff, A., & Pop-Eleches, G. (2020). Dictators and their subjects: Authoritarian attitudinal effects and legacies. *Comparative Political Studies*, 53(12), S. 1839-1860. <https://doi.org/10.1177/0010414020926203>
- Offe, C. (2020). Das Dilemma der Gleichzeitigkeit. Demokratisierung und Marktwirtschaft in Osteuropa (1991). In C. Offe (Hrsg.), *Übergänge. Vom Staatssozialismus zum demokratischen Kapitalismus* (S. 59-74). Springer Verlag. https://doi.org/10.1007/978-3-658-22263-5_4
- Ojeda, C., & Hatemi, P. K. (2015). Accounting for the child in the transmission of party identification. *American Sociological Review*, 80(6), S. 1150-1174. <https://doi.org/10.1177/0003122415606101>
- Okulicz-Kozaryn, A. (2014). Winners and losers in transition: Preferences for redistribution and nostalgia for communism in Eastern Europe. *Kyklos*, 67(3), S. 447-461. <https://doi.org/10.1111/kykl.12062>
- Orbán, V. (2014). *Full text of Viktor Orban's speech at Băile Tușnad (Tusnádfürdő) of 26 July 2014*. The Budapest Beacon. <https://budapestbeacon.com/full-text-of-viktor-orbans-speech-at-bailetusnad-tusnadfurdo-of-26-july-2014/>
- Parsons, D. (1951). *The social system*. Free Press.
- Parsons, D. (1956). Family structure and the socialization of the child. In Parsons, D., & Bales, R. F. (Hrsg.), *Family, socialization and interaction process* (S. 35-131). Routledge & Kegan Paul.
- Plattner, M. F. (2019). Illiberal democracy and the struggle on the right. *Journal of Democracy*, 30(1), S. 5-19. <https://doi.org/10.1353/jod.2019.0000>

- Pop-Eleches, G., & Tucker, J. A. (2011). Communism's shadow: Postcommunist legacies, values, and behavior. *Comparative politics*, 43(4), S. 379-408. <https://doi.org/10.5129/001041511796301588>
- Pop-Eleches, G., & Tucker, J. A. (2013). Associated with the past? Communist legacies and civic participation in post-communist countries. *East European Politics and Societies*, 27(1), S. 45-68. <https://doi.org/10.1177/0888325412465087>
- Pop-Eleches, G., & Tucker, J. A. (2014). Communist socialization and post-communist economic and political attitudes. *Electoral Studies*, 33, S. 77-89. <https://doi.org/10.1016/j.electstud.2013.06.008>
- Pop-Eleches, G., & Tucker, J. A. (2017). *Communism's shadow: Historical legacies and contemporary political attitudes*. Princeton University Press. <https://doi.org/10.1515/9781400887828>
- Pop-Eleches, G., & Tucker, J. A. (2020). Communist legacies and left-authoritarianism. *Comparative Political Studies*, 53(12), S. 1861-1889. <https://doi.org/10.1177/0010414019879954>
- Quintelier, E. (2015a). Engaging adolescents in politics: The longitudinal effect of political socialization agents. *Youth & Society*, 47(1), S. 51-69. <https://doi.org/10.1177/0044118X13507295>
- Quintelier, E. (2015b). Intergenerational transmission of political participation intention. *Acta Politica*, 50(3), S. 279-296. <https://doi.org/10.1057/ap.2014.19>
- Rippl, S., Seipel, C., & Kindervater, A. (2015). Politische Sozialisation. In S. Zmerli, & O. Feldman (Hrsg.), *Politische Psychologie: Handbuch für Studium und Wissenschaft* (S. 69-84). <https://doi.org/10.5771/9783845250946-69>
- Rivetti, P., & Cavatorta, F. (2017). Functions of political trust in authoritarian settings. In T. W. G. van der Meer, & S. Zmerli (Hrsg.), *Handbook on Political Trust* (S. 53-68). Edward Elgar Publishing. <https://doi.org/10.4337/9781782545118.00014>
- Rose, R., & Mishler, W. (2011). Political trust and distrust in post-authoritarian contexts. In S. Zmerli, & M. Hooghe (Hrsg.), *Political trust: Why context matters* (S. 117-140). ECPR Press.
- Sata, R., & Karolewski, I. P. (2020). Caesarean politics in Hungary and Poland. *East European Politics*, 36(2), 206-225. <https://doi.org/10.1080/21599165.2019.1703694>
- Sears, D. O. (1975). Political socialization. In F. I. Greenstein & N. W. Polsby (Hrsg.), *Handbook of political science. Volume 2. Micropolitical theory* (S. 93-154). Addison-Wesley Publishing.
- Shulman, H. C., & DeAndrea, D. C. (2014). Predicting success: Revisiting assumptions about family political socialization. *Communication Monographs*, 81(3), S. 386-406. <https://doi.org/10.1080/03637751.2014.936478>
- Simmel, G. (1908). *Soziologie: Untersuchungen über die Formen der Vergesellschaftung*. Duncker & Humblot.
- Sztompka, P. (1993). Civilizational incompetence: The trap of post-communist societies. *Zeitschrift für Soziologie*, 22(2), S. 85-95. <https://doi.org/10.1515/zfsoz-1993-0201>
- Ugur-Cinar, M., Cinar, K., Kose, T. (2020). How does education affect political trust?: An analysis of moderating factors. *Social Indicators Research*, 152, S. 779-808. <https://doi.org/10.1007/s11205-020-02463-z>
- Vachudova, A. M. (2020). Ethnopolitism and democratic backsliding in Central Europe. *East European Politics*, 36(3), S. 318-340. <https://doi.org/10.1080/21599165.2020.1787163>

- van der Meer, T. W. G., & Hakhverdian, A. (2017). Political trust as the evaluation of process and performance: A cross-national study of 42 European countries. *Political Studies*, 65(1), S. 81-102. <https://doi.org/10.1177/0032321715607514>
- van der Meer, T. W. G., & Zmerli, S. (2017). The deeply rooted concern with political trust. In T. W. G. van der Meer, & S. Zmerli (Hrsg.), *Handbook on Political Trust* (S. 1-16). Edward Elgar Publishing. <https://doi.org/10.4337/9781782545118.00010>
- van Elsas, E. (2015). Political trust as a rational attitude: A comparison of the nature of political trust across different levels of education. *Political Studies*, 63(5), S. 1158-1178. <https://doi.org/10.1111/1467-9248.12148>
- van Erkel, P. F. A., & van der Meer, T. W. G. (2016). Macroeconomic performance, political trust and the Great Recession: A multilevel analysis of the effects of within-country fluctuations in macroeconomic performance on political trust in 15 EU countries, 1999-2011. *European Journal of Political Research*, 55(1), S. 177-197. <https://doi.org/10.1111/1475-6765.12115>
- Wittenberg, J. (2015). Conceptualizing historical legacies. *East European Politics and Societies and Cultures*, 29(2), S. 366-378. <https://doi.org/10.1177/0888325415577864>
- Wuttke, A., Gavras, K., & Schoen, H. (2020). Leader of the free world or pioneer in democracy's decline? Examining the democratic deconsolidation hypothesis on the mass level in East and West Germany. *Research and Politics*, 7(1). <https://doi.org/10.1177/2053168019900822>
- York, C. (2019). Is it top-down, trickle-up, or reciprocal?: Testing longitudinal relationships between youth news use and parent and peer political discussion. *Communication Studies*, 70(4), S. 377-393. <https://doi.org/10.1080/10510974.2019.1614965>
- Zakaria, F. (1997). The rise of illiberal democracy. *Foreign Affairs*, 76(6), S. 22-43. <https://www.scasd.org/cms/lib5/PA01000006/Centricity/Domain/1198/FZakariaIlliberalDemocracy1997.pdf>
- Závecz, G. (2017). Post-communist societies of Central and Eastern Europe. In T. W. G. van der Meer, & S. Zmerli (Hrsg.), *Handbook on Political Trust* (S. 440-461). Edward Elgar Publishing. <https://doi.org/10.4337/9781782545118.00038>
- Zilinsky, J. (2019). Democratic deconsolidation revisited: Young Europeans are not dissatisfied with democracy. *Research & Politics*, 6(1). <https://doi.org/10.1177/2053168018814332>

7. Datenverzeichnis

- Plescia, C., Wilhelm, J., Kritzing, S., Schüberl, T., & Partheymüller, J. (2019). "RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey – Documentation". AUSSDA Dataverse. <https://doi.org/10.11587/MOV0EZ>
- Plescia, C., Wilhelm, J., Kritzynger, S., Schüberl, T., & Partheymüller, J. (2020). "RECONNECT 2019 – European Parliament Election Panel Survey (SUF edition)". AUSSDA, V2. <https://doi.org/10.11587/MOV0EZ>

8. Anhang

8.1. Output: Postsozialistische Modelle

Tabelle 5: Modell 1: Lineares postsozialistisches Grundmodell

```
regress Vertrauen Alter Jahre ib3.Bildung ib5.PolDiskussion i.Beruf i.Einkommen Frau
Linksrechts i.Nachrichten Partei nah Religion Ungarn if Wohnsitz!=1
```

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 3,355 |
|----------|------------|-------|------------|---------------|---|--------|
| | | | | F(30, 3324) | = | 63.39 |
| Model | 11483.7678 | 30 | 382.792258 | Prob > F | = | 0.0000 |
| Residual | 20071.7311 | 3,324 | 6.03842691 | R-squared | = | 0.3639 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.3582 |
| Total | 31555.4988 | 3,354 | 9.40831807 | Root MSE | = | 2.4573 |

| Vertrauen | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|--------------------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| Alter | -.0193997 | .0101865 | -1.90 | 0.057 | -.0393721 | .0005727 |
| Jahre | .0241733 | .0145464 | 1.66 | 0.097 | -.0043474 | .0526941 |
| Bildung | | | | | | |
| Niedrige Bildung | .3810805 | .1960486 | 1.94 | 0.052 | -.0033077 | .7654687 |
| Mittlere Bildung | .4230809 | .0946353 | 4.47 | 0.000 | .2375315 | .6086303 |
| PolDiskussion | | | | | | |
| Nie | .1511535 | .418392 | 0.36 | 0.718 | -.6691784 | .9714854 |
| Selten | 1.07983 | .2152784 | 5.02 | 0.000 | .6577379 | 1.501921 |
| Manchmal | .8349715 | .1253865 | 6.66 | 0.000 | .5891289 | 1.080814 |
| Oft | .598272 | .1048636 | 5.71 | 0.000 | .3926682 | .8038758 |
| Beruf | | | | | | |
| Arbeitnehmende (Pension) | -.0481737 | .1886319 | -0.26 | 0.798 | -.4180202 | .3216727 |
| Beamte | .1253721 | .1620011 | 0.77 | 0.439 | -.1922598 | .4430041 |
| Beamte (Pension) | .126315 | .2020659 | 0.63 | 0.532 | -.2698712 | .5225012 |
| Selbstständige | -.1881808 | .1880049 | -1.00 | 0.317 | -.5567979 | .1804362 |
| Selbstständige (Pension) | .1198475 | .2969056 | 0.40 | 0.686 | -.4622888 | .7019837 |
| in Ausbildung | .068571 | .2253625 | 0.30 | 0.761 | -.3732922 | .5104342 |
| Erwerbslos/Hausarbeit | .0622149 | .1635017 | 0.38 | 0.704 | -.2583594 | .3827891 |
| Arbeitsunfähig | .5022005 | .293436 | 1.71 | 0.087 | -.073133 | 1.077534 |
| Sonstige | -.0087606 | .249697 | -0.04 | 0.972 | -.498336 | .4808147 |
| Einkommen | | | | | | |
| Eher schwer | .4301543 | .2050814 | 2.10 | 0.036 | .0280557 | .832253 |
| Eher gut | 1.162574 | .2016946 | 5.76 | 0.000 | .7671156 | 1.558032 |
| Sehr gut | 1.772969 | .2549345 | 6.95 | 0.000 | 1.273124 | 2.272813 |
| Frau | -.0042269 | .088348 | -0.05 | 0.962 | -.177449 | .1689951 |
| Linksrechts | .4909862 | .017797 | 27.59 | 0.000 | .4560919 | .5258804 |
| Nachrichten | | | | | | |
| 5-6 Tage/Woche | .0431431 | .1353557 | 0.32 | 0.750 | -.2222459 | .3085321 |
| 3-4 Tage/Woche | -.0860502 | .138997 | -0.62 | 0.536 | -.3585786 | .1864782 |
| 1-2 Tage/Woche | -.2201425 | .1425525 | -1.54 | 0.123 | -.4996422 | .0593571 |
| Seltener | -.404295 | .1522978 | -2.65 | 0.008 | -.7029019 | -.105688 |
| Nie | -1.044139 | .1582672 | -6.60 | 0.000 | -1.35445 | -.7338284 |
| Parteinah | .3934627 | .0964959 | 4.08 | 0.000 | .2042654 | .58266 |
| Religion | .1957231 | .0140618 | 13.92 | 0.000 | .1681525 | .2232937 |
| Ungarn | -.1768607 | .0929917 | -1.90 | 0.057 | -.3591875 | .0054662 |
| _cons | -1.33412 | .4378364 | -3.05 | 0.002 | -2.192576 | -.475664 |

Multivariates lineares Regressionsmodell nach dem OLS-Prinzip [*ordinary least squares*]. Die abhängige Variable gibt das politische Vertrauen in politische Institutionen an und reicht von 0 bis 10 Skalenpunkten. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Skalenpunkten. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

Tabelle 6: Modell 2: Lineares postsozialistisches Vollmodell

```
regress Vertrauen Alter Jahre ib3.Bildung ib5.PolDiskussion ZufrRegierung i.ZufrWirtschaft
i.Beruf i.Einkommen Frau Linksrechts i.Nachrichten Parteinah Religion Ungarn if Wohnsitz!=1
```

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 3,295 |
|----------|------------|-------|------------|---------------|---|--------|
| | | | | F(35, 3259) | = | 318.11 |
| Model | 24109.0367 | 35 | 688.829621 | Prob > F | = | 0.0000 |
| Residual | 7056.89907 | 3,259 | 2.16535719 | R-squared | = | 0.7736 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.7711 |
| Total | 31165.9358 | 3,294 | 9.46142557 | Root MSE | = | 1.4715 |

| Vertrauen | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|--------------------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| Alter | -.0190224 | .0061965 | -3.07 | 0.002 | -.0311718 | -.006873 |
| Jahre | .0250069 | .0088185 | 2.84 | 0.005 | .0077165 | .0422973 |
| Bildung | | | | | | |
| Niedrige Bildung | .0537785 | .1197712 | 0.45 | 0.653 | -.1810559 | .2886129 |
| Mittlere Bildung | .1288387 | .0572629 | 2.25 | 0.025 | .0165637 | .2411138 |
| PolDiskussion | | | | | | |
| Nie | .0646593 | .2606261 | 0.25 | 0.804 | -.4463482 | .5756668 |
| Selten | .3937036 | .1319002 | 2.98 | 0.003 | .1350879 | .6523192 |
| Manchmal | .2947915 | .0766951 | 3.84 | 0.000 | .144416 | .445167 |
| Oft | .2149133 | .0634775 | 3.39 | 0.001 | .0904534 | .3393733 |
| ZufrRegierung | .6757194 | .0129752 | 52.08 | 0.000 | .650279 | .7011598 |
| ZufrWirtschaft | | | | | | |
| Eher schlechter | .1815171 | .0813338 | 2.23 | 0.026 | .0220465 | .3409876 |
| Gleichbleibend | .1102606 | .0827848 | 1.33 | 0.183 | -.0520549 | .2725762 |
| Eher besser | .5628003 | .0973719 | 5.78 | 0.000 | .371884 | .7537166 |
| Viel besser | 1.254942 | .1394726 | 9.00 | 0.000 | .9814796 | 1.528405 |
| Beruf | | | | | | |
| Arbeitnehmende (Pension) | -.1289885 | .1135909 | -1.14 | 0.256 | -.3517053 | .0937284 |
| Beamte | .0209614 | .097928 | 0.21 | 0.831 | -.1710451 | .212968 |
| Beamte (Pension) | -.1051827 | .1215656 | -0.87 | 0.387 | -.3435354 | .13317 |
| Selbstständige | -.092787 | .1129657 | -0.82 | 0.411 | -.314278 | .128704 |
| Selbstständige (Pension) | -.0574796 | .1780947 | -0.32 | 0.747 | -.4066685 | .2917094 |
| in Ausbildung | .101097 | .1382587 | 0.73 | 0.465 | -.1699857 | .3721797 |
| Erwerbslos/Hausarbeit | -.1414918 | .0987742 | -1.43 | 0.152 | -.3351576 | .0521741 |
| Arbeitsunfähig | .2282332 | .1771251 | 1.29 | 0.198 | -.1190546 | .575521 |
| Sonstige | -.1104774 | .1567391 | -0.70 | 0.481 | -.4177945 | .1968396 |
| Einkommen | | | | | | |
| Eher schwer | .091064 | .1241718 | 0.73 | 0.463 | -.1523987 | .3345267 |
| Eher gut | .2723727 | .1228629 | 2.22 | 0.027 | .0314764 | .5132691 |
| Sehr gut | .4202693 | .1552769 | 2.71 | 0.007 | .115819 | .7247196 |
| Frau | .1529517 | .0534199 | 2.86 | 0.004 | .0482118 | .2576916 |
| Linksrechts | .0557264 | .0121337 | 4.59 | 0.000 | .031936 | .0795168 |
| Nachrichten | | | | | | |
| 5-6 Tage/Woche | .0806019 | .0816031 | 0.99 | 0.323 | -.0793966 | .2406004 |
| 3-4 Tage/Woche | .0391918 | .0840163 | 0.47 | 0.641 | -.1255383 | .2039218 |
| 1-2 Tage/Woche | -.123659 | .0860833 | -1.44 | 0.151 | -.292442 | .0451239 |
| Seltener | -.2012342 | .0926375 | -2.17 | 0.030 | -.3828678 | -.0196006 |
| Nie | -.336892 | .0968009 | -3.48 | 0.001 | -.5266889 | -.1470952 |
| Parteinah | .2479779 | .0591241 | 4.19 | 0.000 | .1320537 | .363902 |
| Religion | .0336649 | .0087708 | 3.84 | 0.000 | .0164681 | .0508616 |
| Ungarn | -.0973641 | .0563876 | -1.73 | 0.084 | -.207923 | .0131947 |
| _cons | .0705702 | .2689494 | 0.26 | 0.793 | -.4567569 | .5978972 |

Multivariates lineares Regressionsmodell nach dem OLS-Prinzip [*ordinary least squares*]. Die abhängige Variable gibt das politische Vertrauen in politische Institutionen an und reicht von 0 bis 10 Skalenpunkten. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Skalenpunkten. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

Tabelle 7: Modell 3: Lineares postsozialistisches Vollmodell mit Interaktionstermen

```
regress Vertrauen Alter Jahre ib3.Bildung ib5.PolDiskussion ZufrRegierung i.ZufrWirtschaft
c.Jahre#i.Bildung c.Jahre#i.PolDiskussion c.Jahre#c.ZufrRegierung i.Beruf i.Einkommen Frau
Linksrechts i.Nachrichten Parteinah Religion Ungarn if Wohnsitz!=1
```

