



Rico Wittwer, Stefan Hubrich, Sebastian Wittig,
Frank Ließke, Regine Gerike

Nonresponse-Analyse und Gewichtung im Forschungsprojekt „Mobilität in Städten – SrV 2018“



Dresden, im November 2020
<https://tu-dresden.de/srv>



Nonresponse-Analyse und Gewichtung im Forschungsprojekt „Mobilität in Städten – SrV 2018“

Im Auftrag von:

Städten, Verkehrsunternehmen,
Verkehrsverbänden und Bundesländern

Bearbeitet durch

Technische Universität Dresden
Professur für Integrierte Verkehrsplanung
und Straßenverkehrstechnik

PD Dr.-Ing. habil. Rico Wittwer
Dr.-Ing. Stefan Hubrich
Dipl.-Ing. Sebastian Wittig
Dr.-Ing. Frank Ließke
Prof. Dr.-Ing. Regine Gerike

Empfohlene Zitierweise:

Wittwer, R.; Hubrich, S.; Wittig, S.; Ließke, F.; Gerike, R. (2020): Nonresponse-Analyse und Gewichtung im Forschungsprojekt „Mobilität in Städten – SrV 2018“. Technische Universität Dresden. Verfügbar unter <<https://tu-dresden.de/srv>>.

Inhalt

Abbildungsverzeichnis.....	IV
Tabellenverzeichnis.....	V
1 Einleitung.....	1
1.1 Ausgangssituation.....	1
1.2 Ziel- und Aufgabenstellung.....	2
2 Datengrundlagen und Methodik der Nonresponse-Studie.....	4
2.1 Studiendesign und Befragungsmethodik.....	4
2.2 Untersuchungsmerkmale und Fragebogen	14
2.3 Pretest	20
2.4 Datenaufbereitung	20
3 Nonresponse-Analyse.....	26
3.1 Rücklauf und Selektivität der Nonresponse-Stichprobe.....	26
3.2 Methodik der Analyse von Stichprobeneffekten durch Nichtantwortende.....	30
3.3 Antwortbereitschaft und -verhalten.....	31
3.3.1 Ausfallgründe für die Hauptstudie.....	31
3.3.2 Selektivitätsanalyse	34
3.3.3 Deskriptive Nonresponse-Analyse	36
3.3.4 Multivariate Nonresponse-Modelle	47
3.3.5 Ergebnissensitivität durch Nonresponse-Effekte.....	53
3.4 Zusammenführung der Erkenntnisse	57
4 Gewichtung.....	61
4.1 Notwendigkeit der Gewichtung	61
4.2 Eingesetztes Gewichtungsverfahren	61
5 Zusammenfassung.....	66
6 Literatur.....	68
Anhang I – Dokumentation der Antwortquoten	71

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 2-1:	Erhebungsanlage der Nonresponse-Studie	4
Abbildung 2-2:	Ankündigungsschreiben für Haushalte bzw. Personen mit verfügbarer Telefonnummer	8
Abbildung 2-3:	Ankündigungsschreiben für Haushalte bzw. Personen ohne verfügbare Telefonnummer	9
Abbildung 2-4:	Erstes Erinnerungsschreiben für Haushalte bzw. Personen mit verfügbarer Telefonnummer	10
Abbildung 2-5:	Erstes Erinnerungsschreiben für Haushalte bzw. Personen ohne verfügbare Telefonnummer	11
Abbildung 2-6:	Zweites Erinnerungsschreiben für Haushalte bzw. Personen mit verfügbarer Telefonnummer	12
Abbildung 2-7:	Zweites Erinnerungsschreiben für Haushalte bzw. Personen ohne verfügbare Telefonnummer	13
Abbildung 2-8:	Kurzfragebogen der Nonresponse-Erhebung (Vorderseite)	18
Abbildung 2-9:	Kurzfragebogen der Nonresponse-Erhebung (Rückseite).....	19

Tabellenverzeichnis

Tabelle 2-1:	Stichprobenplanung für die Erhebung der Nichtantwortenden des SrV 2018	6
Tabelle 2-2:	Gegenüberstellung wesentlicher Meta-Merkmale der Haupt- und Nonresponse-Befragung.....	14
Tabelle 2-3:	Befragungsmerkmale in der Nonresponse-Befragung im Vergleich zur Hauptstudie des SrV 2018	17
Tabelle 2-4:	Merkmale des gepoolten Datensatzes aus Haupt- und Nonresponse-Studie	24
Tabelle 3-1:	Stichprobenausschöpfung der Nonresponse-Befragung für Adressen ohne Telefonnummer	26
Tabelle 3-2:	Stichprobenausschöpfung der Nonresponse-Befragung für Adressen mit Telefonnummer	27
Tabelle 3-3:	Stichprobenausschöpfung der Nonresponse-Befragung für alle Adressen	28
Tabelle 3-4:	Selektivität der Nonresponse-Stichprobe	29
Tabelle 3-5:	Gründe für die Nichtteilnahme an der Hauptstudie	33
Tabelle 3-6:	Selektivität in der Hauptstudie	35
Tabelle 3-7:	Haushaltszusammensetzung und Fahrzeugausstattung nach Ortsgrößenklassen und in Berlin (Vergleich Haupt- und Nonresponse-Stichprobe).....	39
Tabelle 3-8:	Führerscheinbesitz, Erwerbstätigkeit und formale Bildung nach Ortsgrößenklassen und in Berlin (Vergleich Haupt- und Nonresponse-Stichprobe).....	40
Tabelle 3-9:	Zugang zu Mobilitätswerkzeugen nach Ortsgrößenklassen und in Berlin (Vergleich Haupt- und Nonresponse-Stichprobe).....	41
Tabelle 3-10:	Mobilitätstypen (Mono- und Multimodalität) nach Ortsgrößenklassen und in Berlin (Vergleich Haupt- und Nonresponse-Stichprobe).....	41
Tabelle 3-11:	Anwesenheit am Wohnort und Mobilität am Stichtag nach Ortsgrößenklassen und in Berlin (Vergleich Haupt- und Nonresponse-Stichprobe).....	42
Tabelle 3-12:	Stichtagsbezogene Mobilitätskennziffern nach Ortsgrößenklassen und in Berlin (Vergleich Haupt- und Nonresponse-Stichprobe).....	43
Tabelle 3-13:	Stichtagsbezogene Mobilitätskennziffern nach formaler Bildung (Vergleich Haupt- und Nonresponse-Stichprobe) ...	45
Tabelle 3-14:	Stichtagsbezogene Mobilitätskennziffern für die Altersgruppe 25 bis 64 Jahre nach formaler Bildung (Vergleich Haupt- und Nonresponse-Stichprobe).....	45

Tabelle 3-15: Stichtagsbezogene Mobilitätskennziffern für die Altersgruppe 25 bis 64 Jahre in der Ortsgrößenklasse 100.000 EW bis u. 500.000 EW nach formaler Bildung (Vergleich Haupt- und Nonresponse-Stichprobe).....	46
Tabelle 3-16: Logistische Regressionsmodelle zur Modellierung des Ausfallprozesses und der Nonresponse-Effekte.....	50
Tabelle 3-17: Vergleich von Erhebungsmerkmalen zur Beurteilung der Ergebnissensitivität bei Berücksichtigung der formalen Bildung in der Gewichtung.....	56

1 Einleitung

1.1 Ausgangssituation

Niedrige Stichprobenausschöpfungen in Haushaltsbefragungen zum Verkehrsverhalten und damit ein bedeutender Anteil von Haushalten, der nicht an der Erhebung teilnimmt, sind kein neues Phänomen. Die letzten drei Jahrzehnte sind durch eine stetig sinkende Teilnahmebereitschaft bei Bevölkerungsumfragen gekennzeichnet. Jedoch beeinflussen auch erhebungsspezifische Faktoren sowie die Komplexität der Fragestellungen die Höhe des Rücklaufs und die Stärke der Auswirkung von Teilnahmeeffekten auf die Erhebungsergebnisse.

Die Stichprobenausschöpfung wird nach der Standarddefinition der „American Association for Public Opinion Research“ (AAPOR)¹ als Quotient aus verwertbarer Nettostichprobe der Antwortenden und eingesetzter Bruttostichprobe (Auswahlstichprobe abzüglich stichprobenneutraler Ausfälle) berechnet. Die Ausschöpfung variierte im SrV 2018 nach Untersuchungsraum und Typ der Basisstichprobe (direkte Verfügbarkeit einer Telefonnummer) zum Teil sehr deutlich. Für telefonisch direkt erreichbare Haushalte lag diese zwischen 12 und 30 Prozent, für zunächst nur postalisch erreichbare Haushalte zwischen 6 und 20 Prozent. Damit ergaben sich für die verschiedenen Untersuchungsräume Ausschöpfungsquoten (gesamt) zwischen 8 und 23 Prozent.

Über alle Untersuchungsräume liegt die Stichprobenausschöpfung bei 15 Prozent. Gegenüber den Erhebungsdurchgängen 2013 (23 %) und 2008 (26 %) war damit erneut ein Rückgang zu verzeichnen. Dies liegt einerseits in der weiter gesunkenen Telefonnummernverfügbarkeit begründet. Andererseits bestätigt sich der bereits seit Jahren und Jahrzehnten anhaltende Trend allgemein sinkender Teilnahmebereitschaft bei Bevölkerungsbefragungen².

Die Ausschöpfung wird im Allgemeinen als eines der wichtigsten Bewertungskriterien zur Beurteilung der Datenqualität von Befragungen angesehen. Aufgrund der ständig sinkenden Ausschöpfungsraten ist daher die Frage nach der Qualität des verbleibenden Datenmaterials absolut gerechtfertigt. Die Ausschöpfung als alleiniges Qualitätskriterium ist allerdings irreführend. Sie zeigt zunächst lediglich an, „wie groß der Spielraum für Selektivität durch Nonresponse ist. Sie besagt nichts über die tatsächliche Selektivität“³ und erst recht nichts über die Verzerrung der Schätzfunktionen. Um Reliabilität und Validität der Erhebungsergebnisse sicherzustellen, gewinnt die fundierte Auseinandersetzung mit den Nichtantwortenden einer Befragung immer stärker an Bedeutung.

Stichprobenerhebungen wie „Mobilität in Städten – SrV 2018“ unterliegen grundsätzlich verschiedenen Fehlereinflüssen. Mess- und Datenverarbeitungsfehler werden als Inhaltsfehler gruppiert und gehören neben Erfassungsfehlern (Nonresponse und Fehler im Auswahlrahmen) zur Gruppe der

¹ AAPOR (2011), S. 44.

² Hubrich (2017), S. 2 und Eggs et al. (2018), S. 30.

³ Kaase (1999), S. 104.

Nichtstichprobenfehler. Fehler, die aus der Notwendigkeit zur Ziehung einer Stichprobe (statt der Befragung aller Grundgesamtheitselemente) entstehen, werden hingegen als Stichprobenfehler bezeichnet.⁴

Tritt Selektivität in einem nicht zu vernachlässigenden Maße auf, ist die Stichprobenstruktur verzerrt. Schätzfunktionen ohne Berücksichtigung von Gewichtungsfaktoren führen dann zu einer Abweichung zwischen dem Erwartungswert des Schätzers und der zu schätzenden Größe (sogenannter Bias). Für diesen Fall ist eine Gewichtung unumgänglich.

Die Wirksamkeit der Gewichtung hängt von mehreren Faktoren ab. Eine Gewichtung auf Ebene des Auswahlprozesses zum Ausgleich unterschiedlicher Auswahlwahrscheinlichkeiten ist bei ordnungsgemäßer Stichprobenziehung wirksam. Für die Wirksamkeit der Gewichte zur Korrektur des Ausfallprozesses ist eine notwendige Voraussetzung, dass die Gruppe der Nichtantwortenden innerhalb der zur Anwendung kommenden Gewichtungsschichten kein anderes Verkehrsverhalten zeigt, als die (Sub-)Gruppe der Teilnehmenden in der Hauptstudie. Zur Prüfung dieser Voraussetzung sind eine eigenständige Befragung der Nichtantwortenden und die Erhebung zentraler Verkehrsverhaltensindikatoren unumgänglich.

Können Unterschiede im Verkehrsverhalten der Nichtantwortenden gegenüber den Antwortenden ausgeschlossen bzw. vernachlässigt werden, ist die Aussagekraft der Ergebnisse weitgehend gesichert, da die Ausfallgewichtung die durch Selektivität auftretende Verzerrung der Stichprobenstruktur auszugleichen vermag. Tritt jedoch ein statistisch begründbarer Unterschied im Verkehrsverhalten zwischen Nichtantwortenden und Antwortenden auf, so ist selbst bei Berücksichtigung der Ausfallgewichtung ein Bias für die Ausprägung der Zielgrößen in der Erhebung (Merkmale des Verkehrsverhaltens) zu erwarten. Für diesen Fall wären Überlegungen zur Ermittlung von Korrekturfaktoren anzustellen oder (modellbasierte) Gewichtungsverfahren anzuwenden, die versuchen, originäre Nonresponse-Effekte explizit bei der Bildung von Gewichtungsfaktoren zu berücksichtigen. Für einen solchen Fall wäre darüber hinaus zu prüfen, inwieweit die Veränderung des Gewichtungsverfahrens die Vergleichbarkeit der Ergebnisse negativ beeinflusst.

1.2 Ziel- und Aufgabenstellung

Ziel der Nonresponse-Studie ist es, gesicherte Erkenntnisse darüber zu erlangen, ob und in welchem Umfang die Zuverlässigkeit und Validität der auf Basis von Stichprobenerhebungen gewonnenen Informationen zum Verkehrsverhalten der Wohnbevölkerung durch das Phänomen der Nichtteilnahme eingeschränkt sind.

Die Aufgabenstellung besteht nun darin, zu untersuchen, ob und in welchem Maße Selektivitäten auftreten. Ist dies der Fall, ist anschließend zu prüfen inwieweit die Gruppe der Nichtantwortenden ein anderes Verkehrsverhalten

⁴ Die Einteilung der Fehlerarten orientiert sich an Strecker/Wiegert (1994) und Wittwer (2008). Weiterführende Erläuterungen zur Systematik der Fehlerarten finden sich in Hubrich (2017).

als die der Teilnehmenden der Hauptstudie aufweist. Aufgabe der Nonresponse-Analyse ist es zunächst, Selektivitätsanalysen durchzuführen, um zu prüfen, inwieweit durch Nichtantwortende die Struktur der Stichprobe verzerrt ist.

Durch die Realisierung einer Befragung von Nichtantwortenden der Hauptstudie des SrV 2018 wird die Aufgabe verfolgt, statistisch valide und transparent mögliche Verhaltensunterschiede zwischen Antwortenden und Nichtantwortenden aufzudecken. Dadurch lassen sich gesicherte Kenntnisse erlangen, ob die Stichprobenausfälle zu Verzerrungen der Erhebungsmerkmale führen.

2 Datengrundlagen und Methodik der Nonresponse-Studie

2.1 Studiendesign und Befragungsmethodik

Die zentralen Datengrundlagen für die Nonresponse-Studie stellen die Datensätze der Hauptstudie⁵ der Mobilitätsbefragung „Mobilität in Städten – SrV 2018“ und die der dazugehörigen nachgelagerten Nonresponse-Erhebung dar. Die Planung der Nonresponse-Erhebung begann im vierten Quartal 2018 parallel zur Feldphase der Hauptstudie. Zur Absicherung methodischer Überlegungen zur Nonresponse-Befragung wurde ein Pretest im Januar 2019 durchgeführt. Das Hauptfeld der Nonresponse-Befragung lag im Februar bis Mai 2019.

Nachdem in den Erhebungsdurchgängen 2008 und 2013 erstmals großräumig angelegte Nonresponse-Studien stattfanden, konnte auch für den elften Erhebungsdurchgang eine Befragung der Nichtantwortenden realisiert werden. Das Studiendesign orientierte sich an dem bereits zweimal erfolgreich umgesetzten Vorgehen. Das Design der Nonresponse-Befragung ist demnach auf den Vergleich von aus der Hauptstudie bereits bekannten Merkmalsverteilungen der Antwortendenstichprobe mit noch zu erhebenden Merkmalsverteilungen einer Nichtantwortendenstichprobe angelegt (vgl. Abbildung 2-1). Inwieweit Antwortausfälle dazu führen, dass Merkmalschätzer verzerrt sind, kann nur dadurch beurteilt werden, indem einerseits Selektivitätsanalysen durchgeführt und andererseits die erhobenen Merkmale der Nichtantwortenden aus der Nonresponse-Studie mit denen der Antwortenden der Hauptstudie verglichen werden.

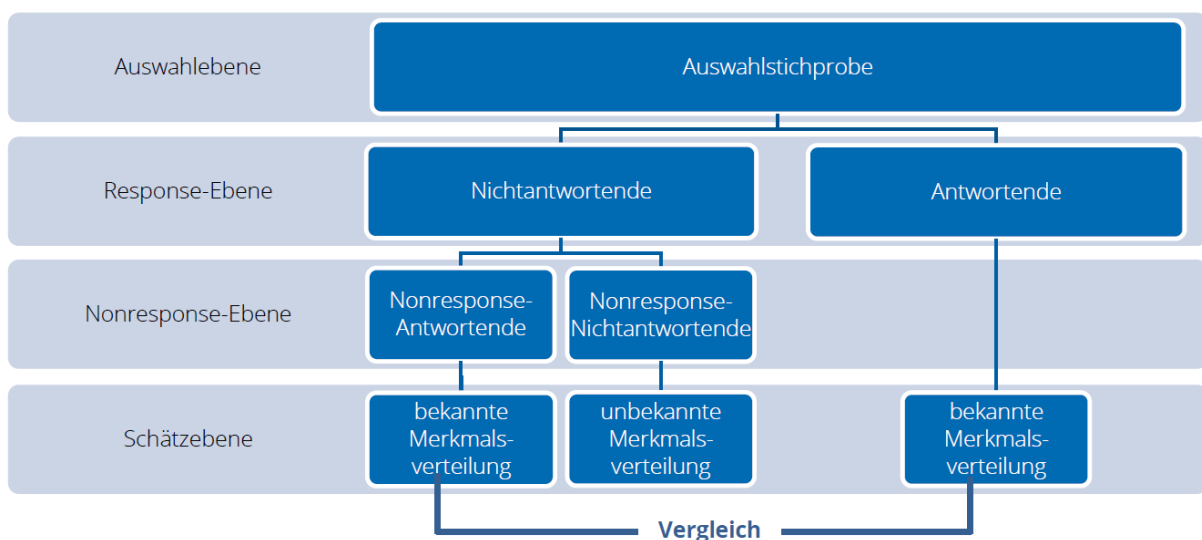


Abbildung 2-1: Erhebungsanlage der Nonresponse-Studie

⁵ Eine ausführliche Darstellung der Erhebungsmethodik und der organisatorischen Abläufe findet sich in Hubrich et al. (2019).

Allerdings gibt es dabei aus methodischer Sicht eine Reihe von Herausforderungen, die zumindest ansatzweise an dieser Stelle diskutiert werden sollen. Eine Verzerrungskorrektur ist durch nachträgliche Strukturanpassung bei auftretender Selektivität dann möglich, wenn kein oder nur ein unbedeutender originärer Nonresponse-Effekt nachweisbar ist. Ist der Merkmalschätzer für eine Gewichtungsschicht unverzerrt, lässt sich die durch Selektivität auftretende Unter- oder Überrepräsentanz der Erhebungseinheiten einer Schicht durch Strukturanpassung ausgleichen. Die folgende Nonresponse-Analyse geht daher vordergründig der Frage nach, inwieweit sogenannte originäre Nonresponse-Effekte auftreten, d. h. inwieweit die zu erhebenden Merkmale (z. B. Mobilitätsbeteiligung, Wegeanzahl der Person pro Tag, Verkehrsmittelnutzung am Stichtag) innerhalb einer Gewichtungsschicht signifikant unterschiedliche Ausprägungen für die Antwortenden der Haupt- und der Nonresponse-Studie aufweisen.

Für den Fall, dass ein originärer Nonresponse-Effekt auftritt, ist grundsätzlich eine Verzerrungskorrektur (Zusatzgewichtung) auf Basis der Werte der Nonresponse-Erhebung denkbar. Jedoch ist selbst bei einer sehr gut durchgeführten Nachbefragung (1. Ordnung) nicht zu erwarten, dass alle angeschriebenen Nichtantwortenden teilnehmen. Daher wären theoretisch eine Nonresponse-Erhebung 2. Ordnung und ggf. Nonresponse-Erhebungen n-ter Ordnung durchzuführen (zwar solange, bis entweder alle Nichtantwortenden antworten oder keine weiteren Teilnehmenden für die Nachbefragung zu gewinnen sind)⁶. Da dies in der Regel erhebungspraktisch nicht umsetzbar ist, wäre eine Nachgewichtung der Hauptstudie anhand der Ergebnisse der Nonresponse-Befragung wiederum mit Unsicherheiten behaftet.

Die Stichprobeanlage für die Befragung der Nichtantwortenden sah eine nach raumstrukturellen Merkmalen geschichtete Auswahl aus allen Untersuchungsräumen vor. Die Schichtung erfolgte anhand der Ortsgrößenklassen nach dem Mikrozensus. Die Verteilung der Flächenstichprobe richtete sich nach den realisierten Fallzahlen der Hauptstudie in den jeweiligen Raumkategorien (vgl. Tabelle 2-1).

⁶ Vgl. dazu auch Wermuth et al. (2003), S. 143 f.

Ortsgrößenklasse (nach Mikrozensus)	EW (Grundgesamtheit)	% EW	Städte ⁷ SrV	Stichprobe Haupt- studie SrV Jan-Sep) ⁸	% Stich- probe Haupt- studie SrV Jan-Sep)	Stichprobe Non- response- Studie
unter 5.000	28.560	0,2 %	2	686	0,6 %	18
5.000–10.000	70.191	0,4 %	9	1.526	1,4 %	41
10.000–20.000	452.904	2,7 %	32	8.474	7,5 %	225
20.000–50.000	1.139.669	6,9 %	35	14.278	12,7 %	380
50.000–100.000	1.545.196	9,3 %	20	18.250	16,2 %	485
100.000–200.000	1.712.235	10,3 %	12	11.734	10,4 %	312
200.000–500.000	3.147.857	19,0 %	12	18.511	16,4 %	492
500.000 u. mehr (ohne Berlin)	4.720.513	28,5 %	6	14.157	12,5 %	376
Berlin	3.741.291	22,6 %	1	25.252	22,4 %	671
Gesamt	16.558.416	100,0 %	129	112.868	100,0 %	3.000

Tabelle 2-1: Stichprobenplanung für die Erhebung der Nichtantwortenden des SrV 2018

Insgesamt sollten ca. 3.000 Nichtantwortende befragt werden. Wichtiger als die realisierte Nettofallzahl war eine Maximierung des Rücklaufs der kontaktierten Haushalte, um Nonresponse-Probleme n-ter Ordnung zu minimieren.

Die Befragung richtete sich an die ursprünglich im Vorfeld der Haupterhebung aus dem Melderegister gezogenen Person. Für diese wurden sowohl generelle Personen- als auch stichtagsbezogene Mobilitätsmerkmale erhoben. Weiterhin waren Personenmerkmale für die übrigen Haushaltsmitglieder zu erfassen. Die Fragestellungen orientierten sich an jenen der Hauptstudie, um eine bestmögliche Vergleichbarkeit sicherzustellen. Aus Akzeptanzgründen musste der Nonresponse-Fragebogen jedoch möglichst kurz gehalten werden.

Wie das Studiendesign der Nonresponse-Studie insgesamt, orientierte sich auch die Befragung der Nichtantwortenden methodisch am Feldkonzept der Hauptstudie. Daher erfolgte für einige Merkmale eine vereinfachte Abfrage. Abbildung 2-8 und Abbildung 2-9 enthalten den in der Nonresponse-Befragung verwendeten zweiseitigen Fragebogen.

Die Befragung wurde mit einem Begleitschreiben schriftlich angekündigt. In Abhängigkeit davon, ob für den Haushalt eine Telefonnummer aus der Haupterhebung verfügbar war, kamen unterschiedliche Anschreiben zur Anwendung (vgl. Abbildung 2-2 und Abbildung 2-3). Im Unterschied zur Haupterhebung wurde in allen Untersuchungsräumen der Nonresponse-Erhebung

⁷ Ohne die Städte des SrV Connect.

⁸ Zum Zeitpunkt der Planung der Nonresponse-Studie lagen die Feldkennziffern bis Ende September 2018 vor.

Briefkopfpapier der TU Dresden verwendet. Der Text des Ankündigungsschreibens war so formuliert, dass die Bedeutung dieser Nacherhebung im Sinne einer wissenschaftlichen Evaluation hervorgehoben wurde. Die Schreiben enthielten den jeweiligen Stichtag und wurden mit Normalpost verschickt. Als Stichtage waren lediglich mittlere Werktage nach SrV-Definition vorgesehen.

Allen Ankündigungsschreiben wurde der Kurzfragebogen beigelegt. Der Fragebogen konnte postalisch in einem der Sendung beiliegenden Rückumschlag (Aufdruck „Gebühr bezahlt Empfänger“) zurückgeschickt werden oder im Internet ausgefüllt werden. Die Zugangsdaten für die Online-Teilnahme waren im Anschreiben vermerkt. Personen mit Telefonnummer wurden zusätzlich telefonisch kontaktiert (Kontaktversuche an verschiedenen Wochentagen und zu verschiedenen Tageszeiten) und gegebenenfalls direkt telefonisch befragt. Für alle Personen waren zwei Erinnerungstufen vorgesehen (jeweils nach 14 Tagen). Der Wortlaut der entsprechenden Schreiben kann Abbildung 2-4 und Abbildung 2-5 (Haushalte mit verfügbarer Telefonnummer) sowie Abbildung 2-6 und Abbildung 2-7 (Haushalte ohne verfügbare Telefonnummer) entnommen werden.



Forschungsgruppe Mobilität Prof. Dr.-Ing. Regine Gerike

Mobilität in Städten – SrV 2018, PF 100154, 04001 Leipzig

P Deutsche Post 
PREMIUMADDRESS

200341-44-1000020-NRm1
Herr
Max Mustermann
Musterstrasse 1
49124 Musterstadt

Kontakt für Rückfragen:
Erhebungsinstitut Omnitrend
Tel.: 0800 / 830 1 830
(kostenlos, Mo–So, 6–23 Uhr)
E-Mail: kontakt@srv2018.de

31.01.2019

**Kurzfragebogen für nicht erreichte Haushalte
im Forschungsprojekt „Mobilität in Städten – SrV 2018“**

Sehr geehrter Herr Mustermann,

die TU Dresden hat im Jahr 2018 mehr als 180.000 Menschen in über 100 Städten und Gemeinden – darunter auch in Georgsmarienhütte – zu ihrem Mobilitätsverhalten befragt.

Für das Gesamtergebnis ist es wichtig, wissenschaftlich begründete Aussagen auch zu den nicht erreichten Haushalten zu gewinnen. Diesem Anliegen dient der Kurzfragebogen, mit dem wir uns hiermit abschließend noch einmal an Ihren Haushalt wenden.

Wir haben den Antwortaufwand auf ein Minimum reduziert und bitten Sie herzlich, sich die Zeit für den beiliegenden Kurzfragebogen zu nehmen. Die Befragung umfasst Informationen zu Ihrem Haushalt und zur Mobilität Ihrer Person am

Dienstag, den 5. Februar 2019.

In einigen Tagen wird Sie das von uns beauftragte Erhebungsinstitut Omnitrend anrufen und die Daten erfassen.

Sie können auch schriftlich mitmachen. Senden Sie dazu einfach den ausgefüllten Kurzfragebogen im beiliegenden Rückumschlag kostenfrei an Omnitrend zurück.

Wenn Sie über das Internet an der Nacherhebung teilnehmen möchten, melden Sie sich bitte unter **www.srv2018.de** mit Ihrem **persönlichen Zugangsschlüssel pelarbsittle** an. Auch über den unten aufgedruckten persönlichen QR-Code gelangen Sie direkt zu Ihrem Online-Fragebogen.

