

Reihe „Methodeninnovationen in der Kommunikationswissenschaft“

Empirische Methoden gehören zu den basalen Werkzeugen der Wissenschaft. Die konkrete Verwendung, Variation und auch Weiterentwicklung von Methoden passiert im Allgemeinen in empirischen Forschungsprozessen und hängt an zahlreichen spezifischen Entscheidungen, die im Hinblick auf Fragestellung und Gegenstand und oft auch die Machbarkeit zu treffen sind. Mitunter müssen dabei neue, innovative oder nur selten genutzte Wege beschritten werden, etwa in Bezug auf das übergeordnete Untersuchungsdesign, die Stichprobenbildung, Instrumentenentwicklung, Datenerhebung oder die Auswertung der Daten und Befunde. Besondere methodische Herausforderungen ergeben sich auch für die digitale Kommunikationsforschung, die in den letzten Jahren zur Herausbildung speziell digitaler Methoden geführt haben. Für die Auseinandersetzung mit all diesen Aspekten soll Raum sein in der von Wiebke Loosen konzipierten kontinuierlichen Reihe „Methodeninnovationen in der Kommunikationswissenschaft“. Dabei kommen prinzipiell Beiträge aus allen Themenfeldern der Medien- und Kommunikationswissenschaft infrage, die methodisch innovative Vorgehensweisen in eigenen Studien methodologisch reflektieren, andere Studien einer „sekundäranalytischen Methodenreflexion“ unterziehen und deren innovativen bzw. richtungsgebenden Charakter herausarbeiten oder die unabhängig von konkreten Einzelstudien theoretisch-methodologisch Methodenentwicklungen nachzeichnen und reflektieren.*

* Bislang sind in der Reihe erschienen: „Konstruktivismus und Methoden in der empirischen Sozialforschung“ (Verf. Armin Scholl, M&K 2/2011, S. 161–179); „Zur Verknüpfung manueller und automatischer Inhaltsanalyse durch maschinelles Lernen“ (Verf.: Michael Scharrow, M&K 4/2011, S. 545–562); „Visuelle Inhaltsanalyse – ein Vorschlag zur theoretischen Dimensionierung der Erfassung von Bildinhalten“ (Verf.: Stephanie Geise & Patrick Rössler, M&K 3/2012, S. 341–361); „Parasoziale Meinungsführerschaft als methodische Herausforderung“ (Verf.: Paula Stehr, Laura Leißner, Friederike Schönhardt & Patrick Rössler, M&K 3/2014, S. 395–416); „Zur Messung von Medienkompetenz – ein Testverfahren für die Dimension ‚Medienkritikfähigkeit‘ und die Zielgruppe ‚Jugendliche‘“ (Verf.: Alexandra Sowka, Christoph Klimmt, Dorothee Hefner, Fenja Mergel & Daniel Possler, M&K 1/2015, S. 62–82); „Automatisierte Analyse medialer Bildinhalte – Potenziale, Grenzen, methodisch-technischer Status Quo und zukünftige Herausforderungen – eine Bestandsaufnahme“ (Verf.: Stephanie Geise, Patrick Rössler & Simon Kruschinski, M&K 2/2016, S. 244–269); „Das Konstrukt Themenverdrossenheit und seine Messung – Theoretische Konzeptualisierung und Skalenentwicklung“ (Verf.: Julia Metag & Dorothee Arlt, M&K 4/2016, S. 542–563); „Das ist doch kein Zustand! Zur Messung von States und Traits in der Kommunikationswissenschaft“ (Verf.: Frank M. Schneider, Lukas Otto & Anne Bartsch, M&K 1/2017, S. 83–100); „Das faktorielle Survey. Methodische Grundsätze, Anwendungen und Perspektiven einer innovativen Methode für die Kommunikationswissenschaft“ (Verf.: Dennis Reineck, Volker Lilienthal, Annika Sehl & Stephan Weichert, M&K 1/2017, S. 101–118) und „Das Smartphone-Tagebuch in der Mediennutzungsforschung. Ein qualitativer Methodenansatz unter der Lupe“ (Verf.: Carmen Koch, Nadine Klopfenstein & Iris Hermann, M&K 2/2021, S. 299–319).

Jenseits fixer Lagemaße

Die Change-Point-Analyse als Mittel zur empirischen Einteilung von Gruppen

Nils Jungmann / Michael Strothoff / Olaf Jandura*

Im Fokus dieses Beitrages stehen Vorstellung und Elaboration der Change-Point-Analyse (CPA), eines alternativen empirischen Verfahrens zur Klassifikation kontinuierlicher Variablen auf der Grundlage von flexiblen Lagemaßen. Die Argumentation beginnt mit der Feststellung, dass in verschiedenen Bereichen der Kommunikationswissenschaft auf Gruppenbildungen zurückgegriffen wird. Neben normativ definierten Einteilungen werden dabei häufig anerkannte fixe Lagemaße wie der Median, der Mittelwert, Terzile oder Pentile (Extremgruppen) verwendet. Diese fixen Lagemaße stehen jedoch aus verschiedenen Gründen in der Kritik. Mit dem in der Statistik entwickelten Change-Point-Ansatz liegt ein auf flexiblen Lagemaßen beruhendes Verfahren vor, das dieser Kritik begegnen kann. Anhand einer Sekundäranalyse einer Befragung von Wählerinnen und Wählern vor der Bundestagswahl 2009 wird die Differenzierungsleistung der Change-Point-Analyse im Vergleich zu den etablierten Kriterien am Beispiel des politischen Involvements herausgearbeitet.

Schlüsselwörter: Klassifikationsverfahren, Befragung, Change-Point-Analyse (CPA), Wahlforschung, Involvement

Beyond Fixed Measures of Location

Change Point Analysis as a Means for the Empirical Classification of Groups

The focus of this article is the presentation and elaboration of change point analysis (CPA), an alternative empirical method for classifying continuous variables based on flexible measures of location. The argument starts with the observation that group classifications are used in various fields of communication science. In addition to normatively defined classifications, established fixed measures of location such as median, mean, terciles, or pentiles (extreme groups) are often used. However, these fixed measures of location are criticized for various reasons. The change point approach developed in the field of statistics provides a method based on flexible measures of location that can counter these issues. Based on a secondary analysis of a voter survey conducted before and after the 2009 German federal election, the differentiating power of the change point analysis compared to the established criteria is elaborated using the example of political involvement.

Keywords: classification methods, survey, change point analysis (CPA), electoral research, involvement

* Nils Jungmann, M.A., GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften, Unter Sachsenhausen 6-8, 50667 Köln, Deutschland, nils.jungmann@gesis.org, ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8849-8373>.

Michael Strothoff, Deutschland, m.strothoff@web.de.

Prof. Dr. Olaf Jandura, Institut für Sozialwissenschaften, Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf, Universitätsstraße 1, 40225 Düsseldorf, Deutschland, olaf.jandura@hhu.de, ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6838-0327>.

1. Einleitung^{1,2}

Die empirische Kommunikationswissenschaft lebt häufig vom Vergleich verschiedener Gruppen. Man verspricht sich dadurch Aufschluss über unbekannte Phänomene, um sie nachvollziehen und verstehen zu können. Die angesprochene Gruppenbildung kommt dabei besonders häufig in Studien zum Einsatz, die der strukturellen Perspektive der Publikumsforschung zuzurechnen sind. Hier interessieren – folgt man Schweiger (2007, S. 222) – besonders die situationsübergreifenden, dauerhaften Merkmale, anhand derer das Publikum in verschiedene, untereinander zu vergleichende Teilpublika differenziert wird. Gerade vor dem Hintergrund einer zunehmenden Heterogenisierung des Publikums in einem *high choice media environment* (z. B. van Aelst et al., 2017) stellt sich aktuell die Frage nach der Zusammensetzung verschiedener Publika. Neben sozialen Merkmalen und politischen Einstellungen des Publikums lässt sich dieses weiterhin hinsichtlich verschiedener Rezipierendenmerkmale unterteilen. Studien, die den Zusammenhang zwischen Persönlichkeitsmerkmalen und der Zuwendung zu Medienangeboten untersuchen, gruppieren dabei häufig die Ausprägung verschiedener Persönlichkeitsmerkmale wie Extraversion, Gewissenhaftigkeit, Need for Cognition oder Sensation Seeking (z. B. Fahr, 2014). Ebenso lassen sich Personen nach Mediennutzungsmustern, wie Viel- oder Wenigseher, in verschiedene Gruppen klassifizieren (Schweiger, 2007, S. 233).

Diese knappe Übersicht verdeutlicht, dass im Rahmen der strukturellen Perspektive der Publikumsforschung Gruppenbildungen in vielen Bereichen eingesetzt werden. Neben normativ definierten Einteilungen werden dabei häufig Einteilungen anhand fixer Lagemaße, wie der *median split*, der Mittelwertsplit, der Terzilsplit oder die Differenzierung nach Extremgruppen verwendet. Diese fixen Lagemaße stehen jedoch aus verschiedenen Gründen in der Kritik, maßgeblich aufgrund der Willkür der auferlegten Grenzwerte, die die zugrundeliegende Struktur der Daten weitestgehend außer Acht lässt und dadurch unter anderem einen erheblichen Informationsverlust gegenüber der ursprünglichen Verteilung in Kauf nimmt (Cohen, 1983).