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 3,295 |
|----------|------------|-------|------------|---------------|---|--------|
| Model | 24176.9341 | 42 | 575.641289 | F(42, 3252) | = | 267.85 |
| Residual | 6989.00167 | 3,252 | 2.1491395 | Prob > F | = | 0.0000 |
| | | | | R-squared | = | 0.7757 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.7729 |
| Total | 31165.9358 | 3,294 | 9.46142557 | Root MSE | = | 1.466 |

| Vertrauen | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|--------------------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| Alter | -.0179484 | .0062544 | -2.87 | 0.004 | -.0302114 | -.0056855 |
| Jahre | .0179722 | .0099906 | 1.80 | 0.072 | -.0016163 | .0375606 |
| Bildung | | | | | | |
| Niedrige Bildung | .153601 | .1404326 | 1.09 | 0.274 | -.1217444 | .4289463 |
| Mittlere Bildung | .2555765 | .0787241 | 3.25 | 0.001 | .1012227 | .4099302 |
| PolDiskussion | | | | | | |
| Nie | -.0036882 | .3228281 | -0.01 | 0.991 | -.6366553 | .6292789 |
| Selten | .5390928 | .1722887 | 3.13 | 0.002 | .2012874 | .8768981 |
| Manchmal | .2203996 | .1004259 | 2.19 | 0.028 | .0234951 | .4173041 |
| Oft | .223279 | .0885786 | 2.52 | 0.012 | .0496034 | .3969546 |
| ZufrRegierung | .6416918 | .0147734 | 43.44 | 0.000 | .6127257 | .6706579 |
| ZufrWirtschaft | | | | | | |
| Eher schlechter | .1621481 | .0811299 | 2.00 | 0.046 | .0030773 | .3212189 |
| Gleichbleibend | .104875 | .0825627 | 1.27 | 0.204 | -.0570051 | .2667551 |
| Eher besser | .5611259 | .0971599 | 5.78 | 0.000 | .3706251 | .7516266 |
| Viel besser | 1.202493 | .1395566 | 8.62 | 0.000 | .9288651 | 1.47612 |
| Bildung#c.Jahre | | | | | | |
| Niedrige Bildung | -.0105677 | .0141446 | -0.75 | 0.455 | -.038301 | .0171656 |
| Mittlere Bildung | -.0120258 | .0049604 | -2.42 | 0.015 | -.0217517 | -.0023 |
| PolDiskussion#c.Jahre | | | | | | |
| Nie | .0053414 | .0306325 | 0.17 | 0.862 | -.0547195 | .0654024 |
| Selten | -.0191813 | .0125948 | -1.52 | 0.128 | -.0438758 | .0055133 |
| Manchmal | .0076416 | .0070983 | 1.08 | 0.282 | -.0062761 | .0215593 |
| Oft | -.0017083 | .0055742 | -0.31 | 0.759 | -.0126376 | .009221 |
| c.Jahre#c.ZufrRegierung | .0033654 | .0007197 | 4.68 | 0.000 | .0019542 | .0047765 |
| Beruf | | | | | | |
| Arbeitnehmende (Pension) | -.0782873 | .1143718 | -0.68 | 0.494 | -.3025355 | .1459608 |
| Beamte | .0224465 | .097634 | 0.23 | 0.818 | -.1689839 | .2138769 |
| Beamte (Pension) | -.1021416 | .1216847 | -0.84 | 0.401 | -.340728 | .1364447 |
| Selbstständige | -.1117973 | .1126699 | -0.99 | 0.321 | -.3327084 | .1091138 |
| Selbstständige (Pension) | -.0135643 | .1784777 | -0.08 | 0.939 | -.3635044 | .3363759 |
| in Ausbildung | .0728748 | .1387013 | 0.53 | 0.599 | -.1990761 | .3448256 |
| Erwerbslos/Hausarbeit | -.1493558 | .0984535 | -1.52 | 0.129 | -.342393 | .0436814 |
| Arbeitsunfähig | .250822 | .1770544 | 1.42 | 0.157 | -.0963275 | .5979716 |
| Sonstige | -.1124831 | .1564093 | -0.72 | 0.472 | -.4191538 | .1941877 |
| Einkommen | | | | | | |
| Eher schwer | .1123751 | .1239161 | 0.91 | 0.365 | -.1305864 | .3553366 |
| Eher gut | .2855927 | .122519 | 2.33 | 0.020 | .0453704 | .5258149 |
| Sehr gut | .4375014 | .1548029 | 2.83 | 0.005 | .1339803 | .7410224 |
| Frau | .1379425 | .053388 | 2.58 | 0.010 | .0332648 | .2426201 |
| Linksrechts | .0497036 | .012167 | 4.09 | 0.000 | .0258479 | .0735593 |
| Nachrichten | | | | | | |
| 5-6 Tage/Woche | .0840843 | .0813797 | 1.03 | 0.302 | -.0754763 | .2436449 |
| 3-4 Tage/Woche | .0385109 | .0837831 | 0.46 | 0.646 | -.1257622 | .202784 |
| 1-2 Tage/Woche | -.1250274 | .0858754 | -1.46 | 0.146 | -.2934027 | .0433479 |
| Seltener | -.2091054 | .0923471 | -2.26 | 0.024 | -.3901698 | -.0280411 |
| Nie | -.3540121 | .0967247 | -3.66 | 0.000 | -.5436597 | -.1643645 |

(Fortsetzung)

| | | | | | | | |
|-----------|--|-----------|----------|-------|-------|-----------|----------|
| Parteinah | | .2643679 | .0591112 | 4.47 | 0.000 | .1484689 | .3802668 |
| Religion | | .0343206 | .0087454 | 3.92 | 0.000 | .0171735 | .0514677 |
| Ungarn | | -.0939848 | .0562709 | -1.67 | 0.095 | -.2043149 | .0163453 |
| _cons | | .1259793 | .2797423 | 0.45 | 0.652 | -.4225097 | .6744682 |

Multivariates lineares Regressionsmodell nach dem OLS-Prinzip [*ordinary least squares*]. Die abhängige Variable gibt das politische Vertrauen in politische Institutionen an und reicht von 0 bis 10 Skalenpunkten. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Skalenpunkten. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

Tabelle 8: Modell R1: Lineares postsozialistisches Grundmodell (binäre Erfahrung statt Jahre)

```
regress Vertrauen Alter Erfahrung ib3.Bildung ib5.PolDiskussion i.Beruf i.Einkommen Frau
Linksrechts i.Nachrichten Parteinah Religion Ungarn if Wohnsitz!=1
```

| | | | | | | | |
|----------|--|------------|-------|------------|---------------|---|--------|
| Source | | SS | df | MS | Number of obs | = | 3,355 |
| | | | | | F(30, 3324) | = | 63.26 |
| Model | | 11468.3268 | 30 | 382.277558 | Prob > F | = | 0.0000 |
| Residual | | 20087.1721 | 3,324 | 6.04307222 | R-squared | = | 0.3634 |
| | | | | | Adj R-squared | = | 0.3577 |
| Total | | 31555.4988 | 3,354 | 9.40831807 | Root MSE | = | 2.4583 |

| | Vertrauen | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|--------------------------|-----------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| Alter | | -.0063243 | .0067836 | -0.93 | 0.351 | -.0196247 .0069762 |
| Erfahrung | | .0788093 | .1743391 | 0.45 | 0.651 | -.2630136 .4206321 |
| Bildung | | | | | | |
| Niedrige Bildung | | .4182393 | .1950713 | 2.14 | 0.032 | .0357673 .8007113 |
| Mittlere Bildung | | .4297761 | .0946859 | 4.54 | 0.000 | .2441276 .6154246 |
| PolDiskussion | | | | | | |
| Nie | | .1540195 | .4185998 | 0.37 | 0.713 | -.6667199 .9747588 |
| Selten | | 1.088174 | .2153102 | 5.05 | 0.000 | .6660198 1.510328 |
| Manchmal | | .8340029 | .1254342 | 6.65 | 0.000 | .5880669 1.079939 |
| Oft | | .601551 | .1048839 | 5.74 | 0.000 | .3959075 .8071945 |
| Beruf | | | | | | |
| Arbeitnehmende (Pension) | | .0752613 | .1849772 | 0.41 | 0.684 | -.2874194 .437942 |
| Beamte | | .1121493 | .1621165 | 0.69 | 0.489 | -.2057091 .4300076 |
| Beamte (Pension) | | .2527206 | .1973473 | 1.28 | 0.200 | -.1342138 .6396551 |
| Selbstständige | | -.1731255 | .1878644 | -0.92 | 0.357 | -.5414672 .1952161 |
| Selbstständige (Pension) | | .2643584 | .293974 | 0.90 | 0.369 | -.31203 .8407468 |
| in Ausbildung | | .2071479 | .2083325 | 0.99 | 0.320 | -.201325 .6156208 |
| Erwerbslos/Hausarbeit | | .0724177 | .1638132 | 0.44 | 0.658 | -.2487671 .3936025 |
| Arbeitsunfähig | | .5061601 | .2935828 | 1.72 | 0.085 | -.0694611 1.081781 |
| Sonstige | | .009045 | .2496014 | 0.04 | 0.971 | -.4803429 .4984329 |
| Einkommen | | | | | | |
| Eher schwer | | .4371152 | .20524 | 2.13 | 0.033 | .0347058 .8395247 |
| Eher gut | | 1.172853 | .2018712 | 5.81 | 0.000 | .7770485 1.568657 |
| Sehr gut | | 1.794126 | .2554436 | 7.02 | 0.000 | 1.293283 2.294968 |
| Frau | | .0047958 | .0882841 | 0.05 | 0.957 | -.1683009 .1778925 |
| Linksrechts | | .4897322 | .0178001 | 27.51 | 0.000 | .4548319 .5246324 |
| Nachrichten | | | | | | |
| 5-6 Tage/Woche | | .0506656 | .1353887 | 0.37 | 0.708 | -.214788 .3161193 |
| 3-4 Tage/Woche | | -.0788208 | .1389852 | -0.57 | 0.571 | -.351326 .1936844 |
| 1-2 Tage/Woche | | -.2084363 | .1424554 | -1.46 | 0.144 | -.4877454 .0708728 |
| Seltener | | -.4032777 | .1523681 | -2.65 | 0.008 | -.7020225 -.1045329 |
| Nie | | -1.037812 | .1582793 | -6.56 | 0.000 | -1.348147 -.727477 |
| Parteinah | | .4013478 | .0964209 | 4.16 | 0.000 | .2122975 .5903981 |
| Religion | | .1951964 | .0140652 | 13.88 | 0.000 | .167619 .2227738 |
| Ungarn | | -.1832038 | .0929528 | -1.97 | 0.049 | -.3654544 -.0009533 |
| _cons | | -1.779846 | .3409896 | -5.22 | 0.000 | -2.448417 -1.111275 |

Multivariates lineares Regressionsmodell nach dem OLS-Prinzip [*ordinary least squares*]. Die abhängige Variable gibt das politische Vertrauen in politische Institutionen an und reicht von 0 bis 10 Skalenpunkten. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Skalenpunkten. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

Tabelle 9: Modell R2: Lineares postsozialistisches Vollmodell (binäre Erfahrung statt Jahre)

```
regress Vertrauen Alter Erfahrung ib3.Bildung ib5.PolDiskussion ZufrRegierung i.ZufrWirtschaft
i.Beruf i.Einkommen Frau Linksrechts i.Nachrichten Parteinah Religion Ungarn if Wohnsitz!=1
```

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 3,295 |
|----------|------------|-------|------------|---------------|---|--------|
| | | | | F(35, 3259) | = | 317.30 |
| Model | 24094.9975 | 35 | 688.428501 | Prob > F | = | 0.0000 |
| Residual | 7070.93829 | 3,259 | 2.16966502 | R-squared | = | 0.7731 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.7707 |
| Total | 31165.9358 | 3,294 | 9.46142557 | Root MSE | = | 1.473 |

| Vertrauen | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|--------------------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| Alter | -.0069742 | .0040965 | -1.70 | 0.089 | -.0150062 | .0010577 |
| Erfahrung | .1311545 | .1051881 | 1.25 | 0.213 | -.0750869 | .337396 |
| Bildung | | | | | | |
| Niedrige Bildung | .0827715 | .1194462 | 0.69 | 0.488 | -.1514257 | .3169687 |
| Mittlere Bildung | .1336613 | .0573362 | 2.33 | 0.020 | .0212426 | .24608 |
| PolDiskussion | | | | | | |
| Nie | .0631032 | .2609198 | 0.24 | 0.809 | -.4484803 | .5746866 |
| Selten | .4019871 | .132002 | 3.05 | 0.002 | .1431717 | .6608025 |
| Manchmal | .2922887 | .0767678 | 3.81 | 0.000 | .1417706 | .4428068 |
| Oft | .2168044 | .0635367 | 3.41 | 0.001 | .0922284 | .3413804 |
| ZufrRegierung | .6751192 | .0129882 | 51.98 | 0.000 | .6496534 | .700585 |
| ZufrWirtschaft | | | | | | |
| Eher schlechter | .1937616 | .081317 | 2.38 | 0.017 | .034324 | .3531991 |
| Gleichbleibend | .1129445 | .082876 | 1.36 | 0.173 | -.0495497 | .2754388 |
| Eher besser | .5751098 | .097449 | 5.90 | 0.000 | .3840424 | .7661772 |
| Viel besser | 1.262989 | .1396277 | 9.05 | 0.000 | .9892215 | 1.536755 |
| Beruf | | | | | | |
| Arbeitnehmende (Pension) | .0116107 | .1114721 | 0.10 | 0.917 | -.2069518 | .2301732 |
| Beamte | .0039777 | .0980643 | 0.04 | 0.968 | -.1882962 | .1962516 |
| Beamte (Pension) | .0371731 | .1188448 | 0.31 | 0.754 | -.195845 | .2701911 |
| Selbstständige | -.0771643 | .112949 | -0.68 | 0.495 | -.2986226 | .144294 |
| Selbstständige (Pension) | .1071951 | .1764491 | 0.61 | 0.544 | -.2387672 | .4531575 |
| in Ausbildung | .2438065 | .1276248 | 1.91 | 0.056 | -.0064265 | .4940394 |
| Erwerbslos/Hausarbeit | -.127897 | .0990165 | -1.29 | 0.197 | -.3220379 | .0662439 |
| Arbeitsunfähig | .2345329 | .1773216 | 1.32 | 0.186 | -.1131401 | .5822059 |
| Sonstige | -.0922772 | .1568016 | -0.59 | 0.556 | -.3997168 | .2151624 |
| Einkommen | | | | | | |
| Eher schwer | .0978365 | .1243416 | 0.79 | 0.431 | -.1459591 | .3416321 |
| Eher gut | .2826777 | .1230569 | 2.30 | 0.022 | .0414011 | .5239543 |
| Sehr gut | .44527 | .155681 | 2.86 | 0.004 | .1400274 | .7505125 |
| Frau | .1624589 | .0534281 | 3.04 | 0.002 | .057703 | .2672149 |
| Linksrechts | .0544011 | .0121467 | 4.48 | 0.000 | .0305852 | .0782171 |
| Nachrichten | | | | | | |
| 5-6 Tage/Woche | .0895123 | .0816732 | 1.10 | 0.273 | -.0706237 | .2496483 |
| 3-4 Tage/Woche | .0459321 | .0840672 | 0.55 | 0.585 | -.1188977 | .210762 |
| 1-2 Tage/Woche | -.1107443 | .0860738 | -1.29 | 0.198 | -.2795086 | .05802 |
| Seltener | -.2016066 | .0927342 | -2.17 | 0.030 | -.3834298 | -.0197835 |
| Nie | -.3322581 | .0968813 | -3.43 | 0.001 | -.5222124 | -.1423037 |
| Parteinah | .2560889 | .0591178 | 4.33 | 0.000 | .1401771 | .3720007 |
| Religion | .0332556 | .0087787 | 3.79 | 0.000 | .0160433 | .050468 |
| Ungarn | -.1029373 | .0564123 | -1.82 | 0.068 | -.2135445 | .0076699 |
| _cons | -.3595143 | .2095829 | -1.72 | 0.086 | -.7704418 | .0514133 |

Multivariates lineares Regressionsmodell nach dem OLS-Prinzip [*ordinary least squares*]. Die abhängige Variable gibt das politische Vertrauen in politische Institutionen an und reicht von 0 bis 10 Skalenpunkten. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Skalenpunkten. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

Tabelle 10: Modell R1log: Logistisches postsozialistisches Grundmodell

```

logit  Vertrauen2  Alter  Jahre  ib3.Bildung  ib5.PolDiskussion  i.Beruf  i.Einkommen  Frau
Linksrechts i.Nachrichten Parteinah Religion Ungarn if Wohnsitz!=1, or

```

```

Iteration 0:  log likelihood = -2080.2323
Iteration 1:  log likelihood = -1606.5242
Iteration 2:  log likelihood = -1580.1189
Iteration 3:  log likelihood = -1580.0049
Iteration 4:  log likelihood = -1580.0049

```

```

Logistic regression      Number of obs      =      3,355
                        LR chi2(30)      =      1000.45
                        Prob > chi2      =      0.0000
                        Pseudo R2       =      0.2405

Log likelihood = -1580.0049

