

Postmigrantische Gesellschaften: Ost-Migrantische Analogien

Methoden- & Datenbericht

Version 1.1.0 | Januar 2021



Herausgeber

Deutsches Zentrum für Integrations- und Migrationsforschung (DeZIM) e.V.

Forschungsdatenzentrum DeZIM.fdz | Mauerstraße 76 | 10117 Berlin

☎ +49 (0)30 804 928 93 | ✉ fdz@dezim-institut.de

Verantwortlich

Prof. Dr. Naika Foroutan

Prof. Dr. Frank Kalter

Autor*innen

Dr. Markus Schrenker (Humboldt-Universität zu Berlin)

Almuth Lietz (DeZIM-Institut)

Jonas Elis (Universität Duisburg-Essen)

Zitation

Schrenker M., Lietz. A. und J. Elis (2021): *Postmigrantische Gesellschaften: Ost-Migrantische Analogien. Daten- und Methodenbericht (Version 1.1.0)*. Deutsches Zentrum für Integrations- und Migrationsforschung (DeZIM). Berlin.

Gefördert vom:



Abbildungsverzeichnis

1	Zeitlicher Verlauf der Datenerhebung	5
2	Dauer des Interviews in Minuten	6
3	Zuletzt beantwortete Frage bei abgebrochenen Interviews (ZeS)	7
4	Anzahl der benötigten Kontaktversuche	11

Tabellenverzeichnis

1	Projektübersicht	2
2	Fragebogeninhalte	3
3	Stichprobenbericht für die Mobilfunk- und Festnetzstichproben	13
4	Ausschöpfungsprotokoll nach Institut	14
5	Logitmodell zur Vorhersage der ausschließlichen Erreichbarkeit über Mobilfunk	18
6	Anteile der Onlys in der kombinierten Stichprobe	21
7	Alters- und Geschlechtsverteilung in Stichprobe und Grundgesamtheit	23
8	Regionale Stichprobenzusammensetzung	24
9	Verteilung der schulischen Bildungsabschlüsse in Stichprobe und Grundgesamtheit	25
10	Verteilung der beruflichen Bildungsabschlüsse in Stichprobe und Grundgesamtheit	25
11	Anteile der Onlys in der kombinierten Stichprobe nach Redressmentgewichtung	27
12	Kodierung fehlender Werte	28
13	Themenkürzel innerhalb der Variablennamen	29
14	Kodierte Merkmale, generierte Variablen und Kodierlisten	30

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis	i
Tabellenverzeichnis	i
1 Einleitung	1
2 Überblick	2
3 Erhebungsinstrumente	3
3.1 Fragebogeninhalte	3
3.2 Pretests	4
4 Feldphase	5
4.1 Feldzeit	5
4.2 Interviewdauer	5
4.3 Interviewer*innen	7
5 Stichprobendesign & Ausschöpfung	8
5.1 Stichprobendesign	8
5.2 Bereinigte Ausschöpfung	11
6 Gewichtung	15
6.1 Berechnung der Designgewichte	15
6.2 Proportionalisierung der Dual-Frame-Stichprobe	18
6.3 Redressmentgewichtung	21
7 Datenaufbereitung	27
7.1 Kodierung fehlender Werte	27
7.2 Variablennamen, Variablen- & Wertelabels	28
7.3 Kodierung offener Angaben	29
7.4 Anonymisierung	30
Literatur	31

1 Einleitung

Innerhalb des Projekts *Postmigrantische Gesellschaften* des Deutschen Zentrums für Integrations- und Migrationsforschung (DeZIM) untersucht die Studie *Ost-Migrantische Analogien* Parallelen in den Abwertungen benachteiligter Gruppen in Deutschland. Es handelt sich um eine allgemeine Bevölkerungsumfrage mit der deutschsprachigen Bevölkerung als Grundgesamtheit.

Das Erhebungsinstrument der Studie wurde vom Berliner Institut für empirische Integrations- und Migrationsforschung (BIM) entwickelt. Die praktische Durchführung der Studie übernahm das Zentrum für empirische Sozialforschung (ZeS) am Institut für Sozialwissenschaften der Humboldt-Universität zu Berlin. Aufgabe des ZeS war die technische Realisierung des Studienvorhabens, bestehend aus dem Stichprobendesign, der Umsetzung des Fragebogens im CATI-Format, der Schulung der Interviewer*innen, der Durchführung der Feldarbeit sowie Aspekte der Datenedition und der Gewichtung. Aufgrund der Größe der Stichprobe und der zeitlichen Vorgaben, wurde die Feldarbeit zum Teil durch das universitätsnahe Sozialwissenschaftliche Umfragezentrum Duisburg (SUZ) durchgeführt. Die Stichprobe basiert auf einem Dual-Frame-Ansatz nach dem Gabler-Häder-Verfahren und wurde vom Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften (GESIS) bereitgestellt.

Im Rahmen des vom BMFSFJ geförderten Projekts zum Aufbau eines Forschungsdatenzentrums am DeZIM (DeZIM.fdz) werden die Daten in Zusammenarbeit mit den Projektmitarbeiter*innen des Primärforschungsprojekts zum Zweck der Datennachnutzung aufbereitet, anonymisiert sowie dokumentiert und als Campus Use File (CUF) sowie als Scientific Use Files (SUF) zur Verfügung gestellt. Die SUF werden über verschiedene Zugangswege angeboten: via Download (SUF C), per Remote Access Zugang innerhalb der bwCloud (SUF D) sowie On-Site in den Räumlichkeiten des DeZIM-Instituts (SUF E). Der Zugang zu den DeZIM-Daten ist gesetzlich geregelt. Voraussetzung für die Nutzung eines SUF sind ein wissenschaftlicher Forschungszweck, die Anstellung an einer wissenschaftlichen Einrichtung und der Abschluss eines Datennutzungsvertrags. Neben den Datensätzen werden Dokumentationsmaterialien zu den Datensätzen bereitgestellt. Der vorliegende Methoden- und Datenbericht ist neben dem CATI-Fragebogen und den Variablenfragebögen Teil der Dokumentation zur vorliegenden Studie.

Im zweiten Kapitel des vorliegenden Methoden- und Datenberichts werden die zentralen Daten und Arbeitsmodalitäten der Studie in tabellarischer Form zusammengefasst. Danach werden in Kapitel 3 die verwendeten Erhebungsinstrumente, in Kapitel 4 die Feldphase und in Kapitel 5 das Stichprobendesign und die realisierte Ausschöpfung thematisiert. In Kapitel 6 folgt die Berechnung der Gewichte. Eine Beschreibung der einzelnen Schritte der Datenaufbereitung und der Anonymisierung findet sich in Kapitel 7.

2 Überblick

Zur schnelleren Orientierung wird dem Bericht ein kurzer Überblick über die wichtigsten Daten und Arbeitsmodalitäten der Untersuchung voran gestellt.

Tabelle 1: Projektübersicht

Titel	Postmigrantische Gesellschaften: Ost-Migrantische Analogien
Verantwortliche Institution	DeZIM-Institut
Erhebungsinstitute	Zentrum für Empirische Sozialforschung der Humboldt-Universität (ZeS) & Sozialwissenschaftliches Umfragezentrum Duisburg (SUZ)
Förderung	Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend
Projektteam	Naika Foroutan, Frank Kalter, Coşkun Canan, Mara Simon
Grundgesamtheit	Deutschsprachige Wohnbevölkerung über 14 Jahre mit Festnetz- oder Mobilfunkanschluss
Erhebungsmethode	Telefonisches Interview mit CATI
Erhebungszeitraum	7.6.2018 bis 19.1.2019
Stichprobe	Dual-Frame-Stichprobe nach Gabler-Häder-Verfahren; Festnetz und Mobil im Verhältnis 8:2; Oversampling der Stichprobenregion Ostdeutschland
Auswahlverfahren	Last-Birthday in der Festnetzstichprobe
Erhebungsunterlagen	Standardisierter Fragebogen
Interviewdauer	21 Minuten (Median), 22,5 Minuten (Arithmetisches Mittel)
Interviewer*innen	ZeS: 59, SUZ: 105; ca. 44 Interviews pro Interviewer*in
Adressbrutto	$N_{Brutto} = 190.932$
Bereinigter Stichprobenansatz	$N = 55.807$
Auswerbare Interviews	$N = 7.232$
Bereinigte Ausschöpfung	13,0 Prozent; ZeS: 15,3 Prozent; SUZ: 12,0 Prozent
Zitation der Daten (SUF C)	Foroutan, N., Kalter, F., Canan, C. und M. Simon (2021). Postmigrantische Gesellschaften: Ost-Migrantische Analogien. Version: 1.1.0. Deutsches Zentrum für Integrations- und Migrationsforschung (DeZIM). Datensatz. https://doi.org/10.34882/dezim.postmig1.c.1.1.0

3 Erhebungsinstrumente

3.1 Fragebogeninhalte

Der Fragebogen wurde vom BIM entwickelt und im Rahmen von zwei Pretests in enger Abstimmung mit dem ZeS finalisiert. Der Fragebogen umfasst neben den üblichen soziodemografischen Informationen umfangreiche Instrumente zur Erfassung von Abwertungs-, Abwehr- und Anerkennungsprozessen sowie Konzepte zu ihrer Erklärung.

Bei den Fragebogeninstrumenten wurden teilweise Items oder Itembatterien aus anderen Befragungen übernommen oder adaptiert. Die Items zur allgemeinen Einstellung zur Migration (D11) basieren z. B. auf dem *European Social Survey 2014*, die Frage nach dem politischen Interesse (D12) stammt aus dem *ALLBUS* und die Fragebogenbatterie zu den demokratischen Grundüberzeugungen basiert auf Items aus dem *European Social Survey 2014*. Die beiden Items zum Autoritarismus wurden aus der *Kurzskala Autoritarismus (KSA-3)* entnommen (2). Zudem enthält der Fragebogen auch Eigenentwicklungen wie z. B. das Instrument zum Outgroup Minority Threat (OMT).