Wir werden im Folgenden verschiedene Varianten solcher Gruppenbildungsverfahren vorstellen und dann deren Potenzial, aber auch deren Herausforderungen diskutieren, um darauf aufbauend mit der Change-Point-Analyse (CPA) ein alternatives Vorgehen vorzustellen, das den Hauptkritikpunkten einer Gruppenbildung auf Basis fixer Lagemaße begegnet. Abschließend evaluieren wir dieses alternative Verfahren im Vergleich zu Gruppeneinteilungen anhand etablierter Verfahren.

2. Möglichkeiten der Differenzierung

Für die Differenzierung des Publikums in verschiedene Gruppen werden in der Literatur unterschiedliche Vorschläge zur methodischen Umsetzung unterbreitet, die in der Forschung in unterschiedlicher Intensität Anwendung finden. Dabei lässt sich zunächst zwischen einer theoretisch normativen und einer empirischen Zuordnung differenzieren. Beim erstgenannten Vorgehen werden aus theoretischen Überlegungen heraus Zuordnungen getroffen oder es werden in anderen Studien ermittelte Trennwerte (Cut-off-

1 Die Autoren möchten sich an dieser Stelle ganz herzlich bei den drei anonymen Gutachter*innen für ihre konstruktive Kritik und die wertvollen Hinweise bedanken, die diesen Beitrag enorm vorangebracht haben.

2 Die Materialien zur Replikation der Change-Point-Analyse sind unter <https://dx.doi.org/10.17605/OSF.IO/DV27B> frei zugänglich.

Werte) für die Gruppenbildung eingesetzt. Diese Verfahren werden unter anderem in der psychologischen Diagnostik bei Screeningverfahren angewandt (Rentzsch & Schütz, 2009, S. 24).

Die empirischen Klassifikationen basieren hingegen auf der in der Erhebung vorgefundenen Datenstruktur. Hier greift man auf verschiedene Kriterien zurück: Zunächst wäre dabei der Einsatz von Extremgruppen zu nennen, die schon in der frühen Phase empirischer Forschung zum Einsatz kamen. Ein Beispiel hierfür bietet die Studie von Sereno (1968) zum politischen Involvement, in der die Befragten mit Entscheidungsfragen konfrontiert wurden. Für hoch involvierte Personen sollte der Bereich der Akzeptanz sehr klein und der Bereich der Ablehnung groß sein, für niedrig involvierte Personen *vice versa*. Befragte mit einem gemischten Antwortverhalten wurden von weiteren Analysen ausgeschlossen. Auch Kultivierungsstudien gingen nach diesem Muster vor (Gerbner & Gross, 1976). Der Grundgedanke dieser Differenzierung besteht darin, dass man am Extremen Unterschiede verdeutlicht. Für die Bildung von Extremgruppen werden häufig Dezile oder Pentile als Lagemaße eingesetzt, d. h. die obersten und untersten 10 Prozent beziehungsweise 20 Prozent der Verteilung werden betrachtet. Durch den Verzicht auf im ersten Fall 80 Prozent und im zweiten Fall 60 Prozent der Befragten können Extremgruppenanalysen jedoch nur bei Erhebungen mit hohen Fallzahlen (*large N*) eingesetzt werden.

Die entgegengesetzte Position zu den Extremgruppen ist die Arbeit mit Dichotomien. Die kontinuierliche Variable wird dabei über den Median oder das arithmetische Mittel in zwei ähnlich oder gleich große Gruppen geteilt. So differenziert ein Großteil der Studien zum politischen Involvement in hoch und niedrig Involvierte oder zwischen *cares* und *don't cares* (McAllister, 2002), *high* und *low interest* (Brox & Giammo, 2009) und *hoch* und *niedrig* involvierten Wählerinnen und Wählern (Gabriel & Vetter, 1999; Glantz, 2011). Druckman und Nelson (2003) bilden beispielsweise aus mehreren Fragen zu politischem Wissen einen additiven Index und nutzen dann den *median split*, um Befragte für ihre Analyse von Moderatoren von Framing-Effekten in zwei Gruppen mit niedrigem und hohem politischen Wissen einzuteilen. Lenz und Lawson (2011) nutzen den *median split* hingegen in einer Analyse des Interaktionseffektes von Fernsehkonsum, dem Erscheinungsbild politischer Kandidatinnen und Kandidaten und politischem Wissen auf das Wahlverhalten, um dabei Vielsehende von Wenigsehenden zu unterscheiden. Auch in medienpsychologischen Studien zur Differenzierung des Publikums nach Persönlichkeitsmerkmalen werden Dichotomien angewandt, und es wird beispielsweise zwischen Extrovertierten und Introvertierten oder *high* und *low sensation seekers* unterschieden (z. B. Perse, 1996). Gerade bei Erhebungen mit kleiner Fallzahl (*small N*), die auf die Nutzung aller Befragten für die Analysen angewiesen sind, greift man auf diese Vorgehensweise zurück. Nur vereinzelt finden sich Abweichungen von diesen beiden Einteilungen, indem die zu gruppierende Variable in drei oder vier gleich große Gruppen differenziert wird, wie etwa bei Eulau und Schneider (1956), die ihre Involvement-Indikatoren in die drei Untergruppen *high*, *medium* und *low* unterscheiden.

3. Lagemaße und Alternativen

Fixe Lagemaße sind mathematisch feste Größen wie der Median oder Perzentile, mit deren Hilfe eine Verteilung in möglichst gleich große Gruppen oder Klassen eingeteilt werden kann. Besonders die dichotome Einteilung anhand des Mittelwerts oder des Medians (*median split*), mit der Verteilungen kontinuierlicher Variablen genau in der Mitte in zwei gleich große Hälften geteilt werden (MacCallum et al., 2002, S. 19), stellt eine einfache Einteilungsmethode dar (Royston et al., 2006, S. 128). Ein weiterer Vorteil

neben der einfachen Umsetzung solcher Einteilungen anhand fixer Lagemaße liegt in der erhöhten Aussagekraft der Ergebnisse. Bei einer Einteilung anhand eines Mittelwert-splits oder des *median splits* besitzen beide Gruppen meist ausreichend hohe und relativ ausgeglichene Fallzahlen, was die nachfolgende statistische Analyse deutlich vereinfacht. Ein Informationsverlust durch den Ausschluss von Befragten, wie er bei der Analyse von Extremgruppen auftritt, fällt hier nicht zur Last. Außerdem sind Effekte in dichotomen Einteilungen meist stärker sichtbar und deutlich signifikanter (Royston et al., 2006, S. 129).

Es gibt allerdings auch Kritik an solchen Vorgehensweisen (Cohen, 1983; Irwin & McClelland, 2003; MacCallum et al., 2002): Bei einer dichotomen Klassifizierung und der damit verbundenen enormen Komplexitätsreduzierung besteht gerade bei großen Stichproben die Gefahr, die Realität zu stark vereinfacht und dadurch verzerrt darzustellen (Lauth, 2009, S. 157). Beispielsweise kann ein Typus viel komplexer sein, als er in einer einfachen Zweiteilung darstellbar ist. Ebenso können die Unterschiede innerhalb einer Verteilung so fein sein, dass sie von lediglich zwei Gruppen nicht erfasst werden können.