```

| | Vertrauen2 | Odds Ratio | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|--------------------------|------------|------------|-----------|-------|----------|----------------------|--|
| Alter | 1.002571 | .010378 | 0.25 | 0.804 | .9824351 | 1.023119 | |
| Jahre | .9942164 | .0149061 | -0.39 | 0.699 | .965426 | 1.023865 | |
| Bildung | | | | | | | |
| Niedrige Bildung | 1.541242 | .3053293 | 2.18 | 0.029 | 1.045305 | 2.272475 | |
| Mittlere Bildung | 1.495778 | .1482355 | 4.06 | 0.000 | 1.231717 | 1.81645 | |
| PolDiskussion | | | | | | | |
| Nie | .8961667 | .4408885 | -0.22 | 0.824 | .3416819 | 2.350475 | |
| Selten | 2.165028 | .4774368 | 3.50 | 0.000 | 1.405253 | 3.335588 | |
| Manchmal | 1.991017 | .2608099 | 5.26 | 0.000 | 1.540187 | 2.573811 | |
| Oft | 1.586866 | .1814328 | 4.04 | 0.000 | 1.268291 | 1.985462 | |
| Beruf | | | | | | | |
| Arbeitnehmende (Pension) | .7597386 | .157975 | -1.32 | 0.186 | .5054416 | 1.141977 | |
| Beamte | 1.003726 | .1659178 | 0.02 | 0.982 | .7259552 | 1.387779 | |
| Beamte (Pension) | .8723497 | .1956904 | -0.61 | 0.543 | .5620104 | 1.354057 | |
| Selbstständige | .8863477 | .1708265 | -0.63 | 0.531 | .6075071 | 1.293174 | |
| Selbstständige (Pension) | 1.133541 | .3819452 | 0.37 | 0.710 | .5856337 | 2.19406 | |
| in Ausbildung | .9748085 | .2237055 | -0.11 | 0.911 | .6216986 | 1.528476 | |
| Erwerbslos/Hausarbeit | 1.034252 | .1708383 | 0.20 | 0.838 | .7482115 | 1.429645 | |
| Arbeitsunfähig | 2.077569 | .6515793 | 2.33 | 0.020 | 1.123561 | 3.841618 | |
| Sonstige | 1.026686 | .2755147 | 0.10 | 0.922 | .6067574 | 1.737243 | |
| Einkommen | | | | | | | |
| Eher schwer | 1.573802 | .3792682 | 1.88 | 0.060 | .9813418 | 2.523945 | |
| Eher gut | 2.788374 | .656369 | 4.36 | 0.000 | 1.757852 | 4.423026 | |
| Sehr gut | 3.55327 | .9973333 | 4.52 | 0.000 | 2.049805 | 6.159476 | |
| Frau | .9672384 | .0887428 | -0.36 | 0.717 | .8080475 | 1.157791 | |
| Linksrechts | 1.48095 | .0312547 | 18.61 | 0.000 | 1.420941 | 1.543493 | |
| Nachrichten | | | | | | | |
| 5-6 Tage/Woche | 1.12345 | .1528878 | 0.86 | 0.392 | .8604301 | 1.466871 | |
| 3-4 Tage/Woche | .9261545 | .1280193 | -0.55 | 0.579 | .7063577 | 1.214345 | |
| 1-2 Tage/Woche | .6894099 | .1011566 | -2.53 | 0.011 | .5171082 | .919123 | |
| Seltener | .7035256 | .111512 | -2.22 | 0.027 | .5156566 | .9598409 | |
| Nie | .3763065 | .0698029 | -5.27 | 0.000 | .2616062 | .5412966 | |
| Parteinah | 1.068119 | .1068202 | 0.66 | 0.510 | .8779968 | 1.299411 | |
| Religion | 1.16841 | .0172108 | 10.57 | 0.000 | 1.13516 | 1.202635 | |
| Ungarn | .9739687 | .0938209 | -0.27 | 0.784 | .8063992 | 1.176359 | |
| _cons | .0057161 | .0027216 | -10.85 | 0.000 | .0022482 | .0145338 | |

Multivariates logistisches Regressionsmodell. Die abhängige Variable gibt binär die An- und die Abwesenheit des politischen Vertrauens in politische Institutionen an. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Odds Ratio. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

Tabelle 11: Modell R2log: Logistisches postsozialistisches Vollmodell

logit Vertrauen2 Alter Jahre ib3.Bildung ib5.PolDiskussion ZufrRegierung i.ZufrWirtschaft
i.Beruf i.Einkommen Frau Linksrechts i.Nachrichten Parteinah Religion Ungarn if Wohnsitz!=1, or

```
Iteration 0: log likelihood = -2045.1471
Iteration 1: log likelihood = -1006.8218
Iteration 2: log likelihood = -926.88603
Iteration 3: log likelihood = -921.17829
Iteration 4: log likelihood = -921.1558
Iteration 5: log likelihood = -921.1558
```

Logistic regression

```
Number of obs      =      3,295
LR chi2(35)        =    2247.98
Prob > chi2         =      0.0000
Pseudo R2          =      0.5496
```

Log likelihood = -921.1558

| Vertrauen2 | Odds Ratio | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|--------------------------|------------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| Alter | .9992181 | .0135563 | -0.06 | 0.954 | .9729984 | 1.026144 |
| Jahre | .9951621 | .0199975 | -0.24 | 0.809 | .9567296 | 1.035138 |
| Bildung | | | | | | |
| Niedrige Bildung | 1.404994 | .3680893 | 1.30 | 0.194 | .8407587 | 2.34789 |
| Mittlere Bildung | 1.386435 | .1861566 | 2.43 | 0.015 | 1.065635 | 1.803808 |
| PolDiskussion | | | | | | |
| Nie | .9674262 | .5960865 | -0.05 | 0.957 | .2891639 | 3.23662 |
| Selten | 1.693958 | .498922 | 1.79 | 0.074 | .951038 | 3.017222 |
| Manchmal | 1.638944 | .2943773 | 2.75 | 0.006 | 1.152594 | 2.330515 |
| Oft | 1.382667 | .22343 | 2.01 | 0.045 | 1.007323 | 1.897869 |
| ZufrRegierung | 2.052379 | .0711481 | 20.74 | 0.000 | 1.917563 | 2.196674 |
| ZufrWirtschaft | | | | | | |
| Eher schlechter | 1.615041 | .4740015 | 1.63 | 0.102 | .9085794 | 2.870809 |
| Gleichbleibend | 1.525091 | .4342683 | 1.48 | 0.138 | .8728042 | 2.664861 |
| Eher besser | 1.73137 | .5079627 | 1.87 | 0.061 | .9742214 | 3.07696 |
| Viel besser | 2.111858 | .7940486 | 1.99 | 0.047 | 1.010688 | 4.412782 |
| Beruf | | | | | | |
| Arbeitnehmende (Pension) | .6207738 | .1796646 | -1.65 | 0.099 | .3520288 | 1.094683 |
| Beamte | .9255483 | .206589 | -0.35 | 0.729 | .5975921 | 1.433486 |
| Beamte (Pension) | .6944119 | .2194024 | -1.15 | 0.248 | .3738319 | 1.289906 |
| Selbstständige | .9544145 | .2457303 | -0.18 | 0.856 | .5762098 | 1.58086 |
| Selbstständige (Pension) | 1.040297 | .5133279 | 0.08 | 0.936 | .3954919 | 2.736386 |
| in Ausbildung | .8570416 | .2562065 | -0.52 | 0.606 | .4770251 | 1.539794 |
| Erwerbslos/Hausarbeit | .8322611 | .1783877 | -0.86 | 0.392 | .5467795 | 1.266797 |
| Arbeitsunfähig | 2.979643 | 1.359293 | 2.39 | 0.017 | 1.218574 | 7.285787 |
| Sonstige | 1.000887 | .3771125 | 0.00 | 0.998 | .4782671 | 2.094591 |
| Einkommen | | | | | | |
| Eher schwer | 1.235301 | .3892095 | 0.67 | 0.502 | .6661661 | 2.290673 |
| Eher gut | 1.714681 | .5278316 | 1.75 | 0.080 | .9379014 | 3.134796 |
| Sehr gut | 1.416308 | .5318665 | 0.93 | 0.354 | .6784314 | 2.956717 |
| Frau | 1.260849 | .1583185 | 1.85 | 0.065 | .9857844 | 1.612665 |
| Linksrechts | 1.100794 | .0351061 | 3.01 | 0.003 | 1.034094 | 1.171797 |
| Nachrichten | | | | | | |
| 5-6 Tage/Woche | 1.335532 | .2574289 | 1.50 | 0.133 | .9153394 | 1.948618 |
| 3-4 Tage/Woche | 1.023757 | .1935753 | 0.12 | 0.901 | .7067226 | 1.483013 |
| 1-2 Tage/Woche | .6189393 | .1188695 | -2.50 | 0.012 | .4247876 | .9018292 |
| Seltener | .7880734 | .1668312 | -1.13 | 0.261 | .5204411 | 1.193333 |
| Nie | .5630947 | .138484 | -2.34 | 0.020 | .34773 | .9118443 |
| Parteinah | .9825378 | .1277948 | -0.14 | 0.892 | .761442 | 1.267832 |
| Religion | 1.051236 | .0215133 | 2.44 | 0.015 | 1.009905 | 1.094258 |
| Ungarn | .9783464 | .1291622 | -0.17 | 0.868 | .7552943 | 1.26727 |
| _cons | .0023857 | .0015813 | -9.11 | 0.000 | .0006508 | .0087462 |

Multivariates logistisches Regressionsmodell. Die abhängige Variable gibt binär die An- und die Abwesenheit des politischen Vertrauens in politische Institutionen an. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Odds Ratio. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

Tabelle 12: Modell R3log: Logistisches postsozialistisches Vollmodell mit Interaktionstermen

logit Vertrauen2 Alter Jahre ib3.Bildung ib5.PolDiskussion ZufrRegierung i.ZufrWirtschaft
c.Jahre#i.Bildung c.Jahre#i.PolDiskussion c.Jahre#c.ZufrRegierung i.Beruf i.Einkommen Frau
Linksrechts i.Nachrichten Parteinah Religion Ungarn if Wohnsitz!=1, or

Iteration 0: log likelihood = -2045.1471
Iteration 1: log likelihood = -1005.5254
Iteration 2: log likelihood = -923.03571
Iteration 3: log likelihood = -915.14
Iteration 4: log likelihood = -915.04783
Iteration 5: log likelihood = -915.04776

| | | | |
|-----------------------------|---------------|---|---------|
| Logistic regression | Number of obs | = | 3,295 |
| | LR chi2(42) | = | 2260.20 |
| | Prob > chi2 | = | 0.0000 |
| Log likelihood = -915.04776 | Pseudo R2 | = | 0.5526 |

| Vertrauen2 | Odds Ratio | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|--------------------------|------------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| Alter | 1.002015 | .0135025 | 0.15 | 0.881 | .975897 | 1.028832 |
| Jahre | .9532915 | .0281171 | -1.62 | 0.105 | .8997457 | 1.010024 |
| Bildung | | | | | | |
| Niedrige Bildung | 1.628222 | .4759008 | 1.67 | 0.095 | .9181682 | 2.887386 |
| Mittlere Bildung | 1.62211 | .2783192 | 2.82 | 0.005 | 1.158864 | 2.270535 |
| PolDiskussion | | | | | | |
| Nie | .8581659 | .6361275 | -0.21 | 0.837 | .2007272 | 3.668904 |
| Selten | 1.606941 | .5680914 | 1.34 | 0.180 | .8036749 | 3.213066 |
| Manchmal | 1.388619 | .3040183 | 1.50 | 0.134 | .9041172 | 2.132758 |
| Oft | 1.31156 | .2662325 | 1.34 | 0.182 | .8810558 | 1.952418 |
| ZufrRegierung | 1.920459 | .0777712 | 16.11 | 0.000 | 1.773923 | 2.0791 |
| ZufrWirtschaft | | | | | | |
| Eher schlechter | 1.602922 | .4709713 | 1.61 | 0.108 | .9011806 | 2.851102 |
| Gleichbleibend | 1.531844 | .4358687 | 1.50 | 0.134 | .8770312 | 2.675557 |
| Eher besser | 1.73412 | .5088641 | 1.88 | 0.061 | .9756646 | 3.082177 |
| Viel besser | 1.961927 | .7392125 | 1.79 | 0.074 | .9374929 | 4.105797 |
| Bildung#c.Jahre | | | | | | |
| Niedrige Bildung | .9784115 | .0332391 | -0.64 | 0.521 | .9153857 | 1.045777 |
| Mittlere Bildung | .9809118 | .0128595 | -1.47 | 0.142 | .9560288 | 1.006442 |
| PolDiskussion#c.Jahre | | | | | | |
| Nie | 1.011442 | .0855924 | 0.13 | 0.893 | .8568581 | 1.193914 |
| Selten | 1.00488 | .0291942 | 0.17 | 0.867 | .9492587 | 1.06376 |
| Manchmal | 1.022945 | .0189743 | 1.22 | 0.221 | .9864236 | 1.060818 |
| Oft | 1.006493 | .0161046 | 0.40 | 0.686 | .9754183 | 1.038558 |
| c.Jahre#c.ZufrRegierung | 1.008152 | .0029633 | 2.76 | 0.006 | 1.002361 | 1.013977 |
| Beruf | | | | | | |
| Arbeitnehmende (Pension) | .6175649 | .1929419 | -1.54 | 0.123 | .3347704 | 1.139248 |
| Beamte | .9250533 | .2058852 | -0.35 | 0.726 | .5980237 | 1.430919 |
| Beamte (Pension) | .6402252 | .2161186 | -1.32 | 0.186 | .3303662 | 1.240709 |
| Selbstständige | .9311697 | .2404398 | -0.28 | 0.782 | .5613553 | 1.544614 |
| Selbstständige (Pension) | 1.063417 | .5677978 | 0.12 | 0.908 | .3734355 | 3.02825 |
| in Ausbildung | .8512359 | .2486866 | -0.55 | 0.581 | .480146 | 1.509129 |
| Erwerbslos/Hausarbeit | .822791 | .1742882 | -0.92 | 0.357 | .5432294 | 1.246223 |
| Arbeitsunfähig | 3.205343 | 1.49337 | 2.50 | 0.012 | 1.286174 | 7.988209 |
| Sonstige | .9792394 | .3664792 | -0.06 | 0.955 | .4702488 | 2.039154 |
| Einkommen | | | | | | |
| Eher schwer | 1.232543 | .3899032 | 0.66 | 0.509 | .6630292 | 2.291245 |
| Eher gut | 1.703661 | .5258497 | 1.73 | 0.084 | .9303633 | 3.119708 |
| Sehr gut | 1.417898 | .5323103 | 0.93 | 0.352 | .679337 | 2.959408 |
| Frau | 1.239195 | .1564008 | 1.70 | 0.089 | .967627 | 1.586979 |
| Linksrechts | 1.094625 | .0349374 | 2.83 | 0.005 | 1.028247 | 1.165288 |

(Fortsetzung)

| | | | | | | | |
|----------------|----------|----------|-------|-------|----------|----------|--|
| Nachrichten | | | | | | | |
| 5-6 Tage/Woche | 1.365882 | .2676073 | 1.59 | 0.112 | .9303437 | 2.005316 | |
| 3-4 Tage/Woche | 1.022794 | .1939877 | 0.12 | 0.905 | .7052534 | 1.483306 | |
| 1-2 Tage/Woche | .6200217 | .1188309 | -2.49 | 0.013 | .4258621 | .9027027 | |
| Seltener | .7896788 | .1661758 | -1.12 | 0.262 | .522791 | 1.192814 | |
| Nie | .5619112 | .1377969 | -2.35 | 0.019 | .347479 | .9086715 | |
| Parteinah | .9998978 | .1301563 | -0.00 | 0.999 | .7747383 | 1.290495 | |
| Religion | 1.052263 | .0215857 | 2.48 | 0.013 | 1.010795 | 1.095432 | |
| Ungarn | .991497 | .1318098 | -0.06 | 0.949 | .7640689 | 1.28662 | |
| _cons | .003075 | .0020924 | -8.50 | 0.000 | .0008103 | .0116692 | |

Multivariates logistisches Regressionsmodell. Die abhängige Variable gibt binär die An- und die Abwesenheit des politischen Vertrauens in politische Institutionen an. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Odds Ratio. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

8.2. Output: Gesamteuropäische Modelle

Tabelle 13: Modell 4: Lineares gesamteuropäisches Grundmodell

regress Vertrauen Alter Jahre ib3.Bildung ib5.PolDiskussion i.Beruf i.Einkommen Frau Linksrechts i.Nachrichten Parteinah Religion i.Wohnsitz

| | | | | | | |
|----------|------------|-------|------------|---------------|---|--------|
| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 9,379 |
| Model | 19613.4945 | 31 | 632.693371 | F(31, 9347) | = | 100.28 |
| Residual | 58973.2727 | 9,347 | 6.30932628 | Prob > F | = | 0.0000 |
| | | | | R-squared | = | 0.2496 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.2471 |
| Total | 78586.7672 | 9,378 | 8.37990694 | Root MSE | = | 2.5118 |

| | | | | | |
|--------------------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| Vertrauen | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
| Alter | -.0011711 | .0026291 | -0.45 | 0.656 | -.0063247 .0039826 |
| Jahre | -.0058778 | .0048098 | -1.22 | 0.222 | -.0153061 .0035505 |
| Bildung | | | | | |
| Niedrige Bildung | -.0787674 | .0875593 | -0.90 | 0.368 | -.2504027 .0928678 |
| Mittlere Bildung | .0538106 | .0579547 | 0.93 | 0.353 | -.0597932 .1674144 |
| PolDiskussion | | | | | |
| Nie | .5136739 | .2173597 | 2.36 | 0.018 | .0876015 .9397464 |
| Selten | 1.041189 | .1227657 | 8.48 | 0.000 | .8005413 1.281836 |
| Manchmal | .8257498 | .074333 | 11.11 | 0.000 | .6800409 .9714587 |
| Oft | .5395017 | .0683864 | 7.89 | 0.000 | .4054494 .6735541 |
| Beruf | | | | | |
| Arbeitnehmende (Pension) | .031162 | .1008918 | 0.31 | 0.757 | -.1666079 .2289319 |
| Beamte | -.0774385 | .0953654 | -0.81 | 0.417 | -.2643755 .1094985 |
| Beamte (Pension) | -.0580806 | .1140482 | -0.51 | 0.611 | -.2816398 .1654787 |
| Selbstständige | -.2688597 | .1191164 | -2.26 | 0.024 | -.5023538 -.0353656 |
| Selbstständige (Pension) | .0737977 | .1683033 | 0.44 | 0.661 | -.2561134 .4037088 |
| in Ausbildung | .5409567 | .1193554 | 4.53 | 0.000 | .3069942 .7749193 |
| Erwerbslos/Hausarbeit | .0344069 | .1016643 | 0.34 | 0.735 | -.1648773 .2336911 |
| Arbeitsunfähig | .1427266 | .1947321 | 0.73 | 0.464 | -.2389907 .524444 |
| Sonstige | -.1483963 | .134324 | -1.10 | 0.269 | -.4117005 .114908 |
| Einkommen | | | | | |
| Eher schwer | .5574976 | .1192502 | 4.68 | 0.000 | .3237413 .7912539 |
| Eher gut | 1.544696 | .1174474 | 13.15 | 0.000 | 1.314474 1.774919 |
| Sehr gut | 2.486242 | .1440732 | 17.26 | 0.000 | 2.203827 2.768657 |
| Frau | -.058121 | .0539261 | -1.08 | 0.281 | -.1638279 .0475859 |
| Linksrechts | .2423202 | .0105637 | 22.94 | 0.000 | .2216131 .2630273 |
| Nachrichten | | | | | |
| 5-6 Tage/Woche | .179555 | .0776576 | 2.31 | 0.021 | .0273292 .3317807 |
| 3-4 Tage/Woche | -.0631884 | .0841056 | -0.75 | 0.452 | -.2280537 .1016768 |
| 1-2 Tage/Woche | -.2608543 | .0871872 | -2.99 | 0.003 | -.4317601 -.0899484 |
| Seltener | -.5260889 | .1010814 | -5.20 | 0.000 | -.7242304 -.3279473 |
| Nie | -.8756149 | .1041761 | -8.41 | 0.000 | -1.079823 -.6714071 |
| Parteinah | .6855452 | .0600236 | 11.42 | 0.000 | .5678859 .8032045 |

(Fortsetzung)

| | | | | | | | |
|----------|--|-----------|----------|--------|-------|-----------|-----------|
| Religion | | .1325982 | .0084194 | 15.75 | 0.000 | .1160943 | .1491021 |
| Wohnsitz | | | | | | | |
| Polen | | -1.161307 | .0876807 | -13.24 | 0.000 | -1.33318 | -.9894337 |
| Ungarn | | -1.494737 | .0934368 | -16.00 | 0.000 | -1.677893 | -1.31158 |
| _cons | | .7280164 | .1978009 | 3.68 | 0.000 | .3402836 | 1.115749 |