Tabelle 2: Fragebogeninhalte

Thema	Fragebogennummer
Regionale Herkunft	E2A, E2C, A2, A3
Ostdeutsche vs. westdeutsche Identitäten	A4O, A4W
Political Issues	B1
Religiosität	B3, B4, B4A, XMUS
Ambiguitätstoleranz & Pluralitätsangst	D5
Allgemeine Quotenfrage	B5
Autoritarismus	D6
Etabliertenvorrechte	D8
Allgemeine Einstellungen zu Migration	D11
Politische Einstellungen	D12, D13, D15
Wirtschaftliche & politische/soziale Deprivation	D16, D17
Stereotypisierung von Ostdeutschen, Westdeutschen und Muslim*innen	C1, C2, C3
Outgroup Minority Threat (OMT)	C4
Normative Antinomien	C5
Wahrnehmung mangelnder Anerkennung	D1
Outgroup Kontakte	D4
Spezifische Quotenfrage als Vignette	D21
Standarddemografie	E1 - E32A
Offene Frage zu Bildern von Muslim*innen und Ostdeutschen	D20B

Eine Besonderheit des Fragebogendesigns liegt darin, dass für zentrale Einstellungsmessungen drei experimentelle *Splits* implementiert wurden. In **Split 1** wurden die Befragten randomisiert einer der drei Splitgruppen, Westdeutsche, Ostdeutsche oder Muslim*innen, mit gleicher Auswahlwahrscheinlichkeit zugeordnet, um die Fragen zu Stereotypisierung und Outgroup Kontakten zu beantworten. Im weiteren Verlauf der Befragung wurden Westdeutsche nach ihrem Kontakt mit Ostdeutschen und Ostdeutsche nach ihrem Kontakt mit Westdeutschen befragt. Muslim*innen wurden zu ihrem Kontakt mit Nicht-Muslim*innen und Nicht-Muslim*innen zu ihrem Kontakt mit Muslim*innen befragt. Bei **Split 2** wurden die Befragten, die in Split 1 zu Ostdeutschen oder Muslim*innen befragt wurden, zu Outgroup Mobility Threat (OMT), normativen Antinomien und Wahrnehmung mangelnder Anerkennung erneut zu derselben Gruppe befragt. Personen, die zuvor zu Westdeutschen befragt wurden, wurden randomisiert mit gleicher Auswahlwahrscheinlichkeit auf eine der beiden anderen Gruppen aufgeteilt. Bei **Split 3** wurden die Befragten randomisiert einer der drei Splitgruppen - Ostdeutsche, Frauen oder Migrant*innen - mit gleicher Auswahlwahrscheinlichkeit zugeordnet, um die Fragen zu Quotenregelungen zu beantworten.

3.2 Pretests

Der erste Pretest erfolgte am 17.5.2018 und der zweite am 31.5.2018 unter Feldbedingungen. Die Pretests dienten vor allem dazu, die Interviewdauer, den flüssigen Interviewablauf und das Verständnis der Fragen zu evaluieren. Im ersten Pretest erwies sich die Interviewdauer mit 40 Minuten als deutlich länger als die anvisierte Interviewdauer von 20 Minuten. Diverse Verständnisschwierigkeiten bei den Befragten und eine überdurchschnittlich hohe Abbruchquote von jedem dritten Interview führten zu einer vorzeitigen Beendigung des ersten Pretests nach neun Interviews. Die teilweise kontroversen Themen und der damit einhergehende Diskussionsbedarf unter den Befragten machten eine gründliche Überarbeitung und Kürzung des Fragebogens sowie einen zweiten Pretest unerlässlich. Insbesondere die Fragen zur Stereotypisierung von Ostdeutschen, Muslim*innen und Westdeutschen (C1 - C3), die relativ früh im Interviewverlauf gestellt wurden, erwiesen sich als problematisch. Diese wurden daher gekürzt, teilweise umformuliert und in der Fragebogendramaturgie weiter nach hinten verschoben. Im Rahmen des zweiten Pretests führten sechs erfahrene Interviewer*innen weitere 16 vollständige Interviews durch, drei weitere Interviews mussten abgebrochen werden. Der Median der Befragungsdauer betrug im zweiten Pretest 23 Minuten. Nach weiteren kleinen Modifizierungen im Wording und einzelnen Itemersetzungen, wurde der Interviewablauf insgesamt vom BIM als zufriedenstellend eingestuft.

4 Feldphase

4.1 Feldzeit

Die Feldphase begann am 7.6.2018 an der Humboldt-Universität, während das SUZ Duisburg am 20.8.2018 in die Datenerhebung einstieg. Am 15.1.2019 wurde die Feldarbeit an der HU, am 19.1.2018 am SUZ beendet. Zwischen dem 22.12.2018 und dem 2.1.2019 wurde die Feldarbeit wegen der Feiertage um Weihnachten und Neujahr pausiert. Die Kernzeiten der Interviewdurchführung waren beim ZeS von Montag bis Freitag zwischen 15:30 und 21:00 Uhr und samstags von 12:00 bis 17:00 Uhr, beim SUZ von Montag bis Freitag zwischen 15:00 und 20:30 Uhr und samstags von 12:00 bis 18:00 Uhr. Festnetz- und Mobilfunkstichprobe wurden weitgehend parallel abtelefoniert.

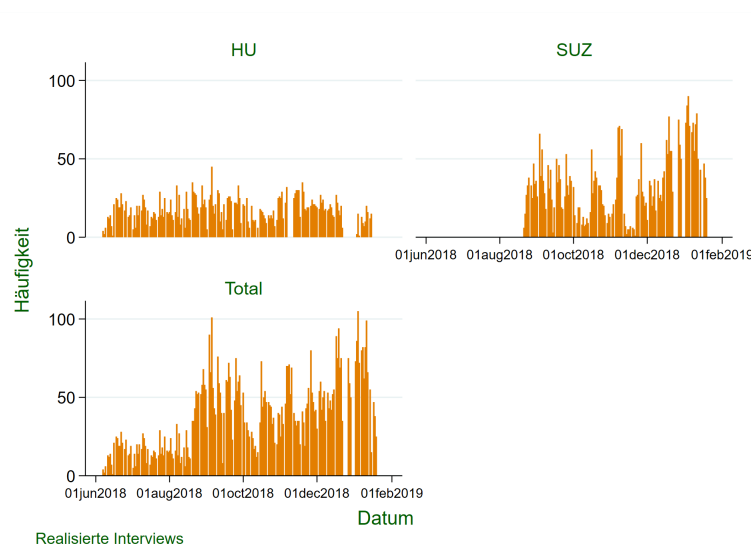


Abbildung 1: Zeitlicher Verlauf der Datenerhebung

4.2 Interviewdauer

Das arithmetische Mittel der Interviewdauer betrug ca. 22,5 Minuten mit einer Standardabweichung von 7 Minuten. Der Median liegt mit 21 Minuten etwas darunter. In 80 Prozent aller Fälle dauerte das Interview zwischen 15 und 32 Minuten. Einzelne extrem lange Interviews von über 60 Minuten sind hierbei nicht berücksichtigt. Die rechtsschiefe Verteilung der Interviewdauern (vgl. Abbildung 2) verweist auf den zusätzlichen Redebedarf bezüglich einzelner Themen des Fragebogens bei einem Teil der Befragten. Die Interviewer*innen waren zwar angehalten die Befragten in diesem Fall wieder in den geplanten Interviewablauf zurückzulenken, was jedoch viel Fingerspitzengefühl erforderte, um keine Abbrüche zu provozieren.

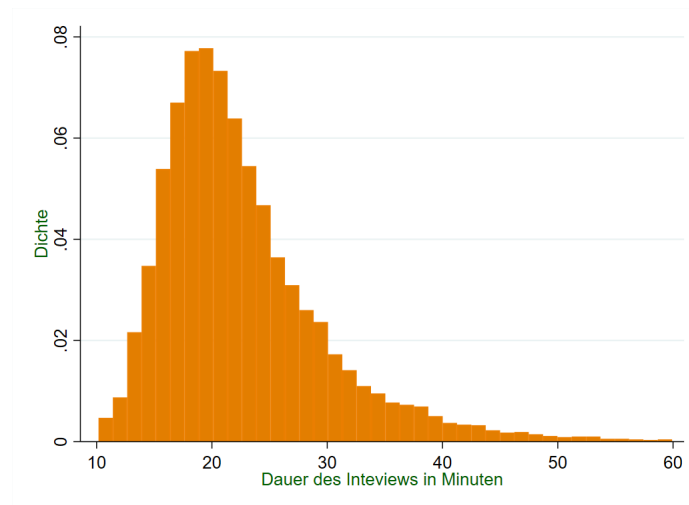


Abbildung 2: Dauer des Interviews in Minuten

Die teilweise langen Interviews haben in Kombination mit der Fragebogenkomplexität und Thematik zu Abbrüchen während des Interviews beigetragen. Knapp 9,7 Prozent aller begonnenen Interviews wurden bei der vorliegenden Erhebung abgebrochen, was jedoch im Vergleich zu thematisch ähnlichen Befragungen nicht als ungewöhnlich hoch anzusehen ist. Abgebrochene Interviews, mit Ausnahme kurzer Verbindungsunterbrechungen, wurden aus methodischen Gründen nicht zu einem späteren Zeitpunkt fortgesetzt, auch wenn bei den Befragten mitunter eine grundsätzliche Bereitschaft erkennbar war. Oberste Priorität war es, Reifungseffekte zu vermeiden und das im Fragebogen enthaltene experimentelle Design nicht zu gefährden. Auffällig sind einige Häufungen der Abbrüche nach bestimmten Fragen, wobei zu beachten ist, dass in Abbildung 3 die zuletzt beantwortete Frage hervorgehoben wird und erst bei der darauf folgenden Frage der Abbruch stattfindet. Gehäufte Abbrüche finden sich direkt bei den Fragen zur regionalen Herkunft zu Beginn des Interviews, nach den Fragen A4O und A4W zur Selbstidentifikation, an die sich der Block B1 zu aktuellen politischen Themen anschließt, unmittelbar nach den Fragen zur Religionszugehörigkeit (B4) im Block D5 (Ambiguitätstoleranz), nach D5 im Block D6 (Autoritarismus), nach D13 im Block D15 (Demokratische Grundüberzeugungen) und nach C2 im Block C4 (Outgroup Mobility Threat). Im standarddemografischen Teil am Ende des Interviews kam es nur selten zu Abbrüchen.

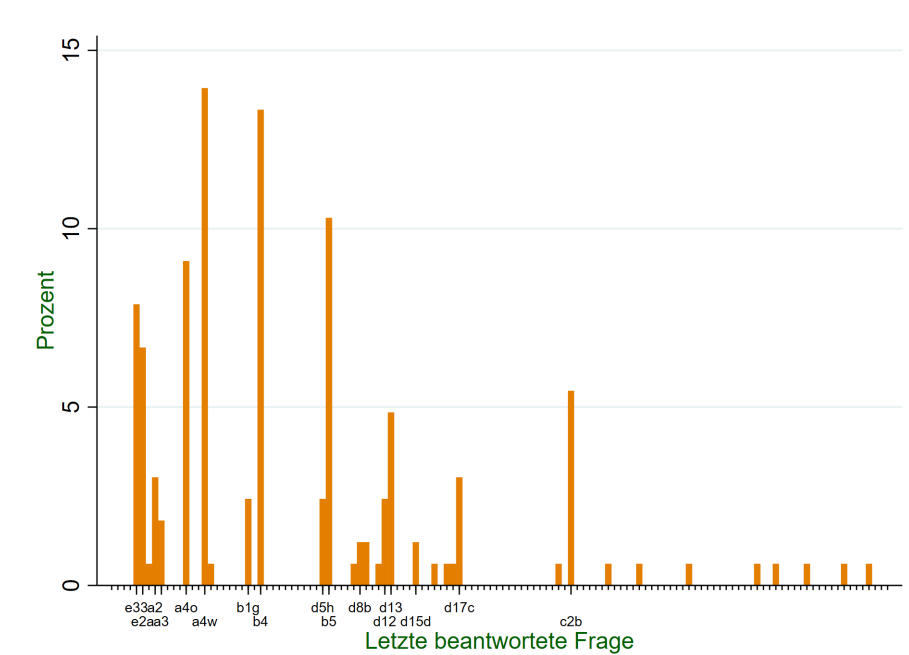


Abbildung 3: Zuletzt beantwortete Frage bei abgebrochenen Interviews (ZeS)

