

gesis

Leibniz-Institut
für Sozialwissenschaften

GESIS *Papers*

2016|01

Gewichtung in der German Longitudinal Election Study 2013

Manuela S. Blumenberg & Tobias Gummer

GESIS Papers 2016|01

Gewichtung in der German Longitudinal Election Study 2013

Manuela S. Blumenberg & Tobias Gummer

GESIS Papers

GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften
Dauerbeobachtung der Gesellschaft
GESIS-Projektleitung German Longitudinal Election Study
Postfach 12 21 55
68072 Mannheim
Telefon: (0621) 1246 - 502
Telefax: (0621) 1246 - 530
E-Mail: manuela.blumenberg@gesis.org

ISSN: 2364-3781 (Online)
Herausgeber,
Druck und Vertrieb: GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften
Unter Sachsenhausen 6-8, 50667 Köln

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	5
2	Designgewichte in der GLES.....	7
3	Anpassungsgewichte	9
3.1	Methode der IPF-Gewichtung	9
3.2	Modellbildung und Operationalisierung.....	10
4	Panelgewichte	14
4.1	Methode der Propensity Score Gewichtung	14
4.2	Modellbildung der Panelgewichtung	15
4.3	Modelle und Ergebnisse der Panelgewichtung.....	16
5	Hinweise zum Einsatz von Gewichten	21
	Literatur.....	23
	Verwendete Datensätze.....	26
	Appendix	28

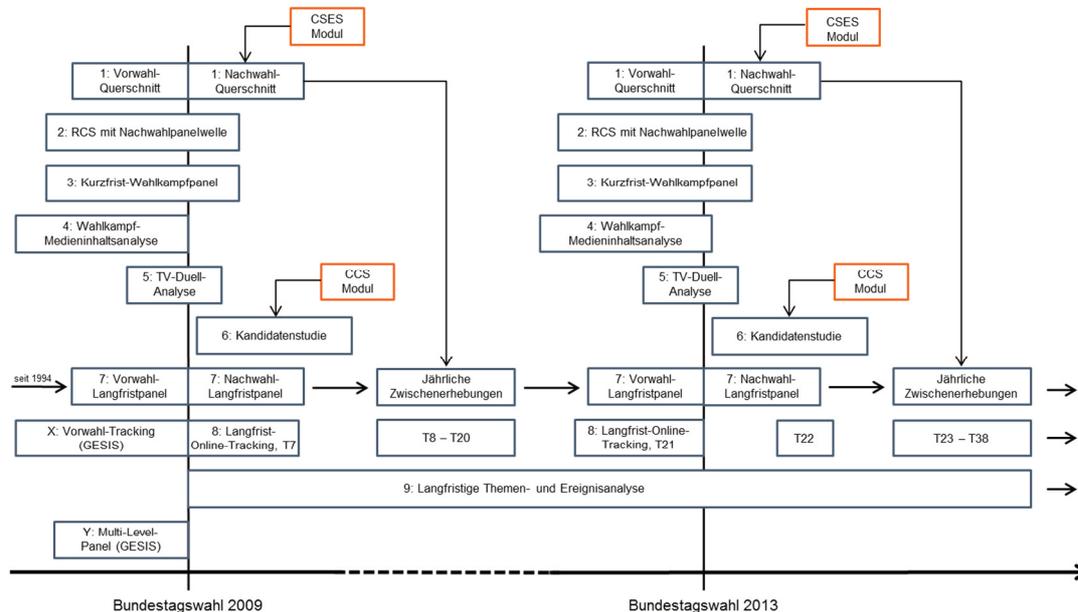
1 Einleitung¹

Die German Longitudinal Election Study (GLES) ist ein von der DFG gefördertes Projekt, welches mit der Bundestagswahl 2009 startete. Als bislang größte deutsche nationale Wahlstudie soll sie die Wählerschaft bei vorerst drei aufeinanderfolgenden Wahlen beobachten und analysieren. Es wird angestrebt, das Projekt nach der Wahl 2017 als institutionalisierte deutsche Wahlstudie fortzuführen.

Initiiert wurde die GLES von Prof. Dr. Hans Rattinger (Universität Mannheim), Prof. Dr. Sigrid Roßteutscher (Universität Frankfurt), Prof. Dr. Rüdiger Schmitt-Beck (Universität Mannheim) und Prof. Dr. Bernhard Weßels (Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung), die die Studie in enger Kooperation mit der Deutschen Gesellschaft für Wahlforschung (DGfW) und GESIS durchführen. Seit 2012 ist auch Prof. Dr. Christof Wolf (GESIS) als Primärforscher an der Studie beteiligt. Zum Jahreswechsel 2015/16 schied Prof. Dr. Hans Rattinger aus und Prof. Dr. Harald Schoen (Universität Mannheim) übernahm die Verantwortung für dessen Komponenten.

Um kurz- wie auch langfristige Dynamiken der Wahlentscheidung erfassen zu können, wurde für die GLES ein komplexes Untersuchungsdesign gewählt (siehe Abbildung 1). Dies zeigt sich im Mix der gewählten Methoden (Umfragedaten, Inhaltsanalysen, Experimente), die teilweise auch quantitative mit qualitativen Elementen verbinden. Daneben wurden zur Erhebung von Individualmerkmalen verschiedene Umfragedesigns (Querschnitt, Panel und Rolling Cross-Section) wie auch unterschiedliche Befragungsmodi (CATI, CAPI, PAPI, Online) eingesetzt.

Abbildung 1: Design der GLES 2009 & 2013



Im Rahmen der Datenaufbereitung werden die Daten der GLES mit zusätzlichen Informationen angereichert, unter anderem mit Gewichten. Der vorliegende Technical Report dokumentiert die Erstellung der Gewichte aus Sicht des Gesamtkontextes der GLES für die Bundestagswahl 2013, entsprechende

¹ Der vorliegende Bericht basiert auf der zur GLES 2009 publizierten Arbeit „Gewichtung in der German Longitudinal Election Study 2009“ (Blumenberg und Gummer 2013).

Informationen zu den Gewichten finden sich aber auch in den jeweiligen Studienbeschreibungen der veröffentlichten Daten wieder.

Die Erstellung der Gewichte für die GLES wurde von dem Grundgedanken getragen, eine möglichst weitgehende Homogenität der Gewichte zwischen den verschiedenen Studienteilen zu erreichen, ohne jedoch die Spezifität der unterschiedlichen Komponenten zu ignorieren. Gewichte für Studien mit unterschiedlichen Modi können daher beispielsweise nicht in jedem Fall komplett gleich berechnet werden, im Rahmen der GLES wurde aber darauf geachtet, dass die Gewichte zumindest nach einem einheitlichen Vorgehen für alle Studienteile erstellt wurden. Dies bietet den Vorteil, dass bei einem Vergleich von gewichteten Verteilungen zwischen den GLES Komponenten sowie zwischen den Erhebungswellen mögliche Verzerrungen nicht auf die Gewichte zurückzuführen sind. Des Weiteren erleichtern die einheitlich erstellten Gewichte die Arbeit mit mehr als einem GLES Datensatz. Schlussendlich sinkt auch der Aufwand für die Nutzer, sich in die konkrete Umsetzung der Gewichte einzuarbeiten, da dies nicht für jeden Datensatz aufs Neue geschehen muss.

Für die GLES Studien zur Bundestagswahl 2013 wurden nach Bedarf – wie auch schon zur Bundestagswahl 2009 – Design-, Anpassungs- und Panelgewichte berechnet. Eine Übersicht über die Komponenten der GLES 2013 für die Gewichte berechnet wurden (sowie welche Gewichte) kann Tabelle 1 entnommen werden.

Tabelle 1: Gewichte in der GLES

Studie	Gewichte			
	Ost/West	Transformation	Anpassung	Panel
Vor- und Nachwahl-Querschnitt (ZA5700, ZA5701, ZA5702)	X	X	X	
Rolling Cross-Section-Wahlkampfstudie mit Nachwahl-Panelwelle (ZA5703)		X	X	X
Wahlkampfpanel (ZA5704)		X	X	X
Kandidatenstudie (ZA5716)*			X	
Langfrist-Panel 2005–2009–2013 (ZA5321)	X	X	X	X
Langfrist-Panel 2009–2013–2017 (ZA5322)	X	X	X	X
Langfrist-Online-Tracking, T22 und folgenden (ZA5722ff.)			X	
Landtagswahl-Boosts ab 2014 (ZA5738ff.)			X	

* Für die Kandidatenstudie wurden zwei Anpassungsgewichte erstellt, wobei jedoch im Unterschied zu den anderen Befragungen der GLES an die Grundgesamtheit der Kandidaten bzw. der Mandatsträger angepasst wurde. Im Folgenden wird auf die konkrete Berechnung der Gewichte in der Kandidatenstudie nicht eingegangen, eine detaillierte Beschreibung kann der entsprechenden Studienbeschreibung entnommen werden.

2 Designgewichte in der GLES

Designgewichte gleichen die durch das gewählte Erhebungsdesign entstehenden Verzerrungen in der Stichprobe im Vergleich zur Grundgesamtheit aus. Im Rahmen der GLES werden Designgewichte berechnet um die gezielte Überrepräsentation von ostdeutschen Befragten, beispielsweise in den Querschnitten, zu korrigieren. Eine weitere Designanpassung kann mit Hilfe des Transformationsgewichts vorgenommen werden, indem eine gezogene Haushaltsstichprobe in eine Personenstichprobe transformiert wird (Schumann 2012, S. 101f). Für einzelne GLES Studien wurden sowohl Ost/West- als auch Transformationsgewichte berechnet.

Das Ost/West-Gewicht wurde für den Vorwahl- und den Nachwahl-Querschnitt der GLES 2013 sowie die jeweils erste Welle der Langfrist-Panels (LFP) berechnet. In diesen Studien wurde ein Oversampling der Bevölkerung in den neuen Bundesländern (inkl. Berlin) vorgenommen, um Analysen von Subgruppen zu ermöglichen. Mit Hilfe des Ost/West-Gewichtes kann die Disproportionalität der Stichprobenanlage aufgehoben werden, so dass Analysen für Gesamtdeutschland möglich sind.

Zur Berechnung der Ost/West-Gewichte wurde eine einfache Zellgewichtung vorgenommen, wobei die Surveydaten an die Verteilung aus dem Mikrozensus 2012 angepasst wurden. Dabei ging nur die über 16- bzw. über 18-jährige wahlberechtigte Bevölkerung in Privathaushalten am Ort der Hauptwohnung in die Sollverteilung ein. Das Ost/West-Gewicht w_{ow} berechnet sich dabei als Verhältnis der relativen Häufigkeit wie sie realisiert wurde (\hat{h}_{ow}) und ihrem Soll (h_{ow}):

$$w_{ow} = \begin{cases} \frac{h_o}{\hat{h}_o} & \text{falls } ost = 1 \\ \frac{h_w}{\hat{h}_w} & \text{falls } ost = 0 \end{cases}$$

Dadurch erhalten Befragte aus den neuen Bundesländern (inklusive Berlin) einen Gewichtungsfaktor unter 1, Befragte aus den alten Bundesländern einen Faktor leicht über 1.

Einige Komponenten der GLES beruhen nicht auf einer Personen- sondern auf einer Haushaltsstichprobe. Bei den Face-to-Face- und Telefonstichproben der GLES haben Personen in unterschiedlich großen Haushalten nicht die gleiche Wahrscheinlichkeit an der Umfrage teilzunehmen, so sinkt die Wahrscheinlichkeit ausgewählt zu werden je größer der Haushalt ist. Für eben diese Komponenten – Querschnitte und Rolling Cross-Section-Wahlkampfstudie (RCS) – wurden Transformationsgewichte berechnet. Dies dient zur Korrektur der unterschiedlichen Auswahlwahrscheinlichkeit innerhalb eines Haushaltes. Das Transformationsgewicht basiert dabei auf der reduzierten Haushaltsgröße, das heißt, nur Personen, die auch zur Grundgesamtheit gehören, zählen dazu. Wird beispielsweise ein Haushalt mit vier Personen über 16 Jahren ausgewählt, hat jede dieser Personen in dem Haushalt nur eine 25%ige Chance befragt zu werden. Leben in einem Haushalt dagegen nur zwei Personen über 16 Jahren, steigt die Auswahlwahrscheinlichkeit auf 50%.²

Die Berechnung der Gewichtungsfaktoren ist unproblematisch. Jeder Befragte erhält einen Wert, der dem invertierten Wert seiner Auswahlwahrscheinlichkeit entspricht. Dazu wurde bei den Querschnitten die reduzierte Haushaltsgröße herangezogen. Bei der Telefonstichprobe geht daneben auch noch die

² Korrigiert wird aufgrund der reduzierten Haushaltsgröße also nur für Personen, die zur Grundgesamtheit zählen. Zur Grundgesamtheit zählen beim GLES Vor- und Nachwahl-Querschnitt sowie bei den Langfristpanels Personen ab 16 Jahren, im RCS Personen ab 18 Jahren.