Dies deutet auch schon auf den nächsten Kritikpunkt hin: Nicht nur eine Dichotomisierung – eigentlich jegliche Transformation einer kontinuierlichen Variable in gröbere Kategorien – ist auch immer mit einem Verlust von Informationen über individuelle Unterschiede zwischen den Fällen verbunden, besonders da bei der Verwendung von fixen Lagemaßen die Streuung weitestgehend unberücksichtigt bleibt (MacCallum et al., 2002, S. 19–20). Zumal eine solche Komplexitätsreduktion die statistische Analyse und Ergebnisinterpretation nicht notwendigerweise vereinfacht: Allison et al. (1993) weisen darauf hin, dass Regressionsanalysen mit zwei oder mehr unabhängigen dichotomen Variablen deutlich schwieriger zu interpretieren und durchzuführen sind. Und auch wenn hohe Fallzahlen und signifikante Effekte gern gesehen sind, kann ein zu starker Fokus auf Signifikanzen irreführend sein, da statistische und substanzielle Signifikanz nicht zwangsläufig zusammengehören (King, 1986, S. 683). Schließlich lässt ein Signifikanztest erst einmal keine Aussage über die Stärke und Richtung des Effektes zu (MacCallum et al., 2002, S. 31). Ein Signifikanztest ist in erster Linie ein statistisches Hilfsmittel, welches von vielen methodisch beeinflussten Randbedingungen abhängt und dementsprechend auch nicht frei von Fehlern ist (Urban & Mayerl, 2011, S. 153). Bei der Untersuchung von Interaktionseffekten etwa kann eine Dichotomisierung von Variablen sogar zu fälschlicherweise signifikanten Effekten führen und dennoch wird oftmals auf dieses Verfahren zurückgegriffen (Maxwell & Delaney, 1993). Und um bei der Analyse von Interaktionseffekten zu bleiben: Nicht zuletzt besteht die Kritik am Einsatz von Lagemaßen zur Gruppeneinteilung in der Willkür der Auswahl der Trennwerte. Liegt ein Interaktionseffekt vor, sollte überprüft werden, wie der Effekt der zentralen unabhängigen Variable auf die abhängige Variable in Abhängigkeit von der moderierenden Variable variiert. Hier ist der *pick-a-point*-Ansatz (Rogosa, 1980) ein gängiger Weg, um repräsentative Werte auf der moderierenden Variable auszuwählen und dann für diese Werte den konditionalen Effekt der zentralen unabhängigen Variable auf die abhängige Variable zu schätzen (Hayes & Matthes, 2009, S. 926–928). Fehlt es an theoretischen oder praktischen Anhaltspunkten zur Auswahl dieser Werte, werden jedoch üblicherweise fixe Lagemaße verwendet (Hayes & Matthes, 2009, S. 927): Der Einfluss der zentralen unabhängigen Variable wird für Personen mit niedrigen, mittleren und hohen Werten auf der (i. d. F. stetigen) moderierenden Variable geschätzt, wobei der Mittelwert der Verteilung sowie jeweils eine Standardabweichung unter und über dem Mittelwert diese drei Gruppen einteilen.

Welche Alternativen aber gibt es zu den fixen Lagemaßen, die einerseits deren Vorteile beibehalten und andererseits die genannten Nachteile umgehen? Das Argument der fehlenden Berücksichtigung der Datenstruktur von MacCallum, Zhang, Preacher und Rucker (2002, S. 20) aufgreifend, soll ein statistisches Verfahren gefunden werden, das bei der Einteilung der Gruppen die Datenstruktur berücksichtigt. Speziell für die Untersuchung von Interaktionseffekten eignet sich die Johnson-Neyman(J-N)-Technik (Johnson & Fay, 1950; Johnson & Neyman, 1936), um Wertebereiche auf der Moderatorvariable zu ermitteln, innerhalb derer der Effekt der zentralen unabhängigen Variable signifikant beziehungsweise nicht signifikant ist (Bauer & Curran, 2005; Hayes & Matthes, 2009). Diese Methode verzichtet also auf eine Gruppierung der Daten und vermeidet zudem „the potential arbitrariness of the choice [...] in the pick-a-point approach“ (Hayes & Matthes, 2009, S. 928).

Strebt man jedoch lediglich eine univariate Gruppeneinteilung an, zum Beispiel, weil man an der theoriegeleiteten Bildung einer Typologie interessiert ist und dazu eine bestimmte kontinuierliche Variable in verschiedene Gruppen einteilen möchte, ist die J-N-Technik nach unserem Verständnis nicht hilfreich. Für solche Vorhaben schlagen wir die Change-Point-Analyse vor, die wir im folgenden Abschnitt näher erläutern wollen und die sich unter Einbezug einer Hilfsvariable auch für univariate Einteilungen eignet.

4. Change-Point-Analyse (CPA)

Die Change-Point-Analyse ist ein in der Statistik entwickeltes Verfahren, das es ermöglicht, einen oder mehrere Punkte zu identifizieren, an denen sich die Beziehung zwischen Regressand und Regressor verändert (Küchenhoff, 1996). Sie findet vielseitige Anwendung, etwa bei der Ermittlung von Grenzwerten des Einflusses von Abholzung auf Biodiversität (de Oliveira Roque et al., 2018) oder bei der Identifikation von Veränderungen in Trends der Bevölkerungsanteile mit Fieber während der COVID-19-Pandemie (Eguchi et al., 2020). Darüber hinaus kann die CPA unter anderem auch zur Gruppenbildung eingesetzt werden. Sie basiert auf einem generalisierten linearen Modell (GLM). Die Besonderheit dieses Ansatzes ist jedoch, dass nicht ein linearer Zusammenhang unterstellt wird, sondern mehrere „segmentierte“ lineare Zusammenhänge. Diese segmentierten Zusammenhänge werden dabei durch sogenannte Change Points oder Break Points³ unterbrochen, an denen sich die Beziehung zwischen der Zielgröße und den unabhängigen Variablen verändert. Sie lässt sich also als stückweise linear bezeichnen (vgl. Muggeo, 2008, S. 20). Aufgrund des Aussehens der Regressionskurve wird sie oftmals auch *piecewise*-, *broken-line*- oder *brokenstick*-Regression genannt. Für ausführliche Beschreibungen segmentierter Regressionsmodelle bieten sich die Arbeiten von Küchenhoff (1996) und Muggeo (2003) an, denen man auch die mathematischen Einzelheiten der Berechnung solcher Modelle entnehmen kann.

Vereinfacht ausgedrückt, wird eine solche segmentierte Beziehung berechnet, indem man in den linearen Prädiktor einen Term einfügt, der die Steigung zweier Segmente links und rechts, den Unterschied in den beiden Steigungen sowie den Change Point zwischen den beiden Segmenten berücksichtigt (vgl. Muggeo, 2003, S. 3060). Ausgehend von einem Startwert für den Change Point wird dann das lineare Modell angepasst und der Wert des Change Points neu geschätzt. In diese Schätzung wird auch die Lücke zwischen den beiden Geraden am zuletzt geschätzten Change Point einbezogen (vgl. Muggeo, 2008, S. 20). Dieser ganze Vorgang wird schrittweise wiederholt. In jedem

3 Neben „Change Point“ und „Break Point“ gibt es auch noch die Bezeichnungen „Transition Point“ und „Switch Point“ (Muggeo, 2003, S. 3055).

Schritt wird die Schätzung des Change Points auf Basis der jeweiligen Faktoren für die Lücke und den Steigungsunterschied aktualisiert, bis der Algorithmus konvergiert und sich die beiden Geraden überschneiden, also die Lücke zwischen den beiden Geraden sehr klein beziehungsweise nicht mehr vorhanden ist (vgl. Muggeo, 2003, S. 3061; 2008, S. 20). Diese Prozedur lässt sich ebenso für mehrere Change Points anwenden.

Die Change Points können als Grenzwerte für die Gruppeneinteilung herangezogen werden. Am Beispiel einer Sekundäranalyse einer Studie zur Bundestagswahl 2009 soll das Verfahren sowie dessen Mehrwert demonstriert werden. Hierfür werden zur Gruppeneinteilung einerseits fixe Lagemaße und andererseits die Change Points als flexible Lagemaße herangezogen.

5. Untersuchungsdesign und Operationalisierung

Die für die Sekundäranalyse verwendeten Daten entstammen einer fünfwelligen, für Berlin repräsentativen, telefonischen Panelbefragung (*N* Welle 1 = 1412, Ausschöpfungsquote 18 %), die vor und nach der Bundestagswahl 2009 durchgeführt wurde (Reinemann et al., 2013, S. 41). Neben vielen weiteren Variablen zu politischen Einstellungen, Parteipräferenzen, politischen Sachverhalten sowie der Mediennutzung wurden auch die für diese Studie zentralen Variablen zum politischen Involvement erfasst. Um die Befragungszeit möglichst kurz zu halten, wurden nicht alle interessierenden Aspekte in jeder Welle erhoben, sondern über die fünf Befragungswellen verteilt. Die uns interessierenden Variablen zum politischen Involvement erfragten die Interviewenden unter anderem in der ersten Welle der Befragung⁴, sodass die Angaben von 1379 Befragten, die nach einer listenweisen Bereinigung verblieben, die Grundlage der Sekundäranalyse bilden (Reinemann et al., 2013, S. 41).

Am Beginn eines sekundärdatenanalytischen Vorgehens steht der Abgleich zwischen einem Idealdesign der Operationalisierung relevanter Konstrukte und den real vorliegenden Daten. In der Politikwissenschaft wird das Involvement auf verschiedene Art und Weise gemessen. Die Autoren der Studie *The People's Choice* fassen darunter zum einen eine affektive Dimension, wie die gefühlsmäßige Bindung an eine Gruppe oder Partei, und eine kognitive Dimension in Form von politischem Wissen oder der Aufmerksamkeit, die dem politischen Prozess entgegengebracht wird (Lazarsfeld et al., 1968). Ebenso wird die politische Involviertheit auch als das individuelle Interesse an Partizipationsformen oder als eine Variante von politischer Partizipation (van Deth, 1990, S. 277) über zu Indizes zusammengefasste Fragen operationalisiert. Gabriel und Vetter (1999) erfassen im Rahmen ihrer Studie zum politischen Involvement in West- und Ostdeutschland nach der Wiedervereinigung dieses ebenfalls als mehrdimensionales Konzept, welches die Komponenten politisches Interesse sowie Wissen, Mediennutzung, subjektives Verständnis von Politik und Responsivität enthält. Da die Konzepte „Interesse“ und „Wissen“ stark miteinander korrelieren, werden sie in der Literatur auch häufig zu einem übergeordneten Konstrukt zusammengefasst (Reinemann & Maurer, 2010, S. 240). In den aufgeführten Beispielen aus der primär politikwissenschaftlichen Literatur finden sich die vier Dimensionen des Involvements wieder, die Wirth (2006) auch im Kontext der (politischen) Kommunikationsforschung unterscheidet: kognitives, affektives, konatives und motivationales Involvement. Die vorliegenden Sekundärdaten erlauben die Erfassung der politischen Involviertheit über eine kognitive und eine motivationale Komponente.