4.3 Interviewer*innen

Für die Befragung wurden insgesamt 164 Interviewer*innen (ZeS: 59; SUZ: 105) eingesetzt. An der Humboldt-Universität waren das überwiegend Studierende der Sozialwissenschaften mit abgeschlossener Methodenausbildung und Erfahrung in der Durchführung telefonischer Interviews. An beiden Erhebungsinstituten wurden die Interviewer*innen sowohl über die allgemeinen Prinzipien von Telefonbefragungen und das geforderte Interviewverhalten, z. B. zur Vermeidung von Abbrüchen geschult, als auch speziell in Bezug auf das Instrument der vorliegenden Untersuchung instruiert. Die Schulung umfasste die ausführliche Besprechung des Fragebogens sowie praktische Übungen, zu denen Selbstinterviews und Probeinterviews gehörten. Die Arbeit der Interviewer*innen in der Feldphase unterlag fortlaufender Supervision, wofür am ZeS eine Supervisorin und am SUZ zwei Supervisor*innen eingesetzt wurden. Neben der Supervision durch stichprobenartiges Mithören erfolgte im Feld eine regelmäßige formale Überprüfung der Daten auf logische Konsistenz sowie ein Monitoring geeigneter Kennzahlen, so dass Interviewer- oder Programmierfehler frühzeitig erkannt und gegebenenfalls behoben werden konnten. Einzelne Interviewer*innen wurden in ihrem Verhalten korrigiert, falls methodische Standards unzureichend beachtet wurden. Die Supervision stand jederzeit für allgemeine und studienspezifische Nachfragen, Rückmeldungen und Nachschulungen zur Verfügung. Ein*e Interviewer*in führte im Mittel 44 vollständige Interviews durch.

5 Stichprobendesign & Ausschöpfung

Ziel der Erhebung ist es, auf die Bevölkerung in Deutschland verallgemeinerbare Aussagen treffen zu können, wobei eine Mindestfallzahl von 7.000 auswertbaren Interviews in der Nettostichprobe realisiert werden sollte. Entscheidend für die Absicherung der Repräsentativität der Ergebnisse ist eine Zufallsauswahl der Befragten aus der Grundgesamtheit. Als Besonderheiten des vorliegenden Erhebungsdesigns ist eine disproportionale Stichprobenziehung zum Zweck des Oversamplings der ostdeutschen Bevölkerung zu beachten sowie die Anwendung eines Dual-Frame-Ansatzes, also einer Kombination von Festnetz- und Mobilfunkstichprobe. Das Oversampling soll feingliedrigere Analysen der ostdeutschen Bevölkerung ermöglichen, die Dual-Frame-Stichprobe einer Untererfassung bestimmter Bevölkerungsgruppen durch den wachsenden Anteil von Personen, die nur mobil zu erreichen sind, entgegenwirken. Im Folgenden werden die Definition der Grundgesamtheit, die Stichprobenziehung im Dual-Frame-Ansatz, die regionale Stratifizierung und die Auswahl der Befragten sowie anschließend die Ausschöpfungsquoten dargestellt.

5.1 Stichprobendesign

Die Grundgesamtheit der vorliegenden Untersuchung ist die in privathaushalten lebende deutschsprachige Wohnbevölkerung über 14 Jahren. Personen, die nicht über für die Beantwortung der Fragen erforderlichen Deutschkenntnisse verfügen, sind somit nicht Teil der Grundgesamtheit. Da keine vollständige Liste aller zur Grundgesamtheit gehörigen Personen inklusive ihrer Telefonnummern existiert, aus der mit einfacher Zufallsauswahl ausgewählt werden kann, haben sich in der empirischen Sozialforschung Verfahren etabliert, mit denen eine möglichst gute Annäherung an eine einfache Zufallsauswahl sichergestellt wird. In der vorliegenden Untersuchung wurde ein Dual-Frame-Ansatz verfolgt, bei dem eine Festnetz- und eine Mobilfunkstichprobe kombiniert werden. Die Kombination beider Auswahlrahmen erscheint angebracht, da in den letzten Jahren der Anteil von Personen zugenommen hat, die nicht über Festnetzanschlüsse erreichbar sind, sondern nur noch über Mobilfunkanschlüsse kontaktiert werden können (Mobile-Onlys). Dieses Vorgehen ist vor allem vor dem Hintergrund einer systematisch abweichenden soziodemografischen Zusammensetzung der Mobile-Onlys gegenüber den Festnetzhaushalten geboten (7, S. 135). Es wurde ein Verhältnis von Festnetz zu Mobil von ca. 80 zu 20 Prozent in der Nettostichprobe angestrebt, wie es in der Literatur empfohlen wird (5, S. 183). Die Festnetzstichprobe wurde nach dem Gabler-Häder-Verfahren gezogen (4). In bekannten 100er Blöcken von Telefonnummern werden die fehlenden Nummern aufgefüllt, so dass im Nummernuniversum auch nicht in Telefonverzeichnissen eingetragene Nummern enthalten sind. Aus diesem Universum

wird dann per einfacher Zufallsauswahl ausgewählt. Festnetzanschlüsse, die sich nach dem ersten Kontakt als nicht zur Grundgesamtheit gehörig herausstellen, weil es sich z. B. um Firmenanschlüsse handelt, werden aussortiert. Da man so zunächst eine Stichprobe der privaten Haushalte erhält, wird in einem zweiten Auswahlschritt mit der Last-Birthday-Methode eine zufällige Auswahl unter den zum Haushalt gehörenden Personen sichergestellt. Befragungsperson innerhalb des Haushaltes ist dann die Person über 14 Jahre, die zuletzt Geburtstag hatte und über ausreichende Deutschkenntnisse verfügt. Ist die Person gerade nicht im Haushalt, werden Termine vereinbart und weitere Kontaktversuche unternommen. Ein Rückgriff auf eine andere Person des Haushaltes ist nicht gestattet, um systematische Verzerrungen in der Stichprobe zu vermeiden, wie z. B. eine Überrepräsentation der nicht-erwerbstätigen Bevölkerung. Die Terminierung von Anrufversuchen vor allem in den Abendstunden unterstützt die Erreichbarkeit der Erwerbsbevölkerung. Bei der Mobilfunkstichprobe handelt es sich um eine einfache Zufallsauswahl aus dem Universum der Mobilfunknummern, das nach dem gleichen Prinzip wie beim Gabler-Häder-Verfahren ermittelt wird.¹ Da man annehmen kann, dass Mobilfunkanschlüsse in der Regel einzelnen Individuen zuordenbar sind, ist kein zweiter Auswahlschritt notwendig (6, S. 18). Gleichwohl können Kontaktpersonen im Mobilfunk aber nicht zur Zielpopulation gehören, wenn es sich beispielsweise um ein ausschließlich dienstlich genutztes Mobiltelefon oder um eine Person unter 14 Jahren handelt. In der realisierten Nettostichprobe hat sich eine Aufteilung von Festnetz zu Mobilfunknummern von 81 zu 19 Prozent ergeben.

Mit dem dargelegten Design ist es möglich, repräsentative Stichproben für die definierte Grundgesamtheit zu ziehen und so auf die deutschsprachige Wohnbevölkerung zu verallgemeinern, wobei sowohl Mobile-Onlys als auch Festnetz-Onlys ausreichend abgedeckt sind. Besonderes Augenmerk richtet sich bei der vorliegenden Erhebung jedoch auf die ostdeutsche Wohnbevölkerung. Da bei bevölkerungsproportionaler Stichprobenziehung detaillierte Analysen für Ostdeutschland an einer gegebenenfalls zu kleinen Fallzahl und damit einhergehenden Teststärke scheitern können, wurde eine regionale Stratifizierung der Stichprobe vorgenommen. Es wurde angestrebt eine Mindestfallzahl von 3.000 Fällen aus der ostdeutschen Stichprobenregion zu realisieren, was einem Anteil von knapp 43 Prozent an der Gesamtstichprobe entspricht. Da Mobilfunknummern nicht regional zuordenbar sind, kann ein solches Oversampling kosteneffizient nur über die Vorwahlen in der Festnetzstichprobe realisiert werden, wobei ganz Berlin

¹Da das Universum möglicher Mobilfunknummern im Verhältnis zum Anteil tatsächlich genutzter Nummern sehr groß ist, wurde vom ZeS vor dem Einsatz der Nummern im Feld mit Hilfe eines HLR-Lookups sichergestellt, dass diese auch im deutschen Mobilfunknetz eingewählt sind. Nicht genutzte Nummern oder Nummern im Roaming werden nicht berücksichtigt bzw. als neutrale Ausfälle klassifiziert. Der HLR-Lookup erfolgte partitioniert jeweils kurz vor dem Einsatz der Nummern im Feld. Für T-Mobile-Nummern war die Durchführung des HLR-Lookups ab Oktober 2018 jedoch nicht mehr möglich.

zur ostdeutschen Stichprobenregion gezählt wird. Festnetzanschlüsse in den ostdeutschen Bundesländern, inklusive ganz Berlin, wurden daher mit knapp 52,8 Prozent stark überproportional in der Festnetzstichprobe berücksichtigt, während bei einfacher Zufallsauswahl ein Anteil von ca. 19,6 Prozent zu erwarten gewesen wäre. Geht man davon aus, dass die Teilnahmebereitschaft in der Mobilfunkstichprobe in Ost- und Westdeutschland gleich ist, sollte sich damit in der Gesamtstichprobe ein Anteil von über 3.000 Befragten (entspricht ca. 43 Prozent) aus der Stichprobenregion Ostdeutschland einstellen. Realisiert wurde letztlich ein Anteil von 43,7 Prozent an der Gesamtstichprobe. Die überzufällig hohe Auswahlwahrscheinlichkeit in der Festnetzstichprobe für die Bevölkerung in Ostdeutschland muss mit einer entsprechenden inversen Gewichtung bei der Auswertung der Daten berücksichtigt werden (siehe Abschnitt zur Gewichtung).

Als Abbruchkriterium für die Auswahl der Befragungsperson waren acht Anrufversuche vorgesehen. Die Kontaktversuche für eine Rufnummer wurden dabei zu unterschiedlichen Tageszeiten und an unterschiedlichen Wochentagen vorgenommen bis ein Kontakt zustande kam. Das Ziel dieses aufwändigen Verfahrens war es, die Ausschöpfung zu optimieren. Im Bedarfsfall wurde über dieses Abbruchkriterium auch deutlich hinausgegangen, wenn z. B. Terminvereinbarungen vorlagen.

Abbildung 4 illustriert, dass über 50 Prozent der vollständigen Interviews bereits spätestens mit dem zweiten Kontaktversuch realisiert wurden, 75 Prozent spätestens mit dem dritten Versuch. Die Teilnahmerate war beim Erstkontakt auf Festnetznummern geringfügig besser als auf Mobilfunknummern, beim zweiten Kontaktversuch auf Mobilfunknummern. Im arithmetischen Mittel ergab sich ein kleiner, aber signifikanter Unterschied in der Anzahl der benötigten Anrufversuche in beiden Auswahlrahmen (2,7 im Mobilfunk vs. 2,5 im Festnetz).