Anzahl der Telefonanschlüsse mit ein. Abschließend wurden die Gewichtungsfaktoren auf einen Mittelwert von 1 normiert, so dass die Fallzahl trotz der Gewichtung konstant bleibt.³

³ Die Verwendung von Transformationsgewichten ist in den Sozialwissenschaften nicht unumstritten. Während die Befürworter argumentieren, dass Transformationsgewichte aufgrund des Samplings notwendig sind, argumentieren die Gegner, dass die durch das Transformationsgewicht korrigierte Verzerrung einer anderen Verzerrung entgegenwirkt, die dadurch erzeugt wird, dass kleinere Haushalte schwerer erreichbar sind als größere (Arzheimer 2009, S. 363; Hartmann und Schimpl-Neimanns 1992; Terwey et al. 2007).

3 Anpassungsgewichte

Gewichte können genutzt werden, um Verteilungen der Stichprobe an die Verteilung der Grundgesamtheit anzupassen. Während die bereits beschriebenen Designgewichte Verzerrungen aufgrund der Erhebungsart (Transformationsgewicht) oder gewollte Verzerrungen wie beispielsweise ein Oversampling bestimmter Gruppen (in der GLES das Ost/West-Gewicht) ausgleichen, werden Anpassungsgewichte erstellt, um Verteilungen von als wesentlich erachteten Variablen – die von einer bekannten Verteilung in der Grundgesamtheit abweichen – an eben diese anzupassen. Ein Grund, warum sich die Verteilungen von Merkmalen in der Stichprobe signifikant von Verteilungen in der Grundgesamtheit unterscheiden, kann beispielsweise in Nonresponse begründet liegen (Gabler 2004, S. 128). Wenn also bestimmte Personengruppen schlechter erreichbar sind als andere oder aber eine Teilnahme an Umfragen besonders häufig ablehnen, kann eine Anpassungsgewichtung hilfreich sein. Dabei ist die Auswahl der Merkmale, an die angepasst wird, von hoher Bedeutung. Wenn ein Zusammenhang zwischen den Anpassungsmerkmalen und den inhaltlich interessanten Merkmalen besteht, kann eine Anpassungsgewichtung die Verzerrung ausgleichen (Arzheimer 2009, S. 364). „Häufig werden in Umfragen etwa die gemeinsamen Verteilungen soziodemographischer Merkmale in der Stichprobe an jene in der Grundgesamtheit angepasst. Das Ziel besteht darin, mit Hilfe dieser Gewichtungsprozedur trotz selektiver Ausfälle eine repräsentative Stichprobe zu gewinnen, die es erlaubt, Schlussfolgerungen auf die angezielte Grundgesamtheit zu ziehen.“ (Faas und Schoen 2009, S. 146).

Bei der Berechnung der Anpassungsgewichte für die GLES Studien war es notwendig zwei wesentliche Punkte zu beachten: Zum einen mussten für die ausgewählten Variablen die Verteilungen in einer Referenzstudie bekannt sein. Als Referenzstudie diente der Mikrozensus 2012, da dieser die Grundgesamtheit der in Deutschland lebenden Personen am genauesten abbildet. Für die online erhobenen Stichproben wurde außerdem der (N)Onliner Atlas 2012 und 2014 als Referenzstudie herangezogen. Der zweite Punkt betrifft die GLES selbst. Aufgrund der bereits angesprochenen Vorteile wurde angestrebt, die Gewichte für die GLES nach einem einheitlichen Vorgehen zu berechnen, so dass diese über die verschiedenen Datensätze hinweg vergleichbar sind. Daher waren Variablen zur Anpassung zu bevorzugen, die in möglichst allen für die Gewichtung relevanten Datensätzen vorlagen.

3.1 Methode der IPF-Gewichtung

Die Berechnung von Anpassungsgewichten kann mittels verschiedener Verfahren erfolgen. In der GLES wird eine Anpassung mit Hilfe einer Zell- oder IPF-Gewichtung („iterative proportional fitting“) vorgenommen. Bei der Zellgewichtung wird die Verteilung der Stichprobe anhand einer einfachen Soll/Ist Division an die Verteilung der Grundgesamtheit (Referenzstudie) angepasst. Dies setzt voraus, dass die genaue Verteilung aller Variablen und Ausprägungen bekannt ist. Zweierlei Probleme können sich dabei ergeben (Gabler 2004, S. 128ff).

- (i) Soll nicht nur an eine, sondern an mehrere Variablen angepasst werden, sind nicht zwingend die gekreuzten Verteilungen, sondern häufig nur die Randverteilungen bekannt. In einem solchen Fall ist eine einfache Zellgewichtung nicht möglich.
- (ii) Auch wenn die gekreuzten Verteilungen der anzupassenden Variablen bekannt sind, kann die Anpassung anhand einer Zellgewichtung zu Problemen führen und zwar dann, wenn einige Zellen nicht oder nur mit sehr wenigen Fällen besetzt sind. In einem solchen Fall ist eine Anpassung mit Hilfe der Zellgewichtung ebenfalls nicht möglich.

Bei der Erstellung des Designgewichts Ost/West wurde eine einfache Zellgewichtung durchgeführt. Auch wenn noch eine weitere Variable – wie beispielsweise das Geschlecht hinzugenommen wird –

ergeben sich keine Probleme, da es sich lediglich um vier Zellen handelt. Soll aber zusätzlich noch an weitere Variablen, wie beispielsweise Bildung und Alter, angepasst werden, erhöht sich die Anzahl der Zellen stark, so dass es häufig zu Nullzellen oder sehr gering besetzten Zellen kommt. Eine Zellgewichtung kann dann nicht mehr durchgeführt werden. Dieses Problem kann durch die Reduktion von Zellen, also das Zusammenfassen von Gruppen, behoben werden, was aber mit einem Informationsverlust einhergeht.

Neben der Zellgewichtung besteht mit dem IPF-Verfahren eine weitere Möglichkeit Anpassungsgewichte zu berechnen. Bei diesem iterativen Anpassungsverfahren, welches auf Deming und Stephan (1940) zurückgeht, wird die Ist-Verteilung der einzelnen Zellen schrittweise an die jeweilige Soll-Verteilung angepasst. Dabei stellt der berechnete Gewichtungsfaktor nach jeder Iteration den Ausgangswert für die Anpassung des nächsten Merkmals dar.

Der Anpassungsprozess ist abgeschlossen, wenn die Soll-Verteilung der gewichteten Ist-Verteilung entspricht. Da dieser Punkt nicht zwingend erreicht werden muss, kann ein Abbruchkriterium über die prozentuale Ähnlichkeit der Soll- und Ist-Verteilung festgelegt oder die Anzahl der Iterationen begrenzt werden.

Die Anpassungsgewichte der GLES basieren auf fünf Variablen, durch deren Kreuzung (Zellgewichtung) insgesamt 144 Zellen entstehen würden. Eine Berechnung mithilfe einer einfachen Zellgewichtung war aufgrund der Vielzahl der Zellen und den daraus resultierenden, teilweise sehr niedrigen, Zellbesetzungen nicht möglich. Daher wurde bei der Berechnung der Anpassungsgewichte in der GLES das IPF-Gewichtungsverfahren verwendet.

Berechnet wurden die Gewichte in Stata mittels des Ados „ipfweight“ (Bergmann 2011). Eine detaillierte Beschreibung zur Methode bieten Deming und Stephan (1940, S. 428ff). Im Normalfall konvergiert der Algorithmus nach 5 bis 10 Iterationen. Probleme können auftreten, wenn zu viele Zellen unbesetzt sind oder es sich um eine sehr schiefe Stichprobe handelt.

3.2 Modellbildung und Operationalisierung

Ziel der Gewichtung in der GLES ist die Reduktion der genannten Abweichung. Dies erhöht aber gleichzeitig die Zufallsfehler. Aufgrund dessen muss – um eine gute Anpassung zu gewährleisten – die Variablenauswahl sorgfältig erfolgen, da sich der Zufallsfehler stärker erhöht als der Bias reduziert wird, wenn zu viele Variablen in die Berechnung eingehen. Dabei sind Anpassungsgewichte nur dann sinnvoll, wenn die zu untersuchende Variable in enger Beziehung zu den Variablen steht, anhand derer das Anpassungsgewicht berechnet wurde. Ist eine solche Beziehung zwischen den Variablen nicht vorhanden, handelt es sich lediglich um „Kosmetik“ um „Ungereimtheiten in einer verzerrter Stichprobe zu verwischen“. In einem solchen Fall sollte auf Anpassungsgewichte verzichtet werden (Gabler 2004, S. 141).

Bei der Erstellung der Anpassungsgewichte für die GLES war die Herausforderung die Gewichte über die verschiedenen Komponenten hinweg nach einem homogenen Verfahren zu berechnen. Entsprechend mussten die Variablen, an welche angepasst werden sollte, in allen Datensätzen in (zumindest) ähnlicher Codierung vorliegen. Da für die Anpassungsgewichte auf soziodemographische Variablen zurückgegriffen wurde (auch aufgrund der verfügbaren Randverteilungen), stellte die generelle Verfügbarkeit in allen Studienteilen der GLES kein Problem dar. Auch musste ein einheitlicher Umgang mit fehlenden Werten festgelegt werden. Eine Möglichkeit wäre gewesen, Fälle mit fehlenden Werten auszuschließen. Dies hätte allerdings bei gewichteten Analysen eine Verringerung des Samples nach sich gezogen, was nicht gewollt war. Eine weitere Möglichkeit wäre ein komplexes Imputationsverfahren gewesen. Da es sich insgesamt nur um sehr wenige Fälle (stets unter 2 Prozent) handelte, in denen einzelne Angaben zu den ausgewählten Variablen fehlten, wurde auf eine einfache Zuordnung der

fehlenden Werte zurückgegriffen. Waren keine validen Angaben verfügbar, wurden diese Fälle für die Gewichtung immer der modalen Klasse zugewiesen (Single-Imputation). Dadurch werden fehlende Werte je nach Studienteil zwar ggf. unterschiedlichen Klassen zugewiesen, das Verfahren, nach dem eine Klasse ausgewählt wurde, ist aber gleich. Ein Beispiel dafür stellt die Variable Bildung dar. Während die modale Klasse der Bildung im Vor- und Nachwahl-Querschnitt „niedrig“ war – und dementsprechend alle fehlenden Fälle dieser zugewiesen wurden, ist die modale Klasse der Bildung im RCS „hoch“.

Weiterhin wäre im Idealfall vorzusetzen, dass die Anpassungsvariablen mit identischen Fragestellungen und Ausprägungen erhoben wurden. Dies ist nicht bei allen Variablen der Fall, die Abweichungen sind allerdings nur gering und erklären sich durch Mode-Unterschiede.

Die Anpassungsgewichte der GLES wurden nicht für eine spezielle Analyse berechnet. Stattdessen sollen sie den Nutzern der GLES eine möglichst gute Anpassung der Daten an die Grundgesamtheit ermöglichen. Des Weiteren muss beachtet werden, dass nur solche Variablen als Anpassungsvariablen zur Verfügung stehen, für die auch eine Randverteilung bekannt ist.

Dementsprechend lagen der Auswahl der Variablen zwei Vorgaben zugrunde: Erstens sollten diese Variablen im Zusammenhang mit inhaltlichen Variablen stehen und zweitens mussten diese im Mikrozensus 2012 erhoben worden sein. Schließlich wurden fünf Anpassungsvariablen gewählt, wobei es sich ausschließlich um soziodemographische Variablen handelte. Es war nicht möglich an inhaltliche Variablen anzupassen, da für diese keine verlässlichen Randverteilungen vorlagen.