4 Da uns in dieser Studie nicht die Veränderung des politischen Involvements im Zeitverlauf interessiert, wurden die Ergebnisse der anderen Wellen nicht weiter berücksichtigt.

Diese häufig angewandte, aber nicht erschöpfende Operationalisierung des Involvements steht dem Studienziel, dem Aufzeigen des Potenzials der Change-Point-Analyse im Vergleich zu fixen Lagemaßen, jedoch nicht im Wege. Um die beiden formativen Indikatoren politisches Wissen (kognitives Involvement) und politisches Interesse (motivationales Involvement) zusammenzusetzen, bietet sich nach Reinemann et al. (2013) die Verwendung eines Indexes an, der beide Komponenten miteinander kombiniert. Die kognitive Dimension des politischen Involvements wurde über Wissensfragen zu den Wahlprogrammen der CDU und der SPD erfasst.⁵ Die Zahl der richtigen Antworten wurde in einem Index mit dem Wertebereich null (befragte Person konnte keine Wissensfrage beantworten) bis zehn (befragte Person konnte alle Wissensfragen beantworten) aufaddiert. Um dem Umstand Rechnung zu tragen, dass einige Vorschläge deutlich schwieriger einzuschätzen waren als andere, wurden die einzelnen Antworten hinsichtlich ihres Schwierigkeitsgrades gewichtet.⁶ Auf diese Weise gehen richtige Antworten auf vergleichsweise leichte Wissensfragen mit einem niedrigeren Wert in den Index ein und richtige Antworten auf vergleichsweise schwierige Fragen mit einem entsprechend höheren Wert. Das hat zur Folge, dass die Indexwerte eine größere Streuung aufweisen und weniger doppelte Werte sowie kleinere Wertgruppierungen vorliegen. So erhält man ein differenziertes und genaues Abbild der Verteilung des politischen Involvements unter den Befragten. Am Ende liegt für die kognitive Komponente des politischen Involvements also eine Thurstone-Skala (Brosius et al., 2016, S. 47) vor.

Die motivationale Komponente repräsentieren die Fragen nach dem allgemeinen Interesse an der Bundestagswahl und die Frage zur persönlichen Wichtigkeit des Wahlausganges.⁷ Auch hier wurden die beiden Antworten addiert und auf die Ursprungsskala mit einem Wertebereich von eins (kein politisches Interesse) bis fünf (starkes politisches Interesse) zurückgeführt. Das politische Involvement wird so über eine Skala erfasst, auf der Personen, die alle Wissensfragen richtig beantwortet und gleichzeitig der Bundestagswahl großes Interesse sowie Wichtigkeit beigemessen haben, über die höchsten Werte verfügen. Im Gegenzug befinden sich Befragte, die der Bundestagswahl weder besonders viel Interesse noch Aufmerksamkeit entgegengebracht haben und kaum eine Wissensfrage richtig beantworten konnten, im unteren Bereich der Involvementsskala. Abbildung 1 verdeutlicht die Verteilung des fertigen Involvementindex und zeigt eine annähernd symmetrische (Kurtosis 0,17), leicht linksschiefe (Schiefe -0,48) Verteilung. Der Minimalwert liegt bei 0, der Maximalwert liegt bei 15,98⁸ und der Mittelwert beträgt

5 Den Befragten wurden jeweils fünf Vorschläge aus den Wahlprogrammen der Parteien CDU und SPD gezeigt, und sie mussten daraufhin entscheiden, ob diese tatsächlich aus dem Wahlprogramm der CDU beziehungsweise aus dem Wahlprogramm der SPD stammen oder nicht (Ja/Nein-Fragen). Der Wortlaut der Fragen lässt sich dem Appendix entnehmen.

6 Dazu wurde der Mittelwert der Anteile richtig beantworteter Fragen gebildet und dieser dann für jede Frage durch den Anteil der jeweils richtigen Antworten auf diese Frage geteilt. Somit ergibt sich für jede Frage ein Gewicht, das mit der jeweiligen Frage multipliziert wird.

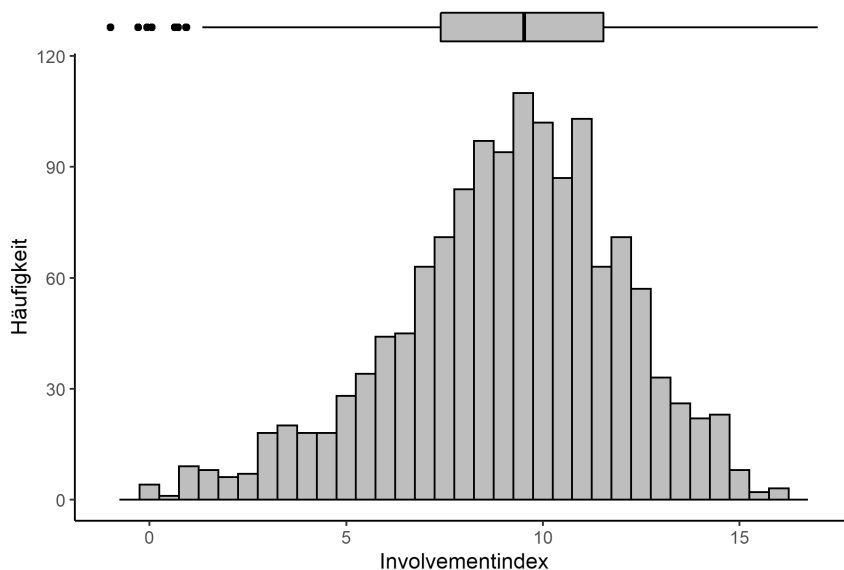
*Formel: Antwort auf Frage 1 * ((Summe der Anteile richtiger Antworten auf alle Fragen/Anzahl der Fragen)/Anteil richtige Antworten Frage 1).*

7 Dabei mussten die Befragten einmal angeben, ob sie sich sehr stark (5), stark (4), mittel (3), wenig (2) oder überhaupt nicht (1) für die Bundestagswahl interessieren, sowie ob der letztendliche Wahlausgang für sie sehr wichtig (4), wichtig (3), nicht so wichtig (2) oder überhaupt nicht wichtig (1) ist. Der Wortlaut der Fragen lässt sich dem Appendix entnehmen. Beide Variablen wurden auf einen Wertebereich von 0 bis 2,5 rekodiert, was in Summe eine Spannweite von 0 bis 5 ergibt.

8 Durch die Gewichtung (vgl. Fn. 4) der Wissensfragen sind Indexwerte >15 möglich.

9,12 mit einer Standardabweichung (*SD*) von 2,89 bei 1379 gültigen Fällen. Der Kolmogorov-Smirnow-Test auf Normalverteilung (0,45, $p < 0,01$) zeigt, dass der Index nicht normalverteilt ist. Basierend auf diesem Index wurden nachfolgend verschiedene Möglichkeiten der Gruppeneinteilung vollzogen und anschließend verglichen.

Abbildung 1: Verteilung des Involvementindex



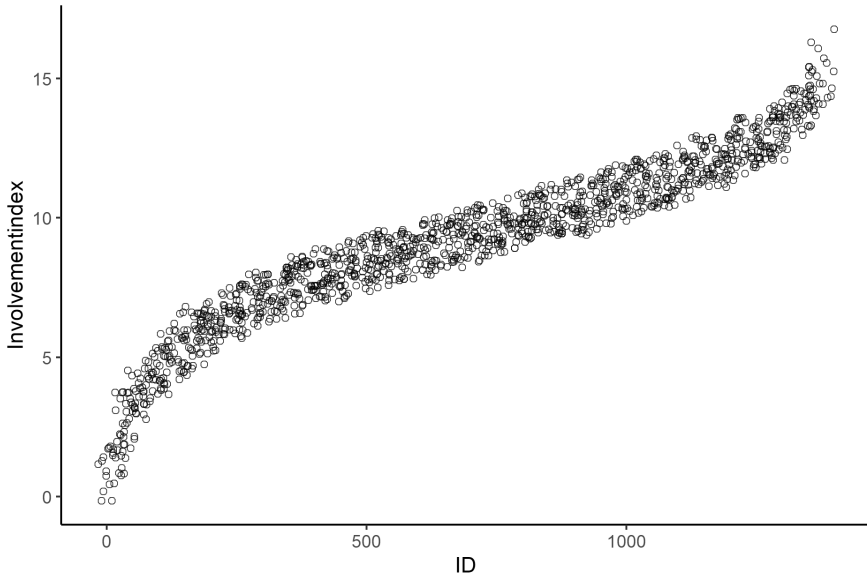
Eigene Darstellung, eigene Berechnung. N = 1379.