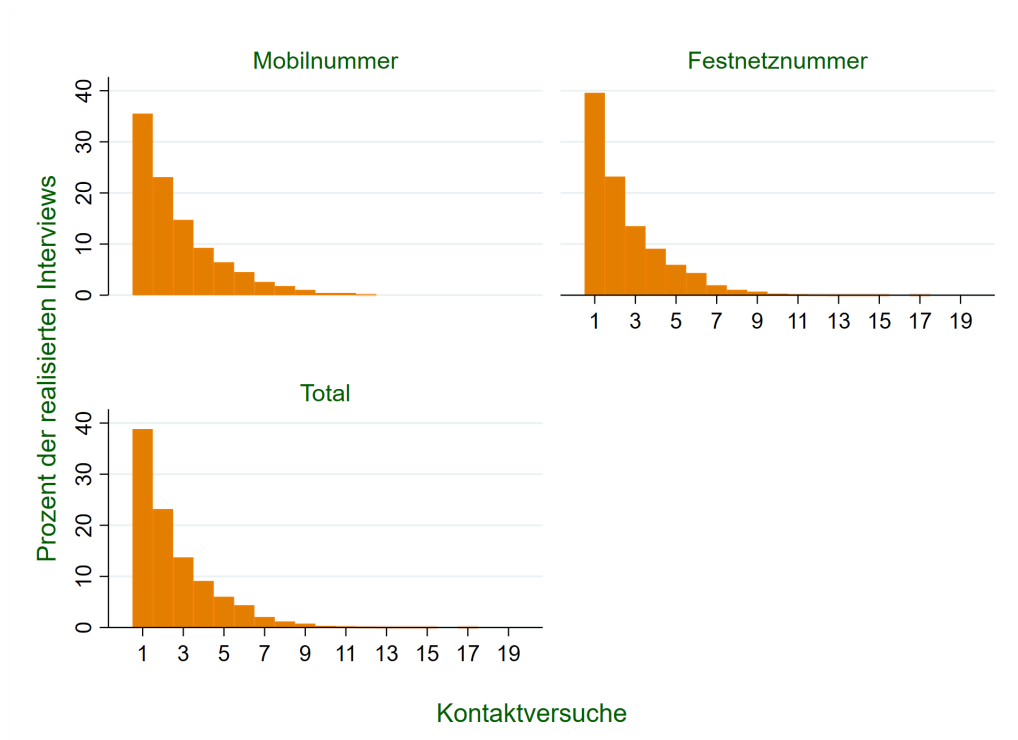


Abbildung 4: Anzahl der benötigten Kontaktversuche

5.2 Bereinigte Ausschöpfung

Für die Beurteilung der Repräsentativität einer Befragung ist die Ausschöpfungsquote ein erster Anhaltspunkt. Je höher die Ausschöpfung ausfällt, umso geringer ist das Potenzial für Stichprobenverzerrungen. Allerdings können auch Befragungen mit einer geringen Ausschöpfung eine hohe Stichprobenqualität aufweisen, solange die zugrunde liegenden Ausfallprozesse zufällig sind.² Für die Berechnung der Ausschöpfung der CATI-Befragung muss nach unterschiedlichen Gründen für das Nichtzustandekommen eines Interviews differenziert werden. Man unterscheidet zwischen qualitätsneutralen Ausfallsgründen und nicht neutralen (oder systematischen) Gründen. Während die neutralen Ausfallsgründe die Zufälligkeit der Auswahl unbeeinflusst lassen (z. B. „kein Anschluss“), können die nicht neutralen Ausfallsgründe zu Stichprobenverzerrungen führen (z. B. „Befragungsperson verweigert“). Es ist daher sinnvoll, die Ausschöpfung nicht als allgemeine, sondern als bereinigte Ausschöpfung zu berechnen, d. h. als Anteil der vollendeten Interviews an dem durch die neutralen Ausfälle bereinigten Bruttoansatz. Allerdings ist zu beachten, dass für einen Teil der Anschlüsse nicht zu bestimmen ist, ob es sich um neutrale oder nicht-neutrale Ausfälle handelt, z. B. wenn trotz wiederholter Anrufe niemand erreicht wurde.

²Tatsächlich sind in den letzten Jahren die Ausschöpfungsquoten bei allgemeinen Bevölkerungsumfragen kontinuierlich gesunken, ohne dass dies gravierende Auswirkungen auf die Stichprobenqualität hatte.

Aus diesem Grund wird der Anteil der neutralen Ausfälle unter den unklaren Ausfallgründen geschätzt. Dazu werden die bekannten neutralen Ausfälle durch den Bruttoansatz abzüglich der unklaren Ausfälle geteilt:

$$\text{Schätzer}_{\text{Neutral/Unklar}} = \frac{\text{Neutrale Ausfälle}}{(N_{\text{Brutto}} - \text{Unklare Ausfälle})}$$

Im Fall der Festnetzstichprobe beträgt der Schätzer für den Anteil neutraler Ausfälle an den unklaren Ausfällen in West- 56,5 Prozent und in Ostdeutschland 59,9 Prozent, in der Mobilfunkstichprobe 88,1 Prozent. Der Schätzer gilt als konservativ, da damit tendenziell die Anzahl neutraler Ausfälle an den Ausfällen insgesamt unterschätzt wird (1). Die auf dieser Basis bereinigte Ausschöpfungsquote stellt somit eine Untergrenze dar. Der hohe Anteil neutraler Ausfälle erklärt sich vor allem aus der Vielzahl nicht genutzter bzw. geschalteter Nummern in den beiden Auswahlrahmen. Während die Anzahl genutzter Nummernblöcke in den letzten Jahren zugenommen hat, hat die Nutzungsdichte innerhalb der Blöcke abgenommen (6, S. 4). Der um neutrale Ausfälle bereinigte Stichprobenansatz beläuft sich daher für die beiden Festnetzstichproben auf insgesamt 46.015 Nummern, für die Mobilfunkstichprobe auf 9.701 Nummern (vgl. Tabelle 3).

Tabelle 3: Stichprobenbericht für die Mobilfunk- und Festnetzstichproben

	Festnetz		Mobil	Gesamt
	West	Ost		
Effektiver Bruttoansatz	60.497	49.186	81.249	190.932
Kein Anschluss, Faxnummer etc.	17.325	17.397	58.499	93.221
Kontaktregel überschritten ohne Kontakt	9.070	7.038	5.572	21.680
Anschlüsse gehören nicht zur Zielperson	3.877	2.870	752	7.499
Sprachprobleme/Auslandsnummer	896	439	779	2.114
Neutrale Ausfälle	31.168	27.744	65.602	124.514
Kont. Frei-/Besetztzeichen ohne Kontakt	2.034	813	1.688	4.535
Kont. Aunrufbeantworter/Mailbox	3.225	1.912	5.011	10.148
Sofort weggedrückt	111	146	53	310
Unklare Ausfälle	5.370	2.871	6.752	14.993
Neutrale Ausfälle unter unklaren Ausfällen (geschätzt)	3.036	1.720	5.946	10.702
Neutrale Ausfälle insgesamt	34.204	29.464	71.548	135.216
Bereinigter Stichprobenansatz	26.293	19.722	9.701	55.716
Zielperson verweigert	5.433	4.336	4.466	14.235
Kontaktperson verweigert	13.674	10.128	2.255	26.057
Offene Termine mit ZP/in Feldzeit nicht erreichbar	1.207	744	364	2.315
Offene Termine mit KP	271	244	292	807
Abgebrochene Interviews	323	289	167	779
Nicht neutrale Ausfälle unter unklaren Ausfällen (geschätzt)	2.334	1.151	806	4.291
Nicht neutrale Ausfälle	23.242	16.892	8.350	48.484
Auswertbare Interviews	3.051	2.830	1.351	7.232
Bereinigte Ausschöpfung	11,6%	14,3%	13,9%	13,0%

Bei der Bewertung der Ausschöpfung ist weiter zu beachten, dass die Themenstellung, Länge und Komplexität der Befragung zu einigen Abbrüchen während des Interviews geführt hat (vgl. Tabelle 3). So kommen auf 7.232 vollständige Interviews 779 Abbrüche (1,4 Prozent bezogen auf den bereinigten Stichprobenansatz), was im Vergleich zu thematisch ähnlichen Befragungen nicht unüblich ist. Obwohl bei einigen dieser Abbrüche eine Wiederaufnahme zu einem späteren Zeitpunkt von Seiten der Befragten möglich gewesen wäre, wurde auf eine Fortsetzung abgebrochener Interviews grundsätzlich verzichtet. Abgebrochene Interviews werden bei der Berechnung der Ausschöpfung als nicht-neutrale Ausfälle gezählt, was somit die Ausschöpfungsquote verringert. Die bereinigte Ausschöpfungsquote liegt in der Mobilfunkstichprobe mit 13,9 Prozent zwischen der Ausschöpfung der Festnetzstichprobe in Ost- mit 14,3 und in Westdeutschland

mit lediglich 11,6 Prozent.³ Die Ausschöpfungsquote für die kombinierte Dual-Frame-Stichprobe liegt bei insgesamt 13,0 Prozent, was angesichts des langen und anspruchsvollen Interviews sowie beständig sinkender Ausschöpfungsquoten in allgemeinen Bevölkerungsumfragen in den letzten Jahren als noch zufriedenstellend einzuschätzen ist.

Tabelle 4: Ausschöpfungsprotokoll nach Institut

	Festnetz		Mobil	Gesamt
	West	Ost		
SUZ				
Effektiver Bruttoansatz	36.243	24.686	31.336	92.265
Neutrale Ausfälle	16.121	12.443	26.076	54.640
Unklare Ausfälle	2.811	461	1.387	4.659
Nicht-Neutrale Ausfälle	15.239	10.158	3.455	28.852
Vollständige Interviews	2.072	1.624	418	4.114
Anteil neutraler Ausfälle unter unklaren Ausfällen (geschätzt)	48,2%	51,4%	87,1%	60,1%
Neutrale Ausfälle unter unklaren Ausfällen (geschätzt)	1.355	237	1.208	2.800
Neutrale Ausfälle insgesamt	17.476	12.680	27.284	57.440
Bereinigter Stichprobenansatz	18.767	12.006	4.052	34.825
Bereinigte Ausschöpfung	11,0%	13,5%	10,3%	12,0%
HU				
Effektiver Bruttoansatz	24.254	24.500	49.913	98.667
Neutrale Ausfälle	15.047	15.301	39.526	69.874
Unklare Ausfälle	2.559	2.410	5.365	10.334
Nicht-Neutrale Ausfälle	5.669	5.583	4.089	15.341
Vollständige Interviews	979	1.206	933	3.118
Anteil neutraler Ausfälle unter unklaren Ausfällen (geschätzt)	69,4%	69,3%	88,7%	79,4%
Neutrale Ausfälle unter unklaren Ausfällen (geschätzt)	1.775	1.669	4.760	8.204
Neutrale Ausfälle insgesamt	16.822	16.970	44.286	78.078
Bereinigter Stichprobenansatz	7.432	7.530	5.627	20.589
Bereinigte Ausschöpfung	13,2%	16,0%	16,6%	15,3%

³Die so berechnete Ausschöpfungsquote entspricht der Response Rate 3 nach AAPOR-Standards (1).