Geschlecht

Typischerweise werden inhaltliche Verteilungen nach Geschlechterunterschieden betrachtet – und nicht selten zeigen sich auch Unterschiede zwischen Männern und Frauen. So ist beispielsweise bekannt, dass Frauen ein niedrigeres politisches Interesse aufweisen als Männer und sich dementsprechend auch weniger stark in den traditionellen Strukturen der Politik engagieren (Keil und Holtz-Bacha 2008, S. 242). Unterschiede zeigen sich teilweise auch bei der Betrachtung der Wahlentscheidung, so lassen sich beispielsweise mehr Frauen im Vergleich zu Männern als Wähler der Grünen identifizieren (Roth und Wüst 2006, S. 49).

Alter

Im Wahlverhalten, aber auch bei der Wahlteilnahme, zeigen sich teils deutliche Unterschiede zwischen den Altersklassen. Anhand der repräsentativen Wahlstatistik lässt sich ablesen, dass jüngere Wähler seltener zur Wahl gehen als ältere Wähler. Auch bei der Wahlentscheidung lassen sich Unterschiede feststellen (Wagner et al. 2012, S. 274ff). Dies zeigt sich besonders gut bei der Betrachtung der Wählerschaft der verschiedenen Parteien; so können beispielsweise die Piraten deutlich mehr jüngere Wähler für sich gewinnen, während die CDU verstärkt von älteren Personen gewählt wird.⁴

Da sich Einflüsse das Alter aufzeigen lassen, ist es notwendig, das Alter in die Gewichtung mit einzubeziehen. Dabei ist es wenig sinnvoll, für jedes Geburtsjahr zu gewichten. Vielmehr müssen die Altersjahre in Gruppen zusammengefasst werden. Bei der Gruppenbildung ist darauf zu achten, dass auf der einen Seite nicht zu viele Gruppen entstehen, die Gruppengrenzen aber sinnvoll gewählt werden. Nach dem Konzept der „Lebensphasen“ existiert eine kontinuierliche Folge von regelmäßig auftretenden Phasen, die sich voneinander unterscheiden und abgrenzen lassen. Dabei werden Personen in bestimm-

⁴ Der Einfluss der Alters- und Kohorteneffekte auf die Wahlteilnahme und die Wahlentscheidung wurde bereits ausführlich von Rattinger (1994) untersucht (auch Gummer 2015, S. 145-187).

ten Lebensphasen (beispielsweise ältere Personen oder Menschen in der Familienphase) gleiche soziale Merkmale zugesprochen (Backes und Clemens 2008, S. 160). Die Abgrenzung der verschiedenen Lebensphasen über das Alter ist dabei nicht immer eindeutig, so kann beispielsweise die Familienbildung schon in sehr jungen Jahren, aber auch erst deutlich später starten. Trotz unterschiedlicher Lebenskonzepte konnten allerdings Phasen identifiziert werden, in denen typischerweise bestimmte Ereignisse eintreten; aufgrund dessen wurden für die Gewichtung vier Altersgruppen gebildet. Die erste Gruppe umfasst junge Personen bis unter 30 Jahren. Die zweite Gruppe umfasst die Familienphase und Etablierung im Beruf. Dieser Phase wurden Personen zwischen 30 bis unter 45 Jahren zugeordnet. Die dritte Phase umfasst Personen zwischen 45 bis unter 60 Jahren. Diese Gruppe verbindet eine abgeschlossene private wie auch berufliche Etablierung. Schließlich die letzte und älteste Gruppe der über 60-jährigen, für die mit dem Eintritt in den Ruhestand ein neuer Lebensabschnitt beginnt.

Bildung

Ein weiterer Einflussfaktor ist die Bildung. Gerade in Bezug auf die Wahlteilnahme lässt sich ein Zusammenhang zwischen diesen Faktoren nachweisen (Niedermayer 2001, S. 169). Dementsprechend wurde auch die Variable Bildung in die Berechnung der Gewichtungsvariablen aufgenommen. Dabei mussten die Bildungskategorien zusammengefasst werden. Zum einen aufgrund der vergleichsweise hohen Anzahl an Kategorien, zum anderen wurde die Bildung in den verschiedenen Studienteilen der GLES nicht einheitlich abgefragt. Durch die Zusammenfassung der detaillierten Abfrage zu drei größeren Kategorien (niedrig, mittel, hoch) konnte eine Vergleichbarkeit hergestellt werden. Die Zuordnung wurde dabei wie folgt vorgenommen:

Niedrige Bildung: Schule beendet ohne Abschluss, Hauptschul-/Volksschulabschluss/ Abschluss der polytechnischen Oberschule 8. oder 9. Klasse, noch in der Schule

Mittlere Bildung: Realschulabschluss/Mittlere Reife/Fachschulreife oder Abschluss der polytechnischen Oberschule 10. Klasse

Hohe Bildung: Fachhochschulreife (Abschluss einer Fachoberschule etc.), Abitur bzw. erweiterte Oberschule mit Abschluss 12. Klasse (Hochschulreife)

Angaben wie „anderer Abschluss“ oder fehlende Werte wurden wie bereits geschildert der modalen Gruppe (vor der Zusammenfassung) zugewiesen.

Region

Neben den persönlichen soziodemographischen Merkmalen wurden auch zwei regionale Merkmale in die Berechnung der Anpassungsgewichte aufgenommen. Die regionale Zuordnung kann Einfluss auf die Parteiwahl, aber auch auf die Wahlbeteiligung haben. In der politikwissenschaftlichen Diskussion wird immer noch von zwei deutschen Parteiensystemen gesprochen, das westdeutsche Parteiensystem mit zwei großen (CDU/CSU, SPD) und drei kleineren Parteien (FDP, Grüne, Linke). In Ostdeutschland dagegen stellt sich die Parteienlandschaft etwas anders dar, so existieren dort seit 1990 drei mittelgroße (CDU, DIE LINKE, SPD) und zwei kleine (FDP, GRÜNE) Parteien (Jesse 2003, S. 17). Zwar unterliegt das Parteiensystem einem stetigen Wandel, es ließen sich aber auch noch zur Bundestagswahl 2013 (wie schon 2009) noch deutliche Unterschiede zwischen den ost- und westdeutschen Wählern feststellen. Daher wird die Variable Region in die Berechnung der Gewichtungsfaktoren berücksichtigt. Berlin wird den neuen Bundesländern zugerechnet.

BIK-Regionen

Des Weiteren kann auch die Größe einer Gemeinde Einfluss auf politische Einstellungen und Verhalten haben (Rattinger 2009, S. 234). Für die Gewichtung wurde dabei nicht auf die politische Gemeindegrößenklasse zurückgegriffen, sondern vielmehr auf die BIK-Regionen. Dabei klassifizieren die BIK-Regionen nicht die Größe einer Gemeinde anhand ihrer Einwohnerzahl, sondern die Menge der Bevölkerung, die in die Gemeinde funktional eingebunden ist.⁵

Die BIK kategorisiert Gemeinden in zehn Gruppen. Diese wurden für die Berechnung der Anpassungsgewichte in drei Gruppen zusammengefasst. Kleine Gemeinden mit unter 50.000 (funktional eingebundenen) Einwohnern und große Gemeinden, wobei bei diesen noch nach dem Strukturtyp (Kernbereich versus Verdichtungs-, Übergangs- oder peripherer Bereich) unterschieden wurde. Für die Anpassung der Online-Stichproben konnten, aufgrund der verfügbaren Informationen der Referenzstudien, nur zwei Gruppen gebildet werden. Dabei wurde zwischen Gemeinden mit unter bzw. über 20.000 Einwohnern unterschieden.

Anhand der fünf genannten Variablen wurden die Gewichtungsvariablen für die GLES berechnet. Dabei wurde als Abbruchkriterium der Wert 0,05 gewählt, das heißt, wenn die Differenz zwischen den gewichteten Ist-Verteilungen und den Soll-Verteilungen 0,05 Prozentpunkten unterschritt, wurde der Iterationsprozess beendet.

Zu hohe Gewichte können, wie im Technical Report der ANES (American National Election Study) diskutiert (Debell et al. 2010, S. 75), zum Problem werden, da sie zur Varianzinflation beitragen (Kalton und Flores-Cervantes 2003) oder Ausreißer produzieren können (Liu et al. 2004). Um dies zu vermeiden, wurde auf ein Verfahren zurückgegriffen, welches auch bei der ANES und im ESS Anwendung findet. Alle Design- und Anpassungsgewichte, die den Wert 5 überschreiten, werden auf eben diesen Wert getrimmt.⁶ Dabei wird die Trimmung nicht am Ende des Iterationsprozesses vorgenommen, sondern vielmehr – falls notwendig – nach jedem Iterationsschritt. Im Rahmen der Anpassungsgewichte der GLES musste nur in relativ wenigen Fällen auf die Trimmung zurückgegriffen werden. In den meisten Fällen liegen die berechneten Gewichtungsfaktoren (ohne Trimmung) unter 5.

⁵ Eine ausführliche Beschreibung und Zuordnung der BIK-Regionen kann BIK-Institut Aschpurwis+Behrens (2001) entnommen werden.

⁶ Dabei gibt es keinen zwingenden Grund, die Gewichte auf den Wert von 5 zu trimmen. Dies ist dem Vorgehen der ANES geschuldet, die diese Grenzen für die ANES Panel Studie 2008/2009 nach Beratungen mit Gewichtungsexperten wählten. Dagegen liegt der Grenzwert beim ESS bei 4 (Gabler und Ganniger 2010, S. 158).

4 Panelgewichte

Aktuell erfährt die sozialwissenschaftliche Datenlandschaft eine Bewegung hin zur stärkeren Verbreitung longitudinaler Datensätze. Um dabei nicht nur den sozialen Wandel, also die Differenz zweier Aggregatmerkmale über die Zeit, sondern auch Wandel auf der Ebene von Individuen messen zu können, werden Panelstudien durchgeführt. In Panelstudien stellt Panelattrition neben Panel Conditioning ein zentrales Problem des Untersuchungsdesigns dar.⁷ Unter Attrition versteht man in diesem Zusammenhang die Nichtteilnahme an Wellen des Panels. Diese kann temporär sein, der Befragte nimmt an einer oder mehreren Wellen nicht teil, nur um zu einem späteren Zeitpunkt wieder an der Studie zu partizipieren. Ein kompletter Ausfall des Befragten ist allerdings auch möglich. Panelattrition kann auch als Form von Unit Nonresponse verstanden werden. Gewichte stellen eine wenig invasive Methode dar, um eine Möglichkeit zur Korrektur des Ausfalls zu bieten. Aus diesem Grund finden sich auch in verschiedenen größeren Panelstudien entsprechende Gewichte (SOEP, PASS usw.). Eine ausführliche Diskussion weiterer Strategien zum Umgang mit Missing Data findet sich bei Allison (2002).

4.1 Methode der Propensity Score Gewichtung

Die bereits vorab diskutierte Anpassungsgewichtung korrigiert anhand bekannter Randverteilungen für die Verzerrung der Stichprobe. Für Befragte welche in einem Panel bereits teilgenommen haben, stehen aus vergangenen Wellen Informationen bereit. Um den selektiven Panelausfall mittels Gewichten zu korrigieren, wird die Wahrscheinlichkeit der weiteren Teilnahme eines Befragten mit diesen zusätzlichen Informationen geschätzt. Aus der Wahrscheinlichkeit kann wiederum ein Gewicht gebildet werden, welches die Selektivität des Ausfalls abbildet. Hier folgt die Panelgewichtung der Logik der schon vorgestellten Gewichte, indem Befragte mit einer hohen Wahrscheinlichkeit weiter teilzunehmen geringer gewichtet werden als Personen mit geringer Wahrscheinlichkeit zur weiteren Teilnahme. Dieses Vorgehen wird als *Propensity Score Gewichtung* bezeichnet (z.B. Loosveldt und Sonck 2008; Rosenbaum und Rubin 1983) und basiert auf invertierten Teilnahmewahrscheinlichkeiten (Horvitz und Thompson 1952). Die hier verwendete Methode ist damit eine longitudinale Anpassung der gängigen Propensity Score Gewichtung bei Unit Nonresponse (z.B. Blumenstiel und Gummer 2015).