6. Ergebnisse

6.1 Gruppeneinteilung nach fixen Lagemaßen und Change Points

Für die Gruppeneinteilung anhand von fixen Lagemaßen wurde der Involvementindex zunächst in aufsteigender Reihenfolge sortiert und anschließend am Medianwert (9,34) geteilt, um eine dichotome Einteilung in zwei Gruppen zu erhalten. Zudem wurde alternativ anhand der beiden Terzile (8,15 und 10,46) eine Einteilung in drei ungefähr gleich große Gruppen vorgenommen. Der *median split* resultiert in einer 691 Personen starken Gruppe niedrig involvierter Befragter mit einem durchschnittlichen politischen Involvement von 6,86 (*SD* 2,08) und einer fast gleich großen Gruppe, die aus 688 hoch involvierten Befragten besteht, die einen durchschnittlichen Involvementwert von 11,4 (*SD* 1,46) aufweisen. Bei der Drei-Gruppen-Lösung mit den Terzilen als Trennwerten umfasst die Gruppe der niedrig Involvierten 462 Befragte, die im Mittel ein politisches Involvement von 5,92 (*SD* 1,92) Punkten aufweisen. Das durchschnittliche Involvement der 457 Befragten in der mittleren Gruppe liegt bei 9,34 (*SD* 0,66) und in der hoch involvierten Gruppe befinden sich 460 Fälle mit einem Involvement-Mittelwert von 12,1 (*SD* 1,23). Noch mehr Aufschluss über die Verteilung des politischen Involvements in den verschiedenen Gruppenlösungen bietet *Abbildung 2*.

Abbildung 2: Streudiagramm der Beziehung zwischen Involvement und ID



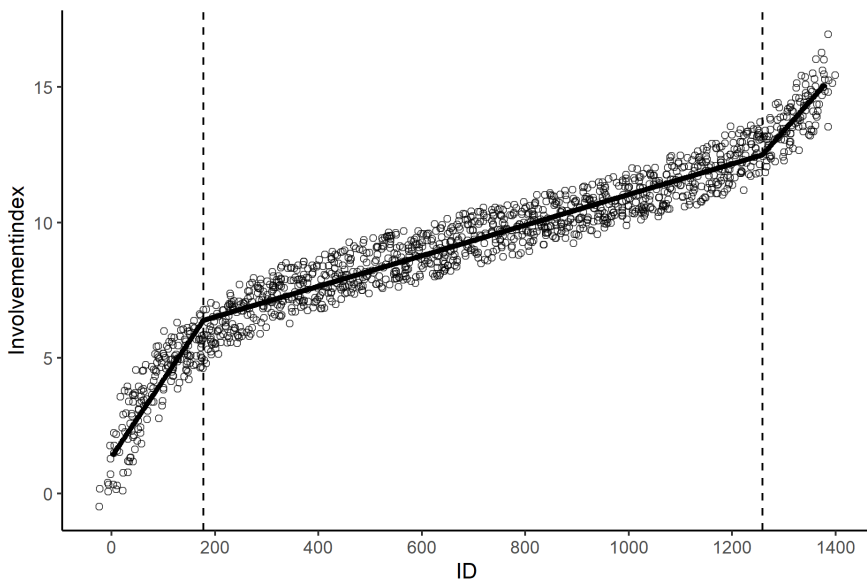
Eigene Darstellung, eigene Berechnung. Da viele Involvementwerte unter den Befragten mehrfach vorkommen, haben wir mithilfe der „jitter“-Funktion ein wenig künstliches Rauschen erzeugt, um die einzelnen Punkte und damit die Anzahl der Fälle deutlicher sichtbar zu machen. $N = 1379$.

Ziel der Change-Point-Analyse ist es nun, wie beschrieben, Stellen in der Datenstruktur zu identifizieren, an denen sich die Beziehung zwischen den Involvementwerten deutlich verändert. Für die Gruppeneinteilung wurden die Befragten nach ihren Involvementwerten aufsteigend sortiert und anschließend durchnummeriert. Der Befragte mit dem niedrigsten Wert erhielt die Ziffer eins, die Befragte mit dem zweitniedrigsten Wert die Ziffer zwei und so weiter. Diese Rangfolge der Befragten dient nun in Form der künstlichen Hilfsvariable „ID“ als unabhängige Variable für die segmentierte Regression. Dieses Vorgehen ermöglicht die Untersuchung von Veränderungen in der Verteilung des politischen Involvements mit regressionsanalytischen Mitteln. Bei Betrachtung der Involvementwerte in Abhängigkeit der ID erhält man eine aufsteigend sortierte Verteilung des politischen Involvements der Befragten. So lässt sich die Verteilungsstruktur des politischen Involvements mit Hilfe eines Graphen darstellen und Unterschiede in den Steigungen können durch eine segmentierte Regression untersucht werden.

Deren Berechnung benötigt Startwerte, von denen ausgehend ein Algorithmus die Bruchpunkte schätzt. Zur Identifikation dieser Startwerte schlägt Muggeo (2008, S. 23) als einfachste Methode die visuelle Inspektion eines Scatterplots vor, die im vorliegenden Fall auch vollkommen ausreicht: Bei Betrachtung des Scatterplots (Abbildung 2) sind zwei Knicke deutlich zu erkennen. Der erste Knick liegt bei einem ID-Wert von ungefähr

190 und den zweiten Knick kann man bei einem ID-Wert von ungefähr 1210 verorten.⁹ In diesen Bereichen ändert sich offensichtlich die Beziehung zwischen den beiden Variablen. Steigen die Involvementwerte vor dem ersten Knick noch relativ steil an, flacht die Beziehung zwischen den beiden Variablen danach ab und steigt erst nach dem zweiten Knick wieder steil an. Würde man die Befragten an diesen beiden Knicken unterteilen, so erhielte man drei Involvementgruppen. Eine punktgenaue Festlegung solcher *Change Points* ist durch eine rein visuelle Inspektion jedoch nicht möglich. Dazu muss in einem letzten Schritt die segmentierte Regression berechnet werden, für die die die gerade inspizierten Startwerte als Ausgangspunkte dienen. Dafür wird die Funktion *segmented()* aus dem gleichnamigen Paket für das Statistikprogramm R verwendet (Muggeo, 2008).

Abbildung 3: Bruchpunkte und Steigungsgeraden in der Beziehung zwischen politischem Involvement und ID



Eigene Darstellung, eigene Berechnung. Da viele Involvementwerte unter den Befragten mehrfach vorkommen, haben wir mithilfe der „jitter“-Funktion ein wenig künstliches Rauschen erzeugt, um die einzelnen Punkte und damit die Anzahl der Fälle deutlicher sichtbar zu machen. $N = 1379$.

Abbildung 3 zeigt die beiden in das Scatterplot eingezeichneten, neu errechneten Change Points sowie die drei Steigungsgeraden. Der erste Change Point liegt bei einem ID-Wert von 176,5 (unteres KI: 173,6; oberes KI: 179,4) und der zweite Bruchpunkt liegt bei einem ID-Wert von 1258 (unteres KI: 1253; oberes KI: 1263). An diesen beiden Punkten ändert

⁹ Eine visuelle Inspektion ist immer subjektiv, und würde man mehrere Personen um deren Einschätzung bitten, erhielte man sicherlich unterschiedliche Startwerte. Wir haben die Change-Point-Analyse daher auch mit leicht veränderten Startwerten gerechnet, aber sind im Ergebnis dennoch immer bei denselben beiden Change Points angelangt.

sich die Beziehung zwischen Involvement und ID, weshalb eine Unterteilung der Befragten anhand des politischen Involvements an diesen Stellen sinnvoll erscheint. Aus dieser Unterteilung resultieren die drei Gruppen der (1) *niedrig Involvierten* mit einem mittleren Involvement von 3,88 (SD 1,51), die Indexwerte kleiner oder gleich des ersten Bruchpunktes aufweisen und mit 176 Personen knapp 13 Prozent der Befragten ausmachen; der (2) *mittel Involvierten* mit einem mittleren Involvement von 9,45 (SD 1,77), deren Indexwerte oberhalb des ersten Bruchpunktes liegen und bis einschließlich des zweiten Bruchpunktes reichen und die mit 1082 Personen etwas mehr als drei Viertel der Befragten ausmachen; und schließlich der (3) *hoch Involvierten* mit einem mittleren Involvement von 13,8 (SD 0,78), die mit 121 Personen nur knapp 9 Prozent der Befragten stellen.

6.2 Vergleich der verschiedenen Involvementgruppen

Es gilt nun die Klassifikation des politischen Involvements auf Grundlage der Change-Point-Analyse mit den Gruppeneinteilungen nach Median und Terzilen zu vergleichen. Wie ist die Leistung dieser drei unterschiedlichen Gruppeneinteilungen zu bewerten?