Zwischen den Erhebungsinstituten ergab sich ein Unterschied in den bereinigten Ausschöpfungsquoten von 12,0 Prozent beim SUZ und 15,3 Prozent bei der HU (vgl. Tabelle 4)⁴. Diese Abweichung ist vor allem auf eine höhere Verweigerungsrate beim SUZ zurückzuführen. Auch Abbrüche während des Interviews fanden am SUZ etwas häufiger statt. Die Teilnahmebereitschaft in Ostdeutschland war jedoch bei beiden Erhebungsinstituten höher als in Westdeutschland. Die höchste bereinigte Ausschöpfung wurde mit 16,6 Prozent an der HU in der Mobilfunkstichprobe erreicht, während das SUZ in dieser Stichprobe die niedrigste Ausschöpfung mit lediglich 10,3 Prozent erzielen konnte.⁵

6 Gewichtung

Bei der vorliegenden Nettostichprobe handelt es sich nicht um eine sich selbst gewichtende Stichprobe, da das Stichprobendesign mehrere Abweichungen von der einfachen Zufallsauswahl beinhaltet. Daher ist bei Auswertungen die Verwendung von personenspezifischen Gewichten erforderlich.⁶ Grundlage der Gewichtung bildet ein Designgewicht, welches unterschiedlicheziehungswahrscheinlichkeiten aufgrund von disproportionaler Stichprobenzusammensetzung, Haushaltsgröße und Erreichbarkeit berücksichtigt, eine Proportionalisierung zur Kombination von Festnetz- und Mobilfunkstichprobe im Dual-Frame-Ansatz sowie ein Redressmentgewicht zum Ausgleich von Abweichungen der Stichprobenzusammensetzung von bekannten Merkmalsverteilungen in der Grundgesamtheit.

6.1 Berechnung der Designgewichte

Bei der Generierung der Designgewichte ist zu berücksichtigen, dass einzelne Personen aus der Grundgesamtheit eine unterschiedlich hohe Wahrscheinlichkeit aufweisen, überhaupt kontaktiert zu werden. Diese hängt im Dual-Frame-Ansatz von der Anzahl der Festnetz- und Mobilfunkanschlüsse ab, über die die Person potenziell kontaktiert werden kann sowie davon, ob die Person über den Mobilfunk- oder Festnetzauswahlrahmen kontaktiert wurde (4). Während bei einer Kontaktaufnahme über das Mobilfunknetz das Interview direkt mit der abnehmenden Person geführt werden kann (sofern sie zur Grundgesamtheit gehört), ist bei Kontaktaufnahme über das Festnetz ein weiterer Auswahlsschritt über das Last-Birthday-Verfahren notwendig, womit

⁴Die kombinierte Ausschöpfungsquote kann nicht direkt aus der letzten Spalte der Tabelle 4 ermittelt werden, sondern wird als gewichtetes arithmetisches Mittel der Ausschöpfungsquoten der drei Teilstichproben gebildet.

⁵Die Diskrepanz kann neben der höheren Verweigerungsrate am SUZ evtl. auch auf technische Unterschiede in der Konfiguration der Dialer an beiden Instituten bzw. auf den fehlenden HLR-Lookup am SUZ zurückzuführen sein.

⁶Während die Verwendung des Designgewichts unerlässlich ist, ist die Angemessenheit des Proportionalisierungs- und des Redressmentgewichts davon abhängig, inwieweit man die zugrunde liegenden Annahmen für zutreffend hält.

die Auswahlwahrscheinlichkeit mit der Anzahl der Haushaltspersonen variiert, die zur Grundgesamtheit gehören (7, S. 137).⁷ Somit hängt die Wahrscheinlichkeit einer Person in der Stichprobe enthalten zu sein von der Anzahl der zur Grundgesamtheit gehörenden Personen im Haushalt (z_i), der Anzahl der Festnetznummern mit denen der Haushalt (k_i^F) sowie der Anzahl der Mobilnummern mit denen die Person erreichbar ist (k_i^C) ab.

Um eine zu starke Variation der Gewichte zu vermeiden, wurde als Maximum der berücksichtigten Anschlüsse pro Person für die jeweilige Telefonieart das 95-Prozent-Perzentil festgelegt.⁸ Für Personen, die zur Anzahl der Anschlüsse keine Angabe gemacht haben oder machen konnten, wurde jeweils das arithmetische Mittel eingesetzt (Festnetz: 1,3; Mobil: 1,1).⁹ Bei der Haushaltsgröße erfolgte die Ersetzung fehlender Angaben mit dem Median von zwei Haushaltspersonen.

Zur Berechnung der Auswahlwahrscheinlichkeit muss zudem die Anzahl realisierter Interviews für beide Stichproben auf die Größe des jeweiligen Auswahlrahmens bezogen werden. Die Auswahlrahmen ergeben sich zunächst aus den jeweiligen vergebenen Nummernblöcken, wobei es sich aufgrund der regionalen Stratifizierung der Stichprobe eigentlich um drei Auswahlrahmen handelt, die differenziert werden müssen: Mobilfunk, Festnetz-Ost und Festnetz-West.¹⁰

Die Anzahl der zur Grundgesamtheit zu zählenden Nummern muss geschätzt werden, da in den Auswahlrahmen viele nicht genutzte Nummern enthalten sind und nicht alle Nummern zur Grundgesamtheit gehören, wie z. B. Firmenanschlüsse. Reduziert man die von GESIS berichteten Auswahlrahmen um die geschätzte Anzahl neutraler Ausfälle, so kann man für den Mobilfunkauswahlrahmen¹¹ von 39.248.231 Nummern ausgehen, für den Festnetzauswahlrahmen in Ostdeutschland von 12.453.096 Nummern und in Westdeutschland von 64.484.640 Nummern. Die Berechnung der Auswahlwahrscheinlichkeit π_i erfolgt durch:

⁷Mobiltelefone gelten allgemein als persönliche Gegenstände, die in der Regel nur von einer Person privat genutzt werden.

⁸Im Falle des Festnetzes lag das 95-Prozent-Perzentil bei drei Nummern, bei Mobilfunkanschlüssen bei zwei Nummern. Wenn eine Befragungsperson angab, über drei oder mehr Mobilfunkanschlüsse zu verfügen, ist die Annahme plausibel, dass diese in der Regel nicht gleichzeitig verwendet werden.

⁹Die Angaben der Befragten zur Anzahl der Festnetznummern, über die sie erreicht werden können, gelten als unzuverlässig, da z. B. die Konfiguration der Telefonie-Anlage häufig nicht allen Haushaltsmitgliedern bekannt ist.

¹⁰Laut Angaben von GESIS beinhaltet der unbereinigte Mobilfunkauswahlrahmen 328.710.000 Nummern, der Festnetzauswahlrahmen für die Stichprobenregion Ost- 31.057.300 und für die Stichprobenregion Westdeutschland 148.372.000 Nummern.

¹¹Der relativ kleine Mobilfunkauswahlrahmen angesichts von laut Bitcom Research allein 57 Millionen Smartphone-Nutzer*innen ab 14 Jahren im Jahr 2018 in Deutschland ist darauf zurückzuführen, dass viele Mobilfunknutzer*innen grundsätzlich nicht bei ihnen unbekannten Rufnummern abnehmen und somit praktisch nicht über diesen Weg in die Stichprobe gelangen können. Da in diesen Fällen nie ein Kontakt zustande kommt, gelten diese als unklare Ausfälle.

$$\pi_i = k_i^F \frac{m_r^F}{M_r^F} \frac{1}{z_i} + k_i^C \frac{m^C}{M^C}$$

m_r^F	Zahl der über Festnetznummern erreichten Personen in der Stichprobe (regionalspezifisch)
M_r^F	Nummern im Festnetzauswahlrahmen (regionalspezifisch)
m^C	Zahl der über Mobilfunknummern erreichten Personen in der Stichprobe
M^C	Nummern im Mobilfunkauswahlrahmen

Das Designgewicht ergibt sich aus der Inversen der Auswahlwahrscheinlichkeit, wobei die Gewichte so normiert wurden, dass die Summe der Gewichte der Anzahl realisierter Interviews entspricht. Besonders hohe Gewichte resultieren für Befragte aus Haushalten mit vielen Mitgliedern über 14 Jahren, aber nur einem Festnetzanschluss, besonders kleine Gewichte finden sich bei Alleinlebenden, die über mehrere Festnetznummern und mobil zu erreichen sind. Insgesamt werden unter Kontrolle der ansonsten die Auswahlwahrscheinlichkeit determinierenden Merkmale Befragte aus dem westdeutschen Auswahlrahmen sowie Mobile-Onlys höher gewichtet, Befragte aus dem Festnetzauswahlrahmen werden gegenüber Befragten aus dem Mobilfunkauswahlrahmen geringfügig heruntergewichtet.¹² Die Variable **pm1_gew01** enthält die entsprechenden Designgewichte.

Die Berechnung der Designgewichte beruht auf der Annahme, dass die Realisierungswahrscheinlichkeit eines Interviews nach Berücksichtigung der Anzahl der genutzten Rufnummern gleich hoch ist, was impliziert, dass alle Telefonanschlüsse gleich genutzt werden.¹³ Dagegen spricht der sehr unterschiedliche Gebrauch von Telefonen in der Bevölkerung. Während manche Personen ein Mobiltelefon kaum aktiv verwenden, es selten angeschaltet haben oder nur für die Kommunikation unter Familienangehörigen nutzen, sind andere Personen ausschließlich darüber erreichbar, selbst wenn sie über einen Festnetzanschluss verfügen. Um sich den getroffenen Annahmen anzunähern, wurden die Befragten entsprechend häufig und zu unterschiedlichen Zeiten angerufen. Zu vermuten ist jedoch, dass sich die Realisierungswahrscheinlichkeiten in den vier im vorliegenden Stichprobendesign identifizierbaren Nutzergruppen (Festnetz-Only, Dual-Use via Festnetz, Dual-Use via Mobil und Mobile-Only) auch nach der hier vorgenommenen Designgewichtung noch geringfügig unterscheiden. Das konkrete Nutzungsverhalten der verschiedenen Anschlüsse wäre in einer telefonischen Befragung aber nur mit hohem Aufwand abzufragen, so dass eine weitere Differenzierung der Gewichte in dieser Hinsicht aus forschungspraktischen Gründen unterbleiben muss.¹⁴ Die hier angewendete Designgewichtung stellt inso-

¹²Da eine starke Varianz der Gewichte zu einer Verringerung der effektiven Stichprobengröße führt, wurden die Gewichte in den Extrembereichen auf die Werte des Zehn-Prozent- bzw. 90-Prozent-Perzentils trunziert.

¹³Eine weitere Annahme ist, dass die Wahrscheinlichkeit einer Person auf mehreren Wegen in die Stichprobe zu gelangen vernachlässigbar klein ist (4, 249). Angesichts der Stichprobengröße im Verhältnis zur Größe der Grundgesamtheit erscheint diese Annahme als unproblematisch.

¹⁴Es gibt aufwändige Vorschläge das unterschiedliche Nutzungsverhalten in der Designgewichtung zu berücksichtigen.

fern einen bewährten Kompromiss aus der Berücksichtigung unterschiedlicher Anschlussarten und geringer Belastung der Befragten mit technischen Fragen zum Telefonieverhalten dar.