In einem ersten Schritt wird die Teilnahmewahrscheinlichkeit der Befragten in späteren Panelwelle separat geschätzt. Dabei werden in der Regel logistische Regressionen eingesetzt (Kroh und Spieß 2008; Lipps 2007; Vandecasteele und Debels 2006). Sowohl im SOEP (Kroh und Spieß 2008), im PASS (Trappmann 2011), als auch im European Community Household Panel (ECHP) (Vandecasteele und Debels 2006) findet sich das beschriebene Vorgehen. In der Modellierung werden im Gegensatz zu den bisher genannten Gewichten nicht nur demographische, sondern auch inhaltliche und administrative Variablen berücksichtigt. So wird im SOEP beispielsweise auf die Kooperationsbereitschaft des Interviewten und den Befragungsmodus kontrolliert. Ziel der Modellierung ist die Struktur des Ausfalls möglichst akkurat abzubilden. Aus diesem Grund werden explizit inhaltliche Variablen in das Modell aufgenommen.

Auf Basis der Modellbildung wird für eine Welle t , für welche das Ereignis der Teilnahme einer Person Y_i bekannt sei, ein Modell geschätzt, basierend auf Merkmalen der Befragten in Welle $t - 1$. Aus dem Modell lässt sich nun die individuelle Wahrscheinlichkeit des Verbleibs berechnen als

⁷ Unter Panel Conditioning ist der Umstand zu verstehen, dass die Befragten durch die Teilnahme in einer Studie ihr Verhalten in späteren Befragungen verändern. Für einen Überblick vergleiche z.B. Sturgis, Allum & Brunton-Smith (2009).

$$Pr(Y_i = 1 | \mathbf{X}_i) = \frac{e^{\alpha + \beta \mathbf{X}_i}}{1 + e^{\alpha + \beta \mathbf{X}_i}},$$

wobei \mathbf{X} ein Vektor der Regressoren des Vorhersagemodells sei. Die Inverse der individuellen Bleibewahrscheinlichkeit $Pr(Y_i = 1 | \mathbf{X}_i)^{-1}$ wird in Folge als π_i^{-1} bezeichnet, die mittlere Inverse über das gesamte Sample als $\bar{\pi}^{-1}$. Befragte, mit hoher Bleibewahrscheinlichkeit erhalten einen niedrigen Gewichtungsfaktor, Befragte mit niedriger Bleibewahrscheinlichkeit einen hohen Gewichtungsfaktor.

Für Fälle mit Unit Nonresponse in Welle $t - 1$ ist keine Berechnung des Gewichtungsfaktors möglich. In diesen Fällen wurde der letzte berechnete Gewichtungsfaktor des Falls imputiert. Ein anderes Problem von Missing Values stellt Item Nonresponse in Variablen des Modells dar. In diesem Fall wurde der mittlere Gewichtungsfaktor der Welle zugewiesen.

Da in Welle 1 keine Bleibewahrscheinlichkeit zu berechnen ist, kann kein Panelgewicht mit der beschriebenen Methode erstellt werden.

Um in den folgenden Analysen keine Abweichung in der Samplinggröße zu erzeugen, werden die Gewichte, wie auch sonst üblich, auf 1 normiert. Dies ergibt für die individuellen Gewichtungsfaktoren w_i :

$$w_i = \pi_i^{-1} / \bar{\pi}^{-1}.$$

4.2 Modellbildung der Panelgewichtung

In der GLES betrifft die Modellierung von Panelattrition neben dem Langfrist- und Wahlkampf-Panel auch die Rolling Cross-Section Studie mit Nachwahl-Panelwelle.

Wie im vorangegangenen Abschnitt erläutert, setzt die Propensity Score Gewichtung die Generierung von Erklärungsmodellen bezüglich des Ausfalls von Fällen voraus. Im Zuge der Modellbildung kann daher der Grad an Homogenität innerhalb der Gewichtungsverfahren erhöht werden, falls statt verschiedener Erklärungsmodelle ein einziges Erklärungsmodell vorab definiert wird und dann konkrete Anwendung in den verschiedenen Studien findet.

Dieser Strategie folgt die GLES soweit wie möglich und spezifiziert umfassende Erklärungsmodelle. Die Literatur zur Erklärung von Teilnahmeverweigerung ist durch eine Vielzahl von Einzelstudien charakterisiert. Erleichtert wird der Umgang mit diesen Einzelstudien durch Ansätze verschiedener Autoren, die Studien in einem umfassenden Konzept zu integrieren. Gerade bezüglich longitudinalem Teilnahmeverhalten sind hier Watson und Wooden (2009) zu nennen, welche in Anlehnung an Lepkowski und Couper (2002) Determinanten der Panelteilnahme in einen kategorisierten Antwortprozess einordnen. Diese Kategorisierung deckt sich mit Lynn (2008), welcher aber verstärkt Mode- und (ebenfalls) Designmerkmale herausarbeitet. Groves et al. (2004) fokussieren dahingegen stärker die Interviewer und die Desigenebene.

Anhand des Antwortprozesses lassen sich Ursachen von Unit Nonresponse in vier Kategorien einordnen: *Auffinden des Befragten*, *Herstellen des Kontakts*, *Sicherstellen der Kooperation* und *sonstige Merkmale* des Befragten. Das Problem einen Befragten zu lokalisieren (*Auffinden des Befragten*) ergibt sich nicht nur für Querschnitte, sondern mit jeder Folgerhebung auch für Panelbefragungen. Räumliche Mobilität der Befragten kann dazu führen, dass eine Nachverfolgung nicht mehr möglich ist. Couper und Ofstedal (2009, S. 190) diskutieren dieses Problem in verschiedenen Facetten und bieten eine Reihe von Lösungsmöglichkeiten an. Kann der Befragte (wieder) aufgefunden werden, ist in einem nächsten Schritt der *Kontakt zu ihm herzustellen*. Auf Seite des Befragten beeinflussen Erwerbsstatus,

Alter und Geschlecht die Spanne an möglichen Kontaktzeitpunkten und damit die Wahrscheinlichkeit, dass Kontakt hergestellt werden kann. Auf administrativer Seite determiniert die Auslastung eines Interviewers, die Länge der Feldphase und die Anzahl der Kontaktversuche die Möglichkeit einer Kontaktaufnahme. Ist auch diese Hürde genommen und der Kontakt zum Befragten (wieder) hergestellt, gilt es die *Kooperation zu sichern*. Kooperationsbereitschaft kann von Merkmalen des Befragten, wie Interesse am Thema der Umfrage oder persönliche Einstellungen, ebenso abhängig sein wie von Entscheidungen auf Ebene des Forschungsdesigns. Üblicherweise werden Incentives als Anreiz für eine Kooperation des Befragten eingesetzt (statt vieler Laurie und Lynn 2009). Auf Ebene der ausgewählten Interviewer kann deren generelle Erfahrung mit Kontaktaufnahmen und die persönliche Bekanntschaft aus früheren Befragungswellen positiv auf die Teilnahmebereitschaft wirken. Exemplarisch sei hier eine Untersuchung von Steinkopf, Bauer und Best (2010) genannt, welche den Zusammenhang zwischen stimmlichen Merkmalen von Interviewern und ihrer Erfolgsquote bei telefonischen Interviews nachweist. Die Autoren ergänzen die Kategorien mit einer *Sammlung an prominenten (Kontroll-) Merkmalen*, welche einen Einfluss auf die mögliche Teilnahmebereitschaft besitzen: Geschlecht, Alter, Ethnizität, Partnerschaftsstatus, Haushaltsgröße und -zusammensetzung, Bildung, Wohneigentum, Einkommen, Erwerbsstatus und Wohnort (Watson und Wooden 2009, S. 165ff).

Der Ansatz von Groves et al. (2004) ergänzt die Restkategorie der Autoren und gibt ihr eine Struktur. Die Kooperation eines Befragten gilt hier als Funktion aus Opportunitätskosten, dem Grad der sozialen Isolation, Interesse am Thema und Überbeanspruchung durch vorangehende Umfragen. Merkmale des Befragten dienen hier als Proxy-Variablen für die Kategorien. Es wird erwartet, dass Befragte mit wenig freier Zeit eher nicht zu einer weiteren Teilnahme bereit sind. Die Annahme hier ist, dass freie Zeit von diesen Befragten als wertvoller eingeschätzt wird im Vergleich zu Befragten, die über viel Zeit verfügen – entsprechend erhöhen sich die *Opportunitätskosten* bei einer Teilnahme. Die freie Zeit wird also eher nicht für die Teilnahme an einer Studie eingesetzt. Personen mit einer hohen oder niedrigen Position innerhalb der Gesellschaft werden als *sozial isoliert* definiert und seien daher weniger bereit mit Institutionen der Gesamtgesellschaft zu kooperieren. *Interesse am Thema* der Umfrage hat ebenfalls einen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit der Teilnahme. Bei *Überbeanspruchung durch Umfragen*, als Folge von mehrfachen Teilnahmen an solchen, ist eine Ermüdung der Befragten hinsichtlich weiterer Partizipation zu erwarten.

Im Rahmen der GLES resultieren die vorgestellten Annahmen in Erklärungsmodellen für Nichtteilnahme in den verschiedenen Panels, deren Variablen sich grob als sozio-demographisch, inhaltlich und administrativ kategorisieren lassen. Die Determinanten sind dabei verschiedenen, in den voranstehenden Ansätzen aufgeführten, Ursachen zuzuordnen. Das Erklärungsmodell berücksichtigt neben einem Satz von Variablen, die generell als Determinanten der Teilnahme in einer Wahlstudie erwartet werden, Variablen, die der spezifischen Teilnahmesituation in jeder Umfrage Rechnung tragen. So werden beispielsweise im WKP Informationen eingesetzt, mit welchem Gerät der Befragte die Onlineumfrage durchgeführt hat.

4.3 Modelle und Ergebnisse der Panelgewichtung

Die Ergebnisse der auf Basis oben genannter theoretischer Überlegungen geschätzten Modelle sowie der aus diesen abgeleiteten individuellen Gewichtungsfaktoren werden im Folgenden erläutert. Tabelle 2 zeigt die logistische Regression zur Bleibewahrscheinlichkeit im RCS, Tabelle 3 die sechs Modelle im WKP und Tabelle 4 die beiden Modelle des LFP 2009-2013-2017. Ausführlichere Informationen zur Gewichtung im Falle des RCS und WKP sind den jeweiligen Studienbeschreibungen zu entnehmen sowie in den LFPs jeweils Blumenstiel und Gummer (2012, 2013, 2014).

Tabelle 2: Regressionsmodelle zur Teilnahme in der Panelkomponente des RCS (ZA5703)

	mit Transformationsgewicht		ohne Transformationsgewicht	
	B	SE	B	SE
Geschlecht: weiblich	-0,104	0,059	-0,125*	0,052
Alter: 18-30	Ref.		Ref.	
Alter: 31-40	0,135	0,124	0,143	0,110
Alter: 41-50	0,410***	0,112	0,428***	0,100
Alter: 51-60	0,503***	0,117	0,503***	0,101
Alter: 61+	0,548***	0,126	0,583***	0,111
Bildung: Hauptschulabschluss	Ref.		Ref.	
Bildung: mittlere Reife	0,177*	0,081	0,211**	0,072
Bildung: Hochschulreife	0,247**	0,081	0,292***	0,072
Region: Ostdeutschland	0,140*	0,069	0,133*	0,061
Erwerbsstatus: Erwerbsperson	-0,039	0,082	-0,049	0,071
Partnerschaft	0,075	0,071	0,060	0,063
Haushaltsgröße	0,017	0,036	0,039	0,026
Teilnahme: Tag 01-10	Ref.		Ref.	
Teilnahme: Tag 11-20	0,119	0,112	0,071	0,100
Teilnahme: Tag 21-30	0,064	0,107	0,068	0,097
Teilnahme: Tag 31-40	0,16	0,115	0,098	0,101
Teilnahme: Tag 41-50	0,103	0,111	0,072	0,100
Teilnahme: Tag 51-60	0,141	0,111	0,114	0,100
Teilnahme: Tag 61+	0,196	0,101	0,162	0,091
Wahlbeteiligung	0,162*	0,079	0,227**	0,069
Parteiverdrossenheit	0,023	0,063	0,069	0,056
Kanzlerpräferenz vorhanden	0,239*	0,116	0,225*	0,099
Pol. Interesse: niedrig	Ref.		Ref.	
Pol. Interesse: mittel	0,438***	0,086	0,401***	0,076
Pol. Interesse: hoch	0,752***	0,094	0,696***	0,082
Pol. Wissen	0,386***	0,059	0,331***	0,052
Häufigkeit pol. Gespräche	0,061***	0,018	0,063***	0,015
Missing Index	-1,418***	0,279	-1,351***	0,243
Dauer der Befragung	-0,385**	0,123	-0,367***	0,110
Konstante	-1,147***	0,213	-1,164***	0,184
Pseudo R ²	0,055		0,052	
N	7.882		7.882	