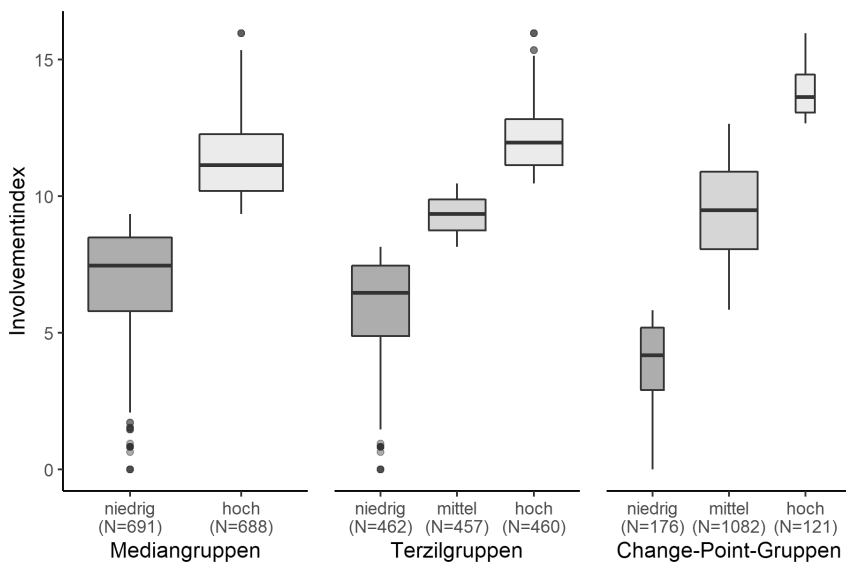
Zunächst einmal zeigen einfaktorielle Varianzanalysen (siehe Appendix), dass für alle drei Einteilungsmöglichkeiten jeweils signifikante Gruppenunterschiede hinsichtlich des politischen Involvements bestehen. Damit scheinen auf den ersten Blick alle drei Varianten sinnvolle Differenzen zwischen den jeweiligen Gruppen aufzuzeigen. Mehr Aufschluss über die Leistung der jeweiligen Unterteilungsvarianten lassen sich aus den in *Abbildung 4* dargestellten Boxplots ableiten. So finden sich sowohl in den beiden Mediengruppen als auch in den hoch und niedrig involvierten Gruppen der Terzil-Einteilung Ausreißer wieder. Dies ist für die Gruppenlösung der Change-Point-Analyse nicht der Fall, was auf eine gleichmäßigere Verteilung des politischen Involvements in den Change-Point-Gruppen hindeutet. Sprich: Die Gruppenlösungen nach fixen Lagemaßen erfassen die unterschiedlichen Involvementtypen nicht so exakt und sauber wie die Change-Point-Analyse.

Die T-Balken der Boxen geben einen Hinweis auf einen weiteren Vorteil der Change-Point-Einteilung: So weist die Gruppe der niedrig Involvierten sowohl in der Terzil- als auch in der Median-Variante die höchste Spannweite aller hier gebildeten Untergruppen auf. Bei den niedrig involvierten Befragten in der Mediengruppe beträgt die Spannweite 9,34, während bei den niedrig involvierten Befragten der Gruppenvariante nach Terzilen eine Spannweite von 8,15 vorliegt. Damit decken diese beiden Gruppen in ihrer Einteilung jeweils mehr als die Hälfte der Indexwerte des politischen Involvements ab. Hier wird die erwähnte Problematik verzerrter Ergebnisse durch die Einteilung nach fixen Lagemaßen deutlich: Decken solche Gruppen einen so großen Wertebereich ab, steigt die Wahrscheinlichkeit, dass Befragte, die auf dem Involvementindex eigentlich weit auseinanderliegen, in derselben Gruppe landen, während Befragte, die einen ähnlicheren Wert aufweisen, womöglich verschiedenen Gruppen zugeordnet werden. Nach der Median-Einteilung wird eine Person mit einem Indexwert von 8,11 als niedrig involviert klassifiziert und eine Person mit einem Wert von 10,5 als hoch involviert. Damit ist erstgenannte Person in derselben Gruppe wie eine Person mit einem Involvementwert von 2,0, obwohl die Differenz zwischen ihr und der Person mit einem Wert von 2,0 deutlich größer ausfällt als zu der Person mit dem Involvementwert von 10,5. Diese wiederum ist mit denselben Personen zusammen in einer Gruppe, die einen Involvementwert von 14 oder 15 aufweisen. Somit besteht bei der Gruppeneinteilung anhand des *median splits* die große Gefahr, Fälle mit einem großen Niveauunterschied zusammen-

zufassen und im Gegenzug Fälle, die sich deutlich hinsichtlich des politischen Involvements ähneln, in unterschiedliche Gruppen einzuteilen.

Eine ähnliche Problematik besteht bei der Gruppenlösung anhand der beiden Terzile, wozu noch einmal auf das Streudiagramm (*Abbildung 2*) verwiesen wird. Im Bereich der sehr geringen Involvementwerte lässt sich dort ein recht steiler Anstieg erkennen, der dann abrupt abflacht und nur noch moderat ansteigt, bevor im Bereich der hohen Involvementwerte eine deutliche Steigungszunahme zu verzeichnen ist. Zugleich weist die breitere Form der Punktwolke im mittleren Sektor auf eine deutlich höhere Falldichte hin. Bei der Terzil-Gruppeneinteilung geht es aber allein darum, möglichst drei gleich große Gruppen zu erhalten, sodass die beiden Randpositionen mit Fällen aus dem mittleren Sektor zusammengefasst werden. Dies hat zur Folge, dass die Mittelwerte aller drei Gruppen doch sehr eng beieinanderliegen, da die Fallzahl des mittleren Sektors deutlich höher ist als die der beiden Randgruppen und somit die visuell beobachteten Unterschiede im Involvementgrad in der groben Gruppenstruktur der Terzil-Einteilung verloren gehen.

Abbildung 4: Boxplots der verschiedenen Gruppeneinteilungen



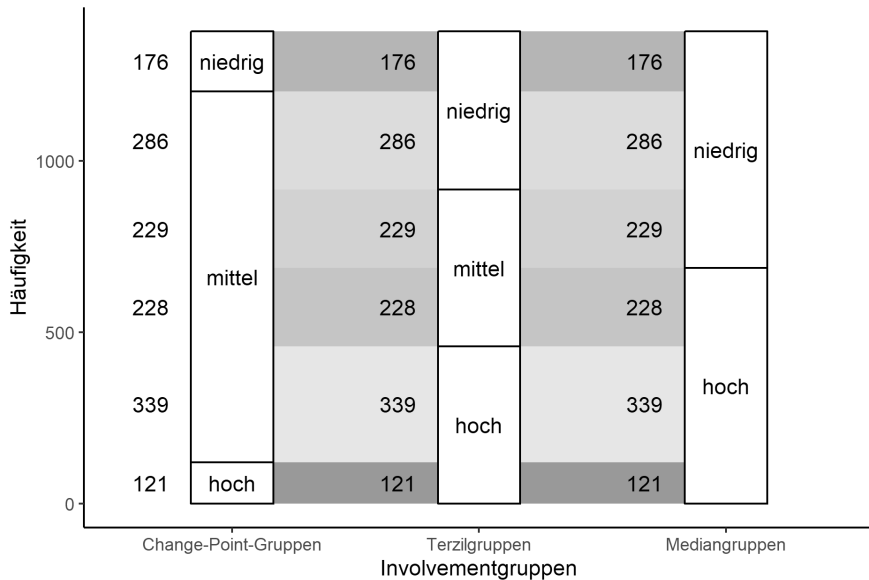
Eigene Darstellung, eigene Berechnung.

Noch deutlicher wird die Problematik in *Abbildung 5*, wo dargestellt wird, wie viele Befragte aus den jeweiligen Gruppen der Median- und Terzil-Unterteilung in den jeweiligen Change-Point-Einteilungen wiederzufinden sind. So gehören rund 286 der niedrig involvierten Befragten und 339 der hoch involvierten Befragten aus den Terzilgruppen bei der Gruppeneinteilung auf Basis der CPA der mittleren Gruppe an. Auch hier sei nochmal auf das vorhin erwähnte Beispiel verwiesen: Eine Person mit Involvementwert 8,11 wird in der terzilen Gruppeneinteilung als niedrig involviert eingeordnet und eine Person mit Involvementwert 10,5 zählt zu der Gruppe der hoch Involvierten.

ten. Demnach liegen sogar zwei Involvement-Stufen zwischen den beiden Befragten, obwohl diese sich hinsichtlich ihrer Indexwerte ähnlicher sind als im Vergleich zu anderen Personen ihrer jeweiligen Untergruppe. Bei der Gruppeneinteilung auf Basis der CPA sind beide Befragten in der mittleren Involvementgruppe zu finden.