6.2 Proportionalisierung der Dual-Frame-Stichprobe

Der Dual-Frame-Ansatz hat den Vorteil, dass sowohl Festnetz-Onlys als auch Mobile-Onlys durch die Stichprobe abgedeckt werden. Die fehlende Abdeckung von Mobile-Onlys in einer reinen Festnetzstichprobe kann dazu führen, dass Ergebnisse verzerrt geschätzt werden, wenn diese Eigenschaft mit interessierenden Untersuchungsmerkmalen korreliert ist. Frühere Untersuchungen zeigen z. B., dass Mobile-Onlys eher männlich und jünger sind und einen geringeren sozialen Status aufweisen. Das trifft auch bei der vorliegenden Stichprobe zu (vgl. Tabelle 5).

Tabelle 5: Logitmodell zur Vorhersage der ausschließlichen Erreichbarkeit über Mobilfunk

	<i>b – Koeffizient</i>	<i>z – Wert</i>
West (Ref. Ost inkl. Berlin)	–0,498 **	–3,57
Männlich (Ref. weiblich)	0,492 ***	3,76
Alter	–0,059 ***	–12,56
Schulbildung (Ref. Abitur)		
Noch Schüler	–2,358 ***	–3,84
Hauptschule	0,359	1,58
Realschule/POS	–0,298	–1,71
Ohne Angabe	0,518	0,65
Ohne Abschluss	1,801 **	3,34
Beruflicher Abschluss (Ref. Ohne Abschluss)		
Beruflicher/Fachschulischer	0,145	0,75
Ausbildungsabschluss		
(Fach-)Hochschulabschluss	0,080	0,38
Einkommen in 1.000 Euro	–0,001 ***	–4,43
Konstante	–0,370	1,52
<i>Pseudo – R²</i>	0,143	
<i>N</i>	7.069	

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$; Logit-Modell, unstandardisierte Koeffizienten, designgewichtet

Die Mobile-Onlys sind unter den unter 29-jährigen stark überrepräsentiert, unter den über 39-jährigen unterrepräsentiert, haben seltener einen allgemeinbildenden Schulabschluss, ein geringeres Einkommen und sind überproportional häufig männlich.

Dazu muss jedoch das Nutzungsverhalten im Fragebogen detailliert abgefragt werden, was in den meisten Untersuchungen nicht möglich ist, weil es die Befragungszeit für andere Themen reduziert. Neben den Gruppen der Dual-User und Onlys werden zusätzlich sog. Mainlys unterschiedlich gewichtet (Sand 2015), Personen die hauptsächlich über nur eine bestimmte Art der Telefonie erreicht werden können, auch wenn sie theoretisch in beiden Auswahlrahmen enthalten sind.

Fügt man die Festnetz- und Mobilfunkstichproben zusammen, hat das zur Folge, dass Dual-User, die sowohl mobil als auch über das Festnetz erreichbar sind, mengentheoretisch doppelt enthalten sind. Da sich Dual-User in beiden Auswahlrahmen wiederfinden und die beiden Only-Gruppen nur in jeweils einem, werden die Anteile der beiden Only-Gruppen, die in der Grundgesamtheit vorliegen, nicht mehr korrekt in der kombinierten Stichprobe abgebildet. Die Anteile der Mobile- und Festnetz-Onlys sowie der Dual-User in der Stichprobe müssen durch ein Proportionalisierungsverfahren derart korrigiert werden, dass sie den in der Grundgesamtheit zu erwartenden Verteilungen entsprechen.

Dem hier verwendeten Proportionalisierungsverfahren liegt die Annahme zugrunde, dass die Verhältnisse von Mobile-Onlys zu Dual-User in der Mobilfunkstichprobe sowie von Festnetz-Onlys zu Dual-User in der Festnetzstichprobe jeweils der Verteilung in der Grundgesamtheit entsprechend abgebildet werden.¹⁵ Somit können die Verhältnisse zwischen Onlys und Dual-User in der jeweiligen Teilstichprobe auf die Verhältnisse zwischen Onlys und allen Dual-User in der kombinierten Dual-Frame Stichprobe übertragen werden. Als weitere Bedingung soll die Summe der Gewichte der Fallzahl in der Analysestichprobe entsprechen. Für die gesuchten Transformationsfaktoren (T_M, T_F) gilt:

$$M = M_O * T_M$$

$$D = M_D * T_M$$

$$D = F_D * T_F$$

$$F = F_O * T_F$$

M_O	Anzahl der Mobile-Onlys in der Mobilfunkstichprobe
M_D	Anzahl der Dual-User in der Mobilfunkstichprobe
F_D	Anzahl der Dual-User in der Festnetzstichprobe
F_O	Anzahl der Festnetz-Onlys in der Festnetzstichprobe
T_M	Transformationsfaktor für die Mobilfunkstichprobe
T_F	Transformationsfaktor für die Festnetzstichprobe
D	Anzahl der Dual-User nach der Proportionalisierung
F	Anzahl der Festnetz-Onlys nach der Proportionalisierung
M	Anzahl der Mobile-Onlys nach der Proportionalisierung
N	Gesamtfallzahl der kombinierten Mobilfunk- und Festnetzstichprobe

¹⁵Diese Annahme weicht von dem bei Glemser et al. (5, S. 185, 2014) beschriebenen Proportionalisierungsverfahren ab, in dem angenommen wird, die Ziehungswahrscheinlichkeit der Dual-Use-Gruppen in beiden Teilstichproben können gleichgesetzt werden, weil sie jeweils die gleiche Grundgesamtheit abbilden würden und somit das äßgleiche Potenzialâ aufwiesen. Die Unterstellung gleicher Potenziale ist aber nicht zulässig, da es sich um unterschiedliche Auswahlrahmen handelt und die Wahrscheinlichkeit der Dual-User, in die jeweilige Teilstichprobe zu gelangen, von den jeweiligen Anteilen der Only-Gruppen abhängt. Die Ziehungswahrscheinlichkeiten der Dual-User in beiden Stichproben können folglich nicht gleichgesetzt werden.

Außerdem muss gelten:

$$N = D + F + M$$

Zunächst wird die proportionalisierte Anzahl der Dual-User in der kombinierten Stichprobe ermittelt. Setzt man in die Gleichung obige Gleichungen ein, erhält man:

$$N = D + F_O * \frac{D}{F_D} + M_O * \frac{D}{M_D}$$

Durch Ausklammern und Umstellen ergibt sich für die Anzahl der Dual-User:

$$N = D + (1 + \frac{F_O}{F_D} + \frac{M_O}{M_D})$$

$$D = \frac{N}{1 + \frac{F_O}{F_D} + \frac{M_O}{M_D}}$$

Da nun die Anzahl der Dual-User nach der Proportionalisierung feststeht, lassen sich die Transformationsfaktoren (T_M, T_F) und damit die proportionalisierte Anzahl der Festnetz- und Mobile-Onlys in der Stichprobe ermitteln. Die Proportionalisierungsgewichte ergeben sich für die drei Gruppen Dual-User (D), Mobile-Onlys (M) und Festnetz-Onlys (F) aus einer einfachen Soll-Ist-Gewichtung und werden mit den Designgewichten multiplikativ verknüpft. Im Datensatz werden die resultierenden Gewichte in der Variable **pm1_gew02** bereitgestellt.

Der nach der Proportionalisierung geschätzte Anteil der Mobile-Onlys von 27 Prozent (vgl. Tabelle 6) ist jedoch bedenklich hoch, auch wenn man unterstellt, dass der häufig in Dual-Frame-Stichproben ermittelte Anteil unterschätzt sein dürfte und der Anteil der Mobile-Onlys in den letzten Jahren gerade unter Jüngeren deutlich gestiegen ist.¹⁶ Ursächlich hierfür können gegenläufige Verzerrungen in den Teilstichproben sein, z. B. eine Überrepräsentation Jüngerer in der Mobilfunkstichprobe, unter denen der Anteil der Mobile-Onlys höher ist und die ihr Mobiltelefon auch intensiver nutzen. In einem weiteren Schritt sollen deshalb Abweichungen der Stichprobenszusammensetzung von bekannten Merkmalsverteilungen in der Grundgesamtheit betrachtet und durch eine Redressmentgewichtung korrigiert werden. Der vorläufige Hinweis lautet jedoch, dass die Proportionalisierung ohne Redressment nicht bei Auswertungen verwendet werden sollte.

¹⁶Simulationsergebnisse zeigen, dass das hier verwendete Proportionalisierungsverfahren die Verhältnisse von Only-Nutzer*innen zu Dual-User in der Grundgesamtheit korrekt abbildet, wenn es sich um eine unverzerrte Stichprobe handelt, während das für den ADM entwickelte Vorgehen bei Glemser et al. (5, 2014) bei üblichen Mischungsverhältnissen von Festnetz- zu Mobilfunkstichprobe in der Regel zu einer Unterschätzung der Anteile der Only-Nutzer*innen führt. Der laut ADM (2012) für 2011 berichtete Anteil von 12 Prozent für die Mobile-Onlys dürfte also nicht nur wegen der zunehmenden Zahl der Mobile-Onlys unterschätzt sein.

Tabelle 6: Anteile der Onlys in der kombinierten Stichprobe

	Ungewichtet		Designgewichtet		Designgewichtet mit Prop.	
	N	%	N	%	N	%
Mobile-Onlys	288	4,0	494	6,8	1.974	27,3
Dual-User via Mobil	1.063	14,7	1.215	16,8	934	12,9
Dual-User via Festnetz	5.498	76,0	5.097	70,5	3.918	54,2
Festnetz-Onlys	383	5,3	426	5,9	406	5,6
	7.232	100,0	7.232	100,0	7.232	100,0

6.3 Redressmentgewichtung

Während die Designgewichtung unterschiedliche Auswahlwahrscheinlichkeiten ausgleicht, die sich aufgrund der Abweichung des Stichprobendesigns von der einfachen Zufallsauswahl ergeben, soll die Redressmentgewichtung Stichprobenverzerrungen ausgleichen, die aus der unterschiedlichen Teilnahmebereitschaft verschiedener Bevölkerungsgruppen resultieren. Es liegt nahe, dass das Thema und die Länge des Interviews zu einer höheren Ausschöpfung unter Jüngeren und höher Gebildeten geführt haben, was nicht ungewöhnlich für solche Befragungen ist. Im Folgenden werden Abweichungen der Stichprobenverteilungen von einigen bekannten standarddemografischen Merkmalsverteilungen in der Grundgesamtheit untersucht und schließlich die anhand dieser Kriterien vorgenommene Redressmentgewichtung beschrieben. Zwingende Voraussetzung für eine solche Redressmentgewichtung ist die Verfügbarkeit von zuverlässigen Informationen über die Grundgesamtheit. Als Datengrundlage dienen hierfür die Bevölkerungsfortschreibung 2017 auf Basis des Zensus 2011 und des Mikrozensus. Tatsächlich zeigt ein Abgleich der kombinierten Stichprobenverteilung mit der Grundgesamtheit zunächst im Hinblick auf die Alters- und Geschlechtsverteilung nur geringe Abweichungen (vgl. Tabelle 7). Gegenüber dem erwarteten Verhältnis von Männern und Frauen von 49 zu 51 Prozent, ergibt sich in der Stichprobe ein Verhältnis von 49,2 zu 50,8 Prozent. Auffällig sind jedoch im Detail eine überproportional hohe Teilnahmebereitschaft bei Frauen zwischen 58 und 65 Jahren und eine niedrigere Teilnahmebereitschaft bei den Männern in der Gruppe der 40- bis 49-jährigen. Deutlichere Abweichungen werden erkennbar, wenn man die Festnetz- und Mobilfunkstichproben getrennt betrachtet. In der Mobilfunkstichprobe sind jüngere Männer unter 40 stark überproportional vertreten, während sie in der Festnetzstichprobe stark unterrepräsentiert sind. Ein ähnliches Bild zeigt sich bei den Frauen, wobei die Über- und Unterrepräsentation in den beiden Auswahlframes nicht so aus-

geprägt ist wie bei den Männern. Insbesondere bezüglich der Gruppe der 25- bis 29-jährigen Frauen und Männer lässt sich jedoch konstatieren, dass diese, auch bei der großen Fallzahl, kaum hinreichend durch eine reine Festnetzstichprobe abgedeckt worden wäre. Da sich die Verzerrungen in beiden Teilstichproben des Dual-Frame-Ansatzes gegenläufig darstellen, kommt es aber insgesamt bei dem gegebenen Mischungsverhältnis in der kombinierten Stichprobe zu einer guten Repräsentation der Verteilung in der Grundgesamtheit.