Multivariates lineares Regressionsmodell nach dem OLS-Prinzip [*ordinary least squares*]. Die abhängige Variable gibt das politische Vertrauen in politische Institutionen an und reicht von 0 bis 10 Skalenpunkten. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Skalenpunkten. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

Tabelle 14: Modell 5: Lineares gesamteuropäisches Vollmodell

regress Vertrauen Alter Jahre ib3.Bildung ib5.PolDiskussion ZufrRegierung i.ZufrWirtschaft
i.Beruf i.Einkommen Frau Linksrechts i.Nachrichten Parteinah Religion i.Wohnsitz

| | | | | | | | |
|----------|--|------------|-------|------------|---------------|---|--------|
| Source | | SS | df | MS | Number of obs | = | 9,172 |
| | | | | | F(36, 9135) | = | 581.52 |
| Model | | 53776.8254 | 36 | 1493.8007 | Prob > F | = | 0.0000 |
| Residual | | 23465.6757 | 9,135 | 2.56876582 | R-squared | = | 0.6962 |
| | | | | | Adj R-squared | = | 0.6950 |
| Total | | 77242.5011 | 9,171 | 8.42247313 | Root MSE | = | 1.6027 |

| Vertrauen | | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|--------------------------|--|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| Alter | | .0031466 | .0017026 | 1.85 | 0.065 | -.0001909 .0064841 |
| Jahre | | -.0106641 | .0031011 | -3.44 | 0.001 | -.016743 -.0045851 |
| Bildung | | | | | | |
| Niedrige Bildung | | -.2106422 | .0567065 | -3.71 | 0.000 | -.3217996 -.0994848 |
| Mittlere Bildung | | -.1102854 | .037438 | -2.95 | 0.003 | -.1836722 -.0368986 |
| PolDiskussion | | | | | | |
| Nie | | -.0025997 | .1420132 | -0.02 | 0.985 | -.2809774 .275778 |
| Selten | | .354266 | .0800052 | 4.43 | 0.000 | .1974379 .5110941 |
| Manchmal | | .2168489 | .0485585 | 4.47 | 0.000 | .1216634 .3120344 |
| Oft | | .1901094 | .0441817 | 4.30 | 0.000 | .1035034 .2767155 |
| ZufrRegierung | | .6704709 | .0079608 | 84.22 | 0.000 | .654866 .6860757 |
| ZufrWirtschaft | | | | | | |
| Eher schlechter | | .393271 | .0544101 | 7.23 | 0.000 | .2866149 .499927 |
| Gleichbleibend | | .5230208 | .0566125 | 9.24 | 0.000 | .4120476 .633994 |
| Eher besser | | .7159158 | .0662571 | 10.81 | 0.000 | .5860372 .8457945 |
| Viel besser | | 1.357329 | .1041442 | 13.03 | 0.000 | 1.153183 1.561475 |
| Beruf | | | | | | |
| Arbeitnehmende (Pension) | | .1097701 | .0648401 | 1.69 | 0.091 | -.0173309 .2368711 |
| Beamte | | .0281957 | .061622 | 0.46 | 0.647 | -.0925973 .1489886 |
| Beamte (Pension) | | .0564324 | .0733827 | 0.77 | 0.442 | -.0874141 .2002788 |
| Selbstständige | | -.1004598 | .0765883 | -1.31 | 0.190 | -.2505901 .0496705 |
| Selbstständige (Pension) | | .0567641 | .1077591 | 0.53 | 0.598 | -.1544679 .2679961 |
| in Ausbildung | | .327002 | .0789458 | 4.14 | 0.000 | .1722506 .4817535 |
| Erwerbslos/Hausarbeit | | -.1029048 | .0653459 | -1.57 | 0.115 | -.2309973 .0251877 |
| Arbeitsunfähig | | .1913229 | .1256415 | 1.52 | 0.128 | -.0549626 .4376083 |
| Sonstige | | -.0206509 | .0879268 | -0.23 | 0.814 | -.1930071 .1517054 |
| Einkommen | | | | | | |
| Eher schwer | | .1363635 | .0770788 | 1.77 | 0.077 | -.0147283 .2874552 |
| Eher gut | | .4815387 | .0765638 | 6.29 | 0.000 | .3314565 .631621 |
| Sehr gut | | .788124 | .0942917 | 8.36 | 0.000 | .6032911 .9729569 |
| Frau | | .0295639 | .034776 | 0.85 | 0.395 | -.0386048 .0977326 |
| Linksrechts | | -.0272842 | .0072389 | -3.77 | 0.000 | -.041474 -.0130944 |
| Nachrichten | | | | | | |
| 5-6 Tage/Woche | | .0980834 | .0498773 | 1.97 | 0.049 | .0003127 .1958541 |
| 3-4 Tage/Woche | | -.0356411 | .0542256 | -0.66 | 0.511 | -.1419355 .0706533 |
| 1-2 Tage/Woche | | -.1601618 | .0563894 | -2.84 | 0.005 | -.2706976 -.049626 |
| Seltener | | -.2622356 | .065837 | -3.98 | 0.000 | -.391291 -.1331803 |
| Nie | | -.3740358 | .0679302 | -5.51 | 0.000 | -.5071942 -.2408774 |

(Fortsetzung)

| | | | | | | | |
|-----------|--|-----------|----------|--------|-------|-----------|-----------|
| Parteinah | | .4037105 | .0389903 | 10.35 | 0.000 | .3272808 | .4801403 |
| Religion | | .0212379 | .0055313 | 3.84 | 0.000 | .0103952 | .0320805 |
| Wohnsitz | | | | | | | |
| Polen | | -.6417123 | .0577345 | -11.11 | 0.000 | -.7548847 | -.5285398 |
| Ungarn | | -.8124489 | .0612553 | -13.26 | 0.000 | -.9325231 | -.6923748 |
| _cons | | .3703848 | .1302487 | 2.84 | 0.004 | .1150681 | .6257014 |

Multivariates lineares Regressionsmodell nach dem OLS-Prinzip [*ordinary least squares*]. Die abhängige Variable gibt das politische Vertrauen in politische Institutionen an und reicht von 0 bis 10 Skalenpunkten. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Skalenpunkten. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

Tabelle 15: Modell 6: Lineares gesamteuropäisches Vollmodell mit Interaktionstermen

regress Vertrauen Alter Jahre ib3.Bildung ib5.PolDiskussion ZufrRegierung i.ZufrWirtschaft
c.Jahre#i.Bildung c.Jahre#i.PolDiskussion c.Jahre#c.ZufrRegierung i.Beruf i.Einkommen Frau
Linksrechts i.Nachrichten Parteinah Religion i.Wohnsitz

| | | | | | | | |
|----------|--|------------|-------|------------|---------------|---|--------|
| Source | | SS | df | MS | Number of obs | = | 9,172 |
| Model | | 53954.7174 | 43 | 1254.76087 | F(43, 9128) | = | 491.82 |
| Residual | | 23287.7837 | 9,128 | 2.55124712 | Prob > F | = | 0.0000 |
| | | | | | R-squared | = | 0.6985 |
| | | | | | Adj R-squared | = | 0.6971 |
| Total | | 77242.5011 | 9,171 | 8.42247313 | Root MSE | = | 1.5973 |

| Vertrauen | | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|--------------------------|--|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| Alter | | .0030095 | .0016996 | 1.77 | 0.077 | -.0003221 .0063411 |
| Jahre | | -.0312047 | .005275 | -5.92 | 0.000 | -.0415448 -.0208645 |
| Bildung | | | | | | |
| Niedrige Bildung | | -.2343928 | .0581776 | -4.03 | 0.000 | -.3484338 -.1203517 |
| Mittlere Bildung | | -.1469724 | .0409812 | -3.59 | 0.000 | -.2273046 -.0666401 |
| PolDiskussion | | | | | | |
| Nie | | -.0130696 | .1485159 | -0.09 | 0.930 | -.304194 .2780548 |
| Selten | | .3774824 | .0855882 | 4.41 | 0.000 | .2097104 .5452545 |
| Manchmal | | .1936707 | .0524743 | 3.69 | 0.000 | .0908094 .296532 |
| Oft | | .1829699 | .0492325 | 3.72 | 0.000 | .0864631 .2794766 |
| ZufrRegierung | | .6529609 | .0082492 | 79.15 | 0.000 | .6367906 .6691312 |
| ZufrWirtschaft | | | | | | |
| Eher schlechter | | .3788197 | .05428 | 6.98 | 0.000 | .2724187 .4852207 |
| Gleichbleibend | | .520947 | .0564337 | 9.23 | 0.000 | .4103242 .6315698 |
| Eher besser | | .6938746 | .0661144 | 10.50 | 0.000 | .5642756 .8234736 |
| Viel besser | | 1.192395 | .1061354 | 11.23 | 0.000 | .9843456 1.400444 |
| Bildung#c.Jahre | | | | | | |
| Niedrige Bildung | | .0148184 | .0134081 | 1.11 | 0.269 | -.0114645 .0411012 |
| Mittlere Bildung | | .0081859 | .0041757 | 1.96 | 0.050 | 6.00e-07 .0163713 |
| PolDiskussion#c.Jahre | | | | | | |
| Nie | | .004884 | .028043 | 0.17 | 0.862 | -.0500865 .0598544 |
| Selten | | -.0137348 | .0111829 | -1.23 | 0.219 | -.0356558 .0081862 |
| Manchmal | | .0067038 | .0063 | 1.06 | 0.287 | -.0056455 .0190531 |
| Oft | | -.0006956 | .0048174 | -0.14 | 0.885 | -.0101389 .0087476 |
| c.Jahre#c.ZufrRegierung | | .0048072 | .0006379 | 7.54 | 0.000 | .0035569 .0060575 |
| Beruf | | | | | | |
| Arbeitnehmende (Pension) | | .107445 | .0647311 | 1.66 | 0.097 | -.0194425 .2343324 |
| Beamte | | .0234242 | .0614372 | 0.38 | 0.703 | -.0970065 .143855 |
| Beamte (Pension) | | .0693154 | .0732664 | 0.95 | 0.344 | -.0743032 .2129339 |
| Selbstständige | | -.1041476 | .0763676 | -1.36 | 0.173 | -.2538452 .04555 |
| Selbstständige (Pension) | | .0787894 | .1076086 | 0.73 | 0.464 | -.1321475 .2897263 |
| in Ausbildung | | .3318441 | .0787361 | 4.21 | 0.000 | .1775037 .4861845 |
| Erwerbslos/Hausarbeit | | -.1037205 | .0651437 | -1.59 | 0.111 | -.2314167 .0239757 |
| Arbeitsunfähig | | .1804884 | .1254974 | 1.44 | 0.150 | -.0655145 .4264914 |
| Sonstige | | -.0139758 | .0876864 | -0.16 | 0.873 | -.1858608 .1579092 |

(Fortsetzung)

| | | | | | | | |
|----------------|-----------|----------|--------|-------|-----------|-----------|--|
| Einkommen | | | | | | | |
| Eher schwer | .155916 | .0768797 | 2.03 | 0.043 | .0052145 | .3066175 | |
| Eher gut | .4969521 | .0763453 | 6.51 | 0.000 | .3472982 | .6466061 | |
| Sehr gut | .8225454 | .0940935 | 8.74 | 0.000 | .638101 | 1.00699 | |
| Frau | .0255509 | .0346713 | 0.74 | 0.461 | -.0424127 | .0935144 | |
| Linksrechts | -.0329417 | .0072514 | -4.54 | 0.000 | -.047156 | -.0187274 | |
| Nachrichten | | | | | | | |
| 5-6 Tage/Woche | .0913534 | .0497311 | 1.84 | 0.066 | -.0061307 | .1888375 | |
| 3-4 Tage/Woche | -.038631 | .054071 | -0.71 | 0.475 | -.1446224 | .0673603 | |
| 1-2 Tage/Woche | -.1712113 | .0562644 | -3.04 | 0.002 | -.281502 | -.0609206 | |
| Seltener | -.275073 | .0656374 | -4.19 | 0.000 | -.403737 | -.1464091 | |
| Nie | -.3843544 | .0677242 | -5.68 | 0.000 | -.5171089 | -.2515998 | |
| Parteinah | .419061 | .0389242 | 10.77 | 0.000 | .3427608 | .4953611 | |
| Religion | .0195612 | .0055184 | 3.54 | 0.000 | .0087439 | .0303786 | |
| Wohnsitz | | | | | | | |
| Polen | -.651597 | .0576761 | -11.30 | 0.000 | -.764655 | -.538539 | |
| Ungarn | -.8043123 | .0612483 | -13.13 | 0.000 | -.9243727 | -.6842519 | |
| _cons | .5054055 | .1318091 | 3.83 | 0.000 | .2470301 | .763781 | |

Multivariates lineares Regressionsmodell nach dem OLS-Prinzip [*ordinary least squares*]. Die abhängige Variable gibt das politische Vertrauen in politische Institutionen an und reicht von 0 bis 10 Skalenpunkten. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Skalenpunkten. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

Tabelle 16: Modell R4: Lineares gesamteuropäisches Grundmodell (binäre Erfahrung statt Jahre)

regress Vertrauen Alter Erfahrung ib3.Bildung ib5.PolDiskussion i.Beruf i.Einkommen Frau Linksrechts i.Nachrichten Parteinah Religion i.Wohnsitz

| | | | | | | |
|----------|------------|-------|------------|---------------|---|--------|
| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 9,379 |
| | | | | F(31, 9347) | = | 100.22 |
| Model | 19604.518 | 31 | 632.403805 | Prob > F | = | 0.0000 |
| Residual | 58982.2493 | 9,347 | 6.31028665 | R-squared | = | 0.2495 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.2470 |
| Total | 78586.7672 | 9,378 | 8.37990694 | Root MSE | = | 2.512 |

| Vertrauen | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|--------------------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| Alter | -.0021542 | .0026655 | -0.81 | 0.419 | -.0073792 | .0030708 |
| Erfahrung | -.027928 | .1050795 | -0.27 | 0.790 | -.2339068 | .1780507 |
| Bildung | | | | | | |
| Niedrige Bildung | -.0713462 | .0875107 | -0.82 | 0.415 | -.2428863 | .1001939 |
| Mittlere Bildung | .0537222 | .0579597 | 0.93 | 0.354 | -.0598914 | .1673359 |
| PolDiskussion | | | | | | |
| Nie | .5153383 | .2173719 | 2.37 | 0.018 | .089242 | .9414345 |
| Selten | 1.040076 | .1227747 | 8.47 | 0.000 | .799411 | 1.280741 |
| Manchmal | .8275026 | .0743299 | 11.13 | 0.000 | .6817998 | .9732054 |
| Oft | .5396707 | .0683916 | 7.89 | 0.000 | .4056084 | .6737331 |
| Beruf | | | | | | |
| Arbeitnehmende (Pension) | .0263441 | .102013 | 0.26 | 0.796 | -.1736237 | .2263119 |
| Beamte | -.0781119 | .0953851 | -0.82 | 0.413 | -.2650875 | .1088636 |
| Beamte (Pension) | -.0671621 | .1146641 | -0.59 | 0.558 | -.2919288 | .1576045 |
| Selbstständige | -.2716406 | .1191036 | -2.28 | 0.023 | -.5051095 | -.0381716 |
| Selbstständige (Pension) | .063092 | .1689087 | 0.37 | 0.709 | -.2680058 | .3941898 |
| in Ausbildung | .5267872 | .1188109 | 4.43 | 0.000 | .293892 | .7596825 |
| Erwerbslos/Hausarbeit | .0356054 | .1017824 | 0.35 | 0.726 | -.1639103 | .2351211 |
| Arbeitsunfähig | .1390575 | .1947406 | 0.71 | 0.475 | -.2426765 | .5207914 |
| Sonstige | -.1509611 | .1343312 | -1.12 | 0.261 | -.4142795 | .1123574 |
| Einkommen | | | | | | |
| Eher schwer | .5583997 | .1192619 | 4.68 | 0.000 | .3246205 | .7921789 |
| Eher gut | 1.54933 | .1174629 | 13.19 | 0.000 | 1.319077 | 1.779582 |
| Sehr gut | 2.492789 | .1442329 | 17.28 | 0.000 | 2.210061 | 2.775517 |
| Frau | -.0622572 | .0538264 | -1.16 | 0.247 | -.1677686 | .0432543 |

(Fortsetzung)

| | | | | | | |
|----------------|-----------|----------|--------|-------|-----------|-----------|
| Linksrechts | .2428705 | .0105548 | 23.01 | 0.000 | .2221807 | .2635602 |
| Nachrichten | | | | | | |
| 5-6 Tage/Woche | .1757408 | .0775997 | 2.26 | 0.024 | .0236285 | .3278531 |
| 3-4 Tage/Woche | -.0656291 | .0840873 | -0.78 | 0.435 | -.2304585 | .0992003 |
| 1-2 Tage/Woche | -.2621949 | .08719 | -3.01 | 0.003 | -.4331064 | -.0912835 |
| Seltener | -.5245934 | .101084 | -5.19 | 0.000 | -.7227402 | -.3264467 |
| Nie | -.8751309 | .1041866 | -8.40 | 0.000 | -1.079359 | -.6709025 |
| Parteinah | .6835013 | .0600071 | 11.39 | 0.000 | .5658743 | .8011283 |
| Religion | .1330925 | .0084148 | 15.82 | 0.000 | .1165976 | .1495874 |
| Wohnsitz | | | | | | |
| Polen | -1.204529 | .0964519 | -12.49 | 0.000 | -1.393596 | -1.015462 |
| Ungarn | -1.548463 | .1024677 | -15.11 | 0.000 | -1.749322 | -1.347604 |
| _cons | .7751277 | .1973603 | 3.93 | 0.000 | .3882584 | 1.161997 |

Multivariates lineares Regressionsmodell nach dem OLS-Prinzip [*ordinary least squares*]. Die abhängige Variable gibt das politische Vertrauen in politische Institutionen an und reicht von 0 bis 10 Skalenpunkten. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Skalenpunkten. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

Tabelle 17: Modell R5: Lineares gesamteuropäisches Vollmodell (binäre Erfahrung statt Jahre)

regress Vertrauen Alter Erfahrung ib3.Bildung ib5.PolDiskussion ZufrRegierung i.ZufrWirtschaft i.Beruf i.Einkommen Frau Linksrechts i.Nachrichten Parteinah Religion i.Wohnsitz