Auch im Vergleich zu der Einteilung anhand des *median splits* fällt auf, dass jeweils über die Hälfte der Befragten aus der niedrigen und hoch involvierten Gruppe bei der Gruppeneinteilung anhand von Change Points in der mittleren Gruppe landen. Ein Großteil der Befragten, die nach dem *median split* unterschiedlichen Gruppen zugeordnet werden, wird also in der Gruppeneinteilung auf Basis der CPA in einer Gruppe zusammengefasst. Der größte Unterschied zwischen den Einteilungen anhand fixer Lagemaße und der Einteilung anhand von Change Points ist die Dominanz der Mittelkategorie, die mehr als dreimal so groß ist wie die beiden Extremgruppen der niedrig und hoch Involvierten zusammen.

Abbildung 5: Gruppengrößen und -überschneidungen nach den verschiedenen Einteilungsverfahren



Eigene Darstellung, eigene Berechnung.

7. Fazit

In der Kommunikationswissenschaft und weiteren Disziplinen findet die Gruppenbildung bei unabhängigen und Moderatorvariablen aus verschiedenen vorgestellten Gründen häufig über fixe Lagemaße statt. Zugleich wurde auch auf die mit diesem Verfahren verbundenen Problematiken hingewiesen, insbesondere auf die Willkür einer solchen Unterteilung, die primär vom Interesse an einer bequemen Analyse getrieben zu sein scheint und dabei die zugrundeliegende Datenstruktur weitestgehend ignoriert. Am Beispiel der Klassifikation von verschiedenen Involvementtypen wurde in diesem Bei-

trag mit der Change-Point-Analyse ein alternatives statistisches Verfahren vorgestellt, das bei der Gruppenbildung die Verteilung der zu gruppierenden Variable berücksichtigt und so den meisten Kritikpunkten an einer Klassifikation anhand fixer Lagemaße begegnet. Die Change-Point-Analyse ermöglicht die Analyse segmentierter linearer Regressionszusammenhänge. Das betrifft Beziehungen zwischen einer Zielgröße und einer oder mehreren Einflussgrößen, die sich an einem oder mehreren Punkten so verändern, dass sie nicht mehr einfach als linear zu beschreiben sind. Unter Hinzunahme der Rangfolge der Befragten entsprechend ihrer Involvementwerte als Hilfsvariable lassen sich durch die Change-Point-Analyse die Punkte in der Verteilung der politischen Involvement der Befragten identifizieren, an denen die Verteilung über eine neue lineare Funktion beschrieben werden kann. Diese Punkte werden Change Points genannt und können als Grenzwerte für die Differenzierung einer Verteilung in verschiedene Subgruppen herangezogen werden. Der Vergleich der Lösung der Change-Point-Analyse mit den herkömmlichen Lösungen über fixe Lagemaße verdeutlicht, dass dadurch eindeutiger, statistisch bessere, weil gleichmäßiger verteilte Lösungen (Gruppenzusammensetzungen) entstehen.

Die so erzielten Ergebnisse können zu einer genaueren Abschätzung der Größe und zu einer spezifischeren Beschreibung bestimmter Rezipierendengruppen in repräsentativen Bevölkerungsbefragungen beitragen. Ebenso lassen sich so Grenzwerte für die Zugehörigkeit zu Gruppen ermitteln, die in experimentellen Studien als Ankerpunkt für die Zuweisung in Kontroll- und Experimentalgruppen herangezogen werden können. Solche bevölkerungsrepräsentativen Grenzwerte können zur besseren Vergleichbarkeit der Befunde von verschiedenen Experimenten oder für den Einsatz in Meta-Analysen genutzt werden. Zudem lassen sich in Meta-Analysen mit Hilfe der CPA die aus verschiedenen Arbeiten zusammengetragenen und sortierten Effektgrößen in Gruppen einteilen, was eine Klassifikation der Arbeiten ermöglicht. Voraussetzung für den Einsatz der Change-Point-Analyse ist jedoch eine ausdifferenzierte, nichtlineare Datenstruktur. Ist dies nicht gegeben, werden die Befunde schwerer interpretierbar. Die Methode dürfte bei metrischem Skalenniveau mit breiter Streuung der Werte und hoher Fallzahl zu den besten Ergebnissen führen. Eine hohe Fallzahl steigert dabei prinzipiell (aber nicht notwendigerweise) auch die Wahrscheinlichkeit ausreichend großer Gruppen und die damit verbundene statistische Power für nachfolgende Analysen.

In weiteren Studien ist zu klären, ob diese alternative Einteilung zu anderen Befunden in der Beschreibung der Gruppen der niedrig- und hochinvolvierten Befragten führt und ob differentielle Wirkungsannahmen unter Berücksichtigung dieser Gruppeneinteilung empirisch besser nachweisbar sind. Für den ersten Punkt zeigen anfängliche Analysen, dass die Gruppen so eindeutiger und klarer beschrieben werden können.

Literaturverzeichnis

- Allison, D. B., Gorman, B. S. & Primavera, L. H. (1993). Some of the Most Common Questions Asked of Statistical Consultants: Our Favorite Responses and Recommended Readings. *Journal of Group Psychotherapy, Psychodrama and Sociometry*, 46(3), 83–109.
- Bauer, D. J. & Curran, P. J. (2005). Probing Interactions in Fixed and Multilevel Regression: Inferential and Graphical Techniques. *Multivariate Behavioral Research*, 40(3), 373–400. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr4003_5.
- Brosius, H.-B., Haas, A. & Koschel, F. (2016). *Methoden der empirischen Kommunikationsforschung: Eine Einführung* (7. Aufl.). *Studienbücher zur Kommunikations- und Medienwissenschaft*. Springer VS.
- Brox, B. & Giammo, J. (2009). Late Deciders in U.S. Presidential Elections. *American Review of Politics*, 30, 333–355. <https://doi.org/10.15763/issn.2374-7781.2009.30.0.333-355>.

- Cohen, J. (1983). The Cost of Dichotomization. *Applied Psychological Measurement*, 7(3), 249–253. <https://doi.org/10.1177/014662168300700301>.
- Druckman, J. N. & Nelson, K. R. (2003). Framing and Deliberation: How Citizens' Conversations Limit Elite Influence. *American Journal of Political Science*, 47(4), 729–745. <https://doi.org/10.1111/1540-5907.00051>.
- Eguchi, A., Yoneoka, D., Shi, S., Tanoue, Y., Kawashima, T., Nomura, S., Matsuura, K., Makiyama, K., Ejima, K., Gilmour, S., Nishiura, H. & Miyata, H. (2020). Trend Change of the Transmission Route of COVID-19-Related Symptoms in Japan. *Public Health*, 187, 157–160. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2020.08.020>.
- Eulau, H. & Schneider, P. (1956). Dimensions of Political Involvement. *Public Opinion Quarterly*, 20(1), 128–142. <https://doi.org/10.1086/266603>.
- Fahr, A. (2014). Persönlichkeit. In H. Bilandzic, V. Gehrau, H. Schramm & C. Wunsch (Hg.), *Handbuch Medienrezeption* (1. Aufl., S. 129–144). Nomos. https://doi.org/10.5771/9783845260389_129.
- Gabriel, O. W. & Vetter, A. (1999). Politische Involvierung und politische Unterstützung im vereinigten Deutschland. In F. Plasser, O. W. Gabriel, J. Falter & P. A. Ulram (Hg.), *Empirische und methodologische Beiträge zur Sozialwissenschaft: Bd. 17. Wahlen und politische Einstellungen in Deutschland und Österreich* (S. 191–239). Lang.
- Gerbner, G. & Gross, L. (1976). Living with Television: the Violence Profile. *Journal of Communication*, 26(2), 173–199. <https://doi.org/10.1111/j.1460-2466.1976.tb01397.x>.
- Glantz, A. (2011). *Wahlentscheidungen auf der Spur: Der Einfluss individueller und situativer Faktoren auf Entscheidungsstrategien* (1. Aufl.). Politische Psychologie. VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Hayes, A. F. & Matthes, J. (2009). Computational Procedures for Probing Interactions in OLS and Logistic Regression: SPSS and SAS Implementations. *Behavior Research Methods*, 41(3), 924–936. <https://doi.org/10.3758/BRM.41.3.924>.
- Irwin, J. R. & McClelland, G. H. (2003). Negative Consequences of Dichotomizing Continuous Predictor Variables. *Journal of Marketing Research*, 40(3), 366–371. <https://doi.org/10.1509/jmkr.40.3.366.19237>.
- Johnson, P. O. & Fay, L. C. (1950). The Johnson-Neyman Technique, its Theory and Application. *Psychometrika*, 15(4), 349–367. <https://doi.org/10.1007/BF02288864>.
- Johnson, P. O. & Neyman, J. (1936). Tests of Certain Linear Hypotheses and their Application to some Educational Problems, 1, 57–93.
- King, G. (1986). How Not to Lie with Statistics: Avoiding Common Mistakes in Quantitative Political Science. *American Journal of Political Science*, 30(3), 666. <https://doi.org/10.2307/2111095>.
- Küchenhoff, H. (1996). *An Exact Algorithm for Estimating Breakpoints in Segmented Generalized Linear Models. Discussion paper / Sonderforschungsbereich 386 der Ludwig-Maximilians-Universität München: Bd. 27.* Ludwig-Maximilians-Univ., SFB 386.
- Lauth, H.-J. (2009). Typologien in der vergleichenden Politikwissenschaft: Überlegungen zum Korrespondenzproblem. In S. Pickel, D. Jahn, H.-J. Lauth & G. Pickel (Hg.), *Methoden der vergleichenden Politik- und Sozialwissenschaft: Neue Entwicklungen und Anwendungen* (1. Aufl., S. 153–172). VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Lazarsfeld, P. F., Berelson, B. & Gaudet, H. (1968). *The People's Choice: How the Voter Makes Up His Mind in a Presidential Campaign*. Columbia University Press. <https://doi.org/10.7312/laza93930>.
- Lenz, G. S. & Lawson, C. (2011). Looking the Part: Television Leads Less Informed Citizens to Vote Based on Candidates' Appearance. *American Journal of Political Science*, 55(3), 574–589. <https://doi.org/10.1111/j.1540-5907.2011.00511.x>.
- MacCallum, R. C., Zhang, S., Preacher, K. J. & Rucker, D. D. (2002). On the Practice of Dichotomization of Quantitative Variables. *Psychological Methods*, 7(1), 19–40. <https://doi.org/10.1037/1082-989x.7.1.19>.
- Maxwell, S. E. & Delaney, H. D. (1993). Bivariate Median Splits and Spurious Statistical Significance. *Psychological Bulletin*, 113(181–190). <https://doi.org/10.1037/0033-2909.113.1.181>.