Ihr Haushalt wurde über ein Zufallsverfahren aus dem Einwohnermelderegister ausgewählt, er steht stellvertretend für zahlreiche weitere Haushalte. Ihre Telefonnummer haben wir von Ihnen bereits erhalten oder dem Telefonbuch entnehmen können. Die Teilnahme an der Befragung ist selbstverständlich freiwillig, Ihre Angaben bleiben anonym. Alle Vorschriften des Datenschutzes werden eingehalten.

Wir danken Ihnen sehr herzlich für Ihre Unterstützung und verbleiben
mit freundlichen Grüßen



Prof. Dr.-Ing. Regine Gerike
Leiterin der Forschungsgruppe

PS: Für Hinweise, Rückfragen und Kritik nutzen Sie bitte das kostenlose Infotelefon unter der Nummer **0800 / 830 1 830** (Mo–So, 6–23 Uhr). Weitere Informationen finden Sie im Internet unter **www.srv2018.de**



**Abbildung 2-2: Ankündigungsschreiben für Haushalte bzw. Personen
mit verfügbarer Telefonnummer**



Forschungsgruppe Mobilität Prof. Dr.-Ing. Regine Gerike

Mobilität in Städten – SrV 2018, PF 100154, 04001 Leipzig

P Deutsche Post PREMIUMADRESS

145988-77-1000042-NR01
Herr
Max Mustermann
Musterstrasse 1
14612 Musterstadt

Kontakt für Rückfragen:
Erhebungsinstitut Omnitrend
Tel.: 0800 / 830 1 830
(kostenlos, Mo–So, 6–23 Uhr)
E-Mail: kontakt@srv2018.de

07.02.2019

**Kurzfragebogen für nicht erreichte Haushalte
im Forschungsprojekt „Mobilität in Städten – SrV 2018“**

Sehr geehrter Herr Mustermann,

die TU Dresden hat im Jahr 2018 mehr als 180.000 Menschen in über 100 Städten und Gemeinden – darunter auch in Falkensee – zu ihrem Mobilitätsverhalten befragt.

Für das Gesamtergebnis ist es wichtig, wissenschaftlich begründete Aussagen auch zu den nicht erreichten Haushalten zu gewinnen. Diesem Anliegen dient der Kurzfragebogen, mit dem wir uns hiermit abschließend noch einmal an Ihren Haushalt wenden.

Wir haben den Antwortaufwand auf ein Minimum reduziert und bitten Sie herzlich, sich die Zeit für den beiliegenden Kurzfragebogen zu nehmen. Die Befragung umfasst Informationen zu Ihrem Haushalt und zur Mobilität Ihrer Person am

Dienstag, den 12. Februar 2019.

Bitte füllen Sie den Kurzfragebogen aus und senden Sie ihn im beiliegenden Rückumschlag kostenfrei an das von uns beauftragte Erhebungsinstitut Omnitrend zurück.

Sie können die Fragen auch online unter www.srv2018.de beantworten. Bitte melden Sie sich mit Ihrem **persönlichen Zugangsschlüssel nfooketermit** an. Auch über den unten aufgedruckten persönlichen QR-Code gelangen Sie direkt zu Ihrem Online-Fragebogen.

Möchten Sie lieber telefonisch befragt werden? Melden Sie sich einfach unter der **kostenlosen Telefonnummer 0800 / 830 1 830**.

Ihr Haushalt wurde über ein Zufallsverfahren aus dem Einwohnermelderegister ausgewählt, er steht stellvertretend für zahlreiche weitere Haushalte. Die Teilnahme an der Befragung ist selbstverständlich freiwillig, Ihre Angaben bleiben anonym. Alle Vorschriften des Datenschutzes werden eingehalten.

Wir danken Ihnen sehr herzlich für Ihre Unterstützung und verbleiben mit freundlichen Grüßen

Prof. Dr.-Ing. Regine Gerike
Leiterin der Forschungsgruppe

PS: Für Hinweise, Rückfragen und Kritik nutzen Sie bitte das kostenlose Infotelefon unter der Nummer **0800 / 830 1 830** (Mo–So, 6–23 Uhr). Weitere Informationen finden Sie im Internet unter www.srv2018.de



Abbildung 2-3: Ankündigungsschreiben für Haushalte bzw. Personen ohne verfügbare Telefonnummer



Forschungsgruppe Mobilität Prof. Dr.-Ing. Regine Gerike

Mobilität in Städten – SrV 2018, PF 100154, 04001 Leipzig

P Deutsche Post 
 PREMIUMADRESS
 200341-44-1000014-ER1-NRm1
 Herr
 Max Mustermann
 Musterstrasse 1
 49124 Musterstadt

Kontakt für Rückfragen:
 Erhebungsinstitut Omnitrend
 Tel.: 0800 / 830 1 830
 (kostenlos, Mo–So, 6–23 Uhr)
 E-Mail: kontakt@srv2018.de

21.02.2019

**Kurzfragebogen für nicht erreichte Haushalte
 im Forschungsprojekt „Mobilität in Städten – SrV 2018“**

Sehr geehrter Herr Mustermann,

bitte haben Sie Verständnis dafür, dass wir Sie noch einmal anschreiben. Wir wissen, dass es Mühe macht, an Befragungen teilzunehmen. Dennoch braucht es Ihre freiwillige Mitwirkung.

Vor einigen Tagen haben wir Ihnen den Kurzfragebogen zur Nacherhebung im Forschungsprojekt „Mobilität in Städten – SrV 2018“ zugeschickt. Leider konnte das von uns beauftragte Erhebungsinstitut Omnitrend Sie telefonisch noch nicht erreichen.

Sie erhalten daher erneut einen Kurzfragebogen. Bitte füllen Sie diesen für folgenden Stichtag aus:

Dienstag, den 26. Februar 2019.

Nach diesem Stichtag wird Sie das Erhebungsinstitut Omnitrend anrufen und die Daten erfassen.

Sie können auch schriftlich mitmachen. Senden Sie dazu einfach den ausgefüllten Kurzfragebogen im beiliegenden Rückumschlag kostenfrei an Omnitrend zurück.

Wenn Sie online teilnehmen möchten, melden Sie sich bitte unter www.srv2018.de mit Ihrem **persönlichen Zugangsschlüssel pelarbsittle** an. Auch über den unten aufgedruckten persönlichen QR-Code gelangen Sie direkt zu Ihrem Online-Fragebogen.

Wenn Sie Hilfe benötigen, nutzen Sie bitte das kostenlose Infotelefon unter der Nummer **0800 / 830 1 830**.

Wir danken Ihnen für Ihre Unterstützung und verbleiben
 mit freundlichen Grüßen

Prof. Dr.-Ing. Regine Gerike
 Leiterin der Forschungsgruppe

PS: Falls Sie bereits mitgemacht haben, danken wir Ihnen herzlich. Sie brauchen nichts weiter tun.



Abbildung 2-4: Erstes Erinnerungsschreiben für Haushalte bzw. Personen mit verfügbarer Telefonnummer



Forschungsgruppe Mobilität Prof. Dr.-Ing. Regine Gerike

Mobilität in Städten – SrV 2018, PF 100154, 04001 Leipzig

P Deutsche Post 
 PREMIUMADRESS
 122673-48-1000300-ER1-NR01
 Herr
 Max Mustermann
 Musterstrasse 1
 99084 Musterstadt

Kontakt für Rückfragen:
 Erhebungsinstitut Omnitrend
 Tel.: 0800 / 830 1 830
 (kostenlos, Mo–So, 6–23 Uhr)
 E-Mail: kontakt@srv2018.de

21.02.2019

**Kurzfragebogen für nicht erreichte Haushalte
 im Forschungsprojekt „Mobilität in Städten – SrV 2018“**

Sehr geehrter Herr Mustermann,

bitte haben Sie Verständnis dafür, dass wir Sie noch einmal anschreiben. Wir wissen, dass es Mühe macht, an Befragungen teilzunehmen. Dennoch braucht es Ihre freiwillige Mitwirkung.

Vor wenigen Tagen haben wir Ihnen den Kurzfragebogen zur Nacherhebung im Forschungsprojekt „Mobilität in Städten – SrV 2018“ zugeschickt und um Rücksendung gebeten.

Leider ist Ihre Antwort noch nicht bei uns eingegangen. Sollte dies versehentlich geschehen sein, füllen Sie bitte den erneut beiliegenden Kurzfragebogen für folgenden Stichtag aus:

Dienstag, den 26. Februar 2019.

Bitte senden Sie den ausgefüllten Kurzfragebogen im beiliegenden Rückumschlag kostenfrei an das von uns beauftragte Erhebungsinstitut Omnitrend zurück.

Wenn Sie online teilnehmen möchten, melden Sie sich bitte unter www.srv2018.de mit Ihrem **persönlichen Zugangsschlüssel gjaliverines** an. Über den unten aufgedruckten persönlichen QR-Code gelangen Sie direkt zu Ihrem Online-Fragebogen.

Möchten Sie lieber telefonisch befragt werden? Melden Sie sich einfach unter der **kostenlosen Telefonnummer 0800 / 830 1 830**.

Wir danken Ihnen sehr herzlich für Ihre Unterstützung und verbleiben mit freundlichen Grüßen

Prof. Dr.-Ing. Regine Gerike
 Leiterin der Forschungsgruppe

PS: Falls Sie bereits mitgemacht haben, danken wir Ihnen herzlich. Sie brauchen nichts weiter tun.



Abbildung 2-5: Erstes Erinnerungsschreiben für Haushalte bzw. Personen ohne verfügbare Telefonnummer



 Forschungsgruppe Mobilität Prof. Dr.-Ing. Regine Gerike

Mobilität in Städten – SrV 2018, PF 100154, 04001 Leipzig

P Deutsche Post 
PREMIUMADRESS

148906-53-1000024-ER2-NRM2

Herr

Max Mustermann

Musterstrasse 1

49134 Musterstadt

Kontakt für Rückfragen:
Erhebungsinstitut Omnitrend
Tel.: 0800 / 830 1 830
(kostenlos, Mo–So, 6–23 Uhr)
E-Mail: kontakt@srv2018.de

22.02.2019

Kurzfragebogen für nicht erreichte Haushalte im Forschungsprojekt „Mobilität in Städten – SrV 2018“

Sehr geehrter Herr Mustermann,

als Leiterin der Forschungsgruppe Mobilität möchte ich mich heute noch einmal persönlich an Sie wenden.

Vor einigen Tagen haben wir Ihnen den Kurzfragebogen zur Nacherhebung im Forschungsprojekt „Mobilität in Städten – SrV 2018“ zugeschickt. Leider konnte das von uns beauftragte Erhebungsinstitut Omnitrend Sie telefonisch noch nicht erreichen.

Für das Gesamtergebnis ist es wichtig, wissenschaftlich begründete Aussagen auch zu den nicht erreichten Haushalten zu gewinnen. Wir haben den Befragungszeitraum deshalb noch einmal verlängert und den Antwortaufwand auf ein Minimum reduziert. Wir bitten Sie herzlich, sich die Zeit für den erneut beiliegenden Kurzfragebogen zu nehmen. Bitte füllen Sie diesen für folgenden Stichtag aus:

Mittwoch, den 27. Februar 2019.

Nach diesem Stichtag wird Sie das Erhebungsinstitut Omnitrend anrufen und die Daten erfassen.

Sie können auch schriftlich mitmachen. Senden Sie dazu einfach den ausgefüllten Kurzfragebogen im beiliegenden Rückumschlag kostenfrei an Omnitrend zurück.

Wenn Sie über das Internet an der Nacherhebung teilnehmen möchten, melden Sie sich bitte unter **www.srv2018.de** mit Ihrem **persönlichen Zugangsschlüssel aptontiscros** an. Auch über den unten aufgedruckten persönlichen QR-Code gelangen Sie direkt zu Ihrem Online-Fragebogen.

Sollten Sie Unterstützung benötigen, nutzen Sie bitte das kostenlose Infotelefon unter der Nummer **0800 / 830 1 830**.

Mit Ihrer Teilnahme kommen Sie uns sehr entgegen. Dafür danke ich Ihnen herzlich.

Mit freundlichen Grüßen



Prof. Dr.-Ing. Regine Gerike
Leiterin der Forschungsgruppe

PS: Falls Sie bereits mitgemacht haben, brauchen Sie nichts weiter zu tun. Vielen Dank!



Abbildung 2-6: Zweites Erinnerungsschreiben für Haushalte bzw. Personen mit verfügbarer Telefonnummer



Forschungsgruppe Mobilität Prof. Dr.-Ing. Regine Gerike

Mobilität in Städten – SrV 2018, PF 100154, 04001 Leipzig

P Deutsche Post PREMIUMADRESS
139961-71-1000015-ER2-NR02
Herr
Max Mustermann
Musterstrasse 1
49124 Musterstadt

Kontakt für Rückfragen:
Erhebungsinstitut Omnitrend
Tel.: 0800 / 830 1 830
(kostenlos, Mo–So, 6–23 Uhr)
E-Mail: kontakt@srv2018.de

22.02.2019

**Kurzfragebogen für nicht erreichte Haushalte
im Forschungsprojekt „Mobilität in Städten – SrV 2018“**

Sehr geehrter Herr Mustermann,

als Leiterin der Forschungsgruppe Mobilität möchte ich mich heute noch einmal persönlich an Sie wenden.

Vor einigen Tagen haben wir Ihnen den Kurzfragebogen zur Nacherhebung im Forschungsprojekt „Mobilität in Städten – SrV 2018“ zugeschickt und um Rücksendung gebeten. Leider ist Ihre Antwort noch nicht bei uns eingegangen.

Für das Gesamtergebnis ist es wichtig, wissenschaftlich begründete Aussagen auch zu den nicht erreichten Haushalten zu gewinnen. Wir haben den Befragungszeitraum deshalb noch einmal verlängert und den Antwortaufwand auf ein Minimum reduziert. Wir bitten Sie herzlich, sich die Zeit für den erneut beiliegenden Kurzfragebogen zu nehmen. Bitte füllen Sie diesen für folgenden Stichtag aus:

Mittwoch, den 27. Februar 2019.

Bitte senden Sie den ausgefüllten Kurzfragebogen im beiliegenden Rückumschlag kostenfrei an das von uns beauftragte Erhebungsinstitut Omnitrend zurück.

Wenn Sie über das Internet an der Nacherhebung teilnehmen möchten, melden Sie sich bitte unter **www.srv2018.de** mit Ihrem **persönlichen Zugangsschlüssel clevremiouse** an. Auch über den unten aufgedruckten persönlichen QR-Code gelangen Sie direkt zu Ihrem Online-Fragebogen.

Möchten Sie lieber telefonisch befragt werden? Melden Sie sich einfach unter der **kostenlosen Telefonnummer 0800 / 830 1 830**.

Mit Ihrer Teilnahme kommen Sie uns sehr entgegen. Dafür danke ich Ihnen herzlich.

Mit freundlichen Grüßen

Prof. Dr.-Ing. Regine Gerike
Leiterin der Forschungsgruppe

PS: Falls Sie bereits mitgemacht haben, brauchen Sie nichts weiter zu tun. Vielen Dank!



Abbildung 2-7: Zweites Erinnerungsschreiben für Haushalte bzw. Personen ohne verfügbare Telefonnummer

Merkmal	Hauptstudie SrV 2018	Nonresponse-Studie 2019
Nettostichprobe	180.748 Personen	3.108 Personen
Pretest	Erhebungsmaterialien, Abläufe und Software im Oktober 2017	Erhebungsmaterialien, Abläufe und Software im Januar 2019
Feldzeit	Februar 2018–Januar 2019	Februar–Mai 2019
Stichtag	Mittlerer Werktag (Di–Do)	Mittlerer Werktag (Di–Do)
Anzahl Untersuchungsräume	112 (ohne Sondererhebung in Konstanz und SrV-Connect)	112
Stichprobenauswahl	Einwohnermelderegister	Adressen von Nichtantwortenden
Schriftliche Ankündigung	Ja	Ja
Erinnerungsstufen	Mindestens zwei	Zwei
Zielpersonen	Alle Personen des Haushalt	Ursprüngliche aus dem Einwohnermelderegister ausgewählte Person eines nichtantwortenden-Haushalts
Befragungsmethode	Telefonisch, online	Telefonisch, schriftlich-postalisch, online
Haushalte mit Telefonnummer	25 %	22 %
Teilnahme:		
online	53 %	9 %
telefonisch	47 %	14 %
schriftlich-postalisch	–	79 %
Antwortquote	15 %	21 %

Tabelle 2-2: Gegenüberstellung wesentlicher Meta-Merkmale der Haupt- und Nonresponse-Befragung

Tabelle 2-2 stellt einige wesentliche Parameter der Haupt- und Nonresponse-Befragung gegenüber.

2.2 Untersuchungsmerkmale und Fragebogen

Die angeschriebenen Nichtantwortenden der Hauptstudie wurden gegeben, einen stark verkürzten Fragebogen auszufüllen bzw. zu beantworten. Dieser enthielt neben klassischen soziodemografischen Merkmalen wie Alter, Geschlecht und Erwerbstätigkeit, Fragen zur Haushaltssituation (Strukturmerkmale der übrigen Haushaltsmitglieder) sowie insbesondere Kernfragen zum stichtagsbezogenen Verkehrsverhalten und der Verkehrsmittelverfügbarkeit.

Die Fragestellungen orientierten sich an jenen der Hauptstudie, um eine bestmögliche Vergleichbarkeit sicherzustellen. Eine interaktive Kartenunterstützung bei der Erfassung des Tagesablaufes (HERE-Maps-Einbindung) war im Gegensatz zur Hauptstudie nicht gegeben. Tabelle 2-3 enthält die in vergleichbarer Form auswertbaren Erhebungsmerkmale für die Haupt- und Nichtantwortendenbefragung.

Die Angaben zu Alter und Geschlecht der angeschriebenen Person waren durch die aus der Stichprobenziehung von den Einwohnermeldeämtern vorliegenden Daten kontrollier- und ergänzbar.

Das Fragenkonzept für die Nonresponse-Erhebung basiert auf dem bereits im letzten Erhebungsdurchgang erfolgreich zum Einsatz gekommenen einseitigen Kurzfragebogen.

Dieser wurde jedoch noch einmal deutlich erweitert, da Erfahrungen darauf hindeuten, dass selbst eine zweiseitige Variante, solange sie im gedruckten Fall ein A4-Blatt nicht überschreitet, keine wesentlichen Effekte auf die Antwortbereitschaft der Nonresponse-Befragung haben⁹.

Insbesondere hat sich die vereinfachte, jedoch einzelwegbezogene Abfrage der Wege am Stichtag (bis acht Wege) insgesamt sehr bewährt. Diese ermöglicht einen wirklichkeitsnäheren Bericht zur stichtagsbezogenen Mobilität (Wegeanzahl) gegenüber einer Pauschalabfrage. Weiterhin lassen sich für die einzelnen Wege Informationen zu den Zwecken und den tatsächlich genutzten Verkehrsmitteln bzw. Verkehrsmittelgruppen gewinnen. Das Problem der unterberichteten Nach-Hause-Wege ist bekannt und wird sowohl bei der Datenaufbereitung als auch bei der -auswertung entsprechend beobachtet.

Hinzugekommen sind so einige Merkmale der Hauptstudie, die eine noch bessere Einordnung und Untersuchung von Nonresponse-Effekten erlauben sollen. Dazu zählen folgende Merkmale:

- Anzahl betriebsbereiter Fahrräder (ohne Elektrofahrräder) im Haushalt
- Verfügbarkeit eines betriebsbereiten Fahrrades (ohne Elektrofahrräder) am Stichtag
- Verfügbarkeit einer Zeitkarte am Stichtag
- Häufigkeit der Nutzung von Verkehrsmitteln innerhalb der letzten 12 Monate im Allgemeinen (getrennt für Pkw, Fahrrad und Öffentlicher Nahverkehr)
- Weitere Merkmale der Wege (Beginn und Ende der einzelnen Wege, Anzahl der Begleitpersonen)
- Höchster Schulabschluss
- Höchste Berufsausbildung
- Offenes Feld für Verbesserungsvorschläge zur Studie

Weiterhin fanden einige Layout-technische Detailanpassungen statt. Abbildung 2-8 und Abbildung 2-9 zeigen die auf einen A4-Bogen zweiseitig angeordneten Merkmalskomplexe.

⁹ Vgl. Eggs et al. (2018), S. 41 ff.

Merkmal	Hauptstudie SrV 2018	Nonresponse-Studie 2019
Mobilitätsbeteiligung	Am Stichtag in Stadt oder Gemeinde gewesen: ja/nein Am Stichtag außer Haus unterwegs: ja/nein	Am Stichtag in Stadt oder Gemeinde gewesen ja/nein Am Stichtag außer Haus unterwegs ja/nein
Mobilitätsumfang	Detaillierte Einzelabfrage aller Wege am Stichtag	Vereinfachte Einzelabfrage der Anzahl aller Wege mit Beginn/Ende, Zweck- und Verkehrsmittelgruppen, Begleitung
Verkehrsmittelnutzung	Einzelabfrage der genutzten Verkehrsmittel am Stichtag für alle Wege	Einzelabfrage der genutzten Verkehrsmittelgruppen am Stichtag für bis zu acht Wege
Zugang zu individual-motorisierten Verkehrsmitteln	Pkw-Führerscheinbesitz: ja/nein	Pkw-Führerscheinbesitz ja/nein
Mobilitätswerkzeuge des Haushalts	Anzahl Privat-Pkw Anzahl Dienst-Pkw Anzahl betriebsbereiter Fahrräder (keine Elektrofahräder)	Anzahl von Pkw (Privat- und Dienst-Pkw) im Haushalt Anzahl betriebsbereiter Fahrräder (keine Elektrofahräder)
Stichtagsbezogene Verfügbarkeit von Mobilitätswerkzeugen	Pkw des Haushalts (als Fahrer oder Mitfahrer) Betriebsbereites Fahrrad (kein Elektrofahrrad) Zeitkarte (Monats-, Jahreskarte, Semester-/Jobticket) Jeweils: <ul style="list-style-type: none"> • Ja, uneingeschränkt • Ja, nach Absprache • Nein 	Pkw des Haushalts (als Fahrer oder Mitfahrer) Betriebsbereites Fahrrad (kein Elektrofahrrad) Zeitkarte (Monats-, Jahreskarte, Semester-/Jobticket) Jeweils: <ul style="list-style-type: none"> • Ja, uneingeschränkt • Ja, nach Absprache • Nein
Allgemeine Verkehrsmittelnutzung in den letzten 12 Monaten	Pkw Fahrrad Öffentlicher Verkehr Jeweils: <ul style="list-style-type: none"> • Täglich oder fast täglich • An drei bis vier Tagen pro Woche • An ein bis zwei Tagen pro Woche • An ein bis drei Tagen pro Monat • An ein bis zwei Tagen pro Vierteljahr • Seltener • Nie 	Pkw Fahrrad Öffentlicher Verkehr Jeweils: <ul style="list-style-type: none"> • Täglich oder fast täglich • An drei bis vier Tagen pro Woche • An ein bis zwei Tagen pro Woche • An ein bis drei Tagen pro Monat • An ein bis zwei Tagen pro Vierteljahr • Seltener • Nie

Wird fortgesetzt.

Merkmal	Hauptstudie SrV 2018	Nonresponse-Studie 2019
Formale Bildung	Höchster Schulabschluss <ul style="list-style-type: none"> • Haupt-/Volksschulabschluss, POS 8. Klasse • Realschulabschluss/Mittlere Reife, POS 10. Klasse • Allgemeine oder fachgebundene Hochschulreife (Abitur) • (Noch) ohne Schulabschluss 	Höchster Schulabschluss <ul style="list-style-type: none"> • Haupt-/Volksschulabschluss, POS 8. Klasse • Realschulabschluss/Mittlere Reife, POS 10. Klasse • Allgemeine oder fachgebundene Hochschulreife (Abitur) • (Noch) ohne Schulabschluss
	Höchste Berufsausbildung <ul style="list-style-type: none"> • Lehre, Berufsfachschule, Handelsschule • Meister-/Technikerschule, Fachschule, Berufs-/Fachakademie • Hoch- oder Fachhochschulabschluss • (Noch) ohne Berufsausbildung 	Höchste Berufsausbildung <ul style="list-style-type: none"> • Lehre, Berufsfachschule, Handelsschule • Meister-/Technikerschule, Fachschule, Berufs-/Fachakademie • Hoch- oder Fachhochschulabschluss • (Noch) ohne Berufsausbildung
Personenmerkmale (aller Personen des Haushalts)	Alter in Jahren	Alter in Jahren
	Geschlecht männlich/weiblich	Geschlecht männlich/weiblich
	Erwerbstätigkeit <ul style="list-style-type: none"> • erwerbstätig (mit weiteren Unterkategorien) • In Ausbildung (mit weiteren Unterkategorien) • Nicht erwerbstätig (mit weiteren Unterkategorien) 	Erwerbstätigkeit <ul style="list-style-type: none"> • erwerbstätig • In Ausbildung • Nicht erwerbstätig
Haushaltsmerkmale	Anzahl Personen im Haushalt	Anzahl Personen im Haushalt
Grund für Nichtteilnahme	Offenes Feld	Acht Kategorien der Gründe für Nichtteilnahme

Tabelle 2-3: Befragungsmerkmale in der Nonresponse-Befragung im Vergleich zur Hauptstudie des SrV 2018

Kurzfragebogen FORSCHUNGSPROJEKT „Mobilität in Städten – SrV 2018“

1. Sind Sie am <Stichtag> in Ihrer Stadt oder Gemeinde gewesen? Ja Nein

2. Waren Sie am <Stichtag> außer Haus unterwegs? Ja Nein
(Wenn Sie mit „Nein“ geantwortet haben, springen Sie bitte zur Frage 4.)

3. Welche Wege haben Sie am <Stichtag> zurückgelegt?
(Bitte geben Sie auch kurze Wege, z. B. zum Postkasten, mit an. Hin- und Rückweg gelten als zwei Wege. Vergessen Sie bitte auch nicht Ihre Wege nach Hause.)

	Weg 1	Weg 2	Weg 3	Weg 4	Weg 5	Weg 6	Weg 7	Weg 8
Beginn/Start (Uhrzeit)	__: __	__: __	__: __	__: __	__: __	__: __	__: __	__: __
Zu welchem Zweck haben Sie diesen Weg unternommen?								
Arbeit/Dienstweg	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Kinderkrippe/-garten, Schule/Bildung	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Einkauf, Dienstleistung	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Freizeit, Besuch, Sonstiges	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Eigene Wohnung	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Welche Verkehrsmittel haben Sie auf diesem Weg genutzt? (Bitte geben Sie alle genutzten Verkehrsmittel an.)								
Zu Fuß	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Fahrrad	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Pkw, Moped/Motorrad/Motorroller	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Öffentliches Verkehrsmittel (Bus, Straßenbahn, Zug, Taxi o. ä.)	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Ende/Ankunft (Uhrzeit)	__: __	__: __	__: __	__: __	__: __	__: __	__: __	__: __
Waren Sie in Begleitung unterwegs? (Bitte geben Sie die Anzahl der Begleitpersonen, ggf. auch „0“ an.)								
Anzahl der Begleitpersonen	__	__	__	__	__	__	__	__

Bitte wenden.