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 9,172 |
|----------|------------|-------|------------|---------------|---|--------|
| Model | 53759.1695 | 36 | 1493.31026 | F(36, 9135) | = | 580.90 |
| Residual | 23483.3316 | 9,135 | 2.57069859 | Prob > F | = | 0.0000 |
| Total | 77242.5011 | 9,171 | 8.42247313 | R-squared | = | 0.6960 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.6948 |
| | | | | Root MSE | = | 1.6033 |

| Vertrauen | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|--------------------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| Alter | .0024384 | .0017262 | 1.41 | 0.158 | -.0009453 .0058221 |
| Erfahrung | -.1512636 | .0680014 | -2.22 | 0.026 | -.2845615 -.0179656 |
| Bildung | | | | | |
| Niedrige Bildung | -.2035078 | .056685 | -3.59 | 0.000 | -.3146231 -.0923926 |
| Mittlere Bildung | -.1100349 | .0374521 | -2.94 | 0.003 | -.1834494 -.0366203 |
| PolDiskussion | | | | | |
| Nie | .0003382 | .1420634 | 0.00 | 0.998 | -.2781379 .2788143 |
| Selten | .3534263 | .0800356 | 4.42 | 0.000 | .1965387 .5103138 |
| Manchmal | .2187993 | .0485712 | 4.50 | 0.000 | .1235888 .3140098 |
| Oft | .190296 | .0441984 | 4.31 | 0.000 | .1036572 .2769349 |
| ZufrRegierung | .6707899 | .0079633 | 84.23 | 0.000 | .65518 .6863998 |
| ZufrWirtschaft | | | | | |
| Eher schlechter | .3922604 | .0544376 | 7.21 | 0.000 | .2855505 .4989703 |
| Gleichbleibend | .5216606 | .0566383 | 9.21 | 0.000 | .4106369 .6326843 |
| Eher besser | .7135422 | .0662853 | 10.76 | 0.000 | .5836082 .8434762 |
| Viel besser | 1.347505 | .1041164 | 12.94 | 0.000 | 1.143413 1.551596 |
| Beruf | | | | | |
| Arbeitnehmende (Pension) | .0867768 | .0655826 | 1.32 | 0.186 | -.0417798 .2153335 |
| Beamte | .0290342 | .0616552 | 0.47 | 0.638 | -.0918238 .1498922 |
| Beamte (Pension) | .0278439 | .0737997 | 0.38 | 0.706 | -.1168201 .1725079 |
| Selbstständige | -.1051231 | .0766075 | -1.37 | 0.170 | -.2552911 .0450448 |
| Selbstständige (Pension) | .0230449 | .1081891 | 0.21 | 0.831 | -.1890299 .2351197 |
| in Ausbildung | .3065657 | .0786308 | 3.90 | 0.000 | .1524318 .4606997 |
| Erwerbslos/Hausarbeit | -.1058216 | .065438 | -1.62 | 0.106 | -.2340946 .0224515 |
| Arbeitsunfähig | .188198 | .1256854 | 1.50 | 0.134 | -.0581736 .4345695 |
| Sonstige | -.0270606 | .0879575 | -0.31 | 0.758 | -.199477 .1453559 |
| Einkommen | | | | | |
| Eher schwer | .1370158 | .0771083 | 1.78 | 0.076 | -.0141337 .2881652 |
| Eher gut | .4854051 | .076594 | 6.34 | 0.000 | .3352637 .6355464 |
| Sehr gut | .7911842 | .0944211 | 8.38 | 0.000 | .6060977 .9762707 |

(Fortsetzung)

| | | | | | | | |
|-----|-------------|-----------|----------|--------|-------|-----------|-----------|
| | Frau | .0237932 | .034726 | 0.69 | 0.493 | -.0442775 | .091864 |
| | Linksrechts | -.0264413 | .0072348 | -3.65 | 0.000 | -.0406232 | -.0122594 |
| | Nachrichten | | | | | | |
| 5-6 | Tage/Woche | .0923194 | .0498538 | 1.85 | 0.064 | -.0054053 | .1900441 |
| 3-4 | Tage/Woche | -.0395252 | .0542283 | -0.73 | 0.466 | -.1458248 | .0667744 |
| 1-2 | Tage/Woche | -.1631257 | .0564078 | -2.89 | 0.004 | -.2736976 | -.0525538 |
| | Seltener | -.2605129 | .0658588 | -3.96 | 0.000 | -.389611 | -.1314149 |
| | Nie | -.3739534 | .067956 | -5.50 | 0.000 | -.5071623 | -.2407445 |
| | Parteinah | .4010548 | .0389929 | 10.29 | 0.000 | .32462 | .4774896 |
| | Religion | .0217794 | .0055302 | 3.94 | 0.000 | .010939 | .0326198 |
| | Wohnsitz | | | | | | |
| | Polen | -.658718 | .0635398 | -10.37 | 0.000 | -.7832703 | -.5341658 |
| | Ungarn | -.8395005 | .0672003 | -12.49 | 0.000 | -.9712281 | -.7077728 |
| | cons | .4112559 | .1299745 | 3.16 | 0.002 | .1564767 | .6660351 |

Multivariates lineares Regressionsmodell nach dem OLS-Prinzip [*ordinary least squares*]. Die abhängige Variable gibt das politische Vertrauen in politische Institutionen an und reicht von 0 bis 10 Skalenpunkten. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Skalenpunkten. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

Tabelle 18: Modell R4log: Logistisches gesamteuropäisches Grundmodell

logit Vertrauen2 Alter Jahre ib3.Bildung ib5.PolDiskussion i.Beruf i.Einkommen Frau
Linksrechts i.Nachrichten Parteinah Religion i.Wohnsitz, or

```
Iteration 0: log likelihood = -6399.8729
Iteration 1: log likelihood = -5581.6221
Iteration 2: log likelihood = -5574.9916
Iteration 3: log likelihood = -5574.9816
Iteration 4: log likelihood = -5574.9816
```

| | | | |
|-----------------------------|---------------|---|---------|
| Logistic regression | Number of obs | = | 9,379 |
| | LR chi2(31) | = | 1649.78 |
| | Prob > chi2 | = | 0.0000 |
| Log likelihood = -5574.9816 | Pseudo R2 | = | 0.1289 |

| | Vertrauen2 | Odds Ratio | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|--|--------------------------|------------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| | Alter | 1.001349 | .0023034 | 0.59 | 0.558 | .9968449 | 1.005874 |
| | Jahre | .996036 | .0044143 | -0.90 | 0.370 | .9874217 | 1.004726 |
| | Bildung | | | | | | |
| | Niedrige Bildung | 1.020168 | .0780306 | 0.26 | 0.794 | .8781429 | 1.185164 |
| | Mittlere Bildung | 1.110733 | .0566492 | 2.06 | 0.039 | 1.005072 | 1.227503 |
| | PolDiskussion | | | | | | |
| | Nie | 1.186095 | .2338201 | 0.87 | 0.387 | .8059692 | 1.745503 |
| | Selten | 1.97949 | .2134772 | 6.33 | 0.000 | 1.602345 | 2.445405 |
| | Manchmal | 1.786299 | .1181567 | 8.77 | 0.000 | 1.569099 | 2.033563 |
| | Oft | 1.382685 | .0853613 | 5.25 | 0.000 | 1.225105 | 1.560532 |
| | Beruf | | | | | | |
| | Arbeitnehmende (Pension) | .8617573 | .0766052 | -1.67 | 0.094 | .7239659 | 1.025774 |
| | Beamte | .8575901 | .0714694 | -1.84 | 0.065 | .7283544 | 1.009757 |
| | Beamte (Pension) | .735952 | .0745336 | -3.03 | 0.002 | .6034537 | .8975425 |
| | Selbstständige | .8144184 | .085301 | -1.96 | 0.050 | .6632754 | 1.000003 |
| | Selbstständige (Pension) | .8548985 | .129075 | -1.04 | 0.299 | .6359131 | 1.149294 |
| | in Ausbildung | 1.279874 | .1322291 | 2.39 | 0.017 | 1.045264 | 1.567142 |
| | Erwerbslos/Hausarbeit | .9397343 | .0849663 | -0.69 | 0.492 | .7871246 | 1.121932 |
| | Arbeitsunfähig | 1.049441 | .1874145 | 0.27 | 0.787 | .7395136 | 1.489258 |
| | Sonstige | .8697417 | .1050897 | -1.16 | 0.248 | .6863424 | 1.102148 |
| | Einkommen | | | | | | |
| | Eher schwer | 1.483139 | .1726955 | 3.39 | 0.001 | 1.180507 | 1.863353 |
| | Eher gut | 2.974178 | .3395566 | 9.55 | 0.000 | 2.377863 | 3.720036 |
| | Sehr gut | 4.978772 | .6757188 | 11.83 | 0.000 | 3.815902 | 6.496019 |
| | Frau | 1.036723 | .0492544 | 0.76 | 0.448 | .944545 | 1.137898 |
| | Linksrechts | 1.195304 | .0114096 | 18.69 | 0.000 | 1.173149 | 1.217877 |

(Fortsetzung)

| | | | | | | | |
|----------------|----------|----------|--------|-------|----------|----------|--|
| Nachrichten | | | | | | | |
| 5-6 Tage/Woche | 1.060417 | .0713709 | 0.87 | 0.383 | .9293666 | 1.209947 | |
| 3-4 Tage/Woche | .9251249 | .067656 | -1.06 | 0.287 | .8015868 | 1.067702 | |
| 1-2 Tage/Woche | .7995978 | .0609705 | -2.93 | 0.003 | .6885988 | .9284894 | |
| Seltener | .6757948 | .061224 | -4.33 | 0.000 | .5658481 | .8071047 | |
| Nie | .5144161 | .0504727 | -6.77 | 0.000 | .4244217 | .6234929 | |
| Parteinah | 1.433557 | .0763329 | 6.76 | 0.000 | 1.291489 | 1.591252 | |
| Religion | 1.09382 | .0081168 | 12.08 | 0.000 | 1.078027 | 1.109845 | |
| Wohnsitz | | | | | | | |
| Polen | .4625846 | .0364517 | -9.78 | 0.000 | .3963844 | .539841 | |
| Ungarn | .4008992 | .0342651 | -10.69 | 0.000 | .3390647 | .4740104 | |
| _cons | .0655318 | .0120214 | -14.86 | 0.000 | .0457408 | .0938857 | |

Multivariates logistisches Regressionsmodell. Die abhängige Variable gibt binär die An- und die Abwesenheit des politischen Vertrauens in politische Institutionen an. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Odds Ratio. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

Tabelle 19: Modell R5log: Logistisches gesamteuropäisches Vollmodell

logit Vertrauen2 Alter Jahre ib3.Bildung ib5.PolDiskussion ZufrRegierung i.ZufrWirtschaft i.Beruf i.Einkommen Frau Linksrechts i.Nachrichten Parteinah Religion i.Wohnsitz, or

Iteration 0: log likelihood = -6259.3099
 Iteration 1: log likelihood = -3505.4374
 Iteration 2: log likelihood = -3401.7577
 Iteration 3: log likelihood = -3400.5254
 Iteration 4: log likelihood = -3400.5251

| | | | |
|-----------------------------|---------------|---|---------|
| Logistic regression | Number of obs | = | 9,172 |
| | LR chi2(36) | = | 5717.57 |
| | Prob > chi2 | = | 0.0000 |
| Log likelihood = -3400.5251 | Pseudo R2 | = | 0.4567 |

| Vertrauen2 | Odds Ratio | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|--------------------------|------------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| Alter | 1.006403 | .0030586 | 2.10 | 0.036 | 1.000426 | 1.012416 |
| Jahre | .9837474 | .006244 | -2.58 | 0.010 | .9715851 | .9960619 |
| Bildung | | | | | | |
| Niedrige Bildung | .8550275 | .085823 | -1.56 | 0.119 | .7023298 | 1.040924 |
| Mittlere Bildung | .9604744 | .0657689 | -0.59 | 0.556 | .8398455 | 1.098429 |
| PolDiskussion | | | | | | |
| Nie | .7979251 | .2072557 | -0.87 | 0.385 | .4795879 | 1.327566 |
| Selten | 1.450257 | .2063815 | 2.61 | 0.009 | 1.097269 | 1.9168 |
| Manchmal | 1.278912 | .1149504 | 2.74 | 0.006 | 1.072343 | 1.525274 |
| Oft | 1.154679 | .0988263 | 1.68 | 0.093 | .9763579 | 1.365569 |
| ZufrRegierung | 2.008892 | .0353664 | 39.62 | 0.000 | 1.940757 | 2.079418 |
| ZufrWirtschaft | | | | | | |
| Eher schlechter | 1.579633 | .2075647 | 3.48 | 0.001 | 1.220978 | 2.043641 |
| Gleichbleibend | 2.016383 | .2628395 | 5.38 | 0.000 | 1.56177 | 2.603327 |
| Eher besser | 1.996983 | .2820724 | 4.90 | 0.000 | 1.514059 | 2.63394 |
| Viel besser | 2.282176 | .5079976 | 3.71 | 0.000 | 1.475289 | 3.530377 |
| Beruf | | | | | | |
| Arbeitnehmende (Pension) | .8890539 | .1070275 | -0.98 | 0.329 | .7021945 | 1.125638 |
| Beamte | .9503832 | .1045663 | -0.46 | 0.644 | .7660286 | 1.179105 |
| Beamte (Pension) | .8014412 | .1099119 | -1.61 | 0.107 | .6125415 | 1.048595 |
| Selbstständige | .9095671 | .1273019 | -0.68 | 0.498 | .6913558 | 1.196652 |
| Selbstständige (Pension) | .7655596 | .1548812 | -1.32 | 0.187 | .5149576 | 1.138116 |
| in Ausbildung | 1.186691 | .1626742 | 1.25 | 0.212 | .9070956 | 1.552466 |
| Erwerbslos/Hausarbeit | .7690858 | .0918636 | -2.20 | 0.028 | .6085592 | .9719564 |
| Arbeitsunfähig | 1.336512 | .3237307 | 1.20 | 0.231 | .8313701 | 2.148579 |
| Sonstige | .9926236 | .1602859 | -0.05 | 0.963 | .7233278 | 1.362179 |

(Fortsetzung)

| | | | | | | | |
|----------------|----------|----------|--------|-------|----------|----------|--|
| Einkommen | | | | | | | |
| Eher schwer | 1.200527 | .1899613 | 1.16 | 0.248 | .8804098 | 1.637038 | |
| Eher gut | 1.877389 | .2920923 | 4.05 | 0.000 | 1.383951 | 2.546759 | |
| Sehr gut | 2.247418 | .4159527 | 4.38 | 0.000 | 1.563663 | 3.230163 | |
| Frau | 1.17514 | .0747223 | 2.54 | 0.011 | 1.037446 | 1.331111 | |
| Linksrechts | .9834804 | .0139341 | -1.18 | 0.240 | .9565459 | 1.011173 | |
| Nachrichten | | | | | | | |
| 5-6 Tage/Woche | 1.005244 | .0907574 | 0.06 | 0.954 | .842212 | 1.199834 | |
| 3-4 Tage/Woche | .9033602 | .0866071 | -1.06 | 0.289 | .748608 | 1.090103 | |
| 1-2 Tage/Woche | .7451397 | .0752026 | -2.91 | 0.004 | .6114078 | .9081226 | |
| Seltener | .7268007 | .0878643 | -2.64 | 0.008 | .5734717 | .9211252 | |
| Nie | .5814092 | .0766783 | -4.11 | 0.000 | .4489752 | .7529072 | |
| Parteinah | 1.222446 | .0840168 | 2.92 | 0.003 | 1.068386 | 1.398722 | |
| Religion | 1.025097 | .0104688 | 2.43 | 0.015 | 1.004783 | 1.045823 | |
| Wohnsitz | | | | | | | |
| Polen | .5585252 | .0605985 | -5.37 | 0.000 | .4515331 | .6908693 | |
| Ungarn | .4942215 | .0585463 | -5.95 | 0.000 | .3918203 | .6233851 | |
| _cons | .0095079 | .0025294 | -17.50 | 0.000 | .0056447 | .0160151 | |

Multivariates logistisches Regressionsmodell. Die abhängige Variable gibt binär die An- und die Abwesenheit des politischen Vertrauens in politische Institutionen an. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Odds Ratio. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

Tabelle 20: Modell R6log: Logistisches gesamteuropäisches Vollmodell mit Interaktionstermen

logit Vertrauen2 Alter Jahre ib3.Bildung ib5.PolDiskussion ZufrRegierung i.ZufrWirtschaft c.Jahre#i.Bildung c.Jahre#i.PolDiskussion c.Jahre#c.ZufrRegierung i.Beruf i.Einkommen Frau Linksrechts i.Nachrichten Parteinah Religion i.Wohnsitz, or

Iteration 0: log likelihood = -6259.3099
 Iteration 1: log likelihood = -3505.0882
 Iteration 2: log likelihood = -3395.9622
 Iteration 3: log likelihood = -3390.3723
 Iteration 4: log likelihood = -3390.2885
 Iteration 5: log likelihood = -3390.2884

| | | | |
|-----------------------------|---------------|---|---------|
| Logistic regression | Number of obs | = | 9,172 |
| | LR chi2(43) | = | 5738.04 |
| | Prob > chi2 | = | 0.0000 |
| Log likelihood = -3390.2884 | Pseudo R2 | = | 0.4584 |

| Vertrauen2 | Odds Ratio | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|------------------|------------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| Alter | 1.006198 | .0030568 | 2.03 | 0.042 | 1.000224 | 1.012207 |
| Jahre | .9209025 | .0180236 | -4.21 | 0.000 | .8862458 | .9569145 |
| Bildung | | | | | | |
| Niedrige Bildung | .8457546 | .0858004 | -1.65 | 0.099 | .6932524 | 1.031804 |
| Mittlere Bildung | .9417899 | .0680101 | -0.83 | 0.406 | .817496 | 1.084982 |
| PolDiskussion | | | | | | |
| Nie | .7794427 | .2072164 | -0.94 | 0.349 | .4629036 | 1.312435 |
| Selten | 1.429319 | .2114437 | 2.41 | 0.016 | 1.069567 | 1.910073 |
| Manchmal | 1.223731 | .1150038 | 2.15 | 0.032 | 1.017869 | 1.471229 |
| Oft | 1.124733 | .1020021 | 1.30 | 0.195 | .9415729 | 1.343522 |
| ZufrRegierung | 1.963942 | .0358721 | 36.95 | 0.000 | 1.894877 | 2.035523 |
| ZufrWirtschaft | | | | | | |
| Eher schlechter | 1.586906 | .2083648 | 3.52 | 0.000 | 1.226835 | 2.052656 |
| Gleichbleibend | 2.044401 | .266484 | 5.49 | 0.000 | 1.583483 | 2.639481 |
| Eher besser | 1.985038 | .2805562 | 4.85 | 0.000 | 1.504748 | 2.618628 |
| Viel besser | 2.005462 | .4525643 | 3.08 | 0.002 | 1.288627 | 3.121056 |
| Bildung#c.Jahre | | | | | | |
| Niedrige Bildung | 1.022842 | .0298353 | 0.77 | 0.439 | .9660063 | 1.083022 |
| Mittlere Bildung | 1.009733 | .0105745 | 0.92 | 0.355 | .9892184 | 1.030673 |