α $p < 0,10$, * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

	Teilnahme in											
	Welle 2		Welle 3		Welle 4		Welle 5		Welle 6		Welle 7	
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE
Alter	0,039 ^a	-0,021	-0,05	-0,033	0	-0,035	0,017	-0,033	0,039	-0,031	0,037	-0,044
Alter ²	0	0	0,001*	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Bildung: mittel	0,430***	-0,117	0,131	-0,163	-0,047	-0,187	0,093	-0,179	-0,183	-0,179	0,041	-0,25
Bildung: hoch	0,353**	-0,126	0,155	-0,175	-0,032	-0,204	0,564**	-0,213	-0,068	-0,198	0,46	-0,288
Lebenspartner	-0,042	-0,11	-0,316*	-0,157	0,048	-0,173	0,206	-0,172	-0,159	-0,168	-0,42	-0,262
Erwerb: Hausfrau / -mann	0,491*	-0,215	0,118	-0,297	0,327	-0,324	-0,315	-0,284	0,087	-0,282	-0,389	-0,386
Erwerb: Rentner	0,116	-0,187	-0,059	-0,253	0,185	-0,306	0,278	-0,339	0,029	-0,288	-0,191	-0,378
Haushaltsgröße	-0,097*	-0,04	-0,088	-0,056	-0,109 ^a	-0,066	-0,091	-0,067	0,029	-0,067	-0,053	-0,093
Ostdeutschland	-0,032	-0,114	0,073	-0,158	0,253	-0,186	-0,012	-0,179	0,356*	-0,179	0,512 ^a	-0,272
Politisches Interesse	0,093	-0,059	0,085	-0,078	0,128	-0,091	0,337***	-0,09	0,076	-0,086	0,084	-0,126
Häufigkeit pol. Gespräche	-0,111	-0,106	-0,176	-0,145	-0,134	-0,17	-0,432*	-0,17	-0,105	-0,165	0,089	-0,24
Stärke der Parteiidentifikation	-0,029	-0,028	-0,062	-0,039	0,016	-0,045	0,03	-0,045	0,026	-0,043	0,05	-0,063
Zufriedenheit mit Demokratie	0,141*	-0,056	-0,079	-0,077	0,038	-0,087	0,086	-0,087	0,183*	-0,083	0,063	-0,123
Kanzlerpräferenz	0,078	-0,101	0,185	-0,14	-0,07	-0,162	-0,004	-0,162	-0,202	-0,165	0,019	-0,235
Wahlbeteiligungsabsicht	-0,04	-0,139	0,2	-0,185	0,29	-0,208	-0,480*	-0,227	0,395 ^a	-0,209	0,067	-0,317
Politisches Wissen	0,198 ^a	-0,114	0,09	-0,15	0,161	-0,177	-0,267	-0,176	0,124	-0,168	-0,18	-0,245
Internetnutzung	0,057	-0,043	0,137*	-0,056	0,055	-0,068	0,094	-0,065	0,125*	-0,06	0,227**	-0,074
Teilnahmemotivation	0,248***	-0,061	0,162*	-0,072	0,171*	-0,085	0,309***	-0,082	0,330***	-0,074	0,167	-0,113
Big 5: Extraversion	-0,198***	-0,059	-0,102	-0,078	-0,173 ^a	-0,092	-0,003	-0,092	-0,023	-0,088	0,006	-0,13
Big 5: Offenheit	-0,06	-0,067	-0,02	-0,088	-0,084	-0,104	-0,023	-0,102	-0,13	-0,098	-0,008	-0,15

Tabelle 3: Regressionsmodelle zur Teilnahme im WKP 2013 (ZA5704)

Tabelle 3: Regressionsmodelle zur Teilnahme im WKP 2013 (ZA5704)
(Fortführung)

	Teilnahme in											
	Welle 2		Welle 3		Welle 4		Welle 5		Welle 6		Welle 7	
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE
Big 5: Gewissenhaft.	0,097	-0,067	-0,016	-0,089	-0,01	-0,106	-0,116	-0,104	-0,016	-0,099	0,247 a	-0,148
Big 5: Neurotizismus	0,112 a	-0,064	-0,115	-0,086	0,108	-0,1	-0,114	-0,103	0,035	-0,097	-0,028	-0,145
Big 5: Verträglichkeit	0,079	-0,067	0,006	-0,09	0,293**	-0,108	-0,148	-0,106	-0,008	-0,103	0,085	-0,153
Monetäre Motivation	0,189 a	-0,114	0,022	-0,151	-0,066	-0,173	0,238	-0,181	0,092	-0,168	-0,21	-0,238
Erfahrung mit Umfragen	0,341***	-0,058	0,351***	-0,08	0,185*	-0,091	0,109	-0,09	0,1	-0,086	0,016	-0,126
Bisherige Teilnahmen	---		---		1,910***	-0,201	1,269***	-0,14	1,130***	-0,1	1,103***	-0,098
Item Nonresponse	-0,038***	-0,008	-0,007	-0,012	-0,012	-0,009	-0,023**	-0,007	0	-0,013	-0,014 a	-0,009
Dauer letztes Interview	-0,000**	0	0	0	0	0	-0,001 a	0	0	0	0	0
Dauer letztes Interview ²	0,000a	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Device: Smartphone	-0,228	-0,228	0,215	-0,389	0,452	-0,517	-0,431	-0,384	0,918	-0,572	-0,626	-0,521
Device: Tablet	-0,211	-0,258	0,245	-0,438	0,311	-0,477	1,055 a	-0,61	0,016	-0,437	-0,354	-0,569
Konstante	-0,321	-0,596	1,691*	-0,827	-3,893***	-1,118	-3,401**	-1,106	-5,267***	-1,002	-5,147***	-1,388
Nagelkerke R ²	0,12		0,08		0,11		0,13		0,14		0,19	
N	4810		4142		3959		3914		3823		3719	

a $p < 0,10$, * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Tabelle 4: Regressionsmodelle zur Teilnahme im LFP 2005-2009-2013 (ZA5321)

	mit Transformationsge- wicht		ohne Transformationsge- wicht	
	B	SE	B	SE
Region: Westdeutschland	0,076	-0,075	0,024	-0,076
Geschlecht: weiblich	0,107	-0,073	0,093	-0,074
Alter	0,119***	-0,015	0,127***	-0,015
Alter ²	-0,001***	0	-0,001***	0
Erwerb: Hausfrau/ -mann	-0,367*	-0,186	-0,316	-0,2
Erwerb: Rentner	-0,099	-0,128	-0,114	-0,126
Verheiratet	-0,103	-0,091	-0,103	-0,092
Haushaltsgröße	0,143***	-0,038	0,135**	-0,043
Wahlbeteiligungsabsicht	0,361***	-0,096	0,352***	-0,096
Keine Parteiverdrossenheit	-0,047	-0,1	-0,058	-0,103
Keine Kanzlerpräferenz	-0,098	-0,085	-0,085	-0,085
Pol. Wissen: Wichtigkeit Zweit- stimme	-0,031	-0,076	-0,018	-0,077
Pol. Wissen: 5% Hürde	0,251**	-0,09	0,303***	-0,09
Pol. Interesse: mittel	0,600***	-0,097	0,601***	-0,098
Pol. Interesse: hoch	1,239***	-0,104	1,234***	-0,106
Item Nonresponse	-1,038**	-0,345	-1,058**	-0,341
Konstante	-5,618***	-0,395	-5,745***	-0,399
Pseudo R ²	0,084		0,084	
N	4866		4866	

a $p < 0,10$, * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

5 Hinweise zum Einsatz von Gewichten

In der deutschen sozialwissenschaftlichen Forschung herrscht eine gewisse Skepsis gegenüber dem Einsatz von verschiedenen Gewichten (dazu u.a. Arzheimer 2009; Faas und Schoen 2009). Schlussendlich bleibt die Entscheidung, ob gewichtet werden soll und wenn ja, mit welchen Gewichten immer beim Forschenden. Dieser Technical Report dient dazu die Gewichtungsprozeduren der GLES möglichst transparent darzustellen und im Gesamtkontext der Studie einzuordnen. Daher werden hier die grundlegenden Anwendungsfelder der verschiedenen vorgestellten Gewichte im Folgenden kurz skizziert. Ergänzt wird dies durch Anmerkungen wie der Forschende einfach Kombinationen von verschiedenen Gewichten erstellen kann, welche es erlauben flexibel Gewichtungsfaktoren auch für sehr spezifische Fragestellungen zu generieren.

Designgewichte können generell eingesetzt werden, da hier Verzerrungen durch das Studiendesign korrigiert werden. Beispiele dafür sind das Oversampling in den beiden Face-to-Face Querschnitten (Ost/West-Gewicht) oder die korrigierten Auswahlwahrscheinlichkeiten für Personen in unterschiedlich großen Haushalten. Während die Verwendung eines Ost/West-Gewichts recht unstrittig ist, gibt es sowohl Argumente für als auch gegen die Verwendung von Transformationsgewichten. So kann für eine Stichprobe auf Personenebene eine Korrektur der Haushaltsgröße als notwendig erachtet werden, da bspw. in einem Vierpersonenhaushalt jede Person nur eine 25%ige Chance hat ausgewählt zu werden, während in einem Haushalt mit nur zwei Personen die Wahrscheinlichkeit bei 50% und bei einem Einpersonenhaushalt sogar bei 100% liegt (immer unter der Voraussetzung, dass alle Personen zur Grundgesamt gehören). Folgt man dieser Argumentation, wäre die Verwendung eines Transformationsgewichts sinnvoll. Kritiker vertreten dagegen die Meinung, dass eine Zielperson in einem Einpersonenhaushalte deutlich schlechter zu erreichen ist, als bspw. in einem Vierpersonenhaushalt (Hartmann und Schimpl-Neimanns 1992). Aus dieser Perspektive müssten die Transformationsgewichte genau umgekehrt funktionieren und gerade kleine Haushalte höher gewichten.

Anpassungsgewichte können eingesetzt werden, wenn Rückschlüsse auf die Grundgesamtheit gezogen werden sollen, deren Randverteilungen in der Stichprobe aber aufgrund von Nonresponse nicht getroffen werden können. Die Anpassungsgewichtung führt allerdings nur dann zum gewünschten Ergebnis, wenn die interessierende Variable mit den zur Anpassung verwendeten Variablen im Zusammenhang steht. Gerade dieser Punkt wird kritisch diskutiert, da in Folge nicht immer eine befriedigende Korrektur oder Anpassung bei den interessierenden substantiellen Variablen erreicht werden kann. Auch wird teilweise die Ansicht vertreten, dass Gewichte (insb. Anpassungsgewichte) nur für deskriptive Auszählungen oder Punktschätzer von Bedeutung sind, aber wenig bis keinen Einfluss auf multivariate Analysen haben (Arzheimer 2009).

Panelgewichte werden verwendet, wenn für Ausfall der Befragten im Panelverlauf kontrolliert werden soll. Werden bspw. Daten der zweiten Welle des WKP für eine Erklärung verwendet, kann es sein, dass sich Verzerrungen in der in Welle 2 verbliebenen Stichprobe ergeben, welche durch einen Ausfallprozess bedingt sind. Ist dies zu vermuten, können Panelgewichte zur Korrektur eingesetzt werden. Auch hier ist zu beachten, dass die interessierenden Variablen im Zusammenhang mit den in der Gewichtung eingesetzten Variablen stehen sollten, da die Gewichte sonst keinen Einfluss auf einen möglichen Nonresponse Bias haben oder diesen möglicherweise noch erhöhen (Kreuter und Olson 2011; Little und Vartivarian 2005; Roßmann und Gummer 2015).

Generell gilt, dass Gewichtungsfaktoren gerade bei der Interpretation von Punktschätzern sinnvoll sein können. Im Fall von multivariaten Analysen wäre es auch möglich Verzerrungen explizit zu modellieren. Welches Verfahren für die konkrete Fragestellung besser geeignet ist muss vom Forschenden entschieden werden.