Abbildung 2-8: Kurzfragebogen der Nonresponse-Erhebung (Vorderseite)

9. Konnten Sie am <Stichtag> über eine Zeitkarte (Monats- oder Jahreskarte, Semester-/Jobticket) verfügen?

Ja, uneingeschränkt Ja, nach Absprache Nein

10. Wie häufig haben Sie die folgenden Verkehrsmittel in den letzten 12 Monaten im Allgemeinen genutzt?

	Täglich oder fast täglich	An 3 bis 4 Tagen pro Woche	An 1 bis 2 Tagen pro Woche	An 1 bis 3 Tagen pro Monat	An 1 bis 2 Tagen pro Vierteljahr	Seltener	Nie
Pkw (als Fahrer/-in oder Mitfahrer/-in)	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Fahrrad	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Öffentlicher Nahverkehr (Bus/Straßenbahn/ U-Bahn/S-Bahn/Zug)	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

11. Welchen höchsten Schulabschluss haben Sie?

Haupt-/Volksschulabschluss, POS 8. Klasse Realschulabschluss/ Mittlere Reife, POS 10. Klasse Allgemeine oder fachgebundene Hochschulreife (Abitur) (Noch) ohne Schulabschluss

12. Welche höchste Berufsausbildung haben Sie?

Lehre, Berufsfach-, Handelsschule Meister-/Technikerschule, Fachschule, Berufsakademie Hoch- oder Fachhochschulabschluss (Noch) ohne Berufsausbildung

13. Wir bitten nun um die folgenden Angaben zu allen Haushaltsmitgliedern (Sie selbst eingeschlossen).

Angaben zu Ihrer Person	Angaben zu weiteren Personen Ihres Haushalts			
	Person 2	Person 3	Person 4	Person 5
Alter: <input type="text"/> Jahre	Alter: <input type="text"/> Jahre	Alter: <input type="text"/> Jahre	Alter: <input type="text"/> Jahre	Alter: <input type="text"/> Jahre
<input type="checkbox"/> Männlich	<input type="checkbox"/> Männlich	<input type="checkbox"/> Männlich	<input type="checkbox"/> Männlich	<input type="checkbox"/> Männlich
<input type="checkbox"/> Weiblich	<input type="checkbox"/> Weiblich	<input type="checkbox"/> Weiblich	<input type="checkbox"/> Weiblich	<input type="checkbox"/> Weiblich
<input type="checkbox"/> Erwerbstätig	<input type="checkbox"/> Erwerbstätig	<input type="checkbox"/> Erwerbstätig	<input type="checkbox"/> Erwerbstätig	<input type="checkbox"/> Erwerbstätig
<input type="checkbox"/> In Ausbildung	<input type="checkbox"/> In Ausbildung	<input type="checkbox"/> In Ausbildung	<input type="checkbox"/> In Ausbildung	<input type="checkbox"/> In Ausbildung
<input type="checkbox"/> Nicht erwerbstätig	<input type="checkbox"/> Nicht erwerbstätig	<input type="checkbox"/> Nicht erwerbstätig	<input type="checkbox"/> Nicht erwerbstätig	<input type="checkbox"/> Nicht erwerbstätig

14. Sie haben an der Befragung „Mobilität in Städten“ nicht teilgenommen. Wenn Sie mögen, teilen Sie uns bitte mit, warum Sie damals nicht teilgenommen haben. Wir möchten gerne erfahren, wie wir die Studie verbessern können.

Herzlichen Dank für Ihre Unterstützung.

Abbildung 2-9: Kurzfragebogen der Nonresponse-Erhebung (Rückseite)

2.3 Pretest

Wie schon für die Hauptstudie des SrV 2018 wurde im Januar 2019 ein Pretest zu allen Erhebungsmaterialien, Abläufen und Software durchgeführt. Da bereits umfangreiche Erfahrungen zur Methodik der Nonresponse-Befragungen aus den Erhebungsjahren 2008 und 2013 vorlagen, lag der Fokus auf technischen Gesichtspunkten und erhebungspraktischen Details.

2.4 Datenaufbereitung

Nach Abschluss der vom Erhebungsinstitut Omnitrend realisierten Feldarbeit der Nonresponse-Befragung wurden die erhobenen Daten zum Ende des zweiten Quartals 2019 an die Professur Integrierte Verkehrsplanung und Straßenverkehrstechnik übergeben. Während der Feldzeit wurden vom Erhebungsinstitut bereits grundlegende Plausibilitätsprüfungen umgesetzt. Vor der eigentlichen Datenaufbereitung an der TU Dresden wurden die gelieferten Rohdaten bzw. deren Struktur in Anlehnung an die Regeln der Hauptstudie überprüft. Mögliche Unstimmigkeiten wurden in Rücksprache mit dem Erhebungsinstitut analysiert und korrigiert. Insgesamt 61 Haushalte wurden nach Übergabe der Rohdaten durch das Erhebungsinstitut aufgrund nicht korrigierbarer Inkonsistenzen als inkonsistent im Datensatz markiert und von den Analysen ausgeschlossen. Insgesamt stand somit eine real analysierbare Fallzahl von 3.108 Personen zur Verfügung.

Im Rahmen der Datenbankanlage erfolgte eine auswertungsorientierte Datenkodierung der Variablen. Die Daten der Nonresponse-Studie werden dabei ausschließlich in einer SPSS-Datenbank¹⁰ verwaltet. Die Kodierung der Variablengruppen entspricht der für die Hauptstudie verwendeten und im Aufbereitungsbericht¹¹ dargestellten Systematik. Ein wesentlicher Schritt zur Weiterverarbeitung ist die Zusammenführung der für die Analyse relevanten Datensätze aus Haupt- und Nonresponse-Studie in einen Datenpool. Dazu wurde eine gemeinsame Datenbank erstellt. Die Unterscheidung der Datensätze aus der Hauptstudie von denen der Nonresponse-Studie ist durch die Variable STUDIENTEIL möglich. Die Einzeldaten zur Nonresponse-Befragung sind zu wissenschaftlichen Zwecken verfügbar und können bei Bedarf anonymisiert über die TU Dresden bezogen werden.

Bezüglich der gültigen Wertebereiche der Variablen fanden die automatisierten Prüfroutinen, sofern das entsprechende Merkmal erhoben wurde, analog zur Hauptstudie Anwendung. Aufgrund des fehlenden Haushaltskontextes auf Wegeebene und den nur in geringem Umfang abgefragten Merkmalen zu den übrigen Haushaltsmitgliedern waren weiterführende Plausibilitätsprüfungen nur sehr eingeschränkt möglich und sinnvoll. Lediglich naheliegende Widersprüche innerhalb einer Person (z. B. Fahrerlaubnis vs. Alter, Haushalts-Pkw-Verfügbarkeit vs. Anzahl Haushalts-Pkw) waren identifizierbar.

¹⁰ Version 25.0.

¹¹ Vgl. Hubrich et al. (2020).

Die Datensätze der Haupt- und Nonresponse-Studie wurden im Anschluss in ein gemeinsames Datenfile fusioniert und die Teilnahmeart binär kodiert. Tabelle 2-4 zeigt die Merkmale einschließlich ihrer Merkmalseigenschaften, die in den gepoolten Datensatz aus Haupt- und Nonresponse-Stichprobe überführt wurden. Die Zusammenführung der Datenstrukturen erfolgte auf Personenebene. Enthalten sind neben Merkmalen der befragten Person zu Soziodemografie, zur Mobilität am Stichtag einschließlich konkreter Wegemerkmale zu Zweck und Verkehrsmittel auch Basisinformationen zum Haushalt. Die Kennzeichnung der Fälle als antwortende bzw. nichtantwortende Person der Hauptstudie erfolgt über eine dichotome Kodierung. Das offene Feld zu den Gründen für die Nichtteilnahme an der Hauptstudie im Nonresponse-Fragebogen wurde nachträglich in die Kategorien der Hauptstudie überführt.

Bereich	Merkmal	Merkmalseigenschaften
Identifikation	Studienteil	1 – Nonresponse-Studie2019 0 – Hauptstudie SrV 2018
Feldvariablen	Teilnahmeart	1 – Online 2 – Telefonisch 3 – Schriftlich-postalisch
	Stichtag (Datum)	[Datum]
	Stichtag (Werktag)	2 – Dienstag 3 – Mittwoch 4 – Donnerstag
Raum-variablen	Bundesland	1 – Baden-Württemberg 2 – Bayern 3 – Berlin 4 – Brandenburg 5 – Bremen 6 – Hamburg 7 – Hessen 8 – Mecklenburg-Vorpommern 9 – Niedersachsen 10 – Nordrhein-Westfalen 11 – Rheinland-Pfalz 12 – Saarland 13 – Sachsen 14 – Sachsen-Anhalt 15 – Schleswig-Holstein 16 – Thüringen
	Ortsgröße (Einwohnerinnen und Einwohner; Vergleichsgrundlage Mikrozensus)	1 – Unter 5.000 2 – 5.000–10.000 3 – 10 000–20.000 4 – 20 000–50.000 5 – 50 000–100.000 6 – 100 000–200.000 7 – 200 000–500.000 8 – 500.000 und mehr (ohne Berlin) 9 – Berlin
Haushaltsmerkmale	Haushaltsgröße in vier Klassen	1 – 1 Person 2 – 2 Personen 3 – 3 Personen 4 – 4 und mehr Personen
	Anzahl Kinder unter 18	0 ... n
	Anzahl Erwerbspersonen im HH	0 ... n
	Anzahl Privat- und Dienst-Pkw	0 ... n
	Anzahl betriebsbereiter Fahrräder (ohne Elektrofahrrad)	0 ... n

Wird fortgesetzt.

Bereich	Merkmal	Merkmalseigenschaften
Personenmerkmale	Alter in Jahren	0 ... 100
	Geschlecht	1 – Männlich, 2 – Weiblich
	Erwerbstätigkeit	1 – Erwerbstätig, 2 – In Ausbildung, 3 – Nicht erwerbstätig
	Höchster Schulabschluss	1 – Haupt-/Volksschulabschluss, POS 8. Klasse 2 – Realschulabschluss/Mittlere Reife, POS 10. Klasse 3 – Allgemeine oder fachgebundene Hochschulreife (Abitur) 4 – (Noch) ohne Schulabschluss
	Höchste Berufsausbildung	1 – Lehre, Berufsfachschule, Handelsschule 2 – Meister-/Technikerschule, Fachschule, Berufs-/Fachakademie 3 – Hoch- oder Fachhochschulabschluss 4 – (Noch) ohne Berufsausbildung
	Pkw-Führerscheinbesitz	1 – Ja, 2 – Nein
Stichtagsbezogener Zugang zu Mobilitätswerkzeugen	Verfügbarkeit eines Pkw (Fahrer/-in oder Mitfahrer/-in)	1 – Ja, uneingeschränkt, 2 – Ja, nach Absprache, 3 – Nein, kein Zugang bzw. kein Pkw im Haushalt
	Verfügbarkeit eines betriebsbereiten Fahrrades (kein Elektrofahrrad)	1 – Ja, uneingeschränkt, 2 – Ja, nach Absprache, 3 – Nein, kein Zugang bzw. kein Rad im Haushalt
	Verfügbarkeit einer Zeitkarte (Monats- oder Jahreskarte, Semester-/Jobticket) des öffentlichen Verkehrs	1 – Ja, uneingeschränkt, 2 – Ja, nach Absprache, 3 – Nein, kein Zugang bzw. keine Zeitkarte im Haushalt
Allgemeine Verkehrsmittelnutzung	Pkw	1 – Täglich oder fast täglich
	Fahrrad	2 – An drei bis vier Tagen pro Woche
	ÖV	3 – An ein bis zwei Tagen pro Woche
		4 – An ein bis drei Tagen pro Monat
5 – An ein bis zwei Tagen pro Vierteljahr		
	6 – Seltener	
	7 – Nie	

Wird fortgesetzt.

Bereich	Merkmal	Merkmalseigenschaften
Stichtags- bezogene Mobilität	Anwesenheit am Stichtag in Stadt oder Gemeinde	1 – Ja, 2 – Nein
	Mobilitätsbeteiligung am Stichtag	1 – Ja, 2 – Nein
	Anzahl der Wege am Stichtag (nach Hauptverkehrsmittelgruppen)	1 ... 8
	Dauer der Wege in Minuten (nach Hauptverkehrsmittelgruppen)	1 ... n
Wege- merkmale	Start/Endzeit	[Uhrzeit]
	Aktivitätszweck	1 – Arbeit/Dienstweg, 2 – Kinderkrippe/-garten, Schule/Bildung, 3 – Einkauf/Dienstleistung, 4 – Freizeit, Besuch, Sonstiges, 5 – Eigene Wohnung
	Genutztes Verkehrsmittel	1 – Zu Fuß, 2 – Fahrrad, 3 – Pkw, Moped/Motorrad/Motorroller, 4 – Öffentliches Verkehrsmittel
	Anzahl der Begleitpersonen	0 ... n
	Dauer des Weges in Minuten	0 ... n
Grund für Nichtteil- nahme	Grund für Nichtteilnahme an der Hauptstudie	(Offenes Feld)

Tabelle 2-4: Merkmale des gepoolten Datensatzes aus Haupt- und Non-response-Studie

Exkurs 1: Bildung zusätzlicher analytischer Variablen zur Zugänglichkeit von Mobilitätswerkzeugen und Mobilitätstypen

Die Information der erfragten Variablen zur stichtagsbezogenen (subjektiven) Verkehrsmittelverfügbarkeit und generellen Verkehrsmittelnutzung (Pkw, Rad, ÖV) wurden zu Analyse Zwecken in neue verhaltensrelevante Merkmale überführt. Dazu wurde zunächst eine Variable zur Abbildung des individuellen Verkehrsmittelzugangs gebildet. Hierbei konnte auf Vorüberlegungen aus einem SrV-spezifischen Modellprojekt in Leipzig zurückgegriffen werden (vgl. Wittwer/Gerike, 2019).

Die Gruppenbildung erfolgte in der Form, dass der (uneingeschränkte) Zugang zu Mobilitätswerkzeugen in unterschiedlicher Kombination eine verhaltensdeterminierende Funktion hat. Die daraus gebildete Variable in fünf Klassen ermöglicht zusätzliche aussagekräftige Auswertungen und einen weiteren Erklärungsbeitrag zum Mobilitätsverhalten.

- 1 – (Uneingeschränkt) Pkw – kein (uneingeschränkter) Zugang Zeitkarte, Rad beliebig
- 2 – (Uneingeschränkt) Pkw und Zeitkarte – Rad beliebig
- 3 – (Uneingeschränkt) Zeitkarte – kein (uneingeschränkter) Zugang Pkw, Rad beliebig
- 4 – (Uneingeschränkt) Rad – kein uneingeschränkter Pkw- und/oder Zeitkartenzugang
- 5 – Kein (uneingeschränkter) Zugang zu Mobilitätswerkzeugen

Weiterhin wurde aus den drei Merkmalen zur allgemeinen Verkehrsmittelnutzung in den letzten zwölf Monaten eine Aussage zur Mono- und Multimodalität innerhalb einer Woche abgeleitet. Das dazu eingesetzte Vorgehen wurde aus den methodischen Überlegungen zur MiD 2017 (Nobis/Kuhnimhof, 2018, S. 55 f.) übernommen und für stadtspezifische Auswertungen des SrV 2018 bereits erfolgreich angewendet. Die Mobilitätstypen ergeben sich dabei aus den Angaben, wie häufig im Allgemeinen unterschiedliche Verkehrsmittel (Pkw, Rad, ÖV) genutzt werden. Dabei wird vereinfachend davon ausgegangen, dass bei der Angabe einer mindestens wöchentlichen Nutzung von Verkehrsmitteln bei mehreren der Verkehrsmitteloptionen (ohne Berücksichtigung des Zufußgehens) Multimodalität vorliegt. Dies ist zwar kein stichtagswochenbezogenes Vorgehen wie im Deutschen Mobilitätspanel (MOP), liefert jedoch sehr aussagekräftige Ergebnisse bei mobilitätsbezogenen Auswertungen. Ein Vergleich zwischen MiD- und MOP-Ergebnissen zeigt ähnliche Größenordnungen einzelner Modaltypen. Eine Diskussion des Vorgehens zur Bildung von Modalgruppen findet sich in Nobis 2015.

Quelle	Pkw	Pkw und Rad	Pkw und ÖV	ÖV	ÖV und Rad	Rad	Pkw, ÖV und Rad	Sonstige
MiD 2017	45 %	21 %	7 %	8 %	5 %	5 %	4 %	6 %
MOP 1998–2018	36 %	15 %	10 %	14 %	8 %	6 %	5 %	7 %

Tabelle E1-1: Vergleich der Anteile nach Modaltypen in MiD (Nobis/Kuhnimhof, 2018, S. 57) und MOP (Chlond et al., 2019, S. 14)

Die gebildete Variable zum Mobilitätstyp enthält folgende acht Kategorien.

- 1 – Monomodal Pkw
- 2 – Monomodal Rad
- 3 – Monomodal ÖV
- 4 – Multimodal Pkw/Rad
- 5 – Multimodal Pkw/ÖV
- 6 – Multimodal Rad/ÖV
- 7 – Multimodal Pkw/Rad/ÖV
- 8 – Sonstige

Beide Variablen können sowohl in der deskriptiven Nonresponse-Analyse als auch in den multivariaten Erklärungsmodellen zum Einsatz kommen.

3 Nonresponse-Analyse

3.1 Rücklauf und Selektivität der Nonresponse-Stichprobe

Im Ergebnis der (innerhalb eines Untersuchungsraums) uneingeschränkt zufälligen Stichprobenziehung aus dem gesamten Datenpool der Nichtantwortenden wurden die Adressen in Teilstichproben „mit Telefonnummer“ und „ohne Telefonnummer“ unterschieden. Die Telefonnummernrecherche erfolgte bereits im Rahmen des Hauptfeldes in öffentlich zugänglichen Registern. Zusätzlich wurden Rufnummern verwendet, die von den angeschriebenen Haushalten in der ersten Stufe der Hauptstudie (Screening) angegeben wurden. Da Haushalte ohne Telefonnummer deutlich schwerer zu erreichen und zu motivieren sind als Haushalte mit Telefonnummer, ist bei Haushalten ohne Telefonnummer ein deutlich geringerer Rücklauf zu erwarten. Aufgrund der Tatsache, dass dieser Effekt auch in der Hauptstudie auftrat, liegt der Telefonanteil im Datenpool der Nichtantwortenden mit 22 Prozent unter dem Wert der Hauptstudie. Tabelle 3-1 zeigt, bereinigt um die stichprobenneutralen Ausfälle (SNA), die Ausschöpfung für die Haushalte ohne Telefonnummer. Der Rücklauf unterscheidet sich zwischen den verschiedenen Raumkategorien (Ortsgrößenklassen nach Mikrozensus¹²). Die niedrigsten Ausschöpfungen für Haushalte ohne Telefonnummer wurden in Berlin (14 %) sowie in den beiden Größenklassen zwischen 100.000 und 500.000 erreicht (15 %).

Ortsgrößenklasse (nach Mikrozensus)	Auswahlstichprobe	SNA	Nicht erreicht	Verweigert	Komplett	Nicht erreicht	Verweigert	Komplett
Unter 20.000	1.075	104	761	52	158	78 %	5 %	16 %
20.000–50.000	1.540	131	1.070	68	271	76 %	5 %	19 %
50.000–100.000	2.016	220	1.438	73	285	80 %	4 %	16 %
100.000–200.000	1.279	130	931	50	168	81 %	4 %	15 %
200.000–500.000	2.200	245	1.569	83	303	80 %	4 %	15 %
500.000 und mehr (ohne Berlin)	1.447	135	1.039	41	232	79 %	3 %	18 %
Berlin	3.097	244	2.358	97	398	83 %	3 %	14 %
Gesamt	12.654	1.209	9.166	464	1.815	80 %	4 %	16 %

Tabelle 3-1: Stichprobenausschöpfung der Nonresponse-Befragung für Adressen ohne Telefonnummer

¹² Die Ortsgrößenklassen „Unter 5.000“, „5.000–10.000“ und „10.000–20.000“ wurden aufgrund der geringen Fallzahlen für die Analyse zusammengefasst.

Der höchste Rücklauf konnte in der Klasse 20.000–50.000 erzielt werden (19 %). Im Mittel lag die Ausschöpfung über alle Untersuchungsräume für diese Teilstichprobe bei 16 Prozent und damit über der Hauptstudie (12 %). Wie zu erwarten war, besteht der Hauptteil fehlender Rückläufe aus Haushalten/Personen, die nicht auf das Anschreiben reagieren und zu denen dementsprechend kein Kontakt für die Befragung hergestellt werden konnte (80 %). Explizite Verweigerer gab es hingegen kaum (4 %).

Tabelle 3-2 zeigt die Rücklaufstatistik für die Teilstichprobe mit Telefonnummer. Erwartungsgemäß liegt der Rücklauf hier deutlich höher. Mit insgesamt 40 Prozent erfolgreichen (kompletten) Interviews liegt die Ausschöpfung fast doppelt so hoch wie in der Hauptstudie (21 %). Die verschiedenen telefonischen Kontaktversuche (zu unterschiedlichen Zeiten und an mehreren Tagen) führen dazu, dass nur vergleichsweise wenige Haushalte/Personen nicht erreicht werden konnten (21 %). Entsprechend hoch ist demgegenüber die Verweigerungsquote. Insgesamt haben knapp 40 Prozent der Zielpersonen mit Telefonnummer aktiv die Teilnahme an der Nonresponse-Studie verweigert. Mit Blick auf die Ortsgrößenklassen zeigen sich kaum Unterschiede zwischen den Raumkategorien. Mit 42 Prozent lag der Anteil der kompletten Interviews in den beiden Klassen unter 50.000 und in Berlin am höchsten. Lediglich 38 Prozent konnten hingegen in der Größenklassen 200.000–500.000 erreicht werden.

Ortsgrößen- klasse (nach Mikrozensus)	Auswahl- stich- probe	SNA	Nicht erreicht	Ver- weigert	Komplett	Nicht erreicht	Ver- weigert	Komplett
Unter 20.000	474	47	71	175	181	17 %	41 %	42 %
20.000–50.000	531	61	91	182	197	19 %	39 %	42 %
50.000–100.000	717	87	125	262	243	20 %	42 %	39 %
100.000–200.000	413	44	91	134	144	25 %	36 %	39 %
200.000–500.000	604	82	99	225	198	19 %	43 %	38 %
500.000 und mehr (ohne Berlin)	370	42	79	122	127	24 %	37 %	39 %
Berlin	550	62	115	170	203	24 %	35 %	42 %
Gesamt	3.659	425	671	1.270	1.293	21 %	39 %	40 %

Tabelle 3-2: Stichprobenausschöpfung der Nonresponse-Befragung für Adressen mit Telefonnummer

Insgesamt ist der Rücklauf in der Nonresponse-Befragung etwas höher ausgefallen als erwartet (vgl. Tabelle 3-3)

Vom Erhebungsinstitut wurden 3.169 Netto-Datensätze übergeben. Nach umfangreicher Datenaufbereitung und verschiedenen Plausibilisierungsschritten wurden 61 Personen von der Auswertung ausgeschlossen. Die verwertbare Answerstichprobe (netto) betrug somit 3.108 Personen. Dies entspricht einem Rücklauf von 21 Prozent. Bezogen auf den gesamten Adressbestand konnten zwei Drittel der Haushalte nicht erreicht werden und etwa jede achte Person verweigerte aktiv.

Zusammenfassend ist herauszustellen, dass in der Ortsgrößenklasse 20.000–50.000 mit 25 Prozent der höchste Rücklauf erzielt werden konnte. Die geringste Ausschöpfung war in Berlin zu verzeichnen (18 %).

Ortsgrößen- klasse (nach Mikrozensus)	Auswahl- stich- probe	SNA	Nicht erreicht	Verwei- gert	Komplett	Nicht	Verwei-	Kom-
						erreicht	gert	plett
Unter 20.000	1.549	151	832	227	339	60 %	16 %	24 %
20.000–50.000	2.071	192	1.161	250	468	62 %	13 %	25 %
50.000–100.000	2.733	307	1.563	335	528	64 %	14 %	22 %
100.000–200.000	1.692	174	1.022	184	312	67 %	12 %	21 %
200.000–500.000	2.804	327	1.668	308	501	67 %	12 %	20 %
500.000 und mehr (ohne Berlin)	1.817	177	1.118	163	359	68 %	10 %	22 %
Berlin	3.647	306	2.473	267	601	74 %	8 %	18 %
Gesamt	16.313	1.634	9.837	1.734	3.108	67 %	12 %	21 %

Tabelle 3-3: Stichprobenausschöpfung der Nonresponse-Befragung für alle Adressen

Auch in der Nonresponse-Befragung führen Stichprobenausfälle dazu, dass das Risiko von Verzerrungen durch Selektivitätseffekte erhöht ist. Daher war im nächsten Schritt der Frage nachzugehen, inwieweit sich das Antwortverhalten verschiedener Personengruppen beim Übergang von Brutto- zu Nettostichprobe unterscheidet.

Tabelle 3-4 beinhaltet eine Übersicht zur Selektivität der Nonresponse-Stichprobe. Die stichprobenneutralen Ausfälle (SNA) sind offensichtlich unsystematisch verteilt.

Merkmal	Auswahl- stichprobe	Brutto- stichprobe	Netto- stichprobe	Nichtant- wortende	Ausschöp- fung	Non- response- Stichprobe (poststrati- fiziert)
n (Personen)	16.313	14.679	3.108	11.571	0,212	3.041
Mann	49,5 %	7.222	1.360	5.862	0,188	49,4 %
Frau	50,5 %	7.457	1.748	5.709	0,234	50,6 %
0-14 Jahre	10,0 %	1.484	195	1.289	0,131	10,0 %
15-24 Jahre	9,5 %	1.355	192	1.163	0,142	9,1 %
25-44 Jahre	29,0 %	4.075	606	3.469	0,149	29,2 %
45-64 Jahre	29,5 %	4.521	1.061	3.460	0,235	29,7 %
65 Jahre und älter	22,0 %	3.244	1.054	2.190	0,325	22,0 %
Unter 20.000	9,5 %	1.398	339	1.059	0,243	9,5 %
20.000-50.000	12,7 %	1.879	468	1.411	0,249	12,8 %
50.000-100.000	16,8 %	2.426	528	1.898	0,218	16,6 %
100.000-200.000	10,4 %	1.518	312	1.206	0,205	10,4 %
200.000-500.000	17,2 %	2.477	501	1.976	0,202	17,1 %
500.000 und mehr (ohne Berlin)	11,1 %	1.640	359	1.281	0,219	11,1 %
Berlin	22,4 %	3.341	601	2.740	0,180	22,5 %
1-Personen-Haushalt	22,8 %	3.361	796	2.565	0,237	22,8 %
2-Personen-Haushalt	40,0 %	5.858	1.297	4.561	0,221	39,8 %
3-Personen-Haushalt	16,6 %	2.421	482	1.939	0,199	16,6 %
4-und-mehr-Personen-Haushalt	20,6 %	3.039	534	2.505	0,176	20,7 %

Tabelle 3-4: Selektivität der Nonresponse-Stichprobe

Bezogen auf die zu erwartenden Merkmalsverteilungen in der Bruttostichprobe zeigen die gruppenspezifischen Nettostichproben und die daraus resultierenden Ausschöpfungen eine unterschiedliche Teilnahmebereitschaft. Frauen haben eine leicht höhere Bereitschaft an der Nonresponse-Befragung teilzunehmen als Männer. Mit steigendem Alter nimmt die Teilnahmebereitschaft deutlich zu. Dies spiegelt sich auch in den Haushaltsgrößen wieder. Kleine Haushalte, die meist von älteren Personen bewohnt werden, weisen eine höhere Teilnahmebereitschaft auf als große Haushalte, in denen eher jüngere Menschen wohnen¹³. Tendenziell ist eine leicht sinkende Teilnahmebereitschaft mit steigender Ortsgröße zu sehen.

Im Weiteren soll die Nonresponse-Stichprobe genutzt werden, um Teilnahmewahrscheinlichkeiten zu modellieren. Um sich innerhalb der Modellschätzung keine zusätzlichen Verzerrungen – aus der Selektivität der Nonresponse-Befragung selbst – einzuhandeln, waren Antwortselektivitäten durch nachträgliche Schichtung anhand der Bruttostichprobe auszugleichen. Entsprechende Poststratifikationsgewichte wurden dem gepoolten Datensatz angefügt. Tabelle 3-4 zeigt die Wirksamkeit des Gewichtungsschrittes im Vergleich zur Auswahlstichprobe.

3.2 Methodik der Analyse von Stichprobeneffekten durch Nichtantwortende

Die eigentliche Nonresponse-Analyse wird in zwei Teile untergliedert. Zunächst erfolgt eine Beurteilung der Selektivitäten. Diese betrifft im Wesentlichen

- die Gründe für die Nichtteilnahme an der Hauptstudie,
- den Vergleich der Gründe für Nichtteilnahme der realisierten Nonresponse-Stichprobe mit den Gründen der gesamten Nonresponse-Stichprobe,
- die deskriptive Analyse der Antwortausfälle nach soziodemografischen und verhaltensrelevanten Merkmalen,
- die multivariate Analyse originärer Nonresponse-Effekte und
- die Prüfung der Auswirkungen potenzieller Nonresponse-Effekte auf die Parameterschätzungen.