(Fortsetzung)

| | | | | | | |
|--------------------------|----------|----------|--------|-------|----------|----------|
| PolDiskussion#c.Jahre | | | | | | |
| Nie | 1.016332 | .0743786 | 0.22 | 0.825 | .880525 | 1.173084 |
| Selten | 1.00358 | .0243399 | 0.15 | 0.883 | .9569907 | 1.052437 |
| Manchmal | 1.025394 | .0159078 | 1.62 | 0.106 | .9946848 | 1.057052 |
| Oft | 1.01296 | .0133765 | 0.98 | 0.330 | .9870784 | 1.039519 |
| c.Jahre#c.ZufrRegierung | 1.00917 | .0024837 | 3.71 | 0.000 | 1.004314 | 1.01405 |
| Beruf | | | | | | |
| Arbeitnehmende (Pension) | .8889154 | .1081227 | -0.97 | 0.333 | .7003659 | 1.128225 |
| Beamte | .9463429 | .1039597 | -0.50 | 0.616 | .763028 | 1.173698 |
| Beamte (Pension) | .8027492 | .1115311 | -1.58 | 0.114 | .6113881 | 1.054005 |
| Selbstständige | .9059334 | .1267748 | -0.71 | 0.480 | .6886214 | 1.191824 |
| Selbstständige (Pension) | .7638578 | .1565788 | -1.31 | 0.189 | .5111279 | 1.141551 |
| in Ausbildung | 1.185616 | .1609422 | 1.25 | 0.210 | .9086507 | 1.547002 |
| Erwerbslos/Hausarbeit | .7686641 | .0914379 | -2.21 | 0.027 | .6088079 | .9704942 |
| Arbeitsunfähig | 1.314585 | .3220036 | 1.12 | 0.264 | .8133723 | 2.124652 |
| Sonstige | .9957945 | .1600343 | -0.03 | 0.979 | .7267299 | 1.364478 |
| Einkommen | | | | | | |
| Eher schwer | 1.220623 | .1927271 | 1.26 | 0.207 | .8957427 | 1.663335 |
| Eher gut | 1.902556 | .2953709 | 4.14 | 0.000 | 1.403424 | 2.579206 |
| Sehr gut | 2.288683 | .4221212 | 4.49 | 0.000 | 1.594378 | 3.285337 |
| Frau | 1.173332 | .0746729 | 2.51 | 0.012 | 1.035736 | 1.329208 |
| Linksrechts | .980212 | .0138695 | -1.41 | 0.158 | .9534018 | 1.007776 |
| Nachrichten | | | | | | |
| 5-6 Tage/Woche | 1.002116 | .090708 | 0.02 | 0.981 | .839209 | 1.196646 |
| 3-4 Tage/Woche | .9019201 | .0864396 | -1.08 | 0.281 | .7474622 | 1.088295 |
| 1-2 Tage/Woche | .7395459 | .0745323 | -2.99 | 0.003 | .606988 | .9010528 |
| Seltener | .7253217 | .0877075 | -2.66 | 0.008 | .5722707 | .9193056 |
| Nie | .5771193 | .0760197 | -4.17 | 0.000 | .445803 | .7471162 |
| Parteinah | 1.228891 | .0844429 | 3.00 | 0.003 | 1.074047 | 1.406058 |
| Religion | 1.024255 | .0104525 | 2.35 | 0.019 | 1.003972 | 1.044948 |
| Wohnsitz | | | | | | |
| Polen | .5660122 | .0618446 | -5.21 | 0.000 | .4568991 | .7011829 |
| Ungarn | .5057582 | .0606023 | -5.69 | 0.000 | .3998968 | .6396433 |
| _cons | .0110698 | .0029616 | -16.83 | 0.000 | .0065526 | .0187011 |

Multivariates logistisches Regressionsmodell. Die abhängige Variable gibt binär die An- und die Abwesenheit des politischen Vertrauens in politische Institutionen an. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Odds Ratio. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019)

8.3. Output: Modelle: Jahrgang statt Alter

Tabelle 21: Modell 1a: Lineares postsozialistisches Grundmodell (Jahrgang statt Alter und Jahre)

```
regress Vertrauen ib6.Jahrgang ib3.Bildung ib5.PolDiskussion i.Beruf i.Einkommen Frau
Linksrechts i.Nachrichten Parteinah Religion Ungarn if Wohnsitz!=1
```

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 3,355 |
|----------|------------|-------|------------|---------------|---|--------|
| | | | | F(33, 3321) | = | 57.63 |
| Model | 11490.8222 | 33 | 348.206733 | Prob > F | = | 0.0000 |
| Residual | 20064.6766 | 3,321 | 6.04175748 | R-squared | = | 0.3641 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.3578 |
| Total | 31555.4988 | 3,354 | 9.40831807 | Root MSE | = | 2.458 |

| Vertrauen | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|--------------------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| Jahrgang | | | | | | |
| Jg. <1950 | .1229079 | .2950481 | 0.42 | 0.677 | -.4555866 | .7014023 |
| Jg. 1950-1959 | -.1549298 | .1806156 | -0.86 | 0.391 | -.509059 | .1991993 |
| Jg. 1960-1969 | -.2458363 | .1570987 | -1.56 | 0.118 | -.5538564 | .0621838 |
| Jg. 1970-1979 | -.0216522 | .152728 | -0.14 | 0.887 | -.3211028 | .2777983 |
| Jg. 1980-1989 | -.1360491 | .1515025 | -0.90 | 0.369 | -.4330969 | .1609986 |
| Bildung | | | | | | |
| Niedrige Bildung | .4223877 | .1948471 | 2.17 | 0.030 | .0403552 | .8044203 |
| Mittlere Bildung | .4381651 | .0950634 | 4.61 | 0.000 | .2517764 | .6245538 |
| PolDiskussion | | | | | | |
| Nie | .147069 | .418683 | 0.35 | 0.725 | -.6738338 | .9679718 |
| Selten | 1.086714 | .2153665 | 5.05 | 0.000 | .6644493 | 1.508978 |
| Manchmal | .8368435 | .1254343 | 6.67 | 0.000 | .5909072 | 1.08278 |
| Oft | .5991215 | .1049527 | 5.71 | 0.000 | .393343 | .8049 |
| Beruf | | | | | | |
| Arbeitnehmende (Pension) | -.0160738 | .1930032 | -0.08 | 0.934 | -.3944911 | .3623435 |
| Beamte | .1228156 | .1621965 | 0.76 | 0.449 | -.1951995 | .4408308 |
| Beamte (Pension) | .1601288 | .2039998 | 0.78 | 0.433 | -.2398492 | .5601068 |
| Selbstständige | -.1827438 | .1881272 | -0.97 | 0.331 | -.5516008 | .1861132 |
| Selbstständige (Pension) | .1343787 | .2993861 | 0.45 | 0.654 | -.4526213 | .7213787 |
| in Ausbildung | .1947675 | .2133007 | 0.91 | 0.361 | -.2234467 | .6129816 |
| Erwerbslos/Hausarbeit | .068487 | .1638064 | 0.42 | 0.676 | -.2526846 | .3896586 |
| Arbeitsunfähig | .5204895 | .2940703 | 1.77 | 0.077 | -.0560878 | 1.097067 |
| Sonstige | .0058734 | .2497628 | 0.02 | 0.981 | -.4838313 | .495578 |
| Einkommen | | | | | | |
| Eher schwer | .4342409 | .2054023 | 2.11 | 0.035 | .0315131 | .8369687 |
| Eher gut | 1.165397 | .2020921 | 5.77 | 0.000 | .7691596 | 1.561635 |
| Sehr gut | 1.780078 | .2556694 | 6.96 | 0.000 | 1.278792 | 2.281363 |
| Frau | .014549 | .0885568 | 0.16 | 0.870 | -.1590823 | .1881803 |
| Linksrechts | .4905381 | .0178103 | 27.54 | 0.000 | .4556178 | .5254583 |
| Nachrichten | | | | | | |
| 5-6 Tage/Woche | .0464344 | .1354472 | 0.34 | 0.732 | -.219134 | .3120028 |
| 3-4 Tage/Woche | -.0743342 | .1388597 | -0.54 | 0.592 | -.3465935 | .197925 |
| 1-2 Tage/Woche | -.2044168 | .1422198 | -1.44 | 0.151 | -.4832642 | .0744305 |
| Seltener | -.3995322 | .1521198 | -2.63 | 0.009 | -.6977902 | -.1012743 |
| Nie | -1.030293 | .1578416 | -6.53 | 0.000 | -1.33977 | -.7208168 |
| Parteinah | .3964129 | .0964942 | 4.11 | 0.000 | .2072188 | .5856071 |
| Religion | .1950573 | .0140817 | 13.85 | 0.000 | .1674476 | .222667 |
| Ungarn | -.1969414 | .0928418 | -2.12 | 0.034 | -.3789743 | -.0149084 |
| _cons | -1.895692 | .2840733 | -6.67 | 0.000 | -2.452669 | -1.338716 |

Multivariates lineares Regressionsmodell nach dem OLS-Prinzip [*ordinary least squares*]. Die abhängige Variable gibt das politische Vertrauen in politische Institutionen an und reicht von 0 bis 10 Skalenpunkten. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Skalenpunkten. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

Tabelle 22: Modell 2a: Lineares postsozialistisches Vollmodell (Jahrgang statt Alter und Jahre)

```
regress Vertrauen ib6.Jahrgang ib3.Bildung ib5.PolDiskussion ZufrRegierung i.ZufrWirtschaft
i.Beruf i.Einkommen Frau Linksrechts i.Nachrichten Parteinah Religion Ungarn if Wohnsitz!=1
```

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 3,295 |
|----------|------------|-------|------------|---------------|---|--------|
| | | | | F(38, 3256) | = | 292.87 |
| Model | 24111.5822 | 38 | 634.515322 | Prob > F | = | 0.0000 |
| Residual | 7054.35356 | 3,256 | 2.1665705 | R-squared | = | 0.7737 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.7710 |
| Total | 31165.9358 | 3,294 | 9.46142557 | Root MSE | = | 1.4719 |

| Vertrauen | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|--------------------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| Jahrgang | | | | | | |
| Jg. <1950 | -.1439282 | .1777583 | -0.81 | 0.418 | -.4924576 | .2046012 |
| Jg. 1950-1959 | -.2038759 | .109265 | -1.87 | 0.062 | -.4181111 | .0103592 |
| Jg. 1960-1969 | -.2002322 | .0951562 | -2.10 | 0.035 | -.3868043 | -.0136601 |
| Jg. 1970-1979 | -.1451051 | .0926817 | -1.57 | 0.118 | -.3268255 | .0366153 |
| Jg. 1980-1989 | -.2892622 | .0919704 | -3.15 | 0.002 | -.4695879 | -.1089365 |
| Bildung | | | | | | |
| Niedrige Bildung | .0624592 | .1191985 | 0.52 | 0.600 | -.1712525 | .2961708 |
| Mittlere Bildung | .1265178 | .0575531 | 2.20 | 0.028 | .0136739 | .2393617 |
| PolDiskussion | | | | | | |
| Nie | .0510376 | .2607864 | 0.20 | 0.845 | -.4602844 | .5623595 |
| Selten | .3926906 | .1319733 | 2.98 | 0.003 | .1339316 | .6514497 |
| Manchmal | .2926655 | .0767211 | 3.81 | 0.000 | .142239 | .4430921 |
| Oft | .2116756 | .0635363 | 3.33 | 0.001 | .0871004 | .3362508 |
| ZufrRegierung | .6755598 | .0129838 | 52.03 | 0.000 | .6501026 | .7010171 |
| ZufrWirtschaft | | | | | | |
| Eher schlechter | .1893126 | .0813177 | 2.33 | 0.020 | .0298735 | .3487518 |
| Gleichbleibend | .1142542 | .0828183 | 1.38 | 0.168 | -.048127 | .2766355 |
| Eher besser | .5724626 | .0974479 | 5.87 | 0.000 | .3813972 | .7635281 |
| Viel besser | 1.261857 | .1396046 | 9.04 | 0.000 | .9881355 | 1.535579 |
| Beruf | | | | | | |
| Arbeitnehmende (Pension) | -.0624007 | .1162221 | -0.54 | 0.591 | -.2902766 | .1654751 |
| Beamte | .0103062 | .0980496 | 0.11 | 0.916 | -.1819389 | .2025513 |
| Beamte (Pension) | -.04115 | .1227261 | -0.34 | 0.737 | -.2817782 | .1994781 |
| Selbstständige | -.0914339 | .1130497 | -0.81 | 0.419 | -.3130897 | .1302218 |
| Selbstständige (Pension) | .0144548 | .1795894 | 0.08 | 0.936 | -.3376648 | .3665745 |
| in Ausbildung | .1671089 | .1306562 | 1.28 | 0.201 | -.0890678 | .4232856 |
| Erwerbslos/Hausarbeit | -.1314329 | .0989535 | -1.33 | 0.184 | -.3254502 | .0625845 |
| Arbeitsunfähig | .2332114 | .1775649 | 1.31 | 0.189 | -.1149388 | .5813615 |
| Sonstige | -.1042419 | .1568295 | -0.66 | 0.506 | -.4117365 | .2032526 |
| Einkommen | | | | | | |
| Eher schwer | .1016922 | .1243517 | 0.82 | 0.414 | -.1421234 | .3455077 |
| Eher gut | .2850552 | .1231014 | 2.32 | 0.021 | .0436913 | .5264192 |
| Sehr gut | .4425646 | .1557032 | 2.84 | 0.005 | .1372784 | .7478509 |
| Frau | .1611326 | .0535528 | 3.01 | 0.003 | .0561319 | .2661332 |
| Linksrechts | .0548156 | .0121466 | 4.51 | 0.000 | .0309999 | .0786314 |
| Nachrichten | | | | | | |
| 5-6 Tage/Woche | .0861735 | .0816693 | 1.06 | 0.291 | -.073955 | .2463019 |
| 3-4 Tage/Woche | .0420458 | .0839336 | 0.50 | 0.616 | -.1225223 | .2066138 |
| 1-2 Tage/Woche | -.114568 | .0858916 | -1.33 | 0.182 | -.2829751 | .0538392 |
| Seltener | -.2044707 | .092551 | -2.21 | 0.027 | -.3859348 | -.0230065 |
| Nie | -.3329566 | .0965514 | -3.45 | 0.001 | -.5222641 | -.143649 |
| Parteinah | .2488141 | .0591217 | 4.21 | 0.000 | .1328945 | .3647336 |
| Religion | .0340109 | .008781 | 3.87 | 0.000 | .016794 | .0512277 |
| Ungarn | -.1083235 | .056306 | -1.92 | 0.054 | -.2187222 | .0020752 |
| _cons | -.3995615 | .1757125 | -2.27 | 0.023 | -.7440797 | -.0550434 |

Multivariates lineares Regressionsmodell nach dem OLS-Prinzip [*ordinary least squares*]. Die abhängige Variable gibt das politische Vertrauen in politische Institutionen an und reicht von 0 bis 10 Skalenpunkten. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Skalenpunkten. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

Tabelle 23: Modell 4a: Lineares gesamteuropäisches Grundmodell (Jahrgang statt Alter und Jahre)

regress Vertrauen **ib6.Jahrgang** **ib3.Bildung** **ib5.PolDiskussion** **i.Beruf** **i.Einkommen** **Frau**
Linksrechts **i.Nachrichten** **Parteinah** **Religion** **i.Wohnsitz**

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 9,379 |
|----------|------------|-------|------------|---------------|---|--------|
| | | | | F(34, 9344) | = | 91.72 |
| Model | 19664.9386 | 34 | 578.380548 | Prob > F | = | 0.0000 |
| Residual | 58921.8286 | 9,344 | 6.30584638 | R-squared | = | 0.2502 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.2475 |
| Total | 78586.7672 | 9,378 | 8.37990694 | Root MSE | = | 2.5111 |

| Vertrauen | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|--------------------------|-----------|-----------|--------|-------|----------------------|-----------|
| Jahrgang | | | | | | |
| Jg. <1950 | -.0347677 | .1423839 | -0.24 | 0.807 | -.3138711 | .2443358 |
| Jg. 1950-1959 | -.2027764 | .1129945 | -1.79 | 0.073 | -.4242702 | .0187175 |
| Jg. 1960-1969 | -.1713528 | .0988509 | -1.73 | 0.083 | -.3651222 | .0224166 |
| Jg. 1970-1979 | -.061757 | .0972504 | -0.64 | 0.525 | -.2523889 | .1288749 |
| Jg. 1980-1989 | -.2404697 | .0973861 | -2.47 | 0.014 | -.4313677 | -.0495718 |
| Bildung | | | | | | |
| Niedrige Bildung | -.0797045 | .0873917 | -0.91 | 0.362 | -.2510113 | .0916023 |
| Mittlere Bildung | .0522604 | .0581102 | 0.90 | 0.368 | -.0616482 | .166169 |
| PolDiskussion | | | | | | |
| Nie | .5007768 | .2174448 | 2.30 | 0.021 | .0745377 | .927016 |
| Selten | 1.036139 | .1227576 | 8.44 | 0.000 | .7955069 | 1.27677 |
| Manchmal | .8218097 | .0743385 | 11.05 | 0.000 | .6760901 | .9675293 |
| Oft | .5335397 | .0684043 | 7.80 | 0.000 | .3994523 | .667627 |
| Beruf | | | | | | |
| Arbeitnehmende (Pension) | -.0220613 | .1114296 | -0.20 | 0.843 | -.2404876 | .1963649 |
| Beamte | -.0769403 | .0954312 | -0.81 | 0.420 | -.2640062 | .1101255 |
| Beamte (Pension) | -.1147358 | .1229208 | -0.93 | 0.351 | -.3556874 | .1262157 |
| Selbstständige | -.2764739 | .1193592 | -2.32 | 0.021 | -.510444 | -.0425038 |
| Selbstständige (Pension) | -.0075693 | .1758835 | -0.04 | 0.966 | -.3523393 | .3372006 |
| in Ausbildung | .4607766 | .1241538 | 3.71 | 0.000 | .2174081 | .7041452 |
| Erwerbslos/Hausarbeit | .0404229 | .1018012 | 0.40 | 0.691 | -.1591296 | .2399753 |
| Arbeitsunfähig | .1424902 | .1948403 | 0.73 | 0.465 | -.2394393 | .5244197 |
| Sonstige | -.1617785 | .1347614 | -1.20 | 0.230 | -.4259402 | .1023832 |
| Einkommen | | | | | | |
| Eher schwer | .5547648 | .1193116 | 4.65 | 0.000 | .3208881 | .7886415 |
| Eher gut | 1.542246 | .1175285 | 13.12 | 0.000 | 1.311865 | 1.772628 |
| Sehr gut | 2.485372 | .1442403 | 17.23 | 0.000 | 2.202629 | 2.768114 |
| Frau | -.0606475 | .0538186 | -1.13 | 0.260 | -.1661437 | .0448488 |
| Linksrechts | .2423747 | .0105619 | 22.95 | 0.000 | .2216711 | .2630782 |
| Nachrichten | | | | | | |
| 5-6 Tage/Woche | .1762855 | .0775428 | 2.27 | 0.023 | .0242848 | .3282862 |
| 3-4 Tage/Woche | -.0636723 | .0839839 | -0.76 | 0.448 | -.228299 | .1009544 |
| 1-2 Tage/Woche | -.2599997 | .0870953 | -2.99 | 0.003 | -.4307255 | -.0892739 |
| Seltener | -.5232571 | .1009871 | -5.18 | 0.000 | -.7212139 | -.3253004 |
| Nie | -.870053 | .1041642 | -8.35 | 0.000 | -1.074238 | -.6658684 |
| Parteinah | .6794797 | .0599966 | 11.33 | 0.000 | .5618734 | .7970861 |
| Religion | .1329618 | .0084124 | 15.81 | 0.000 | .1164716 | .1494521 |
| Wohnsitz | | | | | | |
| Polen | -1.205234 | .0725076 | -16.62 | 0.000 | -1.347364 | -1.063103 |
| Ungarn | -1.55597 | .072135 | -21.57 | 0.000 | -1.697371 | -1.41457 |
| _cons | .8239747 | .1736324 | 4.75 | 0.000 | .4836174 | 1.164332 |