Als nächstes wird die regionale Verteilung der Stichprobe betrachtet (vgl. Tabelle 8). Wie sich bereits anhand der Ausschöpfungsprotokolle erkennen ließ, war die Teilnahmebereitschaft im ostdeutschen Auswahlframe höher als in Westdeutschland, was sich entsprechend auch in der kombinierten Stichprobe niederschlägt und zu einer Überrepräsentation von Befragten aus den meisten ostdeutschen Bundesländern führt. Dieser Bias ist zwar bei beiden Erhebungsinstituten sichtbar, liegt jedoch etwas ausgeprägter in der von der Humboldt-Universität erhobenen Teilmenge der Daten vor. Man kann vermuten, dass die Bekanntheit und Reputation der Humboldt-Universität als alte Ostberliner Universität sich positiv auf die Teilnahmebereitschaft in Ostdeutschland ausgewirkt hat. Unterproportional in der Stichprobe enthalten sind dagegen Befragte aus Baden-Württemberg und Nordrhein-Westfalen.

Tabelle 7: Alters- und Geschlechtsverteilung in Stichprobe und Grundgesamtheit

		Mobil	Festnetz	Kombiniert	GG
Frauen	14-17	0,93	1,74	1,41	2,07
	18-24	6,60	2,12	3,93	4,15
	25-29	5,55	1,44	3,09	3,52
	30-39	7,50	5,51	6,31	7,08
	40-49	5,84	8,31	7,31	7,35
	50-57	4,95	10,02	7,98	7,51
	58-64	5,12	10,61	8,40	5,48
	65-74	3,29	9,47	6,99	6,06
	75 und mehr	1,58	7,75	5,27	7,73
Männer	14-17	1,46	1,86	1,70	2,23
	18-24	10,48	2,13	5,49	4,58
	25-29	9,87	0,81	4,45	3,80
	30-39	11,37	3,73	6,81	7,36
	40-49	6,26	5,20	5,63	7,48
	50-57	7,87	7,29	7,53	7,61
	58-64	6,53	7,24	6,95	5,30
	65-74	3,38	8,33	6,34	5,44
	75 und mehr	1,43	6,41	4,41	5,24
		100,0	100,0	100,0	100,0

Zellenprozente nach proportionalisierter Designgewichtung in der Stichprobe; GG:

Zellenprozente in der Grundgesamtheit laut Bevölkerungsfortschreibung 2017 auf Basis des Zensus 2011

Ein weiterer Abgleich wird zwischen der Verteilung der Bildungsabschlüsse in Stichprobe und Grundgesamtheit vorgenommen. Wie sich in Tabelle 9 zeigt, sind Personen mit (Fach-)Abitur mit fast 22 Prozentpunkten deutlich überrepräsentiert und Personen mit Volks-/Hauptschulabschluss unterrepräsentiert. Diese Verzerrung ist in der Mobilfunkstichprobe noch stärker ausgeprägt. Wie angesichts der Verteilung der schulischen Bildungsabschlüsse zu erwarten ist, ergibt sich auch bei der Verteilung der beruflichen Abschlüsse eine Überrepräsentation von Personen mit höherer Bildung (vgl. Tabelle 10).

Tabelle 8: Regionale Stichprobenzusammensetzung

	Mobil	Festnetz	Kombiniert	GG
Baden-Württemberg	11,01	11,11	11,06	13,29
Bayern	14,57	17,19	15,92	15,73
Berlin	6,57	6,47	6,52	4,34
Brandenburg	4,73	4,14	4,43	3,05
Bremen	0,62	0,64	0,63	0,83
Hamburg	2,96	2,26	2,60	2,20
Hessen	6,56	6,89	6,73	7,53
Mecklenburg-Vorpommern	2,07	2,27	2,17	1,97
Niedersachsen	9,65	8,99	9,31	9,63
Nordrhein-Westfalen	19,39	20,67	20,05	21,64
Rheinland-Pfalz	3,92	3,30	3,60	4,95
Saarland	0,96	1,46	1,21	1,22
Sachsen	6,25	5,25	5,74	4,95
Sachsen-Anhalt	4,24	3,55	3,88	2,73
Schleswig-Holstein	3,22	3,21	3,22	3,51
Thüringen	3,30	2,58	2,93	2,44
	100,0	100,0	100,0	100,0

Zellenprozente nach proportionalisierter Designgewichtung in der Stichprobe;

GG: Zellenprozente in der Grundgesamtheit laut Bevölkerungsfortschreibung 2017 auf Basis des Zensus 2011

Durch die Redressmentgewichtung werden die bestehenden Gewichte so transformiert, dass eine Angleichung der Stichprobenverteilungen an die Randverteilungen der Grundgesamtheit erfolgt und die beschriebenen Stichprobenverzerrungen behoben werden. Alle in diesem Abschnitt betrachteten Merkmalsverteilungen in der Grundgesamtheit fungieren dabei simultan als Soll-Größen auf Bundesebene. Da der Datensatz auch feingliedrigere Analysen auf regionaler Ebene erlauben soll, wurde die Redressmentgewichtung zusätzlich für folgende vergrößerte Merkmalsverteilungen bundeslandspezifisch vorgenommen:¹⁷

- Unter 50-jährige gegenüber Personen ab 50 Jahren in Kombination mit dem Geschlecht
- Personen mit Abitur gegenüber Personen ohne Abitur
- Personen mit gegenüber Personen ohne (Fach-)Hochschulabschluss

¹⁷Um die Streuung der Gewichte wegen kleiner Zellenbesetzungen zu begrenzen, wurden die Stadtstaaten Bremen und Hamburg mit Niedersachsen bzw. Schleswig-Holstein sowie Saarland und Rheinland-Pfalz zusammengefasst.

Tabelle 9: Verteilung der schulischen Bildungsabschlüsse in Stichprobe und Grundgesamtheit

	Mobil	Festnetz	Kombiniert	GG
Noch Schüler	1,97	2,94	2,55	3,60
Volks-/Hauptschule	12,17	13,41	12,91	30,37
Realschule/Polytechnische Oberschule	25,42	32,38	29,59	29,79
(Fach-)Abitur	58,39	50,32	53,56	31,89
Ohne Angabe	0,51	0,48	0,49	0,11
Ohne Abschluss	1,55	0,46	0,90	4,03
	100,0	100,0	100,0	100,0

Zellenprozentage nach proportionalisierter Designgewichtung in der Stichprobe;

GG: Zellenprozentage in der Grundgesamtheit laut Mikrozensus

Die personenspezifischen Redressmentgewichte werden schließlich durch einen iterativen Proportional Fitting Algorithmus (Raking) gebildet (3), wobei ausgehend von der proportionalisierten Designgewichtung die Stichprobenanteile in den einzelnen Zellen durch eine Soll-Ist-Gewichtung wiederholt an die Anteile der Grundgesamtheit angepasst werden, bis sich eine weitgehende Annäherung an die Soll-Größen aus der Grundgesamtheit einstellt. Die resultierenden Gewichte haben einen Erwartungswert von 1 und durften weder kleiner als 0,2 noch größer als 5 werden, da sich mit zunehmender Varianz der Gewichte, die effektive Stichprobengröße verringert. Der geschätzte Anteil der Mobile-Onlys beläuft sich mit der Bereinigung der Stichprobenverzerrungen durch die Redressmentgewichtung nun auf 13,9 Prozent, was als plausibel anzusehen ist (vgl. Tabelle 11).

Tabelle 10: Verteilung der beruflichen Bildungsabschlüsse in Stichprobe und Grundgesamtheit

	Mobil	Festnetz	Kombiniert	GG
Ohne berufl. Abschluss	24,40	15,24	18,92	25,59
Berufl./Fachschul. Ausbildungsabschluss	41,10	48,20	45,34	56,31
(Fach-)Hochschulabschluss	33,52	34,56	34,14	17,56
Ohne Angabe	0,98	2,01	1,59	0,12
	100,0	100,0	100,0	100,0

Zellenprozentage nach proportionalisierter Designgewichtung in der Stichprobe;

GG: Zellenprozentage in der Grundgesamtheit laut Mikrozensus

Bei der Anwendung der Gewichtungsvariablen in Analysen ist Folgendes zu beachten: Während es unerlässlich ist, die Designgewichte zu verwenden, hängt die Brauchbarkeit der weiteren Gewichte von der Plausibilität der zugrunde liegenden Annahmen ab. Unter diesem Gesichtspunkt ist von der Verwendung der Proportionalisierungsgewichtung ohne Redressment abzuraten, da die designgewichtete Stichprobe hinsichtlich der Alters-Geschlechtsverteilung und der Bildungsverteilung nicht unverzerrt ist, wie oben gezeigt worden ist. Inwieweit die hier vorgenommene Redressmentgewichtung genügt, um diese Verzerrungen auszugleichen, ist jedoch nicht endgültig zu beantworten. Die Frage ist, ob es neben den in der Gewichtung berücksichtigten Merkmalen noch weitere Merkmale gibt, die die Teilnahmebereitschaft beeinflussen und mit den jeweils interessierenden Untersuchungsmerkmalen korreliert sind. Die Antwort auf diese Frage kann sich je nach Fragestellung unterscheiden. Mit zunehmender Anzahl berücksichtigter Merkmale erhöht sich jedoch die Varianz der Gewichte und die effektive Stichprobengröße sinkt, was zu größeren Konfidenzintervallen führt. Die Variable **pm1_gew03** berücksichtigt aufgrund ihrer regionalen Ausdifferenzierung die meisten Merkmale in der Gewichtung und führt insofern zu eher konservativen Schätzergebnissen, was in den meisten Fällen angebracht sein dürfte. Problematisch an der regionalspezifischen Gewichtung können jedoch einzelne schwach besetzte Zellen sein, in denen das Gesetz der großen Zahl nicht greift und es zufällig zu sehr großen und sehr kleinen Gewichten kommen kann. Dieser Problematik wurde bei der Konstruktion von **pm1_gew04** entgegengewirkt, indem kleine Bundesländer mit größeren Bundesländern zusammengefasst wurden, so dass alle Zellen mit mindestens 30 Fällen besetzt sind.¹⁶

¹⁶Falls dennoch Bedenken bezüglich schwacher Zellbesetzungen vorliegen, kann für Analysen auf Bundesebene auf die Gewichtungsvariable *pm1_gew04* zurückgegriffen werden, die keine regionalspezifischen Zellen berücksichtigt.