Kernstück der Nonresponse-Analyse ist die multivariate Modellierung von Teilnahmewahrscheinlichkeiten in Abhängigkeit von soziodemografischen Merkmalen und unterschiedlichen Verkehrsverhaltensweisen. Dazu wird über eine logistische Regression der binär kodierten Zugehörigkeit einer Person als „Teilnahme an der Hauptstudie“ vs. „Teilnahme an der Nonresponse-Studie“ (abhängige Variable) der Einfluss von unabhängigen Variablen auf die Teilnahmebereitschaft modelliert. Der Zusammenhang von unabhängigen Merkmalen untereinander wird mit Hilfe einer bivariaten Korrelationsanalyse beurteilt, da eine Multikollinearität der Erklärungsfaktoren im Regressions-

¹³ Hubrich (2017), S. 111 ff.

modell zu vermeiden ist. Im Anschluss kann das gefundene logistische Regressionsmodell zur Vorhersage der individuellen Teilnahmewahrscheinlichkeit von Personen an der Hauptstudie verwendet werden.

Durch den gewählten Ansatz wird es möglich, neben einer Beurteilung der Stärke unterschiedlicher Einflussgrößen aus der Soziodemografie auch den Einfluss unterschiedlicher Verkehrsverhaltens von Antwortenden und Nichtantwortenden der Hauptstudie zu untersuchen.

3.3 Antwortbereitschaft und -verhalten

3.3.1 Ausfallgründe für die Hauptstudie

Als nächster Schritt werden zur Beurteilung von Antwortbereitschaft und Antwortverhalten die Gründe der Nichtteilnahme an der Hauptstudie analysiert. Dazu gehört ebenso ein Vergleich mit den später von den Teilnehmenden der Nonresponse-Studie angegebenen Gründen der Nichtteilnahme an der Hauptstudie. Damit kann auch beurteilt werden, inwieweit die Teilnehmenden der Nonresponse-Studie die gesamte Bandbreite von Nichtteilnehmern abdecken.

Ein großer Teil der für die Hauptstudie ausgewählten Haushalte hat an der SrV-Befragung nicht (oder nur unvollständig) teilgenommen. Die Gründe liegen dabei vor allem in Nichterreichbarkeit der ausgewählten Haushalte oder expliziter Teilnahmeverweigerung. Von den insgesamt 555.169 im Rahmen der Hauptstudie kontaktierten Haushalten konnten letztlich 80.827 Haushalte erfolgreich befragt werden¹⁴. Die übrigen 474.342 Fälle teilen sich, neben einem kleinen Teil unvollständiger Antworten (1,5 %), in nicht erreichbare bzw. nicht antwortende (79,4 %) und verweigernde Haushalte (19,0 %) auf(vgl. Tabelle 3-5).

In der Answerer Stichprobe der Nonresponse-Befragung finden sich überproportional viele Personen, welche die Teilnahme an der Hauptstudie explizit verweigerten (27,2 %). Dementsprechend befinden sich im verbleibenden Pool der Nichtantwortenden der Nonresponse-Studie vorwiegend Adressen, die im Rahmen der Hauptstudie nicht erreicht wurden bzw. ohne Antwort blieben (86,6%). Mit anderen Worten: Ein Nichtteilnehmer der Hauptstudie hat eine höhere Wahrscheinlichkeit zur Teilnahme an einer Nonresponse-Studie, wenn er die Teilnahme in der Hauptstudie ausdrücklich verweigert hatte.

In der Literatur wird häufig die These diskutiert, dass insbesondere diejenigen, die aktiv verweigern, ein potenziell anderes Verhalten gegenüber den Studienteilnehmern zeigen¹⁵. Daher wird dieser Sachverhalt für den vorliegenden Fall als positiv gewertet und es wird davon ausgegangen, dass mit der erreichten Ausschöpfung der Nonresponse-Stichprobe mögliche verhaltensbezogene Teilnahmeeffekte aufgedeckt werden können.

¹⁴ Nicht berücksichtigt sind stichprobeneutrale Ausfälle (SNA).

¹⁵ Vgl. z. B. Lucas/Madre (2018), Aschauer et al. (2018), Durrant/Steele (2009) oder Stoop (2012).

Tabelle 3-5 stellt für Personen, die explizit die Teilnahme verweigerten, den angegebenen Grund dar. Für Teilnehmende der Nonresponse-Studie lässt sich diese Angabe zudem mit der Angabe zum Ausfallgrund in der Hauptstudie, welcher in der Nonresponse-Studie abgefragt wurde, vergleichen.

Die Gründe stellen sich, bezogen auf alle verweigernden Haushalte der Hauptstudie wie folgt dar: Für etwa die Hälfte der Fälle liegt eine über „ohne speziellen Grund“ hinausgehende Begründung für die Verweigerung vor. Dabei spielen vor allem mangelndes Interesse an Umfragen (19,1 %) oder auch an den Themen Mobilität und Verkehr (6,8 %) eine Rolle. Auch fehlende Zeit (7,2 %) sowie ein schlechter körperlicher Zustand (7,8 %) werden vergleichsweise häufig genannt.

Ein ähnliches Bild zeigt sich bei den für die nachgelagerte Nonresponse-Studie ausgewählten Haushalte der Hauptstudie, sowohl mit Blick auf die (späteren) Nonresponse-Teilnehmenden als auch auf die Nonresponse-Nichtteilnehmenden.

In der Nonresponse-Studie wurden die Gründe für die Nichtteilnahme an der Hauptstudie erneut abgefragt. Zunächst fällt auf, dass die Kategorien „keine Begründung“ und insbesondere „sonstiger Grund“ häufiger auftreten. Dies ist womöglich methodisch begründet. So musste die Erfassung des Grundes der Nichtteilnahme während der Nonresponse-Studie in einem offenen Textfeld erfolgen, um den Fragebogen möglichst kurz zu halten. Eine nachträgliche Zuordnung zu den vorgegebenen Antwortoptionen in der Hauptstudie war so nicht immer zweifelsfrei möglich. Der Vergleich der Antworten von Haushalten, die in der Hauptstudie verweigert hatten und solchen, die nicht erreicht wurden bzw. nicht antworteten, zeigt grundsätzlich ähnliche Tendenzen. Die nicht erreichten Haushalte begründen ihre Nichtteilnahme jedoch häufiger mit fehlender Zeit als die expliziten Verweigerer-Haushalte. Ebenso verzichteten sie häufiger gleich ganz auf eine Begründung. Die Kategorien „alt/krank“ oder „nicht/kaum mobil“ sind hingegen seltener zutreffend als bei den expliziten Verweigerungen.

Studienteil der Erfassung	Hauptstudie			Nonresponse-Studie		
Bruttostichprobe (Haushalte)	555.169			14.679		
Bezugsgruppe	Alle Nichtteilnehmenden	Non-response-Nichtteilnehmende	Non-response-Teilnehmende	Non-response-Teilnehmende	Non-response-Teilnehmende (Verweigerung in Hauptstudie)	Non-response-Teilnehmende (Nicht erreicht in Hauptstudie)
(Haushalte)	474.342	11.571	3.108	3.108	845	2.259
Ausfallgrund in der Hauptstudie						
Stichprobenneutraler Ausfall (SNA)	–	0,1 %	0,1 %	0,1 %		
Unvollständige Antwort	1,5 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %		
Nicht erreicht/keine Antwort	79,4 %	86,6 %	72,7 %	72,7 %		100,0 %
Explizite Teilnahmeverweigerung	19,0 %	13,3 %	27,2 %	27,2 %	100,0 %	
Betrachteter Ausfallgrund	Verweigerung	Verweigerung	Verweigerung	Alle Gründe	Verweigerung	Nicht erreicht
(Haushalte)	90.316	1.751	845	3.108	845	2.259
	100,0 %	100,0 %	100,0 %	100,0 %	100,0 %	100,0 %
Grund für Teilnahmeverweigerung	Antwort in der Hauptstudie			Antwort in der Nonresponse-Studie		
Keine Begründung	49,9 %	56,4 %	51,1 %	62,5 %	57,6 %	64,2 %
Keine Zeit	7,2 %	6,2 %	7,3 %	7,6 %	4,5 %	8,7 %
Kein Interesse an Umfragen	19,1 %	17,4 %	17,5 %	1,6 %	2,4 %	1,3 %
Kein Interesse am Thema	6,8 %	6,3 %	7,0 %	1,0 %	0,9 %	1,0 %
Alt/krank	7,8 %	6,9 %	8,0 %	4,2 %	6,4 %	3,4 %
Datenschutzbedenken	2,3 %	1,8 %	2,6 %	1,8 %	1,8 %	1,8 %
Nicht/kaum mobil	1,7 %	1,3 %	2,1 %	1,0 %	2,5 %	0,4 %
Sonstiger Grund	5,1 %	3,7 %	4,3 %	20,5 %	23,9 %	19,2 %

Tabelle 3-5: Gründe für die Nichtteilnahme an der Hauptstudie

3.3.2 Selektivitätsanalyse

Es sei nochmals daran erinnert, dass Selektivität dann auftritt, wenn durch den Auswahl- und/oder Ausfallprozess die Wahrscheinlichkeit, in die Stichprobe zu gelangen, nicht für alle Elemente der Grundgesamtheit gleich groß ist. Für den Auswahlprozess ist dies allein deshalb gegeben, dass durch Auswahl einer Person aus dem Einwohnermelderegister und vollständiger Befragung aller Personen ihres Haushalts, die Auswahlwahrscheinlichkeit proportional zur Haushaltsgröße steigt. Diese größenproportionale Auswahl der Stichprobenelemente führt dazu, dass ein Selektivitätseffekt allein schon bedingt durch den Auswahlprozess auftritt, der typischerweise durch Transformationsgewichtung auszugleichen ist.

Gibt es zusätzlich Antwortausfälle, ist von zentraler Bedeutung, ob und in welchem Maße diese systematisch auftreten oder unsystematisch verteilt sind. Verteilen sich die Antwortausfälle unsystematisch, ist im Regelfall keine weitere Strukturanpassung notwendig. Durch unterschiedliches Antwortverhalten (z. B. sozialgruppenspezifische Teilnahmebereitschaft), und damit systematische Antwortausfälle, treten die Auswahlwahrscheinlichkeiten jedoch nicht ein. Für diesen Fall sind weitere Gewichtungsschritte zu prüfen und zu untersuchen, inwieweit sich die Antwortbereitschaften unterscheiden.

Die Schwierigkeit besteht nun darin, dass Antwortausfälle und damit die gruppenspezifische Teilnahmebereitschaft nur dann sachgerecht quantifiziert und beurteilt werden können, wenn der realisierten Antwortendenstichprobe (Personenstruktur) eine entsprechende (theoretische) Antwortendenstichprobe, d. h. ohne Antwortausfälle, gegenübergestellt wird. Eine saubere Trennung der Selektivität von Auswahl- und Ausfallprozess ist nicht trivial¹⁶. Dies ist insbesondere damit zu begründen, dass die Antwortwahrscheinlichkeit von einer Reihe von Faktoren abhängt. Neben individuellen personenbezogenen Faktoren, welche die Antwortbereitschaft determinieren (z. B. grundsätzliche Einstellung zu Befragungen, Bewertung von Zeit und Aufwand für die Beantwortung, Interesse am Thema, Datenschutzbedenken), sind auch erhebungsorganisatorische Faktoren ausschlaggebend. Beispielsweise steigt bei telefonischen Kontaktversuchen die Wahrscheinlichkeit eines erfolgreichen Kontakts mit der Haushaltsgröße. Dem wiederum steht entgegen, dass aufgrund der Forderung, alle Haushaltsmitglieder zu befragen, es bei erfolgreichem Kontakt schwieriger ist, Mehrpersonenhaushalte vollständig zu erheben. Die Komplexität dieser Zusammenhänge ermöglicht es nicht, den Ausfallprozess und dessen Ursachen exakt nachzuzeichnen. Jedoch kann das Resultat aller Faktoren als Teilnahmewahrscheinlichkeit quantifiziert werden.

¹⁶ Der Hauptgrund ist darin zu sehen, dass aus dem Einwohnermelderegister nur Alter, Geschlecht und Nationalität der gezogenen Person bekannt sind. Da jedoch der gesamte Haushalt der gezogenen Person zur Zielgesamtheit gehört, sind diese Merkmale für alle weiteren Haushaltsmitglieder im Vorfeld der Befragung unbekannt. Dementsprechend können Rückläufe und somit die Antwortquote lediglich auf Haushaltsebene berechnet werden. Auf Personenebene können jedoch ohne weiteres keine Rückläufe, Antwortquoten oder die in diesem Zusammenhang stehenden Inklusionswahrscheinlichkeiten berechnet werden.

Im Rahmen der Nonresponse-Untersuchung im Zuge des SrV 2008 wurde ein derartiger Versuch unternommen¹⁷.

Die aktuellen Selektivitäts- und anschließende Nonresponse-Analysen gehen daher einen anderen Weg. Dabei wird, wie bereits oben beschrieben, ein mehrstufiges Verfahren eingesetzt. Nach der grundsätzlichen Beurteilung der Selektivitäten in Bezug auf die Teilnahmebereitschaft werden die Gründe der Nichtteilnahme an der Hauptstudie untersucht und bewertet. Darüber hinaus erfolgt ein Vergleich der Gründe für Nichtteilnahme der realisierten Nonresponse-Stichprobe mit den Gründen der gesamten Nonresponse-Stichprobe. Die im Anschluss durchgeführte deskriptive Analyse der Antwortausfälle nach soziodemografischen und verhaltensrelevanten Merkmalen ermöglicht eine weitere quantitative Beurteilung der Ursachen von Selektivität in Verbindung mit gruppenspezifischen Verhaltensspezifika und -unterschieden. Die multivariate Analyse originärer Nonresponse-Effekte erlaubt im Anschluss die simultane, statistische Bewertung der gefundenen Effekte. Den Abschluss der Analysen bildet eine Sensitivitätsuntersuchung bezüglich der Auswirkungen potenzieller Nonresponse-Effekte auf die Parameterschätzungen.

Merkmal	Auswahlstichprobe (gezogene Person)	Bruttostichprobe (gezogene Person)	Nettostichprobe
n (Haushalte)	639.965	555.169	80.827
n (Personen)	unbekannt	unbekannt	180.748
Mann	50,2 %	49,7 %	48,8 %
Frau	49,8 %	50,3 %	51,2 %
0-14 Jahre	10,0 %	10,0 %	15,7 %
15-24 Jahre	9,2 %	8,6 %	8,0 %
25-44 Jahre	28,0 %	26,3 %	21,8 %
45-64 Jahre	28,9 %	30,2 %	29,4 %
65 Jahre und älter	23,8 %	25,0 %	25,0 %
Unter 20.000	8,6 %	8,9 %	9,2 %
20.000-50.000	10,7 %	11,1 %	12,3 %
50.000-100.000	15,6 %	15,7 %	17,4 %
100.000-200.000	10,2 %	10,0 %	10,3 %
200.000-500.000	17,3 %	17,4 %	16,7 %
500.000 und mehr (ohne Berlin)	11,3 %	11,2 %	11,1 %
Berlin	25,3 %	24,8 %	22,0 %

Tabelle 3-6: Selektivität in der Hauptstudie

¹⁷ Vgl. Ahrens et al. (2009).

Tabelle 3-6 stellt die deskriptiv beurteilbaren Teilnahmeeffekte und damit die Selektivität der Hauptstudie dar. Die Auswahlstichprobe repräsentiert in ihrer Struktur die Grundgesamtheit aller SrV-Untersuchungsräume. Das Geschlechterverhältnis ist nahezu ausgeglichen. Knapp 57 Prozent sind zwischen 25 und 64 Jahren alt. Der Großteil der Auswahlstichprobe entfällt auf Berlin (25,3 %), danach folgen die Städte mit 200.000 bis 500.000 Einwohnerinnen und Einwohnern (17,3 %).

Die zweite Spalte der Tabelle 3-6 stellt der Auswahl- die Bruttostichprobe, für die SrV-Befragungen der Hauptstudie gegenüber. Stichprobenneutrale Ausfälle (SNA) sorgen für unsystematische Unterschiede.

Die Struktur der realisierten Nettostichprobe ist in der dritten Spalte der Tabelle 3-6 dargestellt. Während geringe Unterschiede zwischen Netto- und Auswahlstichproben bestehen (marginal mehr Frauen in der Netto-Stichprobe), zeigen sich Selektivitäten unterschiedlicher Altersgruppen deutlicher.

Junge Personen (unter 14 Jahren) sind überproportional häufig in der Nettostichprobe vertreten. Demgegenüber sind Personen von 25 bis 44 Jahren unterrepräsentiert. Bei Personen ab 45 Jahren sind hingegen nur geringe Unterschiede zwischen der Auswahl- und der Nettostichprobe zu sehen. Bei den Stadtgrößengruppen zeigt sich, dass Einwohnerinnen und Einwohner von Berlin in der Nettostichprobe unterrepräsentiert sind, während Menschen aus Untersuchungsräumen mit weniger als 100.000 Personen überproportional häufig an der Erhebung teilnehmen.

3.3.3 Deskriptive Nonresponse-Analyse

Vor der Modellierung des Teilnahmeverhaltens liefert eine deskriptive Nonresponse-Analyse erste inhaltlich interpretierbare Erkenntnisse zu Stichprobeneffekten. Dazu werden die Teilnehmenden der Antworterstichprobe der Nonresponse-Studie denen der Hauptstudie gegenübergestellt. Die zur Verfügung stehenden Analysedaten bestehen formal aus 180.748 im Rahmen der Hauptstudie erfolgreich befragten Personen und 3.108 Personen, zu denen Informationen aus der Nonresponse-Befragung vorliegen.

In einem ersten Schritt werden die Stichprobenstrukturen beider Studienteile gegenübergestellt. Im Vergleich soziodemografischer Merkmale zwischen Haupt- und Nonresponse-Studie (ungewichtet, Tabelle E2-1) zeigen sich zunächst die gleichen Effekte, die bereits in der Nonresponse-Studie 2013 zu beobachten waren: Männer sind etwas geringer in der Nonresponse-Stichprobe (43,7 %) vertreten als in der Hauptstudie (48,8 %). Die Altersstruktur zeigt wiederum den Effekt, dass junge Leute (unter 14 Jahren) eher Teilnehmende der Hauptstudie sind. Demgegenüber zeigen Personen im Alter von 45 Jahren bis 64 Jahren und insbesondere Personen ab 65 Jahren eine deutliche stärkere Präsenz in der Nonresponse-Stichprobe.¹⁸

Die Haushaltsgrößenverteilung beider Studienteile zeigt das bereits bekannte Phänomen: Einpersonenhaushalte sind in der Hauptstudie unterrepräsentiert und demgegenüber insbesondere die Drei- und mehr-Personen-

¹⁸ Vgl. Ahrens et al. (2015).

Haushalte deutlich häufiger in der Hauptstudie vertreten sind. Dieser bereits aus dem Auswahlprozess resultierende Effekt unterschiedlicher Auswahlwahrscheinlichkeiten hat ebenso einen Einfluss auf die stärkere Teilnahmechance von jungen Leuten (unter 14 Jahren) in der Haupterhebung.

Die soziodemografischen Variablen zeigen hohe Korrelationen mit den Zielgrößen der Mobilitätsbefragung und werden daher üblicherweise auch als Gewichtungsmerkmale herangezogen. Um verzerrte Interpretationen beim folgenden Ergebnisvergleich zu minimieren, ist eine Nachgewichtung der Nonresponse-Stichprobe angezeigt. Das Vorgehen wird im nachstehenden Exkurs beschrieben.

Zur deskriptiven Nonresponse-Analyse werden ungewichtete Merkmalsausprägungen der Hauptstudie mit – anhand der Stichprobenverteilung der Hauptstudie – nachträglich gewichteten Merkmalen der Nichtantwortenden verglichen. Für diese Gegenüberstellung wurde demnach eine zur Hauptstudie in Bezug auf soziodemografische Merkmale (Alter, Geschlecht, Haushaltsgröße, Ortsgröße) stichprobenproportionale Anlage der Nonresponse-Befragung vorgenommen.

Die Absicherung der statistischen Bedeutung von Gruppenunterschieden wird anhand entsprechender Signifikanztests realisiert. Zur Prüfung von Mittelwertunterschieden kommt ein zweiseitiger parametrischer Test unter Annahme gleicher Varianzen zur Anwendung. Für den Vergleich von relativen Stichprobenverteilungen wird auf den nichtparametrischen Chi²-Anpassungstest zurückgegriffen. Über die Güte der Tests und zu Unterschieden zwischen parametrischen und nichtparametrischen Tests – insbesondere auch im Zusammenspiel mit großen Fallzahlen in Mobilitätsbefragungen – wird auf Wittwer (2008)¹⁹ verwiesen. Weiterhin ist bei der Interpretation stets das Problem des multiplen Testens zu beachten.

¹⁹ Vgl. S. 72 ff.

Exkurs 2: Ausgleich struktureller Unterschiede zwischen Haupt- und Nonresponse-Studie für deskriptive Analysen

Die Antwortenden der Haupt- und Nonresponse-Studie zeigen aufgrund unterschiedlichen gruppenspezifischen Teilnahmeverhaltens Abweichungen in Bezug auf die Ortsgrößen-, Haushaltsgrößen-, Alters- und Geschlechtsverteilung. Da jedes soziodemografische Kombinationsmerkmal für die Nettostichprobe der Hauptstudie bekannt ist, kann eine Anpassung der Nonresponse-Stichprobe an die Merkmalsverteilung der Hauptstudie durch Poststratifikation erfolgen. Der dabei fallweise resultierende Gewichtungsfaktor wird für deskriptive Analysen verwendet. Teilnehmende der Hauptstudie erhalten ein Gewicht von 1,0. Da für die Nonresponse-Stichprobe nicht in allen Fällen vollständigen Angaben zu allen Kombinationsmerkmalen vorliegen, reduziert sich die nach Poststratifikation zur Verfügung stehende Fallzahl geringfügig.

Merkmal (für den Gesamtzeitraum)	Hauptstudie	Nonresponse-Studie	Nonresponse-Studie (poststratifiziert)
Auswertungstyp	ungewichtet	ungewichtet	gewichtet
n (Personen)	180.748	3.108	3.024
Unter 20.000	9,3 %	10,9 %	9,3 %
20.000–50.000	12,4 %	15,1 %	12,5 %
50.000–100.000	17,6 %	17,0 %	17,6 %
100.000–200.000	10,4 %	10,0 %	10,4 %
200.000–500.000	16,8 %	16,1 %	16,8 %
500.000 und mehr (ohne Berlin)	11,1 %	11,6 %	11,1 %
Berlin	22,3 %	19,3 %	22,3 %
1-Personen-Haushalt	10,7 %	25,6 %	10,8 %
2-Personen-Haushalt	40,5 %	41,7 %	40,3 %
3-und mehr-Personen-Haushalt	48,8 %	32,7 %	48,9 %
Mann, 0–14 Jahre	8,0 %	3,0 %	8,0 %
Mann, 15–24 Jahre	4,0 %	2,7 %	3,9 %
Mann, 25–44 Jahre	10,3 %	8,3 %	10,3 %
Mann, 45–64 Jahre	14,1 %	15,0 %	14,2 %
Mann, 65 Jahre und älter	12,4 %	14,7 %	12,3 %
Frau, 0–14 Jahre	7,7 %	3,3 %	7,7 %
Frau, 15–24 Jahre	4,0 %	3,5 %	3,8 %
Frau, 25–44 Jahre	11,6 %	11,2 %	11,6 %
Frau, 45–64 Jahre	15,3 %	19,1 %	15,3 %
Frau, 65 Jahre und älter	12,6 %	19,2 %	12,7 %

Tabelle E2-1: Gegenüberstellung von Merkmalsverteilungen aus Haupt- und Nonresponse-Studie (ungewichtet) sowie anhand der Hauptstudie postratifizierte Verteilung der Nonresponse-Stichprobe

Da deskriptive Vergleiche sowohl für stichtagsunabhängige Auswertungen als auch für Auswertungen mit Stichtagsbezug durchgeführt werden, erfolgt für stichtagsspezifische Auswertungen (Subpopulation: Abgrenzung der Hauptstudie auf Vergleichszeitraum Februar bis Mai) erneut eine Poststratifikation der Nonresponse-Stichprobe, um zusätzliche Abweichungen zur Hauptstudie zu vermeiden. Auf die explizite Darstellung der angepassten Verteilungen wird hier verzichtet. Damit stehen zwei Gewichte für deskriptive Auswertungen zur Verfügung, welche fallbezogen in den Analysen eingesetzt werden:

- Gewicht 1: Gesamtzeitraum (für stichtagsunabhängige Auswertungen)
- Gewicht 2: Vergleichszeitraum Februar bis Mai (für Stichtagsauswertungen)

Haushaltsmerkmale	Haushaltszusammensetzung und Fahrzeugausstattung									
	unter 50.000		50.000 bis 100.000		100.000 bis 500.000		500.000 und mehr (ohne Berlin)		Berlin	
	NRS	HS	NRS	HS	NRS	HS	NRS	HS	NRS	HS
Auswertungstyp	gew.	ungew.	gew.	ungew.	gew.	ungew.	gew.	ungew.	gew.	ungew.
n (ungewichtet)	787	39.293	516	31.855	797	49.281	350	20.098	591	40.229
Anzahl Kinder unter 18 Jahren im Haushalt	0,68	0,73	0,67	0,73	0,64	0,72	0,85	0,82	0,73	0,79
Sig. (zweiseitiger Test, gleiche Varianzen)	n. s.		n. s.		0,026*		n. s.		n. s.	
Anzahl Erwerbspersonen im Haushalt	1,17	1,25	1,19	1,21	1,15	1,19	1,17	1,26	1,17	1,24
Sig. (zweiseitiger Test, gleiche Varianzen)	0,030*		n. s.		n. s.		n. s.		0,026*	
Anzahl Pkw (privat und dienst) im Haushalt	1,51	1,58	1,48	1,44	1,30	1,29	1,33	1,18	0,90	0,95
Sig. (zweiseitiger Test, gleiche Varianzen)	0,027*		n. s.		n. s.		0,000***		n. s.	
Anzahl Fahrräder (ohne Elektorad) im Haushalt	2,49	2,58	2,51	2,60	2,24	2,44	2,57	2,70	2,22	2,53
Sig. (zweiseitiger Test, gleiche Varianzen)	n. s.		n. s.		0,003**		n. s.		0,000***	

*** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05, n. s. = Mittelwertsvergleich nicht signifikant

Tabelle 3-7: Haushaltszusammensetzung und Fahrzeugausstattung nach Ortsgrößenklassen und in Berlin (Vergleich Haupt- und Nonresponse-Stichprobe)

Die deskriptiven Auswertungen werden durchgeführt für die vier Ortsgrößenklassen:

- Unter 50.000 Einwohner
- 50.000 bis unter 100.000 Einwohner
- 100.000 bis unter 500.000 Einwohner
- 500.000 Einwohner und mehr (ohne Berlin)

Sowie zusätzlich für:

- Berlin

Tabelle 3-7 stellt zentrale Haushalts- und Haushaltsausstattungsmerkmale für Antwortende und Nichtantwortende der Hauptstudie (kurz. HS) den Antwortenden der Nonresponse-Studie (kurz: NRS) gegenüber. Für alle Gegenüberstellungen werden zusätzlich die Befunde des jeweiligen Signifikanztests angegeben. Systematische Unterschiede (in allen Vergleichsgruppen die gleiche Richtung) werden in Fettschrift hervorgehoben.

In Bezug auf die untersuchten Haushaltsmerkmale lässt sich festhalten, dass die Merkmale Anzahl Kinder (unter 18 Jahren) und Anzahl Pkw (privat und dienstlich) im Haushalt nur sehr geringe Unterschiede zwischen beiden Studienteilen aufweisen. Auffällig ist lediglich eine leicht geringere Motorisierung bei Teilnehmenden der Hauptstudie in der Ortsgröße 500.000 Einwohner und mehr (ohne Berlin). Hinsichtlich der Anzahl Erwerbstätiger je Haushalt ist in allen Ortsgrößen sowie für Berlin eine tendenziell leicht höhere Repräsentanz bei Teilnehmenden der Hauptstudie zu sehen. Dieselbe Einschätzung trifft auf die Anzahl Fahrräder (ohne Elektrofahräder) im Haushalt zu.