Multivariates lineares Regressionsmodell nach dem OLS-Prinzip [*ordinary least squares*]. Die abhängige Variable gibt das politische Vertrauen in politische Institutionen an und reicht von 0 bis 10 Skalenpunkten. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Skalenpunkten. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

Tabelle 24: Modell 5a: Lineares gesamteuropäisches Vollmodell (Jahrgang statt Alter und Jahre)

**regress Vertrauen ib6.Jahrgang ib3.Bildung ib5.PolDiskussion ZufrRegierung i.ZufrWirtschaft
ib5.Beruf i.Einkommen Frau Linksrechts i.Nachrichten Parteinah Religion i.Wohnsitz**

| | | | | | | |
|----------|------------|-------|------------|---------------|---|--------|
| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 9,172 |
| | | | | F(39, 9132) | = | 536.85 |
| Model | 53783.9034 | 39 | 1379.07445 | Prob > F | = | 0.0000 |
| Residual | 23458.5977 | 9,132 | 2.56883462 | R-squared | = | 0.6963 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.6950 |
| Total | 77242.5011 | 9,171 | 8.42247313 | Root MSE | = | 1.6028 |

| Vertrauen | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|--------------------------|-----------|-----------|--------|-------|----------------------|-----------|
| Jahrgang | | | | | | |
| Jg. <1950 | -.0234617 | .0918287 | -0.26 | 0.798 | -.2034666 | .1565432 |
| Jg. 1950-1959 | -.0776322 | .0731166 | -1.06 | 0.288 | -.220957 | .0656926 |
| Jg. 1960-1969 | -.0838854 | .0640682 | -1.31 | 0.190 | -.2094735 | .0417027 |
| Jg. 1970-1979 | -.0717848 | .0631608 | -1.14 | 0.256 | -.195594 | .0520245 |
| Jg. 1980-1989 | -.2242089 | .0632909 | -3.54 | 0.000 | -.3482733 | -.1001445 |
| Bildung | | | | | | |
| Niedrige Bildung | -.2049592 | .0566062 | -3.62 | 0.000 | -.31592 | -.0939984 |
| Mittlere Bildung | -.1162157 | .0375536 | -3.09 | 0.002 | -.1898292 | -.0426023 |
| PolDiskussion | | | | | | |
| Nie | -.0149242 | .142106 | -0.11 | 0.916 | -.2934838 | .2636355 |
| Selten | .3484846 | .0800212 | 4.35 | 0.000 | .1916252 | .5053441 |
| Manchmal | .2164891 | .0485781 | 4.46 | 0.000 | .1212652 | .311713 |
| Oft | .185201 | .0442053 | 4.19 | 0.000 | .0985487 | .2718533 |
| ZufrRegierung | | | | | | |
| ZufrWirtschaft | .6704364 | .0079638 | 84.19 | 0.000 | .6548256 | .6860472 |
| Eher schlechter | | | | | | |
| Gleichbleibend | .3948143 | .0544313 | 7.25 | 0.000 | .2881167 | .5015118 |
| Eher besser | .5253651 | .056622 | 9.28 | 0.000 | .4143733 | .6363569 |
| Viel besser | .7155359 | .0662671 | 10.80 | 0.000 | .5856376 | .8454342 |
| 1.344783 | | | | | | |
| Beruf | | | | | | |
| Arbeitnehmende | .1084586 | .0767566 | 1.41 | 0.158 | -.0420016 | .2589187 |
| Arbeitnehmende (Pension) | .1967133 | .0937782 | 2.10 | 0.036 | .0128872 | .3805395 |
| Beamte | .1359747 | .090431 | 1.50 | 0.133 | -.0412904 | .3132397 |
| Beamte (Pension) | .1337245 | .0992777 | 1.35 | 0.178 | -.060882 | .3283311 |
| Selbstständige (Pension) | .1273927 | .1275004 | 1.00 | 0.318 | -.1225367 | .3773221 |
| in Ausbildung | .3115633 | .1067981 | 2.92 | 0.004 | .1022152 | .5209114 |
| Erwerbslos/Hausarbeit | .0095067 | .0936678 | 0.10 | 0.919 | -.1741031 | .1931165 |
| Arbeitsunfähig | .294153 | .1416644 | 2.08 | 0.038 | .0164591 | .5718469 |
| Sonstige | .0719094 | .1101831 | 0.65 | 0.514 | -.1440741 | .2878929 |
| Einkommen | | | | | | |
| Eher schwer | .1354784 | .0771306 | 1.76 | 0.079 | -.0157149 | .2866717 |
| Eher gut | .4878971 | .0766181 | 6.37 | 0.000 | .3377085 | .6380858 |
| Sehr gut | .7993128 | .0943894 | 8.47 | 0.000 | .6142884 | .9843372 |
| Frau | | | | | | |
| Linksrechts | .0211552 | .0347226 | 0.61 | 0.542 | -.0469089 | .0892193 |
| Nachrichten | | | | | | |
| 5-6 Tage/Woche | -.0437384 | .0541588 | -0.81 | 0.419 | -.1499017 | .0624248 |
| 3-4 Tage/Woche | -.1649692 | .0563399 | -2.93 | 0.003 | -.275408 | -.0545304 |
| 1-2 Tage/Woche | -.2610996 | .0658013 | -3.97 | 0.000 | -.3900849 | -.1321143 |
| Seltener | -.3761212 | .0679353 | -5.54 | 0.000 | -.5092896 | -.2429527 |
| Nie | | | | | | |
| Parteinah | | | | | | |
| Religion | .3970116 | .038987 | 10.18 | 0.000 | .3205884 | .4734347 |
| Wohnsitz | | | | | | |
| Polen | -.7509492 | .0482176 | -15.57 | 0.000 | -.8454665 | -.656432 |
| Ungarn | -.9454209 | .0478615 | -19.75 | 0.000 | -1.03924 | -.8516016 |

(Fortsetzung)

| | | | | | | | |
|-------|--|----------|----------|------|-------|----------|----------|
| _cons | | .5152924 | .1313122 | 3.92 | 0.000 | .2578912 | .7726936 |
|-------|--|----------|----------|------|-------|----------|----------|

Multivariates lineares Regressionsmodell nach dem OLS-Prinzip [*ordinary least squares*]. Die abhängige Variable gibt das politische Vertrauen in politische Institutionen an und reicht von 0 bis 10 Skalenpunkten. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Skalenpunkten. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

Tabelle 25: Modell R1a: Lineares postsozialistisches Grundmodell (keine kontinuierlichen Variablen)

```
regress Vertrauen i.Jahrgang5 ib3.Bildung ib5.PolDiskussion i.Beruf i.Einkommen Frau
i.Linksrechts2 i.Nachrichten Parteinah i.Religion2 Ungarn if Wohnsitz!=1
```

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 3,355 |
|----------|------------|-------|------------|---------------|---|--------|
| Model | 11520.2392 | 45 | 256.005315 | F(45, 3309) | = | 42.28 |
| Residual | 20035.2596 | 3,309 | 6.05477777 | Prob > F | = | 0.0000 |
| | | | | R-squared | = | 0.3651 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.3564 |
| Total | 31555.4988 | 3,354 | 9.40831807 | Root MSE | = | 2.4606 |

| Vertrauen | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|--------------------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| Jahrgang5 | | | | | |
| Jg. 1945-1949 | -.4026328 | .5319997 | -0.76 | 0.449 | -1.445714 .640449 |
| Jg. 1950-1954 | -.6058395 | .490547 | -1.24 | 0.217 | -1.567646 .3559668 |
| Jg. 1955-1959 | -.4915891 | .4927813 | -1.00 | 0.319 | -1.457776 .4745979 |
| Jg. 1960-1964 | -.5487065 | .5130997 | -1.07 | 0.285 | -1.554731 .4573185 |
| Jg. 1965-1969 | -.7615956 | .513375 | -1.48 | 0.138 | -1.76816 .244969 |
| Jg. 1970-1974 | -.2828105 | .5212524 | -0.54 | 0.587 | -1.30482 .7391993 |
| Jg. 1975-1979 | -.5540293 | .5145585 | -1.08 | 0.282 | -1.562914 .4548558 |
| Jg. 1980-1984 | -.5430098 | .5190163 | -1.05 | 0.296 | -1.560635 .4746156 |
| Jg. 1985-1989 | -.5868782 | .5209294 | -1.13 | 0.260 | -1.608255 .4344982 |
| Jg. 1990-1995 | -.5456209 | .5207559 | -1.05 | 0.295 | -1.566657 .4754153 |
| Jg. 1995-2001 | -.2416305 | .5340344 | -0.45 | 0.651 | -1.288702 .8054407 |
| Bildung | | | | | |
| Niedrige Bildung | .3663441 | .1978094 | 1.85 | 0.064 | -.021497 .7541852 |
| Mittlere Bildung | .4160768 | .0960369 | 4.33 | 0.000 | .227779 .6043745 |
| PolDiskussion | | | | | |
| Nie | .1592522 | .4201187 | 0.38 | 0.705 | -.6644666 .982971 |
| Selten | 1.037392 | .2159112 | 4.80 | 0.000 | .6140586 1.460725 |
| Manchmal | .8325028 | .1261034 | 6.60 | 0.000 | .5852543 1.079751 |
| Oft | .5876053 | .1055328 | 5.57 | 0.000 | .3806892 .7945214 |
| Beruf | | | | | |
| Arbeitnehmende (Pension) | -.0604725 | .2018959 | -0.30 | 0.765 | -.456326 .3353809 |
| Beamte | .1233797 | .1625972 | 0.76 | 0.448 | -.1954216 .4421809 |
| Beamte (Pension) | .1240386 | .2120084 | 0.59 | 0.559 | -.2916422 .5397194 |
| Selbstständige | -.2040086 | .1889764 | -1.08 | 0.280 | -.574531 .1665139 |
| Selbstständige (Pension) | .075218 | .3101172 | 0.24 | 0.808 | -.532823 .6832589 |
| in Ausbildung | -.0259054 | .2393855 | -0.11 | 0.914 | -.4952641 .4434532 |
| Erwerbslos/Hausarbeit | .1137437 | .1641821 | 0.69 | 0.488 | -.208165 .4356524 |
| Arbeitsunfähig | .4747668 | .2949339 | 1.61 | 0.108 | -.1035045 1.053038 |
| Sonstige | -.010889 | .250884 | -0.04 | 0.965 | -.5027926 .4810147 |
| Einkommen | | | | | |
| Eher schwer | .4036597 | .2061593 | 1.96 | 0.050 | -.0005529 .8078723 |
| Eher gut | 1.116838 | .202843 | 5.51 | 0.000 | .7191274 1.514548 |
| Sehr gut | 1.708155 | .2566725 | 6.65 | 0.000 | 1.204902 2.211408 |
| Frau | .0084779 | .0888591 | 0.10 | 0.924 | -.1657465 .1827024 |
| Linksrechts2 | | | | | |
| Eher links | .591642 | .1712995 | 3.45 | 0.001 | .2557784 .9275056 |
| Weder noch | 1.369857 | .1687989 | 8.12 | 0.000 | 1.038896 1.700817 |
| Eher rechts | 3.065384 | .174008 | 17.62 | 0.000 | 2.724209 3.406558 |
| Sehr rechts | 3.979698 | .1939004 | 20.52 | 0.000 | 3.599521 4.359874 |

(Fortsetzung)

| | | | | | | | |
|---------------------|-------------|-----------|----------|-------|-------|-----------|-----------|
| | Nachrichten | | | | | | |
| 5-6 | Tage/Woche | .0529046 | .1358467 | 0.39 | 0.697 | -.2134475 | .3192568 |
| 3-4 | Tage/Woche | -.0825281 | .1396182 | -0.59 | 0.554 | -.3562749 | .1912188 |
| 1-2 | Tage/Woche | -.238518 | .1428661 | -1.67 | 0.095 | -.5186329 | .0415969 |
| | Seltener | -.3535418 | .1529178 | -2.31 | 0.021 | -.653365 | -.0537187 |
| | Nie | -1.012808 | .1589028 | -6.37 | 0.000 | -1.324366 | -.7012505 |
| | Parteinah | .2715646 | .1011887 | 2.68 | 0.007 | .0731658 | .4699635 |
| | Religion2 | | | | | | |
| Eher nicht religiös | | .6649233 | .1302279 | 5.11 | 0.000 | .4095879 | .9202587 |
| Weder noch | | .7077699 | .1397383 | 5.06 | 0.000 | .4337876 | .9817522 |
| Eher religiös | | 1.310269 | .1196883 | 10.95 | 0.000 | 1.075598 | 1.544939 |
| Sehr religiös | | 1.920939 | .1607673 | 11.95 | 0.000 | 1.605725 | 2.236152 |
| | Ungarn | -.1454507 | .0941177 | -1.55 | 0.122 | -.3299856 | .0390841 |
| | _cons | -.5527147 | .572771 | -0.96 | 0.335 | -1.675736 | .5703067 |

Multivariates lineares Regressionsmodell nach dem OLS-Prinzip [*ordinary least squares*]. Die abhängige Variable gibt das politische Vertrauen in politische Institutionen an und reicht von 0 bis 10 Skalenpunkten. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Skalenpunkten. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

Tabelle 26: Modell R2a: Lineares postsozialistisches Vollmodell (keine kontinuierlichen Variablen)

regress Vertrauen i.Jahrgang5 ib3.Bildung ib5.PolDiskussion i.ZufrRegierung2 i.ZufrWirtschaft i.Beruf i.Einkommen Frau i.Linksrechts2 i.Nachrichten Parteinah i.Religion2 Ungarn if Wohnsitz!=1

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 3,295 |
|----------|------------|-------|------------|---------------|---|--------|
| Model | 23608.0606 | 53 | 445.435106 | F(53, 3241) | = | 191.01 |
| Residual | 7557.87521 | 3,241 | 2.33195779 | Prob > F | = | 0.0000 |
| Total | 31165.9358 | 3,294 | 9.46142557 | R-squared | = | 0.7575 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.7535 |
| | | | | Root MSE | = | 1.5271 |

| Vertrauen | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|----------------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| Jahrgang5 | | | | | |
| Jg. 1945-1949 | -.0818642 | .3303784 | -0.25 | 0.804 | -.7296358 .5659074 |
| Jg. 1950-1954 | -.0352429 | .3047539 | -0.12 | 0.908 | -.6327727 .5622868 |
| Jg. 1955-1959 | -.0830308 | .3064808 | -0.27 | 0.786 | -.6839465 .5178849 |
| Jg. 1960-1964 | -.0442852 | .3191425 | -0.14 | 0.890 | -.6700268 .5814563 |
| Jg. 1965-1969 | -.1072995 | .319362 | -0.34 | 0.737 | -.7334714 .5188724 |
| Jg. 1970-1974 | .0591044 | .3244534 | 0.18 | 0.855 | -.5770501 .6952589 |
| Jg. 1975-1979 | -.0288031 | .3200789 | -0.09 | 0.928 | -.6563806 .5987744 |
| Jg. 1980-1984 | -.1293417 | .3230108 | -0.40 | 0.689 | -.7626677 .5039844 |
| Jg. 1985-1989 | -.1281914 | .3243302 | -0.40 | 0.693 | -.7641045 .5077216 |
| Jg. 1990-1995 | .1305714 | .3244464 | 0.40 | 0.687 | -.5055693 .7667121 |
| Jg. 1995-2001 | .2028528 | .3330167 | 0.61 | 0.542 | -.4500917 .8557973 |
| Bildung | | | | | |
| Niedrige Bildung | .1248609 | .1252302 | 1.00 | 0.319 | -.1206775 .3703992 |
| Mittlere Bildung | .1563106 | .0602105 | 2.60 | 0.009 | .0382562 .274365 |
| PolDiskussion | | | | | |
| Nie | .1829242 | .2714404 | 0.67 | 0.500 | -.3492881 .7151364 |
| Selten | .4234053 | .1372172 | 3.09 | 0.002 | .1543639 .6924466 |
| Manchmal | .3022491 | .0799998 | 3.78 | 0.000 | .1453938 .4591045 |
| Oft | .2335662 | .0662219 | 3.53 | 0.000 | .1037252 .3634073 |
| ZufrRegierung2 | | | | | |
| Eher nicht zufrieden | 1.519724 | .0806904 | 18.83 | 0.000 | 1.361514 1.677933 |
| Weder noch | 2.881924 | .1125842 | 25.60 | 0.000 | 2.661181 3.102668 |
| Eher zufrieden | 4.366661 | .1026947 | 42.52 | 0.000 | 4.165307 4.568014 |
| Sehr zufrieden | 5.855789 | .1447269 | 40.46 | 0.000 | 5.572023 6.139554 |
| ZufrWirtschaft | | | | | |
| Eher schlechter | .313841 | .0867452 | 3.62 | 0.000 | .1437601 .4839219 |
| Gleichbleibend | .2794517 | .0887225 | 3.15 | 0.002 | .1054939 .4534095 |
| Eher besser | .8037234 | .1014632 | 7.92 | 0.000 | .604785 1.002662 |
| Viel besser | 1.732119 | .1461837 | 11.85 | 0.000 | 1.445497 2.01874 |

(Fortsetzung)

| | | | | | | |
|--------------------------|-----------|----------|-------|-------|-----------|-----------|
| Beruf | | | | | | |
| Arbeitnehmende (Pension) | -.0221397 | .1260459 | -0.18 | 0.861 | -.2692773 | .2249979 |
| Beamte | .0597381 | .1018974 | 0.59 | 0.558 | -.1400518 | .259528 |
| Beamte (Pension) | -.0189448 | .1321868 | -0.14 | 0.886 | -.2781229 | .2402332 |
| Selbstständige | -.0495528 | .1178024 | -0.42 | 0.674 | -.2805275 | .181422 |
| Selbstständige (Pension) | .0358492 | .1927566 | 0.19 | 0.852 | -.3420878 | .4137863 |
| in Ausbildung | .086813 | .1528112 | 0.57 | 0.570 | -.2128033 | .3864292 |
| Erwerbslos/Hausarbeit | -.1156452 | .1027879 | -1.13 | 0.261 | -.317181 | .0858906 |
| Arbeitsunfähig | .2362657 | .1845339 | 1.28 | 0.201 | -.1255492 | .5980806 |
| Sonstige | -.100228 | .1632113 | -0.61 | 0.539 | -.4202358 | .2197798 |
| Einkommen | | | | | | |
| Eher schwer | .0781738 | .129411 | 0.60 | 0.546 | -.1755619 | .3319095 |
| Eher gut | .2938625 | .1280677 | 2.29 | 0.022 | .0427606 | .5449643 |
| Sehr gut | .5138599 | .1620027 | 3.17 | 0.002 | .1962217 | .831498 |
| Frau | .1796611 | .0557331 | 3.22 | 0.001 | .0703854 | .2889368 |
| Linksrechts2 | | | | | | |
| Eher links | .2075857 | .1076349 | 1.93 | 0.054 | -.0034536 | .418625 |
| Weder noch | .1668279 | .1078616 | 1.55 | 0.122 | -.0446559 | .3783117 |
| Eher rechts | .5420269 | .1148233 | 4.72 | 0.000 | .3168933 | .7671606 |
| Sehr rechts | .5947643 | .1302133 | 4.57 | 0.000 | .3394556 | .8500729 |
| Nachrichten | | | | | | |
| 5-6 Tage/Woche | .0787076 | .084913 | 0.93 | 0.354 | -.0877811 | .2451963 |
| 3-4 Tage/Woche | .0525322 | .0875927 | 0.60 | 0.549 | -.1192105 | .2242749 |
| 1-2 Tage/Woche | -.1343948 | .0895085 | -1.50 | 0.133 | -.3098937 | .0411041 |
| Seltener | -.175068 | .0964131 | -1.82 | 0.069 | -.3641048 | .0139687 |
| Nie | -.3149305 | .1007516 | -3.13 | 0.002 | -.5124737 | -.1173872 |
| Parteinah | .186352 | .0640678 | 2.91 | 0.004 | .0607345 | .3119694 |
| Religion2 | | | | | | |
| Eher nicht religiös | .3191495 | .0819444 | 3.89 | 0.000 | .1584814 | .4798175 |
| Weder noch | .1863546 | .0880876 | 2.12 | 0.034 | .0136416 | .3590676 |
| Eher religiös | .3660066 | .076207 | 4.80 | 0.000 | .2165878 | .5154254 |
| Sehr religiös | .420431 | .1031058 | 4.08 | 0.000 | .2182719 | .6225902 |
| Ungarn | -.0863403 | .0591515 | -1.46 | 0.144 | -.2023184 | .0296378 |
| _cons | -.5178637 | .3570452 | -1.45 | 0.147 | -1.217921 | .1821936 |