Tabelle 11: Anteile der Onlys in der kombinierten Stichprobe nach Redressmentgewichtung

	Designgewichtet	Designgewichtet mit Prop.	Redressmentgewichtet
Mobile-Onlys	6,8	27,3	13,9
Dual-User via Mobil	16,8	12,9	16,8
Dual-User via Festnetz	70,5	54,2	62,6
Festnetz-Onlys	5,9	5,6	6,8
	100,0	100,0	100,0

7 Datenaufbereitung

Die Angaben der Befragten aus den CATI-Fragebögen wurden durch die beteiligten Erhebungsinstitute in ein computerlesbares Format übertragen. Nach Übergabe der Datensätze durch die Erhebungsinstitute erfolgten die weiteren Datenaufbereitungsschritte durch das Primärforschungsprojekt in Absprache mit dem DeZIM.fdz.

7.1 Kodierung fehlender Werte

Fehlende Werte auf einzelnen Variablen sind durch dreistellige negative Werte kodiert worden (vgl. Tabelle 12). Es wurde dabei einmal unterschieden zwischen fehlenden Werten wegen Nonresponse seitens der Befragten (–999) und der Antwortoption „weiß nicht“ (–998). Weiterhin wurde zwischen fehlenden Werten unterschieden, die aufgrund der Filterführung wegen des Fragebogensplits (–970) oder der generellen Fragebogendramaturgie (–971) für diverse Befragte nicht erhoben wurden. Zuletzt wurde bei der Kodierung der offen erhobenen Angaben die Missingkategorie –969 angewendet, sofern einzelne Angaben keinem Wert der Kodierlisten zugeordnet werden konnten.

Tabelle 12: Kodierung fehlender Werte

Code	Wertelabel
–999	Keine Angabe
–998	Weiß nicht
–970	TNZ: Split
–971	TNZ: Filter
–969	Nicht bestimmbar

7.2 Variablennamen, Variablen- & Wertelabels

Nach Übergabe des Datensatzes durch die beteiligten Erhebungsinstitute wurden alle Variablen mit neuen Bezeichnungen versehen. Mit Ausnahme der generierten Variablen zur Berufsklassifikation sowie der Identifikationsvariablen orientiert sich die Variablenbenennung an einem einheitlichen Schema. Jede Variable setzt sich aus der Wellenerkennung (*pm1*) und einem dreistelligen Buchstabenkürzel zusammen, welches den Themenbereich der entsprechenden Variable kenntlich macht (vgl. Tabelle 13).

Zum Teil sind den Variablen zusätzlich Suffixe angehängt, die Zusatzinformation kennzeichnen, wie die Kenntlichmachung von generierten Variablen (*_g*), offenen Angaben (*_o*) sowie Informationen zu den Befragtengruppen innerhalb der verschiedenen Fragebogensplits¹⁷.

Für die Variablen- und Wertelabels wurden die Formulierungen des Fragebogens übernommen, allerdings z. T. etwas gekürzt. Die Wertelabels entsprechen den Texten der Antwortoptionen aus dem Fragebogen. Für generierte Variablen, die auf bestimmten Klassifikationen basieren, wurden die Namen der Kodierlisten für die Wertelabels übernommen. Die Variablen- und Wertelabels liegen auf Deutsch und auf Englisch vor, wobei im Stata-Format die zweisprachigen Labels im gleichen Datensatz hinterlegt wurden. Der Stata-Befehl *label language* zeigt die hinterlegten Sprachen an und der Befehl *label language en* schaltet die Labelsprache auf Englisch um.

Alle Antwortskalen sind einheitlich aufsteigend angeordnet.

¹⁷ _1 - muslimisch, _2 - ostdeutsch, _3 - westdeutsch.

Tabelle 13: Themenkürzel innerhalb der Variablennamen

Themenkürzel	Themenbereich
soz	Soziodemografie
pol	Politik
idn	Identität
rel	Religion
amt	Ambiguitätstoleranz
plu	Pluralitätsabwehr
quo	Quote
aut	Autoritarismus
eta	Etablierten Vorrechte
mig	Utilitarismus Migration
dem	Demokratische Grundüberzeugungen
dep	Deprivation
ste	Stereotype
omt	Outgroup Mobility Thread
noa	Normative Antinomien
wbn	Wahrnehmung Benachteiligung
ktk	Kontakt
int	Interview
abb	Abbruchgrund
gew	Gewicht
spl	Fragebogensplit

7.3 Kodierung offener Angaben

Es erfolgte eine Kodierung der offen erhobenen Länderangaben, der Angaben zur Staatsbürgerschaft sowie der Berufsangaben. Die offen erhobenen Länderangaben und die Angaben zur Staatsbürgerschaft wurden gemäß der *Staats- und Gebietssystematik 2020* (8) von Destatis verkodet. Für die Berufsangaben wurde die *International Standard Classification of Occupations-08* (ISCO-08) herangezogen. Zudem wurde die *Skala zur Messung des sozioökonomischen Status im internationalen Vergleich* (ISEI-08) sowie die *Standard International Occupational Prestige Scale* (SIOPS) generiert. Die Datensätze enthalten nur noch die kodierten numerischen Variablen. Tabelle 14 listet die kodierten Variablen mit den entsprechenden Kodierlisten auf.

Tabelle 14: Kodierte Merkmale, generierte Variablen und Kodierlisten

Kodierte Merkmale	Variablen	Kodierlisten
Geburtsland	<i>pm1_soz14_g</i>	Staats- und Gebietssystematik 2020 (Destatis)
Geburtsland (Mutter)	<i>pm1_soz20_g</i>	Staats- und Gebietssystematik 2020 (Destatis)
Geburtsland (Vater)	<i>pm1_soz21_g</i>	Staats- und Gebietssystematik 2020 (Destatis)
Staatsbürgerschaft	<i>pm1_soz18_g</i>	Staats- und Gebietssystematik 2020 (Destatis)
Staatsb. (vor Einbürgerung)	<i>pm1_soz19_g</i>	Staats- und Gebietssystematik 2020 (Destatis)
Berufl. Tätigkeit (aktuell)	<i>pm1_soz38_g</i>	ISCO-08
	<i>pm1_isei_1</i>	ISEI-08
	<i>pm1_siops_1</i>	SIOPS
Berufl. Tätigkeit (früher)	<i>pm1_soz39_g</i>	ISCO-08
	<i>pm1_isei_2</i>	ISEI-08
	<i>pm1_siops_2</i>	SIOPS

7.4 Anonymisierung

Das DeZIM.fdz bietet im Rahmen der Studie *Ost-Migrantische Analogien* die erhobenen Daten als anonymisierte Scientific Use Files (SUF) sowie als Campus Use File (CUF) für Lehr- und Übungszwecke an. Der Anonymisierungsgrad ist von den jeweiligen Zugangswegen abhängig. Insgesamt werden die SUF über drei verschiedene Zugangswege angeboten: via Download, per Remote Access innerhalb der bwCloud sowie On-Site in den Räumlichkeiten des DeZIM-Instituts. Je stärker der Zugriff auf die Daten durch den Zugangsweg technisch kontrolliert wird, desto weniger muss die Varianz der Daten durch Aggregation reduziert werden und desto größer bleibt ihr Analysepotential.

Im Rahmen der Studie *Ost-Migrantische Analogien* wurden direkte Identifikatoren, wie Name, Telefonnummer und E-Mail-Adresse in einem separaten Datensatz erfasst und sind in den Datensätzen nicht enthalten. Stattdessen wurden die Daten pseudonymisiert. Was die indirekten Identifikatoren angeht, wurden für die Studie folgende indirekte Identifikatoren identifiziert: Jahresangaben, wie das Geburtsjahr oder das Ankunftsdatum in Deutschland, alle Länderangaben (u.a. Geburtsland der*des Befragten, Geburtsland der Mutter oder des Vaters der*des Befragten), Angaben zur Postleitzahl, die Haushaltsgröße, das offen erhobene Nettoeinkommen, die Berufsangaben sowie die Zugehörigkeit zu einer Glaubensgemeinschaft. Die entsprechenden Variablen wurden - je nach Zugangsweg - entweder aggregiert oder z. T. gelöscht. Offene Angaben gelten ebenso als indirekte Identifikatoren und wurden entweder verkodet oder gelöscht. Beim CUF wurde zusätzlich via Zufallsauswahl eine Substichprobe der Daten gezogen.

Literatur

- [1] AAPOR: *Standard Definitions: Final Dispositions of Case Codes and Outcome Rates for RDD Telephone Surveys*. The American Association for Public Opinion Research, Lenexa, Kansas, 7. Auflage, 2011.
- [2] BEIERLEIN, C., F. ASBROCK, M. KAUFF und P. SCHMIDT: *Die Kurzsкала Autoritarismus (KSA-3): Ein ökonomisches Messinstrument zur Erfassung dreier Subdimensionen autoritärer Einstellungen*. Zusammenstellung sozialwissenschaftlicher Items und Skalen (ZIS).
- [3] DEMING, W. und FREDERICK STEPHAN: *On Least Squares Adjustment of a Sampled Frequency Table When the Expected Marginal Totals Are Known*. The Annals of Mathematical Statistics, 11, 1939.
- [4] GABLER, S. und S. HÄDER: *Die Kombination von Mobilfunk- und Festnetzstichproben in Deutschland*. In: WEICHBOLD, M., J. BACHER und C. WOLF (Herausgeber): *Umfrageforschung: Herausforderungen und Grenzen*. Österreichische Zeitschrift für Soziologie: Sonderheft 9., Seiten 239–252. VS Verlag, Wiesbaden, 2009.
- [5] GLEMSER, A., G. MEIER und C. HECKEL: *Dual-Frame: Stichprobendesign für CATI-Befragungen im mobilen Zeitalter*. In: SOZIALFORSCHUNGSINSTITUTE, ADM ARBEITSKREIS DEUTSCHER MARKT UND (Herausgeber): *Stichprobenverfahren in der Umfrageforschung*, Seiten 167–190. Springer, Wiesbaden, 2014.
- [6] SAND, M.: *Dual-Frame-Telefonstichproben. Entwicklung, Handhabung und Gewichtung*. GESIS-Technical Reports 2014/02, GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften, 2014.
- [7] SAND, M.: *Dual-Frame-Telefonstichproben: Gewichtung im Falle von Device-Specific Non-response*. In: SCHUPP, J. und C. WOLF (Herausgeber): *Nonresponse Bias*, Seiten 167–190. Springer VS, Wiesbaden, 2015.
- [8] STATISTISCHES BUNDESAMT, DESTATIS: *Staats- und Gebietssystematik*, 2020.