Personenmerkmale	Führerschein, Erwerbstätigkeit, Formale Bildung									
	unter 50.000		50.000 bis 100.000		100.000 bis 500.000		500.000 und mehr (ohne Berlin)		Berlin	
	NRS	HS	NRS	HS	NRS	HS	NRS	HS	NRS	HS
Auswertungstyp	gew.	ungew.	gew.	ungew.	gew.	ungew.	gew.	ungew.	gew.	ungew.
n (ungewichtet)	783	39.293	516	31.855	795	49.280	350	20.098	591	40.229
Pkw-Führerschein vorhanden	73%	75%	72%	76%	70%	74%	66%	71%	64%	69%
Pkw-Führerschein nicht vorhanden	27%	25%	28%	24%	30%	26%	34%	29%	36%	31%
Chi-Quadrat	1,146		3,164		5,459		4,192		8,582	
df	1		1		1		1		1	
Sig.	0,284		0,075		0,019*		0,041*		0,003**	
n (ungewichtet)	713	39.293	474	31.852	721	49.281	323	20.092	544	40.229
Erwerbstätig	48%	43%	46%	42%	47%	43%	46%	46%	47%	45%
In Ausbildung	12%	16%	15%	18%	13%	18%	17%	18%	17%	18%
Nicht erwerbstätig	40%	40%	39%	39%	40%	39%	38%	36%	36%	37%
Chi-Quadrat	8,564		4,389		13,561		0,608		1,066	
df	2		2		2		2		2	
Sig.	0,014*		0,111		0,001**		0,738		0,587	
n (ungewichtet)	772	38.732	512	31.329	787	48.569	347	19.836	586	39.662
(Noch) ohne Schulabschluss	17%	19%	18%	19%	18%	19%	22%	22%	19%	21%
Schulabschluss (kein Abitur)	57%	46%	48%	36%	45%	35%	37%	29%	38%	27%
Abitur	26%	35%	34%	45%	37%	46%	41%	50%	43%	52%
Chi-Quadrat	29,532		34,048		33,892		12,933		39,620	
df	2		2		2		2		2	
Sig.	0,000***		0,000***		0,000***		0,002***		0,000***	
n (ungewichtet)	757	38.512	500	31.029	770	48.102	343	19.652	571	39.192
(Noch) ohne Berufsausbildung	23%	23%	26%	25%	25%	25%	29%	27%	27%	26%
Berufsausbildung	56%	49%	50%	41%	48%	39%	40%	34%	38%	32%
Fach- oder Hochschulabschluss	21%	28%	24%	34%	26%	36%	31%	39%	35%	42%
Chi-Quadrat	17,050		24,548		35,957		9,339		15,830	
df	2		2		2		2		2	
Sig.	0,000***		0,000***		0,000***		0,009***		0,000***	

*** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05, n. s. = Mittelwertvergleich nicht signifikant

Tabelle 3-8: Führerscheinbesitz, Erwerbstätigkeit und formale Bildung nach Ortsgrößenklassen und in Berlin (Vergleich Haupt- und Nonresponse-Stichprobe)

Tabelle 3-8 beinhaltet die Gegenüberstellung von personenbezogenen Kenngrößen der Haupt- und Nonresponse-Studie. Über alle Ortsgrößenklassen hinweg zeigt sich in der Haupt- gegenüber der Nonresponse-Studie ein etwas höherer Anteil Personen mit Pkw-Führerschein. Ebenso sind Teilnehmende der Hauptstudie gegenüber denen der Nonresponse-Studie häufiger in Ausbildung. Am stärksten ausgeprägt ist letztgenannter Aspekt für Personen aus Orten mit 100.000 bis unter 500.000 Einwohnern. Deutlichere und durchgehend hochsignifikante Unterschiede sind in Bezug auf die formale Bildung (Schulabschluss, Berufsausbildung) zu finden. Bezüglich der Merkmalsausprägungen zum Schulabschluss sind Personen mit Abitur in der Hauptstudie systematisch deutlich häufiger vertreten als in der Nonresponse-Studie. Dieser Selektivitätseffekt geht im Grunde ausschließlich zu Lasten der Gruppe mit Schulabschluss (kein Abitur). Der Anteil Personen (noch) ohne Schulabschluss zeigt hingegen kaum Unterschiede zwischen beiden Studienteilen. Eine vergleichbare Ergebnistendenz ist für die Variable der Berufsausbildung zu finden. Personen mit Fach- oder Hochschulabschluss sind anteilig deutlich häufiger in der Haupt- als in der Nonresponse-Studie vertreten. Demgegenüber sind Personen mit (abgeschlossener) Berufsausbildung (jedoch kein Fach- oder Hochschulabschluss) häufiger in der Nonresponse-Studie enthalten. In Bezug auf den Anteil an Personen (noch) ohne Berufsausbildung zeigen sich wiederum keine nennenswerten Ergebnisunterschiede zwischen beiden Studienteilen.

Tabelle 3-9 vergleicht beide Studien in Bezug auf den Zugang zu Mobilitätswerkzeugen. Am auffälligsten sind leichte Unterschiede zwischen beiden Studienteilen für Personen, die uneingeschränkt Zugang zu Pkw und Zeitkarte haben. Besonders bemerkenswert ist hier die Ortsgrößenklasse 50.000 bis unter 100.000 Einwohner, wobei die Zugangsgruppe insgesamt nur einen vergleichsweise geringen Anteil innerhalb einer Ortsgrößenklasse ausmacht. Auffällig ist weiterhin ein systematisch höherer Anteil von Personen der Nonresponse-Studie, welche uneingeschränkten Zugang zum Rad (kein uneingeschränkter Zugang zu Pkw und/oder Zeitkarte) haben. Dieser Sachverhalt ist insofern bemerkenswert, da die Haushaltsausstattung mit Fahrrädern in der Nonresponse-Studie etwas geringer war als in der Hauptstudie.

Personenmerkmale	Uneingeschränkter Zugang zu Mobilitätswerkzeugen									
	unter 50.000		50.000 bis 100.000		100.000 bis 500.000		500.000 und mehr (ohne Berlin)		Berlin	
	NRS	HS	NRS	HS	NRS	HS	NRS	HS	NRS	HS
Auswertungstyp	gew.	ungew.	gew.	ungew.	gew.	ungew.	gew.	ungew.	gew.	ungew.
n (ungewichtet)	737	39.264	498	31.843	762	49.256	338	20.087	556	40.213
Uneingeschränkt Pkw (keine Zeitkarte)	59%	61%	56%	56%	49%	49%	44%	42%	33%	34%
Uneingeschränkt Pkw und Zeitkarte	7%	9%	4%	9%	9%	11%	8%	14%	10%	12%
Uneingeschränkt Zeitkarte (kein Pkw)	9%	9%	12%	11%	14%	16%	21%	20%	30%	26%
Uneingeschränkt Rad (kein Pkw, keine Zeitkarte)	14%	12%	17%	15%	15%	13%	18%	14%	16%	15%
Kein uneingeschr. Zugang zu	10%	8%	11%	9%	13%	10%	10%	10%	11%	12%
Chi-Quadrat	6,508		14,412		17,919		11,890		7,101	
df	4		4		4		4		4	
Sig.	0,164		0,006**		0,001**		0,018*		0,131	

*** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05, n. s. = Mittelwertsvergleich nicht signifikant

Tabelle 3-9: Zugang zu Mobilitätswerkzeugen nach Ortsgrößenklassen und in Berlin (Vergleich Haupt- und Nonresponse-Stichprobe)

Personenmerkmale	Mono- und Multimodalität									
	unter 50.000		50.000 bis 100.000		100.000 bis 500.000		500.000 und mehr (ohne Berlin)		Berlin	
	NRS	HS	NRS	HS	NRS	HS	NRS	HS	NRS	HS
Auswertungstyp	gew.	ungew.	gew.	ungew.	gew.	ungew.	gew.	ungew.	gew.	ungew.
n (ungewichtet)	650	39.293	422	31.831	631	49.281	285	20.028	471	40.229
Monomodal	49%	48%	45%	44%	46%	44%	39%	38%	41%	40%
Multimodal	45%	48%	50%	52%	47%	52%	59%	59%	54%	56%
Sonstige	5%	4%	5%	3%	7%	4%	3%	3%	5%	4%
Chi-Quadrat	6,306		3,764		27,837		0,662		1,824	
df	2		2		2		2		2	
Sig.	0,043*		0,152		0,000***		0,718		0,402	
Mono Pkw	43%	42%	38%	35%	34%	32%	26%	23%	22%	19%
Mono Rad	4%	4%	3%	5%	5%	5%	3%	6%	5%	6%
Mono ÖV	2%	2%	3%	4%	6%	7%	9%	9%	14%	15%
Multi Pkw/Rad	28%	30%	26%	30%	23%	23%	26%	21%	16%	13%
Multi Pkw/ÖV	8%	8%	12%	9%	11%	13%	13%	15%	13%	15%
Multi Rad/ÖV	2%	2%	5%	4%	4%	5%	6%	8%	13%	14%
Multi Pkw/Rad/ÖV	8%	9%	8%	10%	9%	11%	14%	15%	12%	14%
Sonstige	5%	4%	5%	3%	7%	4%	3%	3%	5%	4%
Chi-Quadrat	7,830		20,856		32,010		11,254		13,204	
df	7		7		7		7		7	
Sig.	0,348		0,004**		0,000***		0,128		0,067	

*** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05, n. s. = Mittelwertsvergleich nicht signifikant

Tabelle 3-10: Mobilitätstypen (Mono- und Multimodalität) nach Ortsgrößenklassen und in Berlin (Vergleich Haupt- u. Nonresponse-Stichprobe)

Stichtagsmerkmale (Filter: E_MARK_REGEL_BERUF=0 & STICHTAG_VERGLEICHSZEITRAUM=1)	Anwesenheit am Wohnort und Mobilität am Stichtag									
	unter 50.000		50.000 bis 100.000		100.000 bis 500.000		500.000 und mehr (ohne Berlin)		Berlin	
	NRS	HS	NRS	HS	NRS	HS	NRS	HS	NRS	HS
Auswertungstyp	gew.	ungew.	gew.	ungew.	gew.	ungew.	gew.	ungew.	gew.	ungew.
n (ungewichtet)	778	7.401	501	5.926	781	9.499	343	3.686	577	7.307
Am Stichtag anwesend	86%	95%	87%	95%	85%	95%	92%	95%	92%	96%
Am Stichtag nicht anwesend	14%	5%	13%	5%	15%	5%	8%	5%	8%	4%
Chi-Quadrat	92,778		47,999		129,506		6,708		16,007	
df	1		1		1		1		1	
Sig.	0,000***		0,000***		0,000***		0,010**		0,000***	
n (ungewichtet)	652	7.019	432	5.612	652	9.006	308	3.519	530	6.982
Mobil	86%	88%	88%	90%	88%	89%	90%	92%	88%	92%
Nicht mobil	14%	12%	12%	10%	12%	11%	10%	8%	12%	8%
Chi-Quadrat	2,455		3,379		1,654		0,702		12,747	
df	1		1		1		1		1	
Sig.	0,117		0,066		0,198		0,402		0,000***	

*** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05, n. s. = Mittelwertvergleich nicht signifikant

Tabelle 3-11: Anwesenheit am Wohnort und Mobilität am Stichtag nach Ortsgrößenklassen und in Berlin (Vergleich Haupt- und Nonresponse-Stichprobe)

Tabelle 3-10 analysiert Unterschiede zwischen Haupt- und Nonresponse-Stichprobe in Bezug auf Modal- bzw. Mobilitätstypen. Hinsichtlich der generellen Mono- bzw. Multimodalität sind nur geringfügige Unterschiede zwischen beiden Studienteilen auszumachen. Signifikant ist der Unterschied bei Personen aus Orten unter 50.000 sowie zwischen 100.000 und unter 500.000 Einwohnern. Wird dieser Sachverhalt differenzierter gegenübergestellt, sind vor allem Personen mit monomodaler Pkw-Nutzung etwas häufiger in der Nonresponse-Stichprobe enthalten. Signifikante Ergebnisunterschiede sind für die Ortsgrößen 50.000 bis unter 100.000 und 100.000 bis unter 500.000 Einwohner zu verzeichnen. Insgesamt liegen die Vergleichswerte jedoch nah beieinander. Insgesamt ist eine systematisch zunehmende Pkw-Monomodalität mit abnehmender Ortsgröße zu verzeichnen. Tabelle 3-11 zeigt eine Auswertung für Stichtagsmerkmale zur Mobilität. Dabei ist zu beachten, dass zu Vergleichszwecken regelmäßig berufliche Wege ebenso ausgeschlossen wurden, wie Personen mit mehr als acht Wegen am Stichtag. Dies ist damit zu begründen, dass einerseits erstgenannte Information für Teilnehmende der Nonresponse-Studie nicht vorliegt und andererseits in deren Rahmen nur Wege bis einschließlich acht detailliert erfasst wurden. Weiterhin wurde für die stichtagsbezogene Gegenüberstellung, aufgrund des deutlichen Einflusses des Wetters auf die das Verhalten (insbesondere auf die Verkehrsmittelwahl), nur eine vergleichbare Erfassungszeit berücksichtigt (Vergleichszeitraum Februar bis Mai). Da sich bei Bildung dieser Subpopulation die Verteilung nach Alter, Geschlecht und Haushaltsgröße für die Hauptstudie ändert, kommt hier das entsprechende Gewicht für den Vergleichszeitraum zur Anwendung (vgl. Exkurs 2). Als erste Kenngröße wird die stichtagsbezogene Auswertung für die Anwesenheit am Wohnort und den Außer-Haus-Anteil dargestellt. Hierbei ist auffällig, dass Teilnehmende an der Nonresponse-Studie überproportional häufig am Stichtag nicht am Wohnort waren. Im SrV bleiben Personen ohne Wohnortbezug am Stichtag definitorisch bei stichtagsbezogenen Auswertungen unberücksichtigt. Für den Anteil der Personen, welche am Stichtag mobil waren, d. h. die Wohnung für außerhäusige Aktivitäten

verlassen haben, zeigt sich eine leicht höhere Mobilitätsbeteiligung bei Teilnehmenden der Hauptstudie. Am stärksten ausgeprägt und signifikant ist dieser Unterschied für Berlin.

Tabelle 3-12 stellt stichtagsbezogene Merkmale zur Wegezanzahl, Verkehrsmittelwahl, Begleitung und zu Aktivitätsanlässen gegenüber. Für keine der Ortsgrößenklassen wurde dabei ein signifikanter Unterschied in Bezug auf die Wegezanzahl mobiler Personen gefunden. Für die Verkehrsmittelwahl tritt ebenso keine systematische Auffälligkeit auf. In Bezug auf Wege in Begleitung ist für Teilnehmende der Nonresponse-Studie ein systematisch höherer, jedoch nicht signifikanter Befund, zu verzeichnen. Der Anteil Wege nach Hause ist in der Hauptstudie deutlich höher. Dieser Unterschied ist bereits aus vorhergehenden Nonresponse-Studien zum SrV 2008²⁰ und 2013²¹ bekannt und begründet sich im Wesentlichen mit der Erfassungsqualität der vereinfachten Wegeabfrage in der Nonresponse-Studie. Aus diesem Grund wird die Verteilung der Aktivitätsanlässe ohne die Berücksichtigung von Nach-Hause-Wege separat ausgewertet. Hierbei sind systematische Unterschiede nur für den Anteil an Wegen zum Einkauf/zur Dienstleistungszwecken zu finden (Anteil in Hauptstudie höher). Ein signifikanter Befund ist lediglich für die Ortsgröße unter 50.000 Einwohner zu verzeichnen.

Stichtagsmerkmale (Filter: E_MARK_REGEL_BERUF=0 & STICHTAG_VERGLEICHSZEITRAUM=1 & E_mobil=1 & E_ANZ_WEGE<=8)	Stichtagsbezogene Mobilität									
	unter 50.000		50.000 bis 100.000		100.000 bis 500.000		500.000 und mehr (ohne Berlin)		Berlin	
	NRS	HS	NRS	HS	NRS	HS	NRS	HS	NRS	HS
Auswertungstyp n (ungewichtet)	gew. 555	ungew. 6.019	gew. 370	ungew. 4.942	gew. 554	ungew. 7.821	gew. 269	ungew. 3.158	gew. 451	ungew. 6.314
Anzahl Wege pro mobiler Person am Stichtag (nur Wege <=8)	3,53	3,54	3,44	3,62	3,49	3,54	3,73	3,54	3,38	3,44
Sig. (zweiseitiger Test, gleiche Varianzen)	n. s.		n. s.		n. s.		n. s.		n. s.	
zu Fuß	26%	23%	24%	25%	27%	27%	23%	27%	30%	29%
Rad	11%	8%	11%	13%	13%	11%	16%	16%	12%	12%
MIV	55%	59%	53%	51%	43%	46%	42%	37%	31%	31%
ÖV	8%	10%	12%	11%	17%	16%	20%	21%	27%	28%
Chi-Quadrat	8,601		1,636		2,648		3,288		0,113	
df	3		3		3		3		3	
Sig.	0,036*		0,649		0,445		0,347		0,991	
Anzahl Wege am Stichtag in Begleitung	1,41	1,35	1,36	1,30	1,31	1,30	1,44	1,29	1,34	1,24
Sig. (zweiseitiger Test, gleiche Varianzen)	n. s.		n. s.		n. s.		n. s.		n. s.	
Anteil Wege nach Hause an allen Wegen	35%	41%	36%	42%	35%	41%	35%	41%	37%	40%
ohne Wege nach Hause:										
Arbeit	27%	24%	28%	24%	25%	24%	23%	26%	24%	25%
Kita/Schule/Bildung	18%	17%	20%	17%	18%	16%	21%	19%	19%	20%
Einkauf/Dienstleistung	24%	31%	26%	29%	27%	30%	22%	26%	23%	27%
Freizeit/Besuch/Sonstiges	30%	28%	26%	31%	30%	30%	34%	29%	33%	28%
Chi-Quadrat	10,375		7,331		1,871		5,817		6,384	
df	3		3		3		3		3	
Sig.	0,015*		0,065		0,601		0,121		0,095	

*** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05, n. s. = Mittelwertvergleich nicht signifikant

Tabelle 3-12: Stichtagsbezogene Mobilitätskennziffern nach Ortsgrößenklassen und in Berlin (Vergleich Haupt- und Nonresponse-Stichprobe)

²⁰ Ahrens et al. (2009).

²¹ Ahrens et al. (2015).

Als Zwischenfazit lässt sich festhalten, dass die stichtagsbezogenen Analysen ein weitgehend unauffälliges Bild in Bezug auf zu berücksichtigende Nonresponse-Effekte zeigen. Kleinere und zum Teil signifikante Unterschiede sind vorhanden, jedoch treten für die meisten Merkmale deskriptiv keine grundlegenden Verschiedenheiten zwischen beiden Studienteilen auf. Lediglich in Bezug auf die formale Bildung unterscheiden sich beide Studienteile erkennbar. Hierbei ist eine Selektivität insbesondere dahingehend festzustellen, dass die Teilnahmewahrscheinlichkeit an der Hauptstudie mit steigender formaler Bildung zunimmt. Bemerkenswert ist dabei vor allem die Tatsache, dass Verschiebungen in beiden Analysemerkmalen stets zwischen zwei Gruppen (abgeschlossener) Schulabschluss (jedoch kein Abitur) vs. Abitur auf der einen sowie (abgeschlossene) Berufsausbildung vs. Fach- bzw. Hochschulabschluss auf der anderen Seite auftreten. Um den Einfluss dieses Bildungsbias auf die Ergebnisse vertieft zu untersuchen, erfolgt zunächst eine deskriptive Auswertung einzelner Bildungsstufen. Dies dient vordergründig dazu, deutliche Unterschiede zwischen Haupt- und Nonresponse-Studie auf den einzelnen Stufen auszuschließen.

Tabelle 3-13 enthält Auswertungen, in denen zunächst das gesamte Untersuchungskollektiv nach Bildungsstufen differenziert wird. Dabei wird deutlich, dass sich sowohl die Anzahl der Wege als auch die Verkehrsmittelwahl und die Verteilung der Aktivitätsanlässe zwischen Personen unterschiedlicher Bildungsstufen unterscheiden. Personen mit abgeschlossener Berufsausbildung nutzen deutlich häufiger den motorisierten Individualverkehr (MIV) sowie seltener den ÖV und das Rad als Personen mit Fach- bzw. Hochschulabschluss. Auch in Bezug auf Aktivitätsanlässe unterscheiden sich beide Gruppen. Beim Vergleich der Ergebnisse zwischen Haupt- und Nonresponse-Stichprobe sind die Unterschiede relativ gering und signifikante Befunde nur für Personen (noch) ohne Berufsausbildung sowie bei Aktivitätsanlässen zu sehen. Allerdings bleiben sowohl der Wohnstandort als auch das Alter (ggf. unterschiedliche Anteile von Personen mit Fach- und Hochschulabschluss nach Ortsgröße) in dieser Auswertung als mögliche konfundierende Faktoren unberücksichtigt.

Stichtagsmerkmale (Filter: E_MARK_REGEL_BERUF=0 & STICHTAG_VERGLEICHSZEITRAUM=1 & E_mobil=1 & E_ANZ_WEGE<=8)	Mobilität am Stichtag					
	(Noch) ohne Berufs- ausbildung		Berufs- ausbildung		Fach- oder Hochschul- abschluss	
	NRS	HS	NRS	HS	NRS	HS
Auswertungstyp	gew.	ungew.	gew.	ungew.	gew.	ungew.
n (ungewichtet)	354	7.226	1.131	10.471	669	10.007
Anzahl Wege pro mobiler Person am Stichtag	3,30	3,16	3,50	3,55	3,74	3,80
Sig. (zweiseitiger Test, gleiche Varianzen)	0,015*		n. s.		n. s.	
zu Fuß	33%	29%	24%	26%	24%	25%
Rad	16%	15%	9%	8%	14%	14%
MIV	26%	31%	54%	55%	47%	45%
ÖV	25%	25%	12%	12%	15%	16%
Chi-Quadrat	5,285		3,057		1,231	
df	3		3		3	
Sig.	0,155		0,382		0,742	
Anzahl Wege am Stichtag in Begleitung	2,15	1,89	1,03	1,10	1,02	1,09
Sig. (zweiseitiger Test, gleiche Varianzen)	0,002***		--		--	
Anteil Wege nach Hause an allen Wegen	40%	43%	35%	41%	33%	39%
ohne Wege nach Hause:						
Arbeit	9%	5%	30%	27%	33%	33%
Kita/Schule/Bildung	51%	51%	7%	6%	10%	10%
Einkauf/Dienstleistung	9%	15%	32%	37%	26%	29%
Freizeit/Besuch/Sonstiges	31%	30%	30%	29%	31%	29%
Chi-Quadrat	17,600		12,500		2,716	
df	3		3		3	
Sig.	0,001**		0,005**		0,438	

*** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05, n. s. = Mittelwertsvergleich nicht signifikant

Tabelle 3-13: Stichtagsbezogene Mobilitätskennziffern nach formaler Bildung (Vergleich Haupt- und Nonresponse-Stichprobe)

Stichtagsmerkmale (Filter: E_MARK_REGEL_BERUF=0 & STICHTAG_VERGLEICHSZEITRAUM=1 & E_mobil=1 & E_ANZ_WEGE<=8 & (E_ALTER_5G=3 E_ALTER_5G=4))	Mobilität am Stichtag (25–64 Jahre)					
	(Noch) ohne Berufs- ausbildung		Berufs- ausbildung		Fach- oder Hochschul- abschluss	
	NRS	HS	NRS	HS	NRS	HS
Auswertungstyp	gew.	ungew.	gew.	ungew.	gew.	ungew.
n (ungewichtet)	62	397	732	6.595	467	7.463
Anzahl Wege pro mobiler Person am Stichtag (nur Wege <=8)	3,31	3,38	3,59	3,53	3,78	3,76
Sig. (zweiseitiger Test, gleiche Varianzen)	n. s.		n. s.		n. s.	
zu Fuß	38%	29%	21%	21%	21%	23%
Rad	15%	11%	8%	8%	15%	16%
MIV	23%	32%	59%	58%	48%	44%
ÖV	24%	28%	12%	13%	16%	17%
Chi-Quadrat	3,379		1,309		3,615	
df	3		3		3	
Sig.	0,336		0,725		0,308	
Anzahl Wege am Stichtag in Begleitung	0,96	1,01	0,90	0,90	0,99	1,02
Sig. (zweiseitiger Test, gleiche Varianzen)	--		--		--	
Anteil Wege nach Hause an allen Wegen	35%	41%	34%	41%	32%	38%
ohne Wege nach Hause:						
Arbeit	33%	27%	39%	40%	40%	42%
Kita/Schule/Bildung	19%	18%	9%	9%	12%	12%
Einkauf/Dienstleistung	22%	30%	26%	27%	22%	21%
Freizeit/Besuch/Sonstiges	25%	25%	26%	24%	25%	25%
Chi-Quadrat	1,834		1,760		0,670	
df	3		3		3	
Sig.	0,610		0,623		0,882	

*** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05, n. s. = Mittelwertsvergleich nicht signifikant

Tabelle 3-14: Stichtagsbezogene Mobilitätskennziffern für die Altersgruppe 25 bis 64 Jahre nach formaler Bildung (Vergleich Haupt- und Nonresponse-Stichprobe)

Aufgrund der vermuteten Wirkung konfundierender Faktoren werden im Anschluss Berufsgruppen noch einmal in der fallstärksten Altersgruppe 25 bis 64 Jahre (Tabelle 3-14) und zusätzlich innerhalb der Ortsgrößenklasse 100.000 bis unter 500.000 Einwohner (Tabelle 3-15) verglichen, um die Intra-klassenhomogenität der Berufsgruppen sachgerecht beurteilen zu können.

Tabelle 3-14 weist die Mobilitätskennziffern für die Altersgruppe 25 bis 64 Jahre nach Berufsgruppen aus. Wie bereits vermutet, erhöht sich die Intra-klassenhomogenität noch einmal deutlich. Signifikante Unterschiede zwischen Haupt- und Nonresponse-Studie treten nicht auf, jedoch besteht studienübergreifend weiterhin ein wahrnehmbarer Unterschied bei der Verkehrsmittelwahl und für Aktivitätsanlässe zwischen den Berufsgruppen.

Tabelle 3-15 bezieht als zusätzliches Kriterium die Ortsgröße in den Vergleich ein. Hierbei tritt der erwartete Effekt der Intra-klassenhomogenität noch stärker auf als im vorangegangenen Vergleich. Relevante Abweichungen zwischen Haupt- und Nonresponse-Stichprobe sind für die beiden fallstärkeren Berufsgruppen nicht auszumachen. Interessanterweise verschwindet zusätzlich der Unterschied in der ÖV-Nutzung zwischen Personen mit (abgeschlossener) Berufsausbildung und denen mit Fach- bzw. Hochschulabschluss, so dass sich die Unterschiede in der Verkehrsmittelwahl nur zwischen Rad- und MIV-Nutzung erklären.