Um den Forschern eine Auswahl an Gewichten zu ermöglichen, werden je nach Datensatz verschiedene Gewichte und teilweise auch Kombinationen von Gewichten angeboten, so dass über die GLES hinweg, je nach Datensatz, unterschiedlich viele Gewichte vorliegen. Darüber hinaus unterscheiden sich die Komponenten durch ihr Angebot an verschiedenen Kombinationen von Gewichten. Das ist zum ersten der Menge an möglichen Kombinationen geschuldet. Je nachdem welche Gewichte vorliegen, würde sich eine sehr große Anzahl an kombinierten Gewichten ergeben. Zweitens sind bestimmte kombinierte Gewichte in aller Regel nur für sehr spezifische Fragestellungen erforderlich. Um den Nutzern eine überschaubare und nachvollziehbare Auswahl an Gewichten zu bieten, wurden nicht alle möglichen Kombinationen berechnet.

Eine Kombination von verschiedenen Gewichtungsfaktoren ist allerdings durch eine Multiplikation von Gewichtungsvariablen möglich. So kann jeder Nutzer aus dem Pool an Gewichten eines Datensatzes ein geeignetes Gewicht erstellen. Als Beispiel kann der RCS dienen: Bspw. soll auf Grundlage der Nachwahlwelle auf die deutsche Gesamtbevölkerung geschlossen werden. Es wird weiterhin angenommen, dass die interessierenden Variablen im Zusammenhang mit den Merkmalen der Anpassungsgewichte (Alter, Bildung und Region) stehen. In diesem Fall bietet es sich also an die Randverteilungen der Allgemeinheit anzupassen und gleichzeitig für den Ausfall zwischen der Vorwahlbefragung und der Nachwahlpanelwelle zu kontrollieren. Dieses kombinierte Gewicht w_K berechnet sich dann als Produkt aus Anpassungsgewicht w_A und Panelgewicht w_P :

$$w_K = w_A \times w_P .$$

Je nach Fragestellungen können, falls tatsächlich keine geeigneten kombinierten Gewichte vorliegen, anhand dieser einfachen Methode spezifische Gewichtungsfaktoren berechnet werden. Es bleibt allerdings anzumerken, dass diese dann nicht im Rahmen der GLES-Datenaufbereitung – bspw. auf Extremwerte – überprüft wurden.

Literatur

- Allison, Paul D., 2002: Missing Data. Thousand Oaks: SAGE.
- Arzheimer, Kai, 2009: Mehr Nutzen als Schaden? Wirkung von Gewichtungsverfahren. In: Schoen, Harald, Hans Rattinger und Oscar W. Gabriel (Hg.), Vom Interview zur Analyse. Methodische Aspekte der Einstellungs- und Wahlforschung. S. 361-388. Baden-Baden: Nomos.
- Backes, Gertrud, M., und Wolfgang Clemens, 2008: Lebensphase Alter. Eine Einführung in die sozialwissenschaftliche Altersforschung. Weinheim/München: Juventa Verlag.
- Bergmann, Michael, 2011: IPFWEIGHT: Stata module to create adjustment weights for surveys. Chestnut Hill, MA. Boston College.
- Bik-Institut Aschpurwis+Behrens, 2001: BIK Regionen: Ballungsräume, Stadtregionen, Mittel-/ Unterezentrengebiete. Methodenbeschreibung zur Aktualisierung 2000. www.bik-gmbh.de/texte/BIK-Regionen2000.pdf (28.05.2012).
- Blumenberg, Manuela S., und Tobias Gummer, 2013: Gewichtung in der German Longitudinal Election Study 2009. GESIS - Technical Reports 14.
- Blumenstiel, Jan Eric, und Tobias Gummer, 2012: Langfrist-Panels der German Longitudinal Election Study (GLES): Konzeption, Durchführung, Aufbereitung und Archivierung. GESIS - Technical Reports 11.
- Blumenstiel, Jan Eric, und Tobias Gummer, 2013: Long-Term Panels of the German Longitudinal Election Study (GLES): concept and implementation. GESIS - Technical Reports 11.
- Blumenstiel, Jan Eric, und Tobias Gummer, 2014: Langfrist-Panels der German Longitudinal Election Study (GLES): Methodik und Durchführung der Erhebungen im Jahr 2012 und zur Bundestagswahl 2013. GESIS - Technical Reports 15.
- Blumenstiel, Jan Eric, und Tobias Gummer, 2015: Prävention, Korrektur oder beides? Drei Wege zur Reduzierung von Nonresponse Bias mit Propensity Scores. In: Wolf, Christof, und Jürgen Schupp (Hg.), Nonresponse Bias: Qualitätssicherung sozialwissenschaftlicher Umfragen. S. 13-44. Wiesbaden: VS Verlag.
- Couper, Mick P., und Mary Beth Ofstedal, 2009: Keeping in Contact with Mobile Sample Members. In: Lynn, Peter (Hg.), Methodology of Longitudinal Surveys. S. 183-203. Chichester: John Wiley & Sons.
- Debell, Matthew, Jon A. Krosnick und Arthur Lupia, 2010: Methodology Report and User's Guide for the 2008-2009 ANES Panel Study. Ann Arbor, Palo Alto: Stanford University and the University of Michigan.
- Deming, Edwards W., und Frederick F. Stephan, 1940: On a Least Squares Adjustment of a Sampled Frequency Table When the Expected Marginal Totals are Known. The Annals of Mathematical Statistics 11: S. 427-444.
- Faas, Thorsten, und Harald Schoen, 2009: Fallen Gewichte ins Gewicht? Eine Analyse am Beispiel dreier Umfragen zur Bundestagswahl 2002. In: Jakob, Nikolaus, Harald Schoen und Thomas Zerback (Hg.), Sozialforschung im Internet: Methodologie und Praxis der Online-Befragung. S. 145-157. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Gabler, Siegfried, 2004: Gewichtungsprobleme in der Datenanalyse. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie Sonderheft 44: S. 128-147.

- Gabler, Siegfried, und Matthias Ganniger, 2010: Gewichtung. In: Wolf, Christof , und Henning Best (Hg.), *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*. S. 143-164. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Groves, Robert M., Floyd J. Fowlers, Mick P. Couper, James M. Lepkowski, Eleanor Singer und Roger Tourangeau, 2004: *Survey Methodology*. Hoboken: John Wiley & Sons.
- Gummer, Tobias, 2015: *Multiple Panels in der empirischen Sozialforschung: Evaluation eines Forschungsdesigns mit Beispielen aus der Wahlsoziologie*. Wiesbaden: Springer VS.
- Hartmann, Peter, und Bernhard Schimpl-Neimanns, 1992: Sind Sozialstrukturanalysen mit Umfragedaten möglich? Analyse zur Repräsentativität einer Sozialforschungsumfrage. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 44: S. 315-340.
- Horvitz, Daniel G., und Donovan J. Thompson, 1952: A Generalization of Sampling Without Replacement From a Finite Universe. *Journal of the American Statistical Association* 47: S. 663-685.
- Jesse, Eckard, 2003: Zwei Parteiensysteme? Parteien und Parteiensystem in den alten und neuen Ländern vor und nach der Bundestagswahl 2002. In: Jesse, Eckard (Hg.), *Bilanz der Bundestagswahl 2002 - Voraussetzungen, Ergebnisse, Folgen*. S. 15-36. Opladen/München: Westdeutscher Verlag.
- Kalton, Graham, und Ismael Flores-Cervantes, 2003: Weighting Methods. *Journal of Official Statistics* 19: S. 81-97.
- Keil, Annette, und Christina Holtz-Bacha, 2008: Zielgruppe Frauen – ob und wie die großen Parteien um Frauen werben. In: Holtz-Bacha, Christina (Hg.), *Frauen, Politik und Medien*. S. 235-265. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Kreuter, Frauke, und Kristen Olson, 2011: Multiple Auxiliary Variables in Nonresponse Adjustment. *Sociological Methods & Research* 40: S. 311-332.
- Kroh, Martin, und Martin Spieß, 2008: *Documentation of Sample Sizes and Panel Attrition in the German Socio Economic Panel (SOEP) (1984 until 2007)*. Data Documentation. DIW Berlin. 39.
- Laurie, Heather, und Peter Lynn, 2009: The Use of Respondent Incentives on Longitudinal Surveys. In: Lynn, Peter (Hg.), *Methodology of Longitudinal Surveys*. S. 205-234. Chichester: John Wiley & Sons.
- Lepkowski, James M., und Mick P. Couper, 2002: Nonresponse in the Second Wave of Longitudinal Household Surveys. In: Groves, Robert M., Don A. Dillman, John L. Eltinge und Roderick J. A. Little (Hg.), *Survey Nonresponse*. S. 259-272. New York: John Wiley & Sons.
- Lipps, Oliver, 2007: Attrition in the Swiss Household Panel. *Methoden - Daten - Analysen* 1: S. 45-68.
- Little, Roderick J. A., und Sonya Vartivarian, 2005: Does Weighting for Nonresponse Increase the Variance of Survey Means? *Survey Methodology* 31: S. 161-168.
- Liu, Benmei, David Ferraro, Erin Wilson und J. Michael Brick, 2004: Trimming Extreme Weights in Household Surveys. *Proceedings of the Survey Research Methods Section of the American Statistical Association*: S. 3905-3912.
- Loosveldt, Geert, und Nathalie Sonck, 2008: An Evaluation of the Weighting Procedures for an Online Access Panel Survey. *Survey Research Methods* 2: S. 93-105.
- Lynn, Peter, 2008: Nonresponse. In: De Leeuw, Edith D., Joop J. Hox und Don A. Dillman (Hg.), *International Handbook of Survey Methodology*. S. New York [u.a.]: Lawrence Erlbaum Associates.

- Niedermayer, Oskar, 2001: Bürger und Politik. Politische Orientierungen und Verhaltensweisen der Deutschen. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Rattinger, Hans, 1994: Demographie und Politik in Deutschland: Befunde der repräsentativen Wahlstatistik 1953-1990. In: Klingemann, Hans-Dieter, und Max Kaase (Hg.), Wahlen und Wähler: Analysen aus Anlaß der Bundestagswahl 1990. S. 73-122. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Rattinger, Hans, 2009: Einführung in die politische Soziologie. München: Oldenbourg Verlag.
- Rosenbaum, Paul R., und Donald B. Rubin, 1983: The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika* 70: S. 41-55.
- Roßmann, Joss, und Tobias Gummer, 2015: Using Paradata to Predict and Correct for Panel Attrition. *Social Science Computer Review* online first May 27, 2015: S.
- Roth, Dieter, und Andreas Wüst, 2006: Abwahl ohne Machtwechsel? Die Bundestagswahl 2005 im Lichte langfristiger Entwicklungen. In: Jesse, Eckard, und Roland Sturm (Hg.), Bilanz der Bundestagswahl 2005. Voraussetzungen, Ergebnisse, Folgen. S. 43-70. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Schumann, Siegfried, 2012: Repräsentative Umfrage. München: Oldenbourg Wissenschaftsverlag.
- Steinkopf, Leander, Gerrit Bauer und Henning Best, 2010: Nonresponse und Interviewer Erfolg im Telefoninterview. *Methoden - Daten - Analysen* 4: S. 3-26.
- Sturgis, Patrick, Nick Allum und Ian Brunton-Smith, 2009: Attitudes Over Time: The Psychology of Panel Conditioning. In: Lynn, Peter (Hg.), *Methodology of Longitudinal Surveys*. S. Chichester: John Wiley & Sons.
- Terwey, Michael, Arno Bens, Horst Baumann und Stefan Baltzer, 2007: Elektronisches Datenhandbuch ALLBUS 2006, ZA-Nr. 4500. Köln/Mannheim. GESIS.
- Trappmann, Mark, 2011: Weighting. In: Bethmann, Arne, und Daniel Gebhardt (Hg.), User Guide "Panel Study Labour Market and Social Security" (PASS). FDZ Datenreport. S. 51-61. Nürnberg: Research Data Center of the German Federal Employment Agency at the Institute for Employment Research.
- Vandecasteele, Leen, und Annelies Debels, 2006: Attrition in Panel Data: The Effectiveness of Weighting. *European Sociological Review* 23: S. 81-97.
- Wagner, Corina, Laura Konzelmann und Hans Rattinger, 2012: Is Germany Going Bananas? Life Cycle and Cohort Effects on Party Performance in Germany from 1953 to 2049. *German Politics* 21: S. 274-295.
- Watson, Nicole, und Mark Wooden, 2009: Identifying Factors Affecting Longitudinal Survey Response. In: Lynn, Peter (Hg.), *Methodology of Longitudinal Surveys*. S. 157-181. Chichester: John Wiley & Sons.