- McAllister, I. (2002). Calculating or Capricious? The New Politics of Late Deciding Voters. In D. M. Farrell (Hg.), *Routledge/ECPR Studies in European Political Science: Bd. 25. Do Political Campaigns Matter? Campaign Effects in Elections and Referendums* (S. 22–40). Routledge.
- Muggeo, V. M. R. (2003). Estimating Regression Models with Unknown Break-Points. *Statistics in Medicine*, 22(19), 3055–3071. <https://doi.org/10.1002/sim.1545>.
- Muggeo, V. M. R. (2008). segmented: An R Package to Fit Regression Models with Broken-Line Relationships. *R News*, 8(1), 20–25.
- Perse, E. M. (1996). Sensation Seeking and the Use of Television for Arousal. *Communication Reports*, 9(1), 37–48. <https://doi.org/10.1080/08934219609367633>.
- Reinemann, C. & Maurer, M. (2010). Leichtgläubig und manipulierbar? Die Rezeption persuasiver Wahlkampfbotschaften durch politisch Interessierte und Desinteressierte. In T. Faas, K. Arzheimer & S. Roßteutscher (Hg.), *Information – Wahrnehmung – Emotion: Politische Psychologie in der Wahl- und Einstellungsforschung* (1. Aufl., S. 239–257). VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Reinemann, C., Maurer, M., Zerback, T. & Jandura, O. (2013). *Die Spätereinscheider: Medieneinflüsse auf kurzfristige Wahlentscheidungen*. Springer VS.
- Rentzsch, K. & Schütz, A. (2009). *Psychologische Diagnostik: Grundlagen und Anwendungsperspektiven* (1. Aufl.). Kohlhammer-Urban-Taschenbücher: Bd. 565. Kohlhammer.
- Rogosa, D. (1980). Comparing Nonparallel Regression Lines. *Psychological Bulletin*, 88(2), 307–321. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.2.307>.
- de Oliveira Roque, F., Menezes, J. F. S., Northfield, T., Ochoa-Quintero, J. M., Campbell, M. J. & Laurance, W. F. (2018). Warning Signals of Biodiversity Collapse across Gradients of Tropical Forest Loss. *Scientific Reports*, 8(1), 1622. <https://doi.org/10.1038/s41598-018-19985-9>.
- Royston, P., Altman, D. G. & Sauerbrei, W. (2006). Dichotomizing Continuous Predictors in Multiple Regression: a Bad Idea. *Statistics in Medicine*, 25(1), 127–141. <https://doi.org/10.1002/sim.2331>.
- Schweiger, W. (2007). *Theorien der Mediennutzung: Eine Einführung* (1. Aufl.). Lehrbuch. VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Sereno, K. K. (1968). Ego-Involvement, High Source Credibility, and Response to a Belief-Discrepant Communication. *Speech Monographs*, 35(4), 476–481. <https://doi.org/10.1080/03637756809375597>.
- Urban, D. & Mayerl, J. (2011). *Regressionsanalyse: Theorie, Technik und Anwendung* (4. Aufl.). Studienskripten zur Soziologie. VS Verlag für Sozialwissenschaften. <https://doi.org/10.1007/978-3-531-93114-2>.
- van Aelst, P., Strömbäck, J., Aalberg, T., Esser, F., Vreese, C. de, Matthes, J., Hopmann, D., Salgado, S., Hubé, N., Stępińska, A., Papathanassopoulos, S., Berganza, R., Legnante, G., Reinemann, C., Sheafer, T. & Stanyer, J. (2017). Political Communication in a High-Choice Media Environment: a Challenge for Democracy? *Annals of the International Communication Association*, 41(1), 3–27. <https://doi.org/10.1080/23808985.2017.1288551>.
- van Deth, J. W. (1990). Interest in Politics. In M. K. Jennings & J. W. van Deth (Hg.), *De Gruyter Studies on North America: Vol. 5. Continuities in Political Action: A Longitudinal Study of Political Orientations in Three Western Democracies* (S. 275–312). De Gruyter.
- Wirth, W. (2006). Involvement. In J. Bryant & P. Vorderer (Hg.), *Psychology of Entertainment* (1. Aufl., S. 199–213). Erlbaum.

Appendix

Fragetext Vorschläge CDU:

Ich nenne Ihnen nun einige Vorschläge aus den Wahlprogrammen der Parteien. Bitte sagen Sie mir jeweils, ob das ein Vorschlag aus dem Wahlprogramm der CDU ist oder nicht.

- Einführung einer Bürgerversicherung, das heißt, alle sollen in Zukunft in die gesetzliche Krankenkasse einzahlen [*falsch*]
- Senkung des Einkommenssteuersatzes, also Steuerentlastungen für Menschen, die besonders wenig verdienen [*richtig*]
- Ablehnung eines gesetzlichen Mindestlohns [*richtig*]
- Anhebung des Spitzensteuersatzes, also höhere Steuern für Menschen, die viel verdienen [*falsch*]
- Verlängerung der Laufzeit von Atomkraftwerken [*richtig*]

Codierung:

- 1 ja, Forderung aus dem Programm der CDU
- 2 nein, keine Forderung aus dem Programm der CDU
- 8 weiß nicht
- 9 keine Angabe

Fragetext Vorschläge SPD:

Ich nenne Ihnen jetzt noch einmal einige Vorschläge. Bitte sagen Sie diesmal zu jedem, ob das ein Vorschlag aus dem Wahlprogramm der SPD ist oder nicht.

- Einführung einer Bürgerversicherung, das heißt alle sollen in Zukunft in die gesetzliche Krankenkasse einzahlen [*richtig*]
- Erhöhung des Hartz IV-Regelsatzes auf 500 Euro [*falsch*]
- Einführung eines gesetzlichen Mindestlohns [*richtig*]
- Anhebung des Spitzensteuersatzes, also höhere Steuern für Menschen, die viel verdienen [*richtig*]
- Kein Bau neuer Kohlekraftwerke [*falsch*]

Codierung:

- 1 ja, Forderung aus dem Programm der SPD
- 2 nein, keine Forderung aus dem Programm der SPD
- 8 weiß nicht
- 9 keine Angabe

Fragetext allgemeines politisches Interesse:

Kommen wir nun zu einigen politischen Fragen. Wie stark interessieren Sie sich für Politik? Würden Sie sagen.

Codierung:

- 1 sehr stark
- 2 stark
- 3 mittel
- 4 wenig
- 5 oder überhaupt nicht

- 8 weiß nicht
- 9 keine Angabe

Fragestext Wichtigkeit Ausgang der Bundestagswahl:

Ist es Ihnen persönlich wichtig, wie die Wahl ausgeht, oder ist Ihnen das nicht so wichtig?

Codierung:

- 1 sehr wichtig
- 2 wichtig
- 3 nicht so wichtig
- 4 überhaupt nicht wichtig
- 8 weiß nicht
- 9 keine Angabe

Ergebnisse der Analysen der Gruppenunterschiede hinsichtlich des politischen Involvements (einfaktorielle Varianzanalysen):

Mediengruppen: $F(1,1377) = 2188, p = .000$

Terzilgruppen: $F(2,1376) = 2356, p = .000$

Change-Point-Gruppen: $F(2,1376) = 1353, p = .000$



© Nils Jungmann / Michael Strothoff / Olaf Jandura