Stichtagsmerkmale (Filter: E_MARK_REGEL_BERUF=0 & STICHTAG_VERGLEICHSZEITRAUM=1 & E_mobil=1 & E_ANZ_WEGE<=8 & E_ORTSGROESSE_5G=3 & E_ALTER_5G=3 E_ALTER_5G=4)	Mobilität am Stichtag (25–64 Jahre) Ortsgröße 100.000 EW bis u. 500.000 EW					
	(Noch) ohne Berufs- ausbildung		Berufs- ausbildung		Fach- oder Hochschul- abschluss	
	NRS gew.	HS ungew.	NRS gew.	HS ungew.	NRS gew.	HS ungew.
Auswertungstyp n (ungewichtet)	13	120	187	1.777	115	2.033
Anzahl Wege pro mobiler Person am Stichtag (nur Wege <=8)	3,93	3,19	3,52	3,56	3,60	3,79
Sig. (zweiseitiger Test, gleiche Varianzen)	n. s.		n. s.		n. s.	
zu Fuß	51%	32%	21%	23%	22%	24%
Rad	4%	10%	8%	8%	15%	16%
MIV	19%	30%	59%	57%	50%	47%
ÖV	27%	28%	12%	12%	13%	13%
Chi-Quadrat	2,763		0,476		0,405	
df	3		3		3	
Sig.	0,441		0,922		0,938	
Anzahl Wege am Stichtag in Begleitung	1,06	0,95	0,97	0,95	0,90	1,01
Sig. (zweiseitiger Test, gleiche Varianzen)	n. s.		n. s.		n. s.	
Anteil Wege nach Hause an allen Wegen	35%	40%	36%	40%	30%	38%
ohne Wege nach Hause:						
Arbeit	27%	26%	41%	39%	43%	43%
Kita/Schule/Bildung	25%	19%	6%	8%	10%	11%
Einkauf/Dienstleistung	31%	28%	28%	28%	25%	21%
Freizeit/Besuch/Sonstiges	17%	26%	24%	25%	22%	25%
Chi-Quadrat	0,735		1,057		1,036	
df	3		3		3	
Sig.	0,856		0,792		0,791	

*** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05, n. s. = Mittelwertsvergleich nicht signifikant

Tabelle 3-15: Stichtagsbezogene Mobilitätskennziffern für die Altersgruppe 25 bis 64 Jahre in der Ortsgrößenklasse 100.000 EW bis u. 500.000 EW nach formaler Bildung (Vergleich Haupt- und Nonresponse-Stichprobe)

3.3.4 Multivariate Nonresponse-Modelle

Zur sachgerechten Beurteilung der Nonresponse-Effekte sind multivariate Erklärungsmodelle zu formulieren, anhand derer die Einflüsse unterschiedlicher Faktoren simultan und damit sowohl vergleichend diskutiert als auch in ihrer Einflussstärke beurteilt werden können. Dazu werden zur Modellierung des Teilnahmeverhaltens logistische Regressionen geschätzt²². Als Regressoren kommen grundsätzlich alle in Haupt- und Nonresponse-Studie identisch erhobenen Merkmale in Frage. Jedoch ist eine Anforderung der logistischen Regression, dass die Prädiktoren eine möglichst geringe wechselseitige Abhängigkeit aufweisen. Daher wurde zunächst eine bivariate Korrelationsmatrix erstellt (Spearman's Rho). Rangkorrelationskoeffizienten ab 0,5 werden dabei üblicherweise als starke Zusammenhänge gewertet²³. Dieser Wert wurde für das Variablenkollektiv nur in vergleichbar wenigen Fällen überschritten. Auffällig waren allerdings die Variablen „Anzahl der Wege am Stichtag“, „Anzahl Wege nach Hause“ und „Anzahl Wege Kita/Schule/Bildung“, die mehrere hohe Korrelationen zu einer Reihe von Variablen zeigen. Weiterhin zeigen die Variablen „Alter“, „Schulabschluss“ und „Berufsausbildung“ bedeutende wechselseitige Korrelationen. Bei der Modellerstellung und -bewertung sind diese Effekte entsprechend zu beachten und zu interpretieren. Die Regressionsmodelle werden stufenweise, d. h. sukzessiv, erstellt und die Erkenntnisse der deskriptiven Nonresponse-Analyse für den Modellaufbau genutzt. Hierzu werden entsprechend vier Modelle berechnet und miteinander verglichen:

- Modell Soziodemografie
- Modell Soziodemografie, Erwerbsstatus und formale Bildung
- Modell Soziodemografie, Erwerbsstatus, formale Bildung, Zugang zu Mobilitätswerkzeugen
- Modell Soziodemografie, Erwerbsstatus, formale Bildung, Zugang zu Mobilitätswerkzeugen, Mobilität am Stichtag

Um die Modellergebnisse nicht durch die Eigenselektivität der Nonresponse-Studie unkontrolliert zu beeinflussen, wird diese im Rahmen einer Nachgewichtung korrigiert. Da über das Nonresponse-Problem 2-ter und n-ter-Ordnung im Rahmen dieser Studie keine Aussagen getroffen werden können, erfolgt dieser Schritt unter der Annahme der Untergruppen- bzw. Intraklassenhomogenität. Zur Korrektur der Selektivität der Nonresponse-Studie sollen wiederum die im Standardfall zur Anwendung kommenden Merkmale Ortsgröße, Haushaltsgröße, Alter und Geschlecht Verwendung finden. Da die Haushaltsgrößenverteilung der Nonresponse-Auswahlstichprobe unbekannt ist, wird diese in einem ersten Schritt aus Informationen der Hauptstudie geschätzt. Das Verfahren wird im nachstehenden Exkurs beschrieben.

²² Eine Einordnung des Verfahrens der logistischen Regression in die Verfahren der konfirmatorischen Analysetechnik wird beispielsweise in Wittwer (2014), S. 65 ff. vorgenommen, wo auch weiterführende Hinweise zu notwendigen Skalenniveaus gegeben werden.

²³ Vgl. Field (2009), S. 73.

Exkurs 3: Ausgleich der Selektivität im Antwortverhalten der Nonresponse-Studie

Zur Modellierung des Teilnahmeverhaltens werden die ungewichteten Merkmalsausprägungen der Hauptstudie und die anhand der Auswahlstichprobe der Nonresponse-Befragung nachträglich gewichteten Ausprägungen der Nichtantwortenden verwendet. Dies ist sachgerecht, da Artefakte aus der Selektivität der Nonresponse-Studie in der Modellierung minimiert werden sollen. Das grundlegende Vorgehen lässt sich somit wie folgt zusammenfassen:

1. Ermittlung der Haushaltsgrößenverteilung der Auswahlstichprobe Nonresponse-Studie
2. Nachgewichtung der Nonresponse-Studie zum Ausgleich der Selektivitäten
3. Einsatz der nachgewichteten Nonresponse-Studie in multivariaten Nonresponse-Modellen

Für die Modellierung war demnach eine zur Nonresponse-Auswahlstichprobe – in Bezug auf soziodemografische Merkmale (Alter, Geschlecht, Haushaltsgröße, Ortsgröße) – stichprobenproportionale Anlage der Nonresponse-Befragung zu erzeugen. Da die Haushaltsgröße der Nonresponse-Auswahlstichprobe unbekannt ist, stand die Frage, wie Informationen der Antwortenden der Hauptstudie verwendet werden können, um die Haushaltsgrößenverteilung zu schätzen.

Zur Ermittlung einer Haushaltsgrößenverteilung zur Auswahlstichprobe der Nonresponse-Studie erfolgte eine Aufgliederung der Informationen zur Haushaltsgrößenverteilung der Hauptstudie nach Ortsgröße, Alter und Geschlecht. Im Anschluss konnte für diese Subgruppen eine mittlere Haushaltsgrößenverteilung berechnet werden. Jede Subgruppe beinhaltete mehrere hundert Nettofälle, so dass begründet davon ausgegangen werden kann, dass die jeweiligen Haushaltsgrößenverteilungen die Subgruppen hinreichend gesichert beschreiben. Beispielsweise sind in kleinen Orten, männliche Kinder (0–14) vor allem in Drei- und Vierpersonenhaushalten zu finden, während in größeren Orten hier der Anteil Alleinerziehender (in 2-P-HH) deutlich höher ist und Seniorinnen im größten Ort (Berlin) fast ausschließlich in Ein- und Zweipersonenhaushalten leben. Die Verteilung der Nonresponse-Auswahlstichprobe nach Ortsgröße, Alter und Geschlecht kann im Anschluss dazu genutzt werden, eine Haushaltsgrößenverteilung der Nonresponse-Auswahlstichprobe insgesamt zu schätzen. (vgl. Tabelle E3-1).

	Ortsgröße	Alter und Geschlecht	1 P-HH	2-P-HH	3-P-HH	4-und-mehr-P-HH	Verteilung Nonresponse-Studie, ungewichtet
Hauptstudie	Informationen der Hauptstudie						Nonresponse
	unter 20 TEW	Männlich, 0 bis 14	0 %	5 %	29 %	66 %	x,x %

	Berlin	Weiblich, 65 +	47 %	52 %	1 %	1 %	y,y %
Schätzung HHG Nonresponse-Auswahlstichprobe			22, 8%	40,0 %	16,6 %	20,6 %	100 %

Tabelle E3-1: Abstrahierte Systematik der Haushaltsgrößenberechnung für die Nonresponse-Auswahlstichprobe

Im Anschluss werden die gewonnenen Informationen genutzt, um die Nonresponse-Nettostichprobe anhand der Nonresponse-Auswahlstichprobe nachträglich zu schichten. Dazu konnten wiederum die zu erwartenden Zellinformationen verwendet werden. Die Gewichte sind durch nachträgliche Schichtung anhand der nun bekannten Verteilungen der Auswahlstichprobe (inkl. Haushaltsgröße) berechnet worden. Tabelle E3-2 beinhaltet die Gegenüberstellung der beiden Nonresponse-Stichproben (Auswahl- und Nettostichprobe) sowie das Stichprobenergebnis (netto) nach Poststratifikation.

Dadurch kann im Folgenden vermieden werden, dass Einflüsse aus der Selektivität der Nonresponse-Stichprobe selbst die Modellierungsergebnisse verfälschen. Minimale Unterschiede der Verteilungen sind auf nicht nichtbesetzte Zellen in der Nonresponse-Studie zurückzuführen. Die Unterschiede sind jedoch so gering, dass sie die Modellanwendung nicht einschränken.

Merkmal	Nonresponse-Auswahlstichprobe	Nonresponse-Nettostichprobe (ungewichtet)	Nonresponse-Nettostichprobe (poststratifiziert)
n (Personen)	16.313	3.108	3.041
Unter 20.000	9,5 %	10,9 %	9,5 %
20.000–50.000	12,7 %	15,1 %	12,8 %
50.000–100.000	16,8 %	17,0 %	16,6 %
100.000–200.000	10,4 %	10,0 %	10,4 %
200.000–500.000	17,2 %	16,1 %	17,1 %
500.000 und mehr (ohne Berlin)	11,1 %	11,6 %	11,1 %
Berlin	22,4 %	19,3 %	22,5 %
1-Personen-Haushalt	22,8 %	25,6 %	22,8 %
2-Personen-Haushalt	40,0 %	41,7 %	39,8 %
3-Personen-Haushalt	16,6 %	15,5 %	16,6 %
4-und mehr-Personen-Haushalt	20,6 %	17,2 %	20,7 %
Mann, 0–14 Jahre	5,1 %	3,0 %	5,1 %
Mann, 15–24 Jahre	5,1 %	2,7 %	4,8 %
Mann, 25–44 Jahre	15,3 %	8,3 %	15,4 %
Mann, 45–64 Jahre	15,1 %	15,0 %	15,2 %
Mann, 65 Jahre und älter	9,0 %	14,7 %	9,0 %
Frau, 0–14 Jahre	4,9 %	3,3 %	4,9 %
Frau, 15–24 Jahre	4,5 %	3,5 %	4,3 %
Frau, 25–44 Jahre	13,7 %	11,2 %	13,8 %
Frau, 45–64 Jahre	14,4 %	19,1 %	14,5 %
Frau, 65 Jahre und älter	13,0 %	19,2 %	13,1 %

Tabelle E3-2: Gegenüberstellung soziodemografischer Merkmalsverteilungen der Auswahl- und Nettostichprobe der Nichtantwortenden und poststratifizierte Verteilung der Nonresponse-Stichprobe

Nachdem die Selektivität der Nonresponse-Stichprobe durch Gewichtung ausgeglichen wurde, erfolgt eine schrittweise Modellierung des Teilnahmeverhaltens zur Einschätzung originärer Nonresponse-Effekte.

Die Ergebnisse der logistischen Regressionen zeigt Tabelle 3-16. Die Berechnung erfolgte unter Verwendung von IBM SPSS Statistics in der Version 25. In das Regressionsmodell wurden stufenweise insgesamt 14 potenzielle Erklärungsvariablen aufgenommen. Unter Berücksichtigung dieser Faktoren wurden Haupteffektmodelle geschätzt. Auf die Bildung von Interaktionstermen wurde verzichtet. Die Tabelle weist neben den Regressionskoeffizienten β und dessen Signifikanz die Chancenverhältnisse (sogenannte *odds ratios*) als standardisierte Einflussstärke $EXP(\beta)$ aus. Die Chancenverhältnisse beziehen sich bei metrischen Merkmalen auf eine Erhöhung des Wertes um eine Einheit bzw. bei nominalskalierten Faktoren gegenüber der angegebenen Referenzkategorie.

Als Referenzkategorie für die Kontrastierung in Tabelle 3-16 wurden Antwortende der Nonresponse-Studie definiert. Die inhaltliche Interpretation bezieht sich demnach bei positiven Regressionskoeffizienten auf eine höhere Teilnahmechance an der Hauptstudie. Negative Koeffizienten deuten hingegen darauf hin, dass hohe Skalenwerte bzw. die kontrastierte Kategorie die Teilnahmechance an der Hauptstudie verringern. Effekte, die ein Odds Ratio von mindestens 1,5 (bzw. unter 0,67) aufweisen, werden in der Tabelle zusätzlich in Fettschrift hervorgehoben.

Personenmerkmale (Filter: E_MARK_REGEL_BERUF=0 & STICHTAG_VERGLEICHZEITRAUM=1 & E_ANZ_WEGE<=8)	Modell Soziodemografie		Modell Soziodemografie Erwerbsstatus, Formale Bildung		Modell Soziodemografie, Erwerbsstatus, Formale Bildung, Zugang Mobilitätswerkzeuge		Modell Soziodemografie, Erwerbststatus, Formale Bildung, Zugang Mobilitätsverhalten am Stichtag	
	Beta Coeff.	Odds Ratio	Beta Coeff.	Odds Ratio	Beta Coeff.	Odds Ratio	Beta Coeff.	Odds Ratio
n (NRS/HS)	2.964	31.376	2.658	30.623	2.566	30.614	2.277	30.614
Konstanter Term	3,138 ***		3,748 ***		3,100 ***		3,368 ***	
Männlich	-0,046	0,955	-0,080	0,923	-0,115 **	0,891	-0,117 ***	0,890
Weiblich	0 ^b		0 ^b		0 ^b		0 ^b	
1-Person	-1,207 ***	0,299	-1,148 ***	0,317	-1,085 ***	0,338	-1,074 ***	0,342
2-Personen	-0,458 ***	0,632	-0,443 ***	0,642	-0,442 ***	0,643	-0,418 ***	0,658
3 und mehr Personen	0 ^b		0 ^b		0 ^b		0 ^b	
0 bis 14 Jahre	-0,300 ***	0,741	-1,066 ***	0,344	-0,984 ***	0,374	-1,115 ***	0,328
15 bis 24 Jahre	-0,696 ***	0,499	-1,346 ***	0,260	-1,318 ***	0,268	-1,309 ***	0,270
25 bis 44 Jahre	-0,789 ***	0,454	-1,135 ***	0,322	-1,090 ***	0,336	-1,108 ***	0,330
45 bis 64 Jahre	-0,287 ***	0,750	-0,444 ***	0,641	-0,410 ***	0,663	-0,444 ***	0,641
65 Jahre und älter	0 ^b		0 ^b		0 ^b		0 ^b	
Erwerbstätig			-0,047	0,954	-0,179 *	0,836	-0,083	0,921
In Ausbildung			0,534 ***	1,705	0,351 ***	1,420	0,322 **	1,380
Nicht erwerbstätig			0 ^b		0 ^b		0 ^b	
(Noch) ohne Schulabschluss			0,617 ***	1,853	0,898 ***	2,455	0,843 ***	2,323
Schulabschluss (kein Abitur)			-0,411 ***	0,663	-0,329 ***	0,720	-0,270 ***	0,763
Abitur			0 ^b		0 ^b		0 ^b	
(Noch) ohne Berufsausbildung			-0,590 ***	0,554	-0,447 ***	0,639	-0,369 **	0,691
Berufsausbildung			-0,207 **	0,813	-0,203 **	0,816	-0,211 **	0,809
Fach- oder Hochschulabschluss			0 ^b		0 ^b		0 ^b	
Pkw-Führerschein vorhanden					0,337 ***	1,401	0,338 ***	1,402
Pkw-Führerschein nicht vorhanden					0 ^b		0 ^b	
Uneingeschränkt Pkw (keine Zeitkarte)					0,400 ***	1,492	0,179	1,196
Uneingeschränkt Pkw und Zeitkarte					0,744 ***	2,104	0,481 ***	1,618
Uneingeschränkt Zeitkarte (kein Pkw)					0,422 ***	1,524	0,111	1,117
Uneingeschränkt Rad (kein Pkw, keine Zeitkarte)					0,245 **	1,278	0,022	1,022
Kein uneing. Zugang zu Mobilitätswerkzeugen					0 ^b		0 ^b	
Mobil							-0,084	0,919
Nicht mobil							0 ^b	
Wege zur Arbeit/Dienst							-0,128 **	0,880
Wege Einkauf/Dienstleistung							-0,016	0,984
Anzahl der Wege mit dem Fahrrad							0,046	1,047
Anzahl der Wege mit dem MIV							0,035	1,036
Anzahl der Wege mit dem ÖV							0,071 *	1,073
Chi-Quadrat	568,420		775,741		820,186		706,705	
df	7		13		18		24	
Sig.	0,000		0,000		0,000		0,000	
-2 Log-Likelihood	197,89		1553,946		3801,373		10783,687	
Nagelkerkes R-Quadrat	0,037		0,042		0,045		0,043	

*** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05

a.) Die Referenzkategorie lautet: Nonresponse-Studie.

b.) Dieser Parameter wird auf Null gesetzt, weil er redundant ist.

FETT = Chancenverhältnis (Odds Ratio) gegenüber Referenzkategorie um mind. 1.5 (0,67) höher bzw. niedriger

Tabelle 3-16: Logistische Regressionsmodelle zur Modellierung des Ausfallprozesses und der Nonresponse-Effekte

Für die Beurteilung der Teilnahmewahrscheinlichkeiten sind Indikatoren zu soziodemografischen, status- und bildungsbezogenen, verkehrsverhaltensrelevanten Variablen (z. B. Zugang zu Mobilitätswerkzeugen) sowie Indikatoren des realisierten (stichtagsbezogenen) Verkehrsverhaltens als Zieldimensionen zu unterscheiden.

Die erste logistische Regression (Grundmodell, nur Soziodemografie) zeigt auf Basis der Differenz der LL-Funktion des Nullmodells gegenüber dem vorgeschlagenen Modell mit $df = 7$ Freiheitsgraden und einem dazugehörigen χ^2 -Wert von 568,420 ein mit $p < 0,001$ hochsignifikantes Ergebnis. Die Modellanpassung kann mit R^2 -Werten von deutlich $< 0,2$ insgesamt nur als sehr mäßig bezeichnet werden. Couper et al. (2007)²⁴ weisen allerdings darauf hin, dass niedrige Werte der Pseudo- R^2 -Statistiken bei logistischen Regressionen nicht zwangsläufig als Indikator für ein schlechtes Modell interpretiert werden sollten, da diese Modelle gegenüber gleichwertigen OLS-Analysen grundsätzlich zu niedrigeren R^2 -Werten tendieren. Kreuter et al. (2010)²⁵ betonen, dass kleine R^2 -Werte durchaus typisch für derartige Modelle zur Berechnung von Teilnahmewahrscheinlichkeiten sind. Unabhängig davon wäre ein höherer Erklärungsgehalt des vorgeschlagenen Modells wünschenswert.

In Bezug auf die Soziodemografie konnte im ersten Modell kein signifikanter Unterschied bei der Teilnahmereitschaft an der Hauptstudie von Personen unterschiedlichen Geschlechts gefunden werden. Die größten signifikanten Unterschiede in der Teilnahmewahrscheinlichkeit zeigen die Variablen Alter und Haushaltsgröße. Die Wahrscheinlichkeit, in der Hauptstudie vertreten zu sein, sinkt mit abnehmender Haushaltsgröße erheblich. Eine Person in einem Einpersonenhaushalt hat demnach gegenüber einer Person in einem Dreipersonenhaushalt eine um den Faktor 3,34 geringere Chance in der Hauptstudie vertreten zu sein. Demzufolge haben große Haushalte eine deutlich höhere Wahrscheinlichkeit an der Hauptstudie teilzunehmen. Dieser Effekt ergibt sich aus der höheren Auswahlwahrscheinlichkeit von Mehrpersonenhaushalten und wird, wie man am Chancenverhältnis sieht, etwas durch die geringere Antwortwahrscheinlichkeit (d. h. alle Haushaltsmitglieder in großen Haushalten vollständig zu befragen) gemindert. Der Sachverhalt, dass große Haushalte überproportional häufig an der Hauptstudie teilnehmen, steht in enger Verbindung mit dem Effekt, dass junge Menschen (Personen unter 14 Jahren) eine höhere Teilnahmechance besitzen als ältere (und insbesondere als Senioren). Eine Person im Alter von 0 bis 14 Jahren hat gegenüber einer Person in der Gruppe ab 65 Jahren eine 1,35-fach höhere Chance an der Hauptstudie teilzunehmen. Personen im Alter von 25 bis 44 Jahren (odds ratio = 2,00) und 25 bis 64 Jahre (odds ratio = 2,20) haben gegenüber der Gruppe ab 65 Jahre eine geringere Teilnahmechance an die Hauptstudie. Diese Ergebnisse decken sich wiederum sehr gut mit den bereits für die Erhebung „Mobilität in Städten – SrV 2013“ gewonnenen Befunde. Die Odds Ratios zeigen für das Grundmodell eine vergleichsweise hohe Einflussstärke (Werte über 1,50 bzw. unter 0,67).

²⁴ Vgl. S. 136.

²⁵ Vgl. S. 405.

Im nächsten Modell werden zusätzlich Variablen zum Erwerbsstatus und zur formalen Bildung eingeführt. Die Vorzeichen der soziodemografischen Variablen bleiben erwartungsgemäß erhalten. Die hinzugenommenen Variablen zeigen eine bedeutende Einflussstärke. Dabei haben insbesondere Auszubildende eine höhere Teilnahmechance an der Hauptstudie. In diesem Zusammenhang ist auch die höhere Teilnahmechance der Personen (noch) ohne Schulabschluss plausibel. Demgegenüber sind Personen mit Schulabschluss (jedoch ohne Abitur) in der Hauptstudie unterrepräsentiert. Ein ähnlicher Zusammenhang zur formalen Bildung findet sich für die Variable Berufsabschluss, indem formal höher gebildete Personen eine höhere Teilnahmechance an der Hauptstudie haben. Die Befunde sind signifikant und relativ einflussstark. Der χ^2 -Wert erhöht sich deutlich auf 775,741 und die Erklärungsgüte des Modells steigt leicht auf ein R^2 von 0,042.

Im dritten Modell werden Merkmale hinzugenommen, die den Zugang zu Mobilitätswerkzeugen beschreiben und damit unmittelbar verhaltensrelevant sind (Pkw-Führerschein und Zugangstypen). Alle Vorzeichen der bereits eingeführten Variablen bleiben erhalten ebenso wie deren Signifikanz. Personen mit Pkw-Führerschein nehmen signifikant häufiger an der Hauptstudie teil, wobei die Einflussstärke (Odds Ratio) unter einem Wert von 1,5 liegt. Personen mit Pkw und Zeitkarte sind gegenüber Personen ohne Zugang zu Mobilitätswerkzeugen häufiger Teilnehmer der Hauptstudie. Die gleiche Einschätzung trifft auf Personen mit uneingeschränktem Zeitkartenzugang zu. Die Einflussstärke beider Merkmalskategorien liegt über einem Odds Ratio von 1,5. Der χ^2 -Wert steigt nur geringfügig auf 820,186 ebenso wie der Erklärungsbeitrag auf $R^2 = 0,045$.

Im vierten Schritt werden die aus der deskriptiven Analyse bereits identifizierten und relevanten Merkmale zur stichtagsbezogenen Mobilität ins Modell eingeführt. Hierbei ist bemerkenswert, dass diese Merkmale im Grunde keinen zusätzlichen Erklärungsbeitrag im Modell liefern. Das χ^2 geht auf einen Wert von 706,705 zurück. Die Erklärungsgüte des Modells sinkt minimal auf 0,043. Lediglich die Anzahl der Wege zur Arbeit leistet einen signifikanten Erklärungsbeitrag. Mit steigender Anzahl von Wegen zur Arbeit steigt die Wahrscheinlichkeit, nicht an der Hauptstudie teilzunehmen. Dies deckt sich plausibel mit dem Befund zur Erwerbstätigkeit im zweiten Modell. Weiterhin sind Personen mit ÖV-Wegen etwas häufiger in der Hauptstudie anzutreffen, was wiederum mit dem Erklärungsbeitrag der Ausbildung korrespondiert. Die Einflussstärke der stichtagsbezogenen Mobilitätsmerkmale ist jedoch, mit Odds Ratios sehr nahe 1,00, gering.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass das Teilnahmeverhalten insbesondere durch soziodemografische Merkmale erklärt werden kann. Diese zeigen im finalen Modell weiterhin eine hohe Einflussstärke. Ein Einfluss der formalen Bildung auf das Teilnahmeverhalten ist ebenso festzustellen. Personen mit hoher Bildung nehmen deutlich häufiger an der Hauptstudie teil. Ebenso nehmen Personen mit vielen Mobilitätsoptionen (insbesondere die Gruppe mit Pkw und Zeitkarte) etwas häufiger an der Hauptstudie teil. Auf der anderen Seite zeigen sich keine zusätzlichen Erklärungsbeiträge der stichtagsbezogenen Mobilitätsmerkmale.

3.3.5 Ergebnissensitivität durch Nonresponse-Effekte

Vor dem Hintergrund der Ergebnisse aus deskriptiver und multivariater Nonresponse-Analyse stellt sich im Anschluss die Frage, welchen Einfluss die gefundenen Teilnahme-Effekte auf die Erhebungsergebnisse haben bzw. inwieweit und in welche Richtung sich die Zielgrößen der Erhebung bei Berücksichtigung gefundener Selektivitäten im Rahmen Gewichtung verändern würden. Daher wird im Folgenden für das SrV 2018 eine Sensitivitätsbetrachtung vorgenommen. Da zusätzlich zur bereits identifizierten soziodemografischen Selektivität insbesondere Personen mit höherer formaler Bildung an der Haupterhebung teilnahmen, wird versucht, diesen Aspekt explizit in der Gewichtung zu berücksichtigen. Aufgrund der Tatsache, dass Gewichtungsfaktoren originär, d. h. für jeden der 112 Untersuchungsräume individuell, auf Basis eines komplexen iterativen Verfahrens ermittelt wurden, ist zur Prüfung des Bildungseinflusses auf die Ergebnisse eine Neugewichtung anhand des gesamten SrV-Datenbestandes vorzunehmen.

Eine sachgerechte Gewichtung kann nur anhand bekannter und valider Verteilungen der Grundgesamtheit erfolgen. Daher stellt sich zunächst die Frage, wie eine derartige Verteilung für das SrV 2018 ermittelbar werden kann. Valide und direkt verwertbare Statistiken liegen für die formale Bildung nicht vor, weshalb auf einen eigens entwickelten Ansatz zurückgegriffen wird. Der nachstehende Exkurs stellt diesen Ansatz genauer vor.

Zur Beurteilung der Ergebnissensitivität werden für den Vergleich von Erhebungsmerkmalen vier unterschiedliche Gewichtungsvarianten verwendet. Der erste Gewichtungsansatz baut auf den im SrV 2018 zur Verfügung stehenden Standardgewichten auf. Diese ermöglichen es, soziodemografische Schiefen auf Untersuchungsebene auszugleichen und somit repräsentative Kenngrößen für den jeweiligen Untersuchungsraum (z. B. eine Stadt) bereitzustellen. Um für den gesamten SrV-Datenbestand 2018 aussagekräftige Auswertungen durchführen zu können, wird das Originalgewicht in der Form modifiziert, dass alle Untersuchungsräume bevölkerungsproportional in eine Gesamtauswertung eingehen.