Datensätze⁸

- Rattinger, Hans, Sigrid Roßteutscher, Rüdiger Schmitt-Beck, Bernhard Weßels, Steffen Kühnel, Oskar Niedermayer, Bettina Westle, Tatjana Rudi, und Jan Eric Blumenstiel, 2015: Langfrist-Panel 2005-2009-2013 (GLES). GESIS Datenarchiv, Köln. ZA5321 Datenfile Version 2.0.0, doi:10.4232/1.12169
- Rattinger, Hans, Sigrid Roßteutscher, Rüdiger Schmitt-Beck, Bernhard Weßels, Christof Wolf, Tatjana Rudi, und Jan Eric Blumenstiel, 2014: Langfrist-Panel 2009-2013-2017 (GLES 2013). GESIS Datenarchiv, Köln. ZA5322 Datenfile Version 1.0.0, doi:10.4232/1.12060
- Rattinger, Hans, Sigrid Roßteutscher, Rüdiger Schmitt-Beck, Bernhard Weßels, und Christof Wolf, 2014: Vorwahl-Querschnitt (GLES 2013). GESIS Datenarchiv, Köln. ZA5700 Datenfile Version 2.0.0, doi:10.4232/1.12000
- Rattinger, Hans, Sigrid Roßteutscher, Rüdiger Schmitt-Beck, Bernhard Weßels, und Christof Wolf, 2014: Nachwahl-Querschnitt (GLES 2013). GESIS Datenarchiv, Köln. ZA5701 Datenfile Version 2.0.0, doi:10.4232/1.11940
- Rattinger, Hans, Sigrid Roßteutscher, Rüdiger Schmitt-Beck, Bernhard Weßels, und Christof Wolf, 2014: Vor- und Nachwahl-Querschnitt (Kumulation) (GLES2013). GESIS Datenarchiv, Köln. ZA5702 Datenfile Version 2.0.0, doi:10.4232/1.12064
- Rattinger, Hans, Sigrid Roßteutscher, Rüdiger Schmitt-Beck, Bernhard Weßels, und Christof Wolf, 2014: Rolling Cross-Section-Wahlkampfstudie mit Nachwahl-Panelwelle (GLES 2013). GESIS Datenarchiv, Köln. ZA5703 Datenfile Version 2.0.0, doi:10.4232/1.11892
- Rattinger, Hans, Sigrid Roßteutscher, Rüdiger Schmitt-Beck, Bernhard Weßels, und Christof Wolf, 2015: Wahlkampf-Panel 2013 (GLES). GESIS Datenarchiv, Köln. ZA5704 Datenfile Version 3.0.0, doi:10.4232/1.12163
- Rattinger, Hans, Sigrid Roßteutscher, Rüdiger Schmitt-Beck, Bernhard Weßels, und Christof Wolf, 2014: Kandidatenstudie 2013, Befragung, Wahlergebnisse und Strukturdaten (GLES). GESIS Datenarchiv, Köln. ZA5716 Datenfile Version 3.0.0, doi:10.4232/1.12043
- Rattinger, Hans, Sigrid Roßteutscher, Rüdiger Schmitt-Beck, Bernhard Weßels, und Christof Wolf, 2015: Langfrist-Online-Tracking T22 (GLES). GESIS Datenarchiv, Köln. ZA5722 Datenfile Version 3.0.0, doi:10.4232/1.12232
- Rattinger, Hans, Sigrid Roßteutscher, Rüdiger Schmitt-Beck, Bernhard Weßels, und Christof Wolf, 2015: Langfrist-Online-Tracking T23 (GLES). GESIS Datenarchiv, Köln. ZA5723 Datenfile Version 2.0.0, doi:10.4232/1.12421
- Rattinger, Hans, Sigrid Roßteutscher, Rüdiger Schmitt-Beck, Bernhard Weßels, und Christof Wolf, 2015: Langfrist-Online-Tracking T24 (GLES). GESIS Datenarchiv, Köln. ZA5724 Datenfile Version 1.2.0, doi:10.4232/1.12279
- Rattinger, Hans, Sigrid Roßteutscher, Rüdiger Schmitt-Beck, Bernhard Weßels, und Christof Wolf, 2015: Langfrist-Online-Tracking T25 (GLES). GESIS Datenarchiv, Köln. ZA5725 Datenfile Version 2.1.0, doi:10.4232/1.12280

⁸ Aufsteigend nach ZA-Nummern sortiert.

-
- Rattinger, Hans, Sigrid Roßteutscher, Rüdiger Schmitt-Beck, Bernhard Weßels, und Christof Wolf, 2015: Langfrist-Online-Tracking T26 (GLES). GESIS Datenarchiv, Köln. ZA5726 Datenfile Version 1.1.0, doi:10.4232/1.12281
- Roßteutscher, Sigrid, Rüdiger Schmitt-Beck, Harald Schoen, Bernhard Weßels, und Christof Wolf, 2015: Langfrist-Online-Tracking T27 (GLES). GESIS Datenarchiv, Köln. ZA5727 Datenfile Version 1.1.0, doi:10.4232/1.12282
- Roßteutscher, Sigrid, Rüdiger Schmitt-Beck, Harald Schoen, Bernhard Weßels, und Christof Wolf, 2015: Langfrist-Online-Tracking T28 (GLES). GESIS Datenarchiv, Köln. ZA5728 Datenfile Version 2.0.0, doi:10.4232/1.12358
- Roßteutscher, Sigrid, Rüdiger Schmitt-Beck, Harald Schoen, Bernhard Weßels, und Christof Wolf, 2015: Langfrist-Online-Tracking T29 (GLES). GESIS Datenarchiv, Köln. ZA5729 Datenfile Version 1.0.0, doi:10.4232/1.12368
- Rattinger, Hans, Sigrid Roßteutscher, Rüdiger Schmitt-Beck, Bernhard Weßels, und Christof Wolf, 2015: Langfrist-Online-Tracking zur Landtagswahl Sachsen 2014 (GLES). GESIS Datenarchiv, Köln. ZA5738 Datenfile Version 2.0.0, doi:10.4232/1.12283
- Rattinger, Hans, Sigrid Roßteutscher, Rüdiger Schmitt-Beck, Bernhard Weßels, und Christof Wolf, 2015: Langfrist-Online-Tracking zur Landtagswahl Brandenburg 2014 (GLES). GESIS Datenarchiv, Köln. ZA5739 Datenfile Version 2.0.0, doi:10.4232/1.12284
- Rattinger, Hans, Sigrid Roßteutscher, Rüdiger Schmitt-Beck, Bernhard Weßels, und Christof Wolf, 2015: Langfrist-Online-Tracking zur Landtagswahl Thüringen 2014 (GLES). GESIS Datenarchiv, Köln. ZA5740 Datenfile Version 2.0.0, doi:10.4232/1.12285

Appendix

Tabelle 1: Gewichtungsfaktoren im Vorwahl-Querschnitt (ZA5700)

Gewicht	N	Min.	Max.	1% Perzentil	99% Perzentil
Ost-/West Gewicht (w_ow)	2.003	0,558	1,266	0,558	1,266
Transformationsgewicht (w_tran)	2.003	0,565	3,391	0,565	2,351
Kombination Transformations- und Ost/West-Gewicht (w_trow)	2.003	0,328	4,293	0,328	2,862
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht, gesamt (mit Tran.- & mit OW-Gewicht) (w_ipfges_1)	2.003	0,172	5,000	0,210	3,583
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht, gesamt (ohne Tran.- & mit OW-Gewicht) (w_ipfges_2)	2.003	0,260	2,487	0,289	2,203
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht, Ost (mit Transformationsgewicht) (w_ipfost_1)	753	0,332	4,223	0,332	2,814
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht, Ost (ohne Transformationsgewicht) (w_ipfost_2)	753	0,523	2,099	0,523	1,839
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht, West (mit Transformationsgewicht) (w_ipfwes_1)	1.250	0,261	4,910	0,293	3,307
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht, West (ohne Transformationsgewicht)(w_ipfwes_2)	1.250	0,410	2,151	0,410	1,974

Tabelle 2: Gewichtungsfaktoren im Nachwahl-Querschnitt (ZA5701)

Gewicht	N	Min.	Max.	1% Perzentil	99% Perzentil
Ost-/West Gewicht (w_ow)	1.908	0,545	1,284	0,545	1,284
Transformationsgewicht (w_tran)	1.908	0,552	2,758	0,552	2,308
Kombination Transformations- und Ost/West-Gewicht (w_trow)	1.908	0,315	3,542	0,315	2,834
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht, gesamt (mit Tran.- & mit OW) (w_ipfges_1)	1.908	0,181	4,881	0,195	3,705
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht, gesamt (ohne Tran.- & mit OW) (w_ipfges_2)	1.908	0,297	2,761	0,307	2,662
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht, Ost (mit Transformationsgewicht) (w_ipfost_1)	734	0,342	3,887	0,354	3,296
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht, Ost (ohne Transformationsgewicht) (w_ipfost_2)	734	0,534	2,282	0,534	2,282
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht, West (mit Transformationsgewicht) (w_ipfwes_1)	1.174	0,290	4,377	0,311	3,417
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht, West (ohne Transformationsgewicht)(w_ipfwes_2)	1.174	0,496	2,273	0,496	2,177

Tabelle 3: Gewichtungsfaktoren im Vor- und Nachwahl-Querschnitt, Kumulation (ZA5702)

Gewicht	N	Min.	Max.	1% Perzentil	99% Perzentil
Ost/WestGewicht (w_ow)	3.911	0,545	1,284	0,545	1,284
Transformationsgewicht (w_tran)	3.911	0,552	3,391	0,552	2,308
Kombination Transformations- und Ost/West-Gewicht (w_trow)	3.911	0,315	4,293	0,315	2,862
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht, gesamt (mit Tran.- & mit OW) (w_ipfges_1)	3.911	0,183	5,000	0,192	3,712
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht, gesamt (ohne Tran.- & mit OW) (w_ipfges_2)	3.911	0,288	2,620	0,293	2,420
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht, Ost (mit Transformationsgewicht) (w_ipfost_1)	1.487	0,340	4,099	0,346	3,074
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht, Ost (ohne Transformationsgewicht) (w_ipfost_2)	1.487	0,539	1,992	0,539	1,944
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht, West (mit Transformationsgewicht) (w_ipfwes_1)	2.424	0,286	5,000	0,296	3,315
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht, West (ohne Transformationsgewicht) (w_ipfwes_2)	2.424	0,463	2,159	0,463	1,980
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht, gesamt (mit Trans./mit OW-Gewicht) Vorwahl und Nachwahl (vn_w_ipfges_1)	3.911	0,172	5,000	0,195	3,705
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht, gesamt (ohne Trans./mit OW-Gewicht) Vorwahl und Nachwahl (vn_w_ipfges_2)	3.911	0,260	2,761	0,293	2,471
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht, Ost (mit Transformationsgewicht) Vorwahl und Nachwahl (vn_w_ipfost_1)	1.487	0,332	4,223	0,342	3,228
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht, Ost (mit Transformationsgewicht) Vorwahl und Nachwahl (vn_w_ipfost_2)	1.487	0,523	2,282	0,523	2,225
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht, West (mit Transformationsgewicht) Vorwahl und Nachwahl (vn_w_ipfwes_1)	2.424	0,261	4,910	0,309	3,307
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht, West (ohne Transformationsgewicht) Vorwahl und Nachwahl (vn_w_ipfwes_2)	2.424	0,410	2,273	0,465	2,106

Tabelle 4: Gewichtungsfaktoren im RCS (ZA5703)