Multivariates lineares Regressionsmodell nach dem OLS-Prinzip [*ordinary least squares*]. Die abhängige Variable gibt das politische Vertrauen in politische Institutionen an und reicht von 0 bis 10 Skalenpunkten. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Skalenpunkten. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

Tabelle 27: Modell R4a: Lineares gesamteuropäisches Grundmodell (keine kontinuierlichen Variablen)

regress Vertrauen i.Jahrgang5 ib3.Bildung ib5.PolDiskussion i.Beruf i.Einkommen Frau
i.Linksrechts2 i.Nachrichten Parteinah i.Religion2 i.Wohnsitz

| | | | | | | |
|----------|------------|-------|------------|---------------|---|--------|
| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 9,379 |
| Model | 19831.3307 | 46 | 431.115884 | F(46, 9332) | = | 68.47 |
| Residual | 58755.4366 | 9,332 | 6.29612479 | Prob > F | = | 0.0000 |
| Total | 78586.7672 | 9,378 | 8.37990694 | R-squared | = | 0.2523 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.2487 |
| | | | | Root MSE | = | 2.5092 |

| | | | | | |
|---------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| Vertrauen | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
| Jahrgang5 | | | | | |
| Jg. 1945-1949 | -.301179 | .1718843 | -1.75 | 0.080 | -.6381097 .0357516 |
| Jg. 1950-1954 | -.4150933 | .1635901 | -2.54 | 0.011 | -.7357656 -.0944209 |
| Jg. 1955-1959 | -.2796876 | .1755047 | -1.59 | 0.111 | -.6237151 .0643399 |
| Jg. 1960-1964 | -.3219937 | .1861189 | -1.73 | 0.084 | -.6868275 .04284 |
| Jg. 1965-1969 | -.2325253 | .1899435 | -1.22 | 0.221 | -.604856 .1398055 |
| Jg. 1970-1974 | -.1556412 | .1918539 | -0.81 | 0.417 | -.5317167 .2204342 |
| Jg. 1975-1979 | -.1579137 | .192574 | -0.82 | 0.412 | -.5354008 .2195733 |
| Jg. 1980-1984 | -.3343246 | .1926038 | -1.74 | 0.083 | -.7118701 .0432208 |
| Jg. 1985-1989 | -.3648017 | .1995284 | -1.83 | 0.068 | -.7559209 .0263174 |
| Jg. 1990-1995 | -.2417817 | .1946909 | -1.24 | 0.214 | -.6234184 .1398549 |
| Jg. 1995-2001 | .0863977 | .2086371 | 0.41 | 0.679 | -.3225766 .495372 |

(Fortsetzung)

| | | | | | | |
|--------------------------|-----------|----------|--------|-------|-----------|-----------|
| Bildung | | | | | | |
| Niedrige Bildung | -.0367538 | .0883537 | -0.42 | 0.677 | -.2099464 | .1364389 |
| Mittlere Bildung | .0661752 | .0586994 | 1.13 | 0.260 | -.0488885 | .1812388 |
| PolDiskussion | | | | | | |
| Nie | .4587577 | .217526 | 2.11 | 0.035 | .0323592 | .8851562 |
| Selten | .9988443 | .122878 | 8.13 | 0.000 | .7579766 | 1.239712 |
| Manchmal | .7879179 | .0746874 | 10.55 | 0.000 | .6415143 | .9343215 |
| Oft | .5023301 | .068595 | 7.32 | 0.000 | .3678689 | .6367912 |
| Beruf | | | | | | |
| Arbeitnehmende (Pension) | .0386329 | .116819 | 0.33 | 0.741 | -.1903579 | .2676236 |
| Beamte | -.0921512 | .0954443 | -0.97 | 0.334 | -.2792428 | .0949404 |
| Beamte (Pension) | -.0437935 | .1275152 | -0.34 | 0.731 | -.293751 | .206164 |
| Selbstständige | -.2701249 | .1194386 | -2.26 | 0.024 | -.5042506 | -.0359992 |
| Selbstständige (Pension) | .0147093 | .1801951 | 0.08 | 0.935 | -.3385124 | .367931 |
| in Ausbildung | .2893614 | .1374078 | 2.11 | 0.035 | .0200121 | .5587108 |
| Erwerbslos/Hausarbeit | .0607378 | .1017873 | 0.60 | 0.551 | -.1387875 | .2602631 |
| Arbeitsunfähig | .154464 | .1949249 | 0.79 | 0.428 | -.2276312 | .5365593 |
| Sonstige | -.121279 | .1349473 | -0.90 | 0.369 | -.3858051 | .1432471 |
| Einkommen | | | | | | |
| Eher schwer | .5474123 | .1193487 | 4.59 | 0.000 | .3134629 | .7813618 |
| Eher gut | 1.511741 | .1176749 | 12.85 | 0.000 | 1.281072 | 1.742409 |
| Sehr gut | 2.466748 | .1442671 | 17.10 | 0.000 | 2.183953 | 2.749543 |
| Frau | -.0598894 | .0538227 | -1.11 | 0.266 | -.1653937 | .0456148 |
| Linksrechts2 | | | | | | |
| Eher links | 1.025497 | .1026631 | 9.99 | 0.000 | .8242547 | 1.226739 |
| Weder noch | 1.279343 | .1055257 | 12.12 | 0.000 | 1.07249 | 1.486196 |
| Eher rechts | 2.043918 | .1037467 | 19.70 | 0.000 | 1.840552 | 2.247284 |
| Sehr rechts | 2.195992 | .1220933 | 17.99 | 0.000 | 1.956662 | 2.435321 |
| Nachrichten | | | | | | |
| 5-6 Tage/Woche | .1480632 | .077561 | 1.91 | 0.056 | -.0039732 | .3000997 |
| 3-4 Tage/Woche | -.0860477 | .0841853 | -1.02 | 0.307 | -.2510693 | .0789739 |
| 1-2 Tage/Woche | -.283842 | .0871626 | -3.26 | 0.001 | -.4546997 | -.1129843 |
| Seltener | -.5325593 | .1011004 | -5.27 | 0.000 | -.7307382 | -.3343804 |
| Nie | -.8653906 | .1043185 | -8.30 | 0.000 | -1.069877 | -.6609036 |
| Parteinah | .6892911 | .0619341 | 11.13 | 0.000 | .5678867 | .8106954 |
| Religion2 | | | | | | |
| Eher nicht religiös | .4505624 | .0757554 | 5.95 | 0.000 | .3020654 | .5990595 |
| Weder noch | .3983542 | .087421 | 4.56 | 0.000 | .22699 | .5697184 |
| Eher religiös | .8649784 | .0693773 | 12.47 | 0.000 | .7289837 | 1.000973 |
| Sehr religiös | 1.434305 | .1045723 | 13.72 | 0.000 | 1.22932 | 1.639289 |
| Wohnsitz | | | | | | |
| Polen | -1.191221 | .0733524 | -16.24 | 0.000 | -1.335008 | -1.047435 |
| Ungarn | -1.497189 | .0730186 | -20.50 | 0.000 | -1.640322 | -1.354057 |
| _cons | .8193024 | .2414236 | 3.39 | 0.001 | .3460595 | 1.292545 |

Multivariates lineares Regressionsmodell nach dem OLS-Prinzip [*ordinary least squares*]. Die abhängige Variable gibt das politische Vertrauen in politische Institutionen an und reicht von 0 bis 10 Skalenpunkten. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Skalenpunkten. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

Tabelle 28: Modell R5a: Lineares gesamteuropäisches Vollmodell (keine kontinuierlichen Variablen)

**regress Vertrauen i.Jahrgang5 ib3.Bildung ib5.PolDiskussion i.ZufrRegierung2 i.ZufrWirtschaft
ib5.Beruf i.Einkommen Frau i.Linksrechts2 i.Nachrichten Parteinah i.Religion2 i.Wohnsitz**

| | | | | | | |
|-------------|------------|-------|------------|---------------|---|--------|
| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 9,172 |
| -----+----- | | | | F(54, 9117) | = | 352.90 |
| Model | 52246.6834 | 54 | 967.531175 | Prob > F | = | 0.0000 |
| Residual | 24995.8176 | 9,117 | 2.74167134 | R-squared | = | 0.6764 |
| -----+----- | | | | Adj R-squared | = | 0.6745 |
| Total | 77242.5011 | 9,171 | 8.42247313 | Root MSE | = | 1.6558 |

| Vertrauen | | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|--------------------------|--|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| -----+----- | | | | | | | |
| Jahrgang5 | | | | | | | |
| Jg. 1945-1949 | | -.1542659 | .1140802 | -1.35 | 0.176 | -.3778887 | .0693569 |
| Jg. 1950-1954 | | -.2082007 | .108603 | -1.92 | 0.055 | -.4210869 | .0046856 |
| Jg. 1955-1959 | | -.1893107 | .1165695 | -1.62 | 0.104 | -.417813 | .0391915 |
| Jg. 1960-1964 | | -.1845477 | .1235754 | -1.49 | 0.135 | -.4267832 | .0576879 |
| Jg. 1965-1969 | | -.140538 | .1262103 | -1.11 | 0.266 | -.3879385 | .1068626 |
| Jg. 1970-1974 | | -.1464168 | .1275516 | -1.15 | 0.251 | -.3964466 | .103613 |
| Jg. 1975-1979 | | -.149865 | .1280373 | -1.17 | 0.242 | -.4008469 | .1011169 |
| Jg. 1980-1984 | | -.2385578 | .1280108 | -1.86 | 0.062 | -.4894877 | .0123721 |
| Jg. 1985-1989 | | -.4076191 | .1328086 | -3.07 | 0.002 | -.6679538 | -.1472844 |
| Jg. 1990-1995 | | -.0892452 | .1298175 | -0.69 | 0.492 | -.3437166 | .1652263 |
| Jg. 1995-2001 | | -.026012 | .1396557 | -0.19 | 0.852 | -.2997685 | .2477446 |
| Bildung | | | | | | | |
| Niedrige Bildung | | -.1644799 | .0591043 | -2.78 | 0.005 | -.2803376 | -.0486222 |
| Mittlere Bildung | | -.0970439 | .0391939 | -2.48 | 0.013 | -.1738727 | -.0202151 |
| PolDiskussion | | | | | | | |
| Nie | | .0041215 | .1470148 | 0.03 | 0.978 | -.2840605 | .2923035 |
| Selten | | .3390496 | .0828554 | 4.09 | 0.000 | .1766344 | .5014648 |
| Manchmal | | .2194781 | .050413 | 4.35 | 0.000 | .1206574 | .3182987 |
| Oft | | .1867005 | .0458231 | 4.07 | 0.000 | .096877 | .276524 |
| ZufrRegierung2 | | | | | | | |
| Eher nicht zufrieden | | 1.763682 | .0530838 | 33.22 | 0.000 | 1.659626 | 1.867739 |
| Weder noch | | 3.106526 | .0689739 | 45.04 | 0.000 | 2.971322 | 3.24173 |
| Eher zufrieden | | 4.293104 | .061655 | 69.63 | 0.000 | 4.172246 | 4.413962 |
| Sehr zufrieden | | 5.834188 | .0949014 | 61.48 | 0.000 | 5.64816 | 6.020217 |
| ZufrWirtschaft | | | | | | | |
| Eher schlechter | | .4775915 | .0576639 | 8.28 | 0.000 | .3645573 | .5906256 |
| Gleichbleibend | | .6416954 | .0596696 | 10.75 | 0.000 | .5247297 | .7586612 |
| Eher besser | | .9554615 | .0682873 | 13.99 | 0.000 | .821603 | 1.08932 |
| Viel besser | | 1.818871 | .1088402 | 16.71 | 0.000 | 1.605519 | 2.032222 |
| Beruf | | | | | | | |
| Arbeitnehmende | | .0854627 | .0794267 | 1.08 | 0.282 | -.0702315 | .2411569 |
| Arbeitnehmende (Pension) | | .2053821 | .0991445 | 2.07 | 0.038 | .0110366 | .3997275 |
| Beamte | | .1125549 | .0935617 | 1.20 | 0.229 | -.0708469 | .2959568 |
| Beamte (Pension) | | .1331162 | .1045441 | 1.27 | 0.203 | -.0718136 | .338046 |
| Selbstständige (Pension) | | .1821797 | .1338751 | 1.36 | 0.174 | -.0802454 | .4446048 |
| in Ausbildung | | .2438961 | .1166098 | 2.09 | 0.037 | .0153147 | .4724774 |
| Erwerbslos/Hausarbeit | | .0072848 | .0968869 | 0.08 | 0.940 | -.1826352 | .1972049 |
| Arbeitsunfähig | | .3024052 | .146573 | 2.06 | 0.039 | .0150892 | .5897212 |
| Sonstige | | .0847994 | .1139356 | 0.74 | 0.457 | -.13854 | .3081388 |
| Einkommen | | | | | | | |
| Eher schwer | | .1079614 | .0797691 | 1.35 | 0.176 | -.048404 | .2643268 |
| Eher gut | | .4717631 | .0793001 | 5.95 | 0.000 | .3163171 | .6272091 |
| Sehr gut | | .850661 | .0975598 | 8.72 | 0.000 | .659422 | 1.0419 |
| Frau | | .0328943 | .0359215 | 0.92 | 0.360 | -.0375199 | .1033086 |
| Linksrechts2 | | | | | | | |
| Eher links | | .3368409 | .0693424 | 4.86 | 0.000 | .2009143 | .4727674 |
| Weder noch | | .0862892 | .0717979 | 1.20 | 0.229 | -.0544508 | .2270293 |
| Eher rechts | | .144688 | .0718377 | 2.01 | 0.044 | .00387 | .285506 |
| Sehr rechts | | .069248 | .0841027 | 0.82 | 0.410 | -.0956122 | .2341081 |

(Fortsetzung)

| | | | | | | | |
|---------------------|--|-----------|----------|--------|-------|-----------|-----------|
| Nachrichten | | | | | | | |
| 5-6 Tage/Woche | | .0753751 | .0515291 | 1.46 | 0.144 | -.0256335 | .1763837 |
| 3-4 Tage/Woche | | -.0594341 | .0561964 | -1.06 | 0.290 | -.1695917 | .0507236 |
| 1-2 Tage/Woche | | -.1873995 | .05833 | -3.21 | 0.001 | -.3017393 | -.0730596 |
| Seltener | | -.2780137 | .0681232 | -4.08 | 0.000 | -.4115504 | -.1444771 |
| Nie | | -.3645963 | .0703545 | -5.18 | 0.000 | -.5025068 | -.2266858 |
| Parteinah | | .3981437 | .0416634 | 9.56 | 0.000 | .3164741 | .4798133 |
| Religion2 | | | | | | | |
| Eher nicht religiös | | .2044861 | .0507395 | 4.03 | 0.000 | .1050254 | .3039468 |
| Weder noch | | .1309766 | .0585694 | 2.24 | 0.025 | .0161674 | .2457857 |
| Eher religiös | | .2029441 | .0467172 | 4.34 | 0.000 | .1113679 | .2945203 |
| Sehr religiös | | .3535142 | .0708285 | 4.99 | 0.000 | .2146744 | .4923539 |
| Wohnsitz | | | | | | | |
| Polen | | -.7765074 | .0506107 | -15.34 | 0.000 | -.8757157 | -.6772992 |
| Ungarn | | -.9511855 | .0503119 | -18.91 | 0.000 | -1.049808 | -.8525629 |
| _cons | | .4003622 | .1705202 | 2.35 | 0.019 | .0661043 | .73462 |

Multivariates lineares Regressionsmodell nach dem OLS-Prinzip [*ordinary least squares*]. Die abhängige Variable gibt das politische Vertrauen in politische Institutionen an und reicht von 0 bis 10 Skalenpunkten. Die Wiedergabe der Regressionskoeffizienten erfolgt in Skalenpunkten. Eigene Berechnung. Daten der *RECONNECT 2019 European Parliament Election Panel Survey* [Wave 1] (2019).

8.4. Abstract

Das politische Vertrauen in ein politisches Regime trägt zu dessen Stabilität und Fortbestand bei. Im postsozialistischen Europa ist aber das politische Misstrauen verbreitet und trägt zum Wahlerfolg rechtspopulistischer Akteur:innen bei. Ist das politische Misstrauen gegenüber den Institutionen des post-autoritären, demokratischen Regimes ‚angelernt‘ und als solches ein bleibendes Erbe des früheren autoritären Regimes, oder repräsentieren niedrige Vertrauenswerte nur eine mäßige Zufriedenheit mit der Performanz der politischen Amtsträger:innen? Die Literatur kennt beide Erklärungen. Mit Hilfe statistischer Analysen wird diese Arbeit zeigen, dass die Sozialisation im früheren polnischen und ungarischen Regime in nur einem geringfügigen und uneindeutigen Zusammenhang mit dem politischen Vertrauen in das demokratische Regime steht. Bei dem politischen Misstrauen handelt es sich vielmehr um einen Ausdruck der mangelnden Unterstützung gegenüber der amtierenden Regierungen handelt.

Political trust in a political regime contributes to its stability and persistence. In post-socialist Europe, however, political mistrust is widespread and contributes to electoral success of right-wing populist actors. Is political mistrust vis-a-vis the institutions of a post-authoritarian, democratic regime ‘learned’ and as such a lasting legacy of the former authoritarian regime? Or does low trust represent a modest satisfaction with the performance of political incumbents? Both explanations are known to literature. Through the means of statistical analysis this paper will show that the socialization in the former Polish and Hungarian regime is related to political trust in the democratic regime in an ambiguous, negligible way only. Political mistrust is more of an expression of lacking support towards the incumbent governments.