Um den Einfluss der formalen Bildung als zusätzliche Gewichtungsdimensionen zu testen, werden in einem ersten Schritt die erhebungsspezifischen Eckwerte (Zielgrößen), welche sich durch Anwendung des SrV-Standardgewichtungsverfahrens ergeben, auf Basis der Prozedur „Raking“ in IBM SPSS Statistics 25 zu repliziert. Die SPSS-Raking-Prozedur lässt sich vergleichsweise unkompliziert auf weitere Dimensionen (Gewichtungsmerkmale) erweitern, um so der Einfluss der formalen Bildung auf die Untersuchungsergebnisse detailliert analysieren. Dazu werden zunächst die sich für den Gesamtdatenbestand ergebenden Randverteilungen von Alter und Geschlecht (10 Klassen), Haushaltsgröße (3 Klassen) und Ortsgröße (7 Klassen) der Hauptstudie anhand des modifizierten SrV-Standardgewichts bestimmt. Unter Nutzung dieser Randverteilungen wird im Anschluss die Gewichtung mit der SPSS Prozedur Raking wiederholt.

Exkurs 4: Ermittlung einer hypothetischen Grundgesamtheitsverteilung zur formalen Bildung (Schulabschluss und Berufsausbildung)

Die Grundgesamtheitsinformation zur formalen Bildung ist unbekannt, gesicherte Statistiken zur Schätzung dieser Werte liegen nicht vor. Daher wurde ein Ansatz gewählt, der es erlaubt, die Grundgesamtheitsverteilung zum Schulabschluss und zur Berufsausbildung aus den Informationen der Haupt- und Nonresponse-Studie zu schätzen.

Zunächst ist die anzunehmende Bildung der nichtantwortenden Personen für die Gesamtstichprobe des SrV 2018 (bevölkerungsproportional) zu bestimmen. Dazu zeigt Tabelle E4-1 das entsprechende Vorgehen. Nach Ortsgröße lässt sich ein sehr klarer Zusammenhang hinsichtlich der Bildung erkennen.

Der Anteil von Personen mit höherer formaler Bildung steigt systematisch mit der Ortsgröße. Die höchste formale Bildung ist in Berlin zu erkennen. Unter der Annahme, dass diese Werte valide Schätzungen für die Nichtantwortenden des SrV 2018 darstellen (Vernachlässigung möglicher Nonresponse-Effekte 2-ter Ordnung), lässt sich in der Spalte „Gesamt“ die formale Bildung für Nichtantwortende am SrV 2018 bestimmen.

Formale Bildung in der Nonresponse-Studie	unter 50.000 EW	50.000 bis 100.000 EW	100.000 bis 500.000	500.000 EW und mehr	Berlin	Gesamt
		1.691.324	1.631.838	4.940.494	3.124.601	3.741.291
	11%	11%	33%	21%	25%	100%
(Noch) ohne Schulabschluss	17%	18%	18%	22%	19%	19,0%
Schulabschluss (kein Abitur)	57%	48%	45%	37%	38%	43,3%
Abitur	26%	34%	37%	41%	43%	37,8%
(Noch) ohne Berufsausbildung	23%	26%	25%	29%	27%	26,2%
Berufsausbildung	56%	50%	48%	40%	38%	45,0%
Fach- oder Hochschulabschluss	21%	24%	26%	31%	35%	28,5%

Tabelle E4-1: Formale Bildung nach Ortsgrößenklasse und für Berlin der Nichtantwortenden des SrV 2018 (Nonresponse-Stichprobe)

Unter Berücksichtigung der entsprechenden Verteilungen in der Hauptstudie sowie der Ausschöpfungsquote der Hauptstudie lässt sich im Anschluss gedanklich abstrahieren, wie sich die formale Bildung in der Grundgesamtheit hypothetisch verteilt. Tabellen E4-2 und E4-3 zeigen die entsprechenden Werte.

Wird davon ausgegangen, dass bei einer Ausschöpfungsquote von 15 Prozent in der Hauptstudie die Hälfte der Personen (50 %) einen Schulabschluss mit Abitur vorweisen können. Unter den antwortenden Personen in der Nonresponse-Studie beträgt dieser Anteil knapp 38 Prozent. Wird unterstellt, dass dieser Wert die 85 Prozent Nichtantwortenden valide repräsentiert, ergibt sich für die hypothetische Grundgesamtheit des SrV 2018 eine Abiturquote von knapp 40 Prozent. Ein analoges Vorgehen ermittelt entsprechende Werte für die Verteilung der Berufsausbildung der SrV-Grundgesamtheit 2018.

Die beiden Vektoren zur hypothetischen Grundgesamtheit können im Anschluss als Gewichtungsmerkmale Einsatz finden.

Berechnung der hypothetischen Grundgesamtheitsverteilung	Formale Bildung		
	NRS	HS	Hypoth. GG
Schulabschluss			
Stichprobenanteile NRS und HS	85%	15%	
(Noch) ohne Schulabschluss	19,0%	17,4%	18,7%
Schulabschluss (kein Abitur)	43,3%	32,6%	41,7%
Abitur	37,8%	50,0%	39,6%

Tabelle E4-2: Ermittlung der hypothetischen Grundgesamtheitsverteilung für die Variable Schulabschluss

Berechnung der hypothetischen Grundgesamtheitsverteilung Berufsausbildung	Formale Bildung		
	NRS	HS	Hypoth. GG
Stichprobenanteile NRS und HS	85%	15%	
(Noch) ohne Berufsausbildung	26,2%	24,2%	25,9%
Berufsausbildung	45,0%	38,1%	43,9%
Fach- oder Hochschulabschluss	28,5%	37,7%	29,9%

Tabelle E4-3: Ermittlung der hypothetischen Grundgesamtheitsverteilung für die Variable Berufsausbildung

Im Ergebnis kann so zunächst die Reproduzierbarkeit wesentlicher Untersuchungsmerkmale durch beide Gewichtungssets geprüft werden. Tabelle 3-17 beinhaltet die entsprechende Gegenüberstellung. Die Ergebnisse unterscheiden sich zwischen den mit dem modifizierten Originalgewicht gewichteten Daten (Spalte 1) und den auf Basis der SPSS-Raking-Prozedur gewichteten Daten (Spalte 2) nur unwesentlich. Unterschiede bewegen sich allesamt innerhalb eines Prozentpunktes. Die Erhebungsergebnisse lassen sich demnach hinreichend gut mit der SPSS-Prozedur reproduzieren.

Im nächsten Schritt werden die beiden Variablen zur formalen Bildung sukzessive bei der Gewichtung berücksichtigt. Tabelle 3-17 stellt im Anschluss die Sensitivität der Ergebnisse unter Berücksichtigung der Berufsausbildung in drei Klassen (Spalte 3) sowie unter Berücksichtigung der Berufsausbildung und des Schulabschlusses in jeweils drei Klassen (Spalte 4) bei der Gewichtung dar.

Die Wirksamkeit der Gewichtung lässt sich anhand den nun angepassten Verteilungen zur Berufsausbildung und zusätzlich zum Schulabschluss an die hypothetische Grundgesamtheitsverteilung beurteilen (vgl. mit Tabelle E4-2 und E4-3 im obenstehenden Exkurs).

Interessanterweise zeigt die Hinzunahme der formalen Bildung in die Gewichtung nur sehr geringe Ergebniseinflüsse. Werte mit einer Abweichung zur Raking-Referenzgewichtung (Spalte 2) von mehr als 0,5 Prozentpunkten sind in Fettschrift gekennzeichnet. Es ergeben sich leichte Verschiebungen bei Pkw-Führerscheinbesitz und Erwerbstätigkeit. Auf die Verteilungen beim Zugang zu Mobilitätswerkzeugen sowie zu Modal- bzw. Mobilitätstypen hat die Berücksichtigung der formalen Bildung bei der Gewichtung ebenso wenig Einfluss, wie auf stichtagsbezogene Mobilitätskenngrößen. Ein geringfügiger Unterschied ist lediglich auszumachen für den Anteil monomodaler Pkw-Nutzer mit einem Anstieg von 26,4 Prozent auf 27,1 Prozent (+ 0,7 Prozentpunkte) und für den Anteil des Radverkehrs mit einem Rückgang um 0,5 Prozentpunkte von 17,0 auf 16,5 Prozent. Insgesamt hat die Berücksichtigung der formalen Bildung bei der Gewichtung auf mobilitätsbezogene Kenngrößen, die Zielgrößen der Erhebung, nur marginale Ergebnisänderungen zur Folge.

Personenmerkmale	Führerschein, Erwerbstätigkeit, Formale Bildung, Mobilität			
	SrV 2018 (HS, Informationsgewinn bevölkerungsprop)	SrV 2018 (HS, RAKING)	SrV 2018 (HS, RAKING, BAUB_3G)	SrV 2018 (HS, RAKING, BAUB_3G SCHUL_3G)
	Gesamtstichprobe	Gesamtstichprobe	Gesamtstichprobe	Gesamtstichprobe
Auswertungstyp	gew.	gew.	gew.	gew.
n (ungewichtet)	180.287	180.285	176.051	175.414
Pkw-Führerschein vorhanden	74,1 %	74,3 %	73,5 %	72,4 %
Pkw-Führerschein nicht vorhanden	25,9 %	25,7 %	26,5 %	27,6 %
n (ungewichtet)	180.279	180.277	176.043	175.406
Erwerbstätig	47,6 %	47,6 %	46,8 %	46,8 %
In Ausbildung	18,9 %	19,0 %	19,4 %	19,2 %
Nicht erwerbstätig	33,5 %	33,5 %	33,8 %	34,0 %
n (ungewichtet)	176.053	176.052	176.052	175.415
(Noch) ohne Berufsausbildung	24,2 %	24,1 %	26,0 %	26,0 %
Berufsausbildung	38,1 %	37,6 %	44,0 %	44,0 %
Fach- oder Hochschulabschluss	37,7 %	38,3 %	29,9 %	29,9 %
n (ungewichtet)	177.685	177.684	175.415	175.415
(Noch) ohne Schulabschluss	17,4 %	17,3 %	17,8 %	18,7 %
Schulabschluss (kein Abitur)	32,6 %	32,0 %	36,6 %	41,7 %
Abitur	50,0 %	50,7 %	45,6 %	39,6 %
n (ungewichtet)	180.195	180.193	175.970	175.334
Uneingeschränkt Pkw (keine Zeitkarte)	43,3 %	43,0 %	43,0 %	43,2 %
Uneingeschränkt Pkw und Zeitkarte	12,0 %	11,9 %	11,7 %	11,4 %
Uneingeschränkt Zeitkarte (kein Pkw)	21,8 %	21,9 %	22,1 %	22,0 %
Uneingeschränkt Rad (kein Pkw, keine Zeitkarte)	13,3 %	13,7 %	13,6 %	13,7 %
Kein uneingeschr. Zugang zu Mobilitätswerkzeugen	9,6 %	9,5 %	9,7 %	9,8 %
n (ungewichtet)	180.194	180.192	175.961	175.324
Mono Pkw	26,9 %	26,4 %	26,9 %	27,1 %
Mono Rad	5,8 %	6,0 %	5,9 %	5,9 %
Mono ÖV	10,2 %	10,2 %	10,4 %	10,4 %
Multi Pkw/Rad	19,9 %	20,0 %	19,9 %	19,9 %
Multi Pkw/ÖV	13,0 %	12,8 %	12,9 %	12,8 %
Multi Rad/ÖV	8,9 %	9,2 %	8,9 %	8,8 %
Multi Pkw/Rad/ÖV	11,8 %	11,8 %	11,7 %	11,6 %
Sonstige	3,5 %	3,4 %	3,5 %	3,6 %
n (ungewichtet)	170.480	170.478	166.569	165.978
mobil	92,7 %	92,7 %	92,4 %	92,4 %
nicht mobil	7,3 %	7,3 %	7,6 %	7,6 %
Anzahl Wege pro mobiler Person am Stichtag	3,76	3,78	3,76	3,75
zu Fuß	26,6 %	26,8 %	26,8 %	26,8 %
Rad	16,5 %	17,0 %	16,6 %	16,5 %
MIV	38,7 %	37,9 %	38,3 %	38,4 %
ÖV	18,2 %	18,2 %	18,3 %	18,3 %
Arbeit	15,3 %	15,3 %	15,0 %	14,9 %
Kita/Schule/Bildung	9,8 %	9,9 %	10,0 %	10,1 %
Einkauf/Dienstleistung	16,7 %	16,6 %	16,7 %	16,7 %
Freizeit/Besuch/Sonstiges	18,5 %	18,6 %	18,5 %	18,4 %
Nach Hause	39,7 %	39,6 %	39,8 %	39,9 %

FETT = Unterschied von mindestens 0,5 Prozentpunkten gegenüber Referenzgewichtung (HS, RAKING)

Tabelle 3-17: Vergleich von Erhebungsmerkmalen zur Beurteilung der Ergebnissensitivität bei Berücksichtigung der formalen Bildung in der Gewichtung

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass die beschriebene Ergebnisstabilität zu der Einschätzung führt, dass die höhere Teilnahmechance von Personen mit höherer formaler Bildung in der Haupterhebung keinen negativen Einfluss auf die Repräsentativität der Zielgrößen der SrV-Erhebung 2018 hat. Die Ergebnisse weisen ohne weitere Korrekturfaktoren oder zusätzliche Gewichtungsmerkmale eine hohe Aussagekraft auf.

3.4 Zusammenführung der Erkenntnisse

Im Rahmen der Selektivitäts- und Nonresponse-Analyse wurden zunächst die Stichprobenausschöpfung und die Selektivität der Nonresponse-Stichprobe selbst untersucht. Die Stichprobenausschöpfung der Nonresponse-Befragung lag wie bereits in den beiden vorangegangenen SrV-Erhebungsdurchgängen des 2008 und 2013 über den Werten der Hautstudie. In der Teilstichprobe mit Telefonnummer konnte eine fast doppelt so hohe Ausschöpfung gegenüber der Hautstichprobe erreicht werden. Für die Teilstichprobe ohne Telefonnummer konnte ebenso eine höhere Ausschöpfung erzielt werden, allerdings lagen die Zahlen hier nur geringfügig über den Werten der Hauptstudie. Insgesamt ist die Stichprobenausschöpfung in der Nonresponse-Befragung etwas höher ausgefallen als erwartet. Tendenziell war diese in kleineren Städten und Gemeinden höher als in großen Städten.

Nichtdestotrotz ist durch Stichprobenausfälle auch für die Nonresponse-Befragung selbst das Risiko von Verzerrungen durch Selektivitätseffekte erhöht. Daher wurde zunächst untersucht, inwieweit sich das Antwortverhalten verschiedener Personengruppen beim Übergang von Brutto- zu Nettostichprobe unterscheidet. Bezogen auf die zu erwartenden Merkmalsverteilungen in der Bruttostichprobe zeigen die gruppenspezifischen Nettostichproben und die daraus resultierenden Ausschöpfungen eine unterschiedliche Teilnahmebereitschaft. Um sich für die deskriptiven Vergleiche und innerhalb der multivariaten Modellschätzung keine zusätzlichen Verzerrungen – aus der Selektivität der Nonresponse-Befragung selbst – einzuhandeln, wurden Antwortselektivitäten durch nachträgliche Schichtung ausgeglichen.

Im Anschluss wurde das gruppenspezifische Teilnahme- und Antwortverhalten untersucht. Anhand des Antwortverhaltens ließen sich sodann die sozialgruppenspezifischen Selektivitäten beurteilen.

Zunächst erfolgte die Analyse der Ausfallgründe für die Hauptstudie. Hierbei ist eine wesentliche Erkenntnis, dass im SrV 2018 erneut eine hohe Anzahl an kontaktierten Haushalten nicht erreicht werden konnten (ca. 80 %), wohingegen insgesamt nur knapp 20 Prozent explizit die Teilnahme verweigerten. Jede zweite Person (ca. 51 %), welche die Teilnahme verweigerte, hatte hierfür keine spezifischen Gründe. Am zweithäufigsten wurde das fehlende Interesse an Umfragen als Verweigerungsgrund benannt (ca. 19 % der Verweigernden).

Der nächste Schritt bestand in der Beurteilung der Selektivität in der Hauptstudie. Die aus dem Einwohnermelderegister bekannten soziodemografischen Merkmale der Auswahl- bzw. Bruttostichprobe der Hauptstudie wurden hierbei wiederum genutzt, um diese mit der realisierten Nettostichprobe zu vergleichen. Dabei zeigte sich ein überproportional hoher Anteil an Kindern und Jugendlichen (0–14 Jahre) in der Nettostichprobe der Hauptstudie. Junge Erwachsene, bis hin zu Personen mittleren Alters (25–44 Jahre), sind dagegen in der Hautstudie unterrepräsentiert. Interessanterweise zeigen sich gegenüber der Bruttostichprobe sowohl in Bezug auf das Geschlecht als auch hinsichtlich des Anteils älterer Personengruppen und Senioren vordergründig kaum Unterschiede.

Gegenüber den Selektivitätsanalysen der letzten Erhebungsdurchgänge (SrV 2008 und 2013) sind etwas geringere soziodemografische Selektivitäten festzustellen. Da Selektivitätseffekte dennoch auftreten, ist eine über die Transformationsgewichtung hinausgehende Ausfallgewichtung einzuführen, weil sonst Verzerrungen der Schätzfunktionen zu erwarten sind.

Die anschließende Nonresponse-Analyse ging vordergründig der Frage nach, ob und in welchem Maße sogenannte originäre Nonresponse-Effekte auftreten, d. h. inwieweit die zu erhebenden verkehrlichen Merkmale (z. B. Mobilitätsbeteiligung, Wegeanzahl pro Person und Tag, Verkehrsmittelnutzung am Stichtag) unterschiedliche Ausprägungen für Antwortende der Haupt- und der Nonresponse-Studie zeigen.

Die zunächst auf deskriptiver Ebene durchgeführte Analyse liefert erste inhaltlich interpretierbare Erkenntnisse zu Stichprobeneffekten. Um verzerrte Interpretationen beim deskriptiven Ergebnisvergleich zu minimieren, war eine Nachgewichtung der Nonresponse-Stichprobe zielführend. Zur deskriptiven Nonresponse-Analyse werden ungewichtete Merkmalsausprägungen der Hauptstudie mit – anhand der Stichprobenverteilung der Hauptstudie – nachträglich gewichteten Merkmalen der Nichtantwortenden verglichen. Ebenso wurde darauf geachtet, dass das Risiko saisonaler Effekte möglichst klein ist. Es wurden daher nur vergleichbare Erhebungsmonate (Februar bis Mai) zum Vergleich herangezogen. Aufgrund der erstmals zweiseitig im A4-Format angebotenen Nonresponse-Fragebögen waren weitreichendere und differenziertere Erkenntnisse gegenüber den beiden letzten Erhebungsdurchgängen zu erwarten. Die Haushaltsgrößenverteilung beider Studienteile zeigt das bereits bekannte Phänomen: Einpersonenhaushalte sind in der Hauptstudie unterrepräsentiert und demgegenüber insbesondere den Haushalten mit drei und mehr Personen deutlich häufiger in der Hauptstudie vertreten. Dieser bereits aus dem Auswahlprozess resultierende Effekt unterschiedlicher Auswahlwahrscheinlichkeiten schlägt sich ebenso nieder in der stärkeren Teilnahmechance von jungen Leuten (unter 14 Jahren) an der Haupterhebung. Die soziodemografischen Variablen zeigen hohe Korrelationen mit den Zielgrößen der Mobilitätsbefragung und werden daher üblicherweise auch als Gewichtungsmerkmale herangezogen. Die deskriptive Nonresponse-Analyse erlaubt eine erste Einschätzung zu nennenswerten Antworteffekten:

- Leicht höhere Fahrzeugausstattung der Haushalte (insbesondere Anzahl Fahrräder im Haushalt) in der Hauptbefragung
- Klarer Zusammenhang zwischen formaler Bildung und Teilstichprobe (deutlich größerer Anteil formal hoch gebildeter Personen in der Hauptbefragung)
- Nur geringe Unterschiede bei verkehrsverhaltensdeterminierenden Faktoren (lediglich leicht höherer Anteil an Personen mit uneingeschränktem Pkw-Zugang und ÖPNV-Zeitkarte in Hauptstichprobe, absolute Größe dieser Gruppe ist in der Grundgesamtheit jedoch klein)
- Etwas höherer Zugang zu Fahrrädern in der Nonresponse-Befragung (besonders bemerkenswert, da die Fahrzeugausstattung hier, wie oben erwähnt, sogar leicht niedriger ist)
- Leicht höherer Anteil monomodaler Pkw-Nutzer in der Nonresponse-Befragung

Insgesamt ist insbesondere die deutliche Überrepräsentation formal hoch gebildeter Personen in der Hauptstudie ein genauer zu untersuchendes Phänomen. Aus diesem Grund wurde im Anschluss versucht, Unterschiede im realisierten Verkehrsverhalten zwischen hinsichtlich ihrer formalen Bildung verschiedener Bevölkerungsgruppen, bei Kontrolle zentraler konfundierender Faktoren, zu bewerten. Obwohl insbesondere in der Gruppe zwischen 25 und 64 Jahren formal höher gebildete Personen insgesamt den Pkw etwas seltener und das Fahrrad häufiger nutzen als Personen mit niedrigerem Bildungsabschluss, sind keine grundsätzlichen Verhaltensunterschiede zwischen den Gruppen unterschiedlicher formaler Bildung festzustellen. In den multivariaten Nonresponse-Modellen bleibt der Bildungseinfluss sowie Unterschiede in Bezug auf Zugang zu Mobilitätswerkzeugen bestehen. Verhaltensunterschiede in Bezug auf Merkmale wie dem Außer-Haus-Anteil, der Anzahl der Wege nach Zwecken und der Verkehrsmittelwahl sind multivariat betrachtet jedoch nahezu unbedeutend (sehr geringe Einflussstärke in Form der Odds Ratios im Modell).

Aufgrund des klaren Einflusses der formalen Bildung auf das Antwortverhalten erfolgte eine Sensitivitätsuntersuchung zur Gewichtung bei Berücksichtigung von hypothetischen Variablen zur formalen Bildung in der Grundgesamtheit. Dazu wurden Generalised-Raking-Prozeduren eingesetzt und typische Verhaltensindikatoren berechnet. Nach Anwendung der erweiterten Gewichtungsprozeduren konnte nahezu kein praktischer Effekt in Bezug auf Verhaltensmerkmale gefunden werden. Lediglich der Anteil monomodaler Pkw-Nutzer ist bei Berücksichtigung der formalen Bildung in der Gewichtung um 0,7 Prozentpunkte gestiegen. Alle anderen Werte zeigten Unterschiede von maximal 0,5 Prozentpunkten – zumeist sogar gar keine Sensitivität. Demnach kann begründet davon ausgegangen werden, dass trotz Unterschieden in der formalen Bildung valide und damit repräsentative Parameterschätzungen der wesentlichen Kenngrößen zum Verkehrsverhalten bereits bei Anwendung des Standardgewichtungsverfahrens zu erwarten sind.

Im Ergebnis der Untersuchung wird der Schluss gezogen, dass ein originärer Nonresponse-Effekt bei Merkmalen der Alltagsmobilität – trotz des erheblichen Anteils an nichtantwortenden Personen und den auftretenden Selektivitäten – nur in sehr begrenztem Maße auftritt.

Insgesamt sind die originären Nonresponse-Effekte als vergleichsweise gering zu bewerten, wodurch diese nach Einschätzung der Autoren nur einen marginalen Einfluss auf die Ergebnisse ausüben. Es kann somit davon ausgegangen werden, dass die Gewichtung die durch Antwortausfälle auftretenden Selektivitäten – bis auf die formale Bildung – weitgehend auszugleichen vermag. Für die Gewichtung der Hauptstudie wurde daher eine Transformations- und Ausfallgewichtung eingeführt. Weitere Korrekturfaktoren erscheinen im Hinblick auf die Ergebnisse der Nonresponse-Analyse weder notwendig noch sinnvoll.

Da nicht für alle Nichtantwortenden ausgefüllte Fragebögen vorliegen, entsteht für die verbliebenden Personen wiederum ein Nonresponse-Problem. Schwierig wird dieser Sachverhalt insbesondere dann, wenn die Antwortenden der Nonresponse-Studie in Struktur und Verhalten den Personen der Hauptstudie ähneln, jedoch zu den verbleibenden Nichtantwortenden kaum

Gemeinsamkeiten bestehen. Dieser Restunsicherheit konnte jedoch erhebungspraktisch nicht begegnet werden.

Eine künftige Möglichkeit, dieses Problem zu mindern, könnte sein, insbesondere Personengruppen zur Teilnahme zu motivieren, die in der Stichprobe unterrepräsentiert sind²⁶. Dies erscheint vor allem daher sinnvoll, da die Strategie, alle Nichtteilnehmenden gleichermaßen zu motivieren, unter Umständen dazu führen kann, dass nur Gruppen zur Teilnahme bewegt werden können, die sowieso in der Stichprobe schon hinreichend vertreten sind. Inwieweit erstgenannte Strategie jedoch dem Zufallsprinzip gerecht wird, wäre zu diskutieren.

²⁶ Vgl. Neller (2005), S. 32.

4 Gewichtung

4.1 Notwendigkeit der Gewichtung

Die oben dargestellten Sachverhalte zu Antwortausfällen und Selektivität sowie deren Effekte auf die Kennwertbildung veranlassen dazu, die Stichprobe des SrV 2018 räumlich, zeitlich und sachlich zu gewichten. Das Gewichtungsverfahren hat zum Ziel, die systematische Verzerrung der Stichprobe zu korrigieren bzw. zu minimieren.

$$\text{Bias}(\bar{Y}) = E(\bar{Y}) - \mu \rightarrow \text{MIN} \quad (1)$$

Dazu waren Faktoren zu entwickeln, die prinzipiell bei allen Auswertungen in Bezug auf die Gesamtstadt sowie ggf. für Teilraum- und Quartalsauswertungen Verwendung finden sollten. Werden weitere Untergruppen gebildet, ist fallbezogen zu entscheiden, ob und wie die Gewichtungsfaktoren zielführend eingesetzt und die Ergebnisse sinnvoll interpretiert werden können.

4.2 Eingesetztes Gewichtungsverfahren

Es gibt eine Vielzahl von Möglichkeiten, Befragungsdaten zu gewichten. Entsprechend der Stichprobenanlage und dem Ausfallprozess ist ein geeignetes Verfahren zu diskutieren und auszuwählen. Dabei stehen die Ebenen Auswahlverfahren, Ausfallprozess, Gewichtung und Varianz der Schätzfunktionen in enger Verbindung und können nicht isoliert behandelt werden.²⁷

Gewichte können grundsätzlich nach ihrer Art unterschieden werden:

- Design- bzw. Transformationsgewichte (Typ 1)
- Anpassungs- bzw. Ausfallgewichte (Typ 2)

Formal erfolgt zunächst eine Transformationsgewichtung (Typ1), um die unterschiedlichen Auswahlwahrscheinlichkeiten der Haushalte bei Ziehung aus dem Einwohnermelderegister auszugleichen. Dadurch wird die ursprüngliche Personenstichprobe in eine Haushaltsstichprobe transformiert. Da für das SrV alle Personen aus dem Einwohnermelderegister (mit Haupt- und Nebenwohnsitz, keine Altersbeschränkung) als Ziehungsgesamtheit galten, erfolgt dieser Gewichtungsschritt anhand der Reziproken der Haushaltsgröße (Hansen-Hurwitz-Schätzer).

Die Stichprobe für das SrV 2018 wurde in fast allen Untersuchungsräumen teilräumlich (z. B. nach Stadtteilen, statistischen Gebieten o. ä.) geschichtet. Die Ziehung erfolgte für die Teilräume entweder bevölkerungsproportional oder (wenn beispielsweise bestimmte Mindeststichproben auf Teilraumbene verfügbar sein sollten) disproportional mit ungleichen Auswahlwahrscheinlichkeiten).

²⁷ Vgl. Wittwer (2008), S. 61 ff. und Hubrich (2017), S. 18 f.

Das Standardvorgehen für die Gewichtung auf Personenebene sieht nach der Transformationsgewichtung vor, Haushaltsgröße, Alter, Geschlecht, Teilraum und Erhebungszeitraum mehrdimensional iterativ zu gewichten (Typ 2). Dazu war es von Seiten der Städte erforderlich, die entsprechenden Grundgesamtheitsdaten in Form von Alters- und Haushaltsgrößenverteilungen für die städtischen Teilräume bereitzustellen.