Gewicht	N	Min.	Max.	1% Perzentil	99% Perzentil
Transformationsgewicht (gesamt) (w-trang)	7.882	0,063	7,540	0,209	2,513
Transformationsgewicht (Woche) (w_tranw)	7.882	0,062	7,515	0,207	2,532
Transformationsgewicht (Tag) (w_trant)	7.882	0,060	7,395	0,194	2,599
Bildungsgewicht mit Transformationsgewicht (gesamt) (w_bil1g)	7.882	0,038	5,000	0,126	3,420
Bildungsgewicht ohne Transformationsgewicht (gesamt) (w_bil2g)	7.882	0,584	1,395	0,584	1,395
Bildungsgewicht mit Transformationsgewicht (Woche) (w_bil1w)	7.882	0,038	5,000	0,124	3,422
Bildungsgewicht ohne Transformationsgewicht (Woche) (w_bil2w)	7.882	0,562	1,448	0,562	1,448
Bildungsgewicht mit Transformationsgewicht (Tag) (w_bil1t)	7.882	0,036	5,000	0,119	3,305
Bildungsgewicht ohne Transformationsgewicht (Tag) (w_bil2t)	7.882	0,479	1,760	0,481	1,728
Soziodemographisches Gewicht mit Transformationsgewicht (gesamt) (w_soz1g)	7.882	0,031	5,000	0,129	3,607
Soziodemographisches Gewicht ohne Transformationsgewicht (gesamt) (w_soz2g)	7.882	0,436	1,675	0,436	1,675
Soziodemographisches Gewicht mit Transformationsgewicht (Woche) (w_soz1w)	7.882	0,029	5,000	0,121	3,610
Soziodemographisches Gewicht ohne Transformationsgewicht (Woche) (w_soz2w)	7.882	0,386	1,860	0,407	1,860
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht mit Transformationsgewicht (gesamt) (w_ipf1g)	7.882	0,024	5,000	0,094	4,727
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht ohne Transformationsgewicht (gesamt) (w_ipf2g)	7.882	0,348	5,000	0,348	3,676
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht mit Transformationsgewicht (Woche) (w_ipf1w)	7.882	0,023	5,000	0,093	4,799
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht ohne Transformationsgewicht (Woche) (w_ipf2w)	7.882	0,267	5,000	0,297	3,948
Panelgewicht mit Transformationsgewicht (gesamt) (w_panel1)	5.353	0,763	4,868	0,787	1,819
Panelgewicht ohne Transformationsgewicht (gesamt) (w_panel2)	5.353	0,760	5,303	0,783	1,835

Tabelle 5: Gewichtungsfaktoren im WKP (ZA5704)

Gewicht	N	Min.	Max.	1% Perzentil	99% Perzentil
Sozial- und regionalstrukturelles Querschnittsgewicht (Anpassung MZ2012) (wei_mz)	5.256	0,605	3,649	0,605	3,504
Sozial- und regionalstrukturelles Querschnittsgewicht (Anpassung Onliner) (wei_on)	5.256	0,710	1,671	0,710	1,671
Panelgewicht (Welle 2) (wei_w2)	4,598	0,884	2,897	0,894	1,513
Panelgewicht (Welle 3) (wei_w3)	4,432	0,931	1,645	0,935	1,168
Panelgewicht (Welle 4) (wei_w4)	4,355	0,949	2,188	0,954	1,322
Panelgewicht (Welle 5) (wei_w5)	4,257	0,944	4,125	0,951	1,310
Panelgewicht (Welle 6) (wei_w6)	4,112	0,944	3,136	0,950	1,398
Panelgewicht (Welle 7) (wei_w7)	4,231	0,969	2,781	0,972	1,219

Tabelle 6: Gewichtungsfaktoren in der Kandidatenstudie (ZA5716)

Gewicht	N	Min.	Max.	1% Perzentil	99% Perzentil
Grundgewicht (Kandidaten) (wei_kandi)	1.137	0,659	1,895	0,661	1,591
Grundgewicht (Mandatsträger) (wei_mdb)	232	0,520	1,714	0,631	1,648

Tabelle 7: Gewichtungsfaktoren im Langfrist-Panel 2005-2009-2013 (ZA5321)

Gewicht	N	Min.	Max.	1% Perzentil	99% Perzentil
Gewicht: Ost/West (wei_ow)	2.540	0,625	1,198	0,625	1,198
Sozial-/regionalstrukturelles Gewicht (wei_ipf)	2.540	0,338	4,728	0,338	3,984
Transformationsgewicht (wei_tran)	2.540	0,425	4,141	0,425	2,553
Panelgewicht, mit Transformationsgewicht (fwei_panel1)	686	0,442	12,298	0,478	4,675
Panelgewicht, ohne Transformationsgewicht (fwei_panel2)	686	0,451	7,543	0,485	3,951
Panelgewicht, mit Transformationsgewicht (jwei_panel1)	491	0,632	5,048	0,662	3,085
Panelgewicht, ohne Transformationsgewicht (jwei_panel2)	491	0,649	5,051	0,680	3,010

Tabelle 8: Gewichtungsfaktoren im Langfrist-Panel 2009–2013–2017 (ZA5322)

Gewicht	N	Min.	Max.	1% Perzentil	99% Perzentil
Gewicht: Ost/West (wei_ow)	4.974	0,608	1,217	0,608	1,217
Transformationsgewicht (wei_tran)	4.974	0,544	3,263	0,544	2,236
Sozial- & regional. Gewicht, Gesamt (mit Transformationsgewicht) (wei_ipfges_1)	4.974	0,205	4,827	0,24	2,967
Sozial- & regional. Gewicht, Gesamt (ohne Transformationsgewicht) (wei_ipfges_2)	4.974	0,387	1,713	0,411	1,713
Panelgewicht, mit Transformationsgewicht (jwei_panel1)	1.162	0,382	11,923	0,420	3,617
Panelgewicht, ohne Transformationsgewicht (jwei_panel2)	1.162	0,393	11,636	0,429	3,573

Tabelle 9: Gewichtungsfaktoren im Langfrist-Online-Tracking T22 (ZA5722)

Gewicht	N	Min.	Max.	1% Perzentil	99% Perzentil
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (MZ2012, mit Zeitunterschreitern) (wei_mzz)	1.049	0,316	4,999	0,316	3,490
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (MZ2012, ohne Zeitunterschreiter) (wei_mzoz)	944	0,323	4,999	0,323	3,148
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (Online, mit Zeitunterschreitern) (wei_onz)	1.049	0,268	2,248	0,268	1,861
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (Online, ohne Zeitunterschreiter) (wei_onoz)	944	0,265	2,281	0,265	1,923

Tabelle 10: Gewichtungsfaktoren im Langfrist-Online-Tracking T23 (ZA5723)

Gewicht	N	Min.	Max.	1% Perzentil	99% Perzentil
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (MZ2012, mit Zeitunterschreitern) (wei_mzz)	1.023	0,367	3,729	0,367	3,181
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (MZ2012, ohne Zeitunterschreiter) (wei_mzoz)	920	0,362	3,533	0,378	2,963
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (Online, mit Zeitunterschreitern) (wei_onz)	1.023	0,498	2,012	0,498	1,924
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (Online, ohne Zeitunterschreiter) (wei_onoz)	920	0,493	1,998	0,507	1,791

Tabelle 11: Gewichtungsfaktoren im Langfrist-Online-Tracking T24 (ZA5724)

Gewicht	N	Min.	Max.	1% Perzentil	99% Perzentil
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (MZ2012, mit Zeitunterschreibern) (wei_mzz)	1.044	0,427	4,407	0,431	2,954
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (MZ2012, ohne Zeitunterschreiber) (wei_mzoz)	939	0,446	3,866	0,453	2,890
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (Online, mit Zeitunterschreibern) (wei_onz)	1.044	0,552	1,904	0,580	1,759
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (Online, ohne Zeitunterschreiber) (wei_onoz)	939	0,577	1,725	0,605	1,660

Tabelle 12: Gewichtungsfaktoren im Langfrist-Online-Tracking T25 (ZA5725)

Gewicht	N	Min.	Max.	1% Perzentil	99% Perzentil
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (MZ2012, mit Zeitunterschreibern) (wei_mzz)	1.011	0,406	4,646	0,406	2,914
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (MZ2012, ohne Zeitunterschreiber) (wei_mzoz)	909	0,438	4,292	0,438	2,734
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (Online, mit Zeitunterschreibern) (wei_onz)	1.011	0,552	2,083	0,620	1,801
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (Online, ohne Zeitunterschreiber) (wei_onoz)	909	0,571	2,227	0,593	1,760

Tabelle 13: Gewichtungsfaktoren im Langfrist-Online-Tracking T26 (ZA5726)

Gewicht	N	Min.	Max.	1% Perzentil	99% Perzentil
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (MZ2012, mit Zeitunterschreibern) (wei_mzz)	1.019	0,409	4,718	0,409	3,611
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (MZ2012, ohne Zeitunterschreiber) (wei_mzoz)	917	0,428	4,701	0,428	3,552
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (Online, mit Zeitunterschreibern) (wei_onz)	1.019	0,637	1,965	0,637	1,813
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (Online, ohne Zeitunterschreiber) (wei_onoz)	917	0,687	1,958	0,687	1,872

Tabelle 14: Gewichtungsfaktoren im Langfrist-Online-Tracking T27 (ZA5727)

Gewicht	N	Min.	Max.	1% Perzentil	99% Perzentil
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (MZ2012, mit Zeitunterschreitern) (wei_mzz)	1.029	0,404	3,635	0,404	2,919
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (MZ2012, ohne Zeitunterschreiter) (wei_mzoz)	926	0,431	3,468	0,431	2,701
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (Online, mit Zeitunterschreitern) (wei_onz)	1.029	0,591	1,909	0,606	1,708
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (Online, ohne Zeitunterschreiter) (wei_onoz)	926	0,641	1,730	0,649	1,580

Tabelle 15: Gewichtungsfaktoren im Langfrist-Online-Tracking T28 (ZA5728)

Gewicht	N	Min.	Max.	1% Perzentil	99% Perzentil
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (MZ2012, mit Zeitunterschreitern) (wei_mzz)	1.019	0,456	4,410	0,456	3,153
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (MZ2012, ohne Zeitunterschreiter) (wei_mzoz)	917	0,416	4,260	0,416	2,926
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (Online, mit Zeitunterschreitern) (wei_onz)	1.019	0,784	1,674	0,784	1,537
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (Online, ohne Zeitunterschreiter) (wei_onoz)	917	0,689	1,981	0,689	1,716

Tabelle 16: Gewichtungsfaktoren im Langfrist-Online-Tracking T29 (ZA5729)

Gewicht	N	Min.	Max.	1% Perzentil	99% Perzentil
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (MZ2012, mit Zeitunterschreitern) (wei_mzz)	1.027	0,528	3,362	0,528	2,875
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (MZ2012, ohne Zeitunterschreiter) (wei_mzoz)	924	0,506	3,080	0,506	2,737
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (Online, mit Zeitunterschreitern) (wei_onz)	1.027	0,796	1,529	0,796	1,443
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (Online, ohne Zeitunterschreiter) (wei_onoz)	924	0,699	1,648	0,699	1,552

Tabelle 17: Langfrist-Online-Tracking zur Landtagswahl Sachsen 2014 (ZA5738)

Gewicht	N	Min.	Max.	1% Perzentil	99% Perzentil
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (MZ2012, mit Zeitunterschreitern) (wei_mzz)	503	0,195	5,000	0,195	5,000
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (MZ2012, ohne Zeitunterschreiter) (wei_mzoz)	452	0,174	5,000	0,174	5,000
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (Online, mit Zeitunterschreitern) (wei_onz)	503	0,563	1,762	0,684	1,729
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (Online, ohne Zeitunterschreiter) (wei_onoz)	452	0,573	1,766	0,660	1,761

Tabelle 18: Langfrist-Online-Tracking zur Landtagswahl Brandenburg 2014 (ZA5739)

Gewicht	N	Min.	Max.	1% Perzentil	99% Perzentil
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (MZ2012, mit Zeitunterschreitern) (wei_mzz)	507	0,146	5,000	0,146	5,000
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (MZ2012, ohne Zeitunterschreiter) (wei_mzoz)	456	0,110	5,000	0,11	5,000
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (Online, mit Zeitunterschreitern) (wei_onz)	507	0,606	1,561	0,606	1,541
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (Online, ohne Zeitunterschreiter) (wei_onoz)	456	0,577	2,067	0,577	1,644

Tabelle 19: Langfrist-Online-Tracking zur Landtagswahl Thüringen 2014 (ZA5740)

Gewicht	N	Min.	Max.	1% Perzentil	99% Perzentil
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (MZ2012, mit Zeitunterschreitern) (wei_mzz)	504	0,115	5,001	0,115	5,001
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (MZ2012, ohne Zeitunterschreiter) (wei_mzoz)	453	0,125	5,000	0,125	5,000
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (Online, mit Zeitunterschreitern) (wei_onz)	504	0,495	1,772	0,495	1,634
Sozial- und regionalstrukturelles Gewicht (Online, ohne Zeitunterschreiter) (wei_onoz)	453	0,515	1,853	0,515	1,656