Alter und Geschlecht wurden zu Alters-Geschlechts-Gruppen zusammengefasst (10 Kategorien). Weiterhin wurden Haushaltsgrößengruppen (4 Kategorien) gebildet. Die Gewichtung des Erhebungszeitraumes erfolgte quartalsfein (4 Kategorien).

Lagen für einen Untersuchungsraum in sich konsistente, plausible Grundgesamtheitsdaten auf der Ebene von städtischen Teilräumen vor, wurde ein zweidimensionales iteratives Gewichtungsverfahren eingesetzt. Dabei ergibt sich für jede Kombination aus Teilraum und Quartal eine zweidimensionale 10 x 4-Matrix aus Alter/Geschlecht x Haushaltsgröße. Die Randsummen dieser Matrizen sind bekannt, deren innere Struktur jedoch noch weitgehend unbekannt. Die Randvektoren für die personenbezogene (P) Haushaltsgrößenverteilung PH_i , Alters-Geschlechts-Verteilung PA_j werden als bekannt vorgegeben. Die Startlösung stellt die Stichprobenmatrix $A_{gh} = (a_{ghij}) \in \mathbb{R}^{l,m,n,o}$ dar.

Um die wahrscheinlichste Aufteilung (innere Struktur) zu erhalten, muss, ausgehend von der Startmatrix der transponierten Personenstichprobe a_{ghij} der einzelnen Matrixwerte, folgende Minimierungsfunktion gelöst werden:

$$I_{gh} = \sum_i \sum_j \left[z_{ghij} \cdot \ln \left(\frac{z_{ghij}}{a_{ghij}} \right) \right] \rightarrow MIN! \quad (2)$$

Der beschriebene Informationsgewinn I_{gh} kann modelltheoretisch durch die Minimierung eines zu definierenden Abstandsmaßes zwischen zwei Zuständen (hier z und a) nachgebildet werden. Der Informationsgewinn stellt daher auch das Maß der Abweichung einer Wahrscheinlichkeitsverteilung von einer anderen gegebenen Verteilung dar. Unter allen Lösungen ist dabei die Matrix zu finden, welche den geringsten Informationsgewinn besitzt. Diese ist dann die wahrscheinlichste Matrix (vgl. Schiller, 2007)²⁸.

Zur notwendigen Bestimmung des Informationsgewinnminimums kann ein von Bregman (1967)²⁹ entwickeltes Verfahren zur Anwendung kommen, welches eine Relaxationsmethode zur Bestimmung des gemeinsamen Punktes konvexer Mengen und ihre Anwendung zur Lösung konvexer Optimierungsaufgaben ist.

Nach Bregman (1967) kann eine gegebene Matrix $A_{gh} = (a_{ghij})$ mit ihren Nebenbedingungen

$$\sum_j z_{ghij} = PH_{ghi} \quad (3)$$

²⁸ Vgl. S. 63 ff.

²⁹ Vgl. S. 147 ff.

$$\sum_i z_{ghij} = PA_{ghj}$$

und der zugehörigen gesuchten Matrix

$$z_{ghij} = a_{ghij} \cdot fh_{ghi} \cdot fa_{ghj} \quad (4)$$

auch als Lösung des konvexen Minimierungsproblems mit den (affin-linearen) Nebenbedingungen beschrieben werden.

Mit der Multiplikationsmethode von Lagrange kann für dieses Optimierungsproblem mit Nebenbedingungen die nachstehende Lagrange-Funktion

$$\phi_{gh} = \sum_i \sum_j \left[z_{ghij} \cdot \ln \left(\frac{z_{ghij}}{a_{ghij}} \right) - z_{ghij} \right] + \sum_i \lambda_{ghi} \cdot \left(\sum_j z_{ghij} - z_{ghi} \right) + \sum_j \mu_{ghj} \cdot \left(\sum_i z_{ghij} - z_{ghj} \right) \quad (5)$$

mit den Kuhn-Tucker-Bedingungen

$$\ln \left(\frac{z_{ghij}}{a_{ghij}} \right) + \lambda_{ghi} + \mu_{ghj} = 0 \quad (6)$$

$$\sum_j z_{ghij} - z_{ghi} = 0$$

$$\sum_i z_{ghij} - z_{ghj} = 0$$

entwickelt werden (vgl. z. B. Ellinger et al., 1998)³⁰.

Die Lösungsverfahren zur Bestimmung des Informationsgewinnminimums über die entsprechenden konvexen Optimierungsprobleme mit der Lagrange-Funktion und deren Kuhn-Tucker-Bedingungen sind sehr komplex und sollen deshalb an dieser Stelle nicht weiter aufgezeigt werden. Ausführliche Ausarbeitungen zu iterativen Lösungsverfahren bieten beispielsweise Lohse et al. (1997) und Schiller (2007).

Als Gewicht ergibt sich zunächst:

$$w''_{ghij} = fh_{ghi} \cdot fa_{ghj} \quad (7)$$

Dieses Gewicht wird in einem ersten Schritt auf maximal Faktor 50 nach oben und unten gestutzt. Im Anschluss werden Teilraum-Quartals-Gewichte bestimmt. Diese werden, entsprechend dem Anteil an der Grundgesamtheit, durch multiplikative Verknüpfung der Faktoren fp_g (Anteil der Bevölkerung des Teilraums g am gesamten Untersuchungsraum) und fq_{gh} (Anteil der Stich-tage pro Quartal h in einem Teilraum g) und deren Division durch die Ist-Personenverteilung der Stichprobe errechnet.

³⁰ S. 210 ff.

$$ft_{gh} = \frac{fp_g \cdot fq_{gh}}{\sum_i \sum_j a_{ghij}} \cdot \sum_g \sum_h \sum_i \sum_j a_{ghij} \quad (8)$$

Dementsprechend sind die erweiterten Gewichtungsfaktoren

$$w'_{ghij} = ft_{gh} \cdot fh_{ghi} \cdot fa_{ghj} \quad (9)$$

Daraufhin erfolgt eine Skalierung auf den Nettostichprobenumfang der Gesamtstadt. Dazu ist eine entsprechende Berechnung durchzuführen, die folgende Bedingung erfüllt:

$$\sum_g \sum_h \sum_i \sum_j w_{ghij} \cdot a_{ghij} = \sum_g \sum_h \sum_i \sum_j a_{ghij} \quad (10)$$

Als Skalierungsfaktor wird verwendet:

$$fsk_g = \frac{\sum_h \sum_i \sum_j w'_{ghij} \cdot a_{ghij}}{\sum_h ft_{gh} \cdot \sum_i \sum_j a_{ghij}} \quad (11)$$

$$w_{ghij} = fsk_g \cdot w'_{ghij} \quad (12)$$

Die Gewichtungsfaktoren w_{ghij} können im Anschluss für Auswertungen sowohl auf Personen- als auch Wegeebe verwendet werden.

Abschließend wird das Haushaltsgewicht für Auswertungen auf Haushaltsebene bestimmt. Dazu werden zunächst die skalierten Personengewichte mit den Stichprobenelementen multipliziert und auf Haushaltsebene aggregiert.

$$PH_{ghi} = \sum_j w_{ghij} \cdot a_{ghij} \quad (13)$$

Diese Werte stellen die Personen-Soll-Verteilung nach Haushaltsgröße dar. Da die Haushaltsgröße bekannt und auch in allen Haushalten vollständig befragt wurde, ist demnach die Haushalts-Soll-Verteilung differenziert nach Teilräumen und Quartalen bekannt. Die Soll-Haushaltsverteilung ergibt sich somit zu:

$$SOLL_H_{ghi} = \frac{PH_{ghi}}{HHG_{gi}} \quad (14)$$

Das entsprechende Haushaltsgewicht wird abschließend ermittelt durch:

$$hw_{ghi} = \frac{SOLL_{-}H_{ghi}}{IST_{-}H_{ghi}} \quad (15)$$

Für Untersuchungsräume, zu denen keine teilräumliche Grundgesamtheitsinformation zur Haushaltsgröße geliefert werden konnten oder deren Verteilungen unplausibel waren, ist der Gewichtungsalgorithmus grundsätzlich ähnlich. Dabei wurden als Randverteilung die Teilräume als dritte Dimension hinzugefügt. Daher kam im Anschluss ein dreidimensionales iteratives Gewichtungsverfahren zum Einsatz.

Da die innere Matrixverteilung nach Alter/Geschlecht x Haushaltsgröße x Teilraum für diesen Fall unbekannt ist, wird aus dem bilinearen Ansatz ein trilineares Gleichungssystem. Die Gewichtung erfolgt für diesen Fall quartalsweise. Im Anschluss wurden Quartalsgewichte bestimmt und mit den Faktoren der vorangegangenen Gewichtungsschritte multiplikativ verknüpft. Daraufhin wurden die Gewichte ggf. auf den Nettostichprobenumfang skaliert. Die dadurch berechneten Faktoren werden sowohl auf Personen- als auch auf Wegeebebene bereitgestellt. Die Bestimmung des Haushaltsgewichtes erfolgt analog zum bilinearen Ansatz.

Die Lösungsalgorithmik entwickelt sich analog aus o. g. Formeln unter Hinzunahme einer weiteren Dimension. Aus Gründen der Übersichtlichkeit wird auf deren formeltechnische Darstellung verzichtet.

Das eingesetzte mehrdimensionale Gewichtungsverfahren mit Merkmalen, die in starker Korrelation mit den Auswertungskenngrößen stehen, ermöglicht es nach Einschätzung der Autoren, die Selektivitäten weitgehend auszugleichen und die Verzerrung der Merkmalschätzer in hohem Maße zu mindern. Es wird davon ausgegangen, dass mit den benannten Maßnahmen die Repräsentativität der Daten in Bezug auf die entsprechende Grundgesamtheit weitgehend sichergestellt ist.

5 Zusammenfassung

Antwortausfall und Gewichtung stehen in enger Wechselwirkung zueinander. Durch die auftretenden Selektivitäten sind die Merkmalschätzer verzerrt. Ungewichtete Ergebnisse sind in Bezug auf die Grundgesamtheit eines einzelnen Untersuchungsraums nicht interpretierbar.

Die Befragung und Analyse der Nichtantwortenden des SrV 2018 ermöglicht es, zu beurteilen, inwieweit ein originärer Nonresponse-Effekt vorliegt und ob Korrekturfaktoren gegebenenfalls diesen Effekt vermindern können.

Im Ergebnis der Nonresponse-Analyse ist festzustellen, dass nur in begrenztem Maße originäre Nonresponse-Effekte in Bezug auf die Zielgrößen der Erhebung auftreten. Besonders zu nennen ist hier die Bedeutung der formalen Bildung. Diese stellt zwar keine unmittelbare Zielgröße der Erhebung dar, lässt aber einen Einfluss auf Mobilitätskenngrößen vermuten. Obwohl das Verhalten von Gruppen mit verschiedener formaler Bildung grundsätzlich durchaus ähnlich ist und die Verhaltensunterschiede bei Berücksichtigung weiterer konfundierender Faktoren deutlich kleiner werden, besteht ein Restunterschied insbesondere in Bezug auf die Pkw- und Fahrradnutzung. Interessanterweise zeigt sich jedoch die Berücksichtigung der formalen Bildung in der Gewichtung in Bezug auf die Zielgrößen nicht sensitiv. Aufgrund der uneinheitlichen Datenlage in den Untersuchungsräumen in Bezug auf die formale Bildung in der Grundgesamtheit und aus Vergleichbarkeitsgründen zu den vorangegangenen Erhebungsdurchgängen wurde von der Berücksichtigung der formalen Bildung bei der Gewichtung abgesehen. Ein größerer Teil des Bildungsbias wird darüber hinaus bereits durch den Einsatz der Standardgewichtungsprozeduren ausgeglichen.

Das eingesetzte mehrdimensionale Gewichtungsverfahren mit Merkmalen, die in starker Korrelation mit den Auswertungskenngrößen stehen, ermöglicht es nach Einschätzung der Autoren, die Selektivitäten weitgehend auszugleichen und die Verzerrung der Merkmalschätzer in hohem Maße zu mindern. Es wird davon ausgegangen, dass mit den benannten Maßnahmen die Repräsentativität der Daten in Bezug auf die entsprechende Grundgesamtheit weitgehend sichergestellt ist.

Da nicht für alle Nichtantwortenden entsprechend ausgefüllte Fragebögen vorliegen, entsteht für die verbleibenden Personen wiederum ein Nonresponse-Problem. Schwierig wird dieser Sachverhalt insbesondere dann, wenn die Antwortenden der Nonresponse-Studie in Struktur und Verhalten den Personen der Hauptstudie ähneln, jedoch zu den verbleibenden Nichtantwortenden kaum Gemeinsamkeiten bestehen. Eine künftige Möglichkeit, dieses Problem zu mindern, könnte sein, Motivationsstrategien insbesondere bei Personengruppen anzusetzen, die in der Stichprobe unterrepräsentiert sind³¹. Dies erscheint vor allem daher sinnvoll, da die Strategie, alle Nichtteilnehmenden gleichermaßen zu motivieren, unter Umständen dazu führen kann, dass nur Gruppen zur Teilnahme bewegt werden können, die

³¹ Vgl. Neller (2005), S. 32.

sowieso in der Stichprobe schon hinreichend vertreten sind. Inwieweit erstgenannte Strategie jedoch dem Zufallsprinzip gerecht wird, wäre zu diskutieren.

Auch der elfte Durchgang der Zeitreihe „Mobilität in Städten – SrV“ war mit zahlreichen neuen Anforderungen konfrontiert, die aus veränderten Randbedingungen im Umfeld der Erhebung resultierten. Als besondere Herausforderung erwies sich erstmals in der langjährigen SrV-Zeitreihe die Bereitstellung statistischer Grunddaten zur Gewichtung für alle Untersuchungsräume. Die von der Technische Universität Dresden erarbeiteten Mindestvorgaben für die erforderlichen Alters- und Haushaltsgrößenverteilungen konnten in einigen Städten und Gemeinden durch die Kommunalstatistik nur begrenzt erfüllt werden. Insbesondere zeigte sich erneut, dass ein großer Teil der Kommunen keine Haushaltsgrößenstatistik zur Verfügung hat bzw. diese durch Widersprüche geprägt ist. Die vom Statistischen Bundesamt bzw. den statistischen Landesämtern im Zensus 2011 herausgegebenen Haushaltsgrößenverteilungen waren im Regelfall infolge abweichender Abgrenzungen und Definitionen des Haushaltsbegriffs für die SrV-Erhebung nicht geeignet. Dadurch musste teilweise auf Daten aus dem Mikrozensus zurückgegriffen werden.

Der Umgang mit dieser differenzierten Statistiksituation ist bereits jetzt als neues Aufgabenfeld erkennbar, das im Vorfeld des zwölften Erhebungsdurchganges zu bearbeiten sein wird. Dieser ist bezüglich der Feldzeit für 2023 vorgesehen. Die Technische Universität Dresden wird mit den entsprechenden Vorbereitungen voraussichtlich im Herbst 2021 beginnen.

6 Literatur

Die Berichte der Technischen Universität Dresden stehen auf den Webseiten des SrV-Projektes zum Abruf bereit: <https://tu-dresden.de/srv>.

- AAPOR – The American Association for Public Opinion Research (2011): Standard Definitions: Final Dispositions of Case Codes and Outcome Rates for Surveys. 7. Auflage.
- Ahrens, G.-A.; Ließke, F.; Wittwer, R.; Hubrich, S. (2009): Nonresponse-Analyse und Gewichtung der Verkehrserhebung „Mobilität in Städten – SrV 2008“. Technische Universität Dresden.
- Ahrens, G.-A.; Wittwer, R., Hubrich, S.; Ließke, F. (2015): Nonresponse-Analyse und Gewichtung im Forschungsprojekt „Mobilität in Städten – SrV 2013“. Technische Universität Dresden.
- Aschauer, F.; Hössinger, R.; Schmid, B.; Gerike, R. (2018): Reporting quality of travel and non-travel activities: A comparison of three different survey formats. *Transportation Research Procedia*, 32, S. 309–318.
- Bregman, L. M. (1967): Ein Beweis der Konvergenz des Verfahrens von G. W. Sheleikhovski für ein Transportproblem mit Beschränkungen. *Shurnal vycisl. mat. i mat. fiz.*, Heft 7/1967, S. 147–156.
- Chlond, B.; Magdolen, M.; Ecke, L. (2019): Aktuelle Sonderauswertungen auf Grundlage des Deutschen Mobilitätspanels. Karlsruhe Institut für Technologie. Verfügbar unter (letzter Abruf 10.11.2020): <https://doi.org/10.5445/IR/1000100760>.
- Couper, M. P.; Kapteyn, A.; Schonlau, M.; Winter, J. (2007): Noncoverage and nonresponse in an Internet survey. *Social Science Research*, 36, S. 131–148.
- Durrant, G. B.; Steele, F. (2009): Multilevel modelling of refusal and non-contact in household surveys: evidence from six UK Government surveys. *Journal of the Royal Statistical Society A*, 172, Part 2, S. 361–381.
- Eggs, J.; Follmer, R.; Gruschwitz, D.; Nobis, C.; Bäumer, M.; Pfeiffer, M. (2018): Mobilität in Deutschland – MiD. Methodenbericht. Infas, DLR, IVT, Infas 360. Bonn, Berlin.
- Ellinger, T.; Beuermann, G.; Leistern, R. (1998): *Operations Research*. Springer, Berlin u. a. O., 280 S.
- Field, A. (2009): *Discovering Statistics Using SPSS*. Sage, Los Angeles, 821 S.
- Hubrich, S. (2017): Fehlereinflüsse und Teilnahmebereitschaft bei Haushaltsbefragungen zum Verkehrsverhalten. Institut für Verkehrsplanung und Straßenverkehr, Heft 18, Dresden. Verfügbar unter (letzter Abruf 10.11.2020): <https://doi.org/10.25368/2018.1>.
- Hubrich, S.; Wittwer, R.; Wittig, S.; Ließke, F.; Gerike, R. (2020): Datenaufbereitung im Forschungsprojekt „Mobilität in Städten – SrV 2018“. Technische Universität Dresden.

- Hubrich, S.; Ließke, F.; Wittwer, R.; Wittig, S.; Gerike, R. (2019): Methodenbericht zum Forschungsprojekt „Mobilität in Städten – SrV 2018“. Technische Universität Dresden.
- Kaase, M. (Hrsg.) (2009): Qualitätskriterien der Umfrageforschung. Denkschrift der Deutschen Forschungsgemeinschaft (DFG), Akademie Verlag, Berlin, 288 S.
- Kreuter, F.; Olson, K.; Wagner, J.; Yan, T.; Ezzati-Rice, T. M.; Casas-Cordero, C.; Lemay, M.; Peytchev, A.; Groves, R. M.; Raghunathan, T. E. (2010): Using proxy measures and other correlates of survey outcomes to adjust for non-response: examples from multiple surveys. *Journal of the Royal Statistical Society A*, 173, Part 2, S. 389–407.
- Lohse D.; Teichert, H.; Dugge, B.; Bachner, G. (1997): Ermittlung von Verkehrsströmen mit n-linearen Gleichungssystemen – Verkehrsnachfragemodellierung. Institut für Verkehrsplanung und Straßenverkehr, Heft 18, Dresden. Verfügbar unter (letzter Abruf 10.11.2020): <https://tud.de/bu/verkehr/ivs/vnm/schriftenreihe>.
- Lucas, K.; Madre, J.-L. (2018): Workshop Synthesis: Dealing with immobility and survey non-response. *Transportation Research Procedia*, 32, S. 260–267.
- Neller, K. (2005): Kooperation und Verweigerung: Eine Nonresponse-Studie. *ZUMA-Nachrichten* 57, 29. Jahrgang, Mannheim, S. 9–36.
- Nobis, C.; Kuhnimhof, T. (2018): Mobilität in Deutschland – MiD. Ergebnisbericht. Infas, DLR, IVT, Infas 360. Bonn, Berlin.
- Schiller, C. (2007): Erweiterung der Verkehrsnachfragemodellierung um Aspekte der Raum- und Infrastrukturplanung. Institut für Verkehrsplanung und Straßenverkehr, Heft 10, Dresden. Verfügbar unter (letzter Abruf 10.11.2020): <https://tud.de/bu/verkehr/ivs/vnm/schriftenreihe>.
- Stoop, I. (2012): Unit Non-Response Due to Refusal. *Handbook of Survey Methodology for the Social Sciences*. Hrsg.: Gideon L. Springer, New York, S. 121–147.
- Strecker, H.; Wiegert, R. (1994): Stichproben, Erhebungsfehler, Datenqualität. Vandenhoeck und Ruprecht, Göttingen, 246 S.
- Wermuth, M.; Wirth, R.; Neef, C.; Löhner, H.; Hilmer, J.; Hautzinger, H.; Heidemann, D.; Stock, W.; Schmidt, J.; Mayer, K.; Michael, M.; Amme, F.; Ohrem, P.; Hansjosten, E.; Binnenbruck, H.-H. (2003): Kontinuierliche Befragung des Wirtschaftsverkehrs in unterschiedlichen Siedlungsräumen – Phase 2, Hauptstudie. Schlussbericht zum Forschungsprojekt Nr. 70.0682/2001 im Auftrag des Bundesministeriums für Verkehr-, Bau und Wohnungswesen, Band 1, Braunschweig.
- Wittwer, R. (2008): Raumstrukturelle Einflüsse auf das Verkehrsverhalten – Nutzbarkeit der Ergebnisse großräumiger und lokaler Haushaltsbefragungen für makroskopische Verkehrsplanungsmodelle. Institut für Verkehrsplanung und Straßenverkehr, Heft 11, Dresden. Verfügbar unter (letzter Abruf 10.11.2020): <https://tud.de/bu/verkehr/ivs/vnm/schriftenreihe>.

Wittwer, R. (2014): Zwangsmobilität und Verkehrsmittellorientierung junger Erwachsener: Eine Typologisierung. Institut für Verkehrsplanung und Straßenverkehr, Heft 16, Dresden. Verfügbar unter (letzter Abruf 10.11.2020): <https://tud.de/bu/verkehr/ivs/vnm/schriftenreihe>.

Wittwer, R.; Gerike, R. (2019): Untersuchung SrV 2030 zur Zielerreichung der Modal-Split-Werte des STEP VÖR. Forschungsbericht. Technische Universität Dresden.

Anhang I – Dokumentation der Antwortquoten

Untersuchungsraum	Auswahl- stichprobe	Stichproben- neutrale Ausfälle	Brutto- stichprobe	Nicht erreicht	Verweigert	Unvoll- ständig	Netto- stichprobe (telefonisch)	Netto- stichprobe (online)	Antwort- quote
Ahnatal	369	17	352	146	106	6	69	25	26,7 %
Augsburg	3.387	232	3.155	1.139	1.248	39	530	199	23,1 %
Baunatal	1.220	91	1.129	408	490	17	169	17	19,0 %
Bautzen	570	30	540	183	245	2	93	17	20,4 %
Beetzendorf-Diesdorf	860	65	795	303	362	11	99	20	15,0 %
Berlin	27.426	2.354	25.072	9.705	10.013	280	3.754	1.320	20,2 %
Bernau	406	21	385	168	133	4	57	23	20,8 %
Bischofswerda	798	85	713	267	307	7	114	18	18,5 %
Blankenfelde-Mahlow/Rangsdorf	702	40	662	239	241	11	130	41	25,8 %
Böblingen	918	66	852	272	359	11	147	63	24,6 %
Bochum	4.748	366	4.382	1.357	2.128	55	640	202	19,2 %
Borna	907	58	849	284	413	8	122	22	17,0 %
Brandenburg (Havel)	1.036	60	976	343	428	9	160	36	20,1 %
Bremen	3.681	298	3.383	1.227	1.549	27	441	139	17,1 %
Calden	581	36	545	198	224	9	92	22	20,9 %
Chemnitz	1.431	98	1.333	362	563	8	320	80	30,0 %
Coswig	488	34	454	173	178	5	73	25	21,6 %
Cottbus	916	66	850	290	364	12	150	34	21,6 %
Dallgow/Falkensee/Wustermark	411	28	383	135	153	8	60	27	22,7 %
Darmstadt	685	63	622	207	253	13	102	47	24,0 %
Delitzsch	660	43	617	222	277	7	89	22	18,0 %
Dessau-Roßlau	1.023	60	963	291	438	9	177	48	23,4 %
Dippoldiswalde	588	26	562	189	242	9	91	31	21,7 %
Dresden	1.655	104	1.551	494	589	26	330	112	28,5 %
Düsseldorf	7.565	655	6.910	2.753	2.934	82	831	310	16,5 %
Eberswalde	934	62	872	294	375	15	154	34	21,6 %
Eichswalde/Zeuthen	517	32	485	182	188	8	82	25	22,1 %
Eilenburg	550	36	514	154	273	1	70	16	16,7 %
Eisenach	1.050	68	982	323	417	8	185	49	23,8 %
Erfurt	2.821	218	2.603	836	1.184	29	431	123	21,3 %
Ettlingen	500	26	474	165	173	6	85	45	27,4 %
Frankfurt (Oder)	912	65	847	258	369	10	157	53	24,8 %
Frankfurt am Main	1.689	114	1.575	598	596	23	254	104	22,7 %
Freital/Tharandt	434	43	391	97	196	10	69	19	22,5 %
Fulda	1.783	142	1.641	613	743	22	206	57	16,0 %
Fuldabrück	399	20	379	130	160	4	68	17	22,4 %
Fuldatal	398	16	382	140	159	2	62	19	21,2 %
Fürstenwalde	508	41	467	154	219	8	67	19	18,4 %
Gera	1.479	138	1.341	422	591	9	258	61	23,8 %
Gießen	843	68	775	304	326	12	93	40	17,2 %
Grevenbroich	1.489	104	1.385	523	615	17	171	59	16,6 %
Grimma	699	40	659	204	330	6	95	24	18,1 %
Großenhain	737	47	690	227	341	8	89	25	16,5 %
Halle (Saale)	1.237	143	1.094	276	506	8	248	56	27,8 %
Hanau	1.313	117	1.196	433	556	14	144	49	16,1 %
Heidelberg	1.381	108	1.273	457	469	22	233	92	25,5 %
Heidenau	558	41	517	171	253	3	69	21	17,4 %
Hennigsdorf/Velten	737	49	688	218	317	7	104	42	22,2 %
Hofheim am Taunus	1.046	64	982	351	425	12	140	54	19,8 %
Jena	777	32	745	278	259	9	145	54	26,7 %
Kaarst	966	69	897	355	310	13	152	67	24,4 %
Kaiserslautern	1.049	88	961	354	386	12	162	47	21,7 %
Kamenz	743	68	675	254	272	10	108	31	20,6 %
Karlsruhe	616	45	571	163	247	5	99	57	27,3 %
Kassel	3.403	289	3.114	1.110	1.403	40	418	143	18,0 %
Kaufungen	479	28	451	181	156	4	73	37	24,4 %
Kiel	1.515	130	1.385	487	580	8	216	94	22,4 %
Kleinmachnow/Stahnsdorf/Teltow	671	51	620	239	201	8	129	43	27,7 %
Königs Wusterhausen	461	25	436	165	191	4	60	16	17,4 %
Konstanz	1.091	76	1.015	398	345	15	179	78	25,3 %
Landau in der Pfalz	895	52	843	312	333	17	129	52	21,5 %
Leipzig	2.150	221	1.929	538	856	29	402	104	26,2 %
Lohfelden	642	39	603	208	262	9	91	33	20,6 %
Lotte	186	5	181	83	69	1	16	12	15,5 %
Lübben/Lübbenau	635	46	589	191	261	8	109	20	21,9 %
Ludwigsfelde	704	43	661	215	267	8	133	38	25,9 %
Ludwigsfelde	1.327	106	1.221	492	521	10	147	51	16,2 %
Magdeburg	2.126	142	1.984	633	827	21	389	114	25,4 %
Mannheim	1.824	188	1.636	627	658	22	232	97	20,1 %
Marburg	805	54	751	288	272	17	118	56	23,2 %
Markkleeberg	475	30	445	117	188	5	103	32	30,3 %
Meerbusch	2.154	128	2.026	700	833	28	327	138	23,0 %
Meißen	638	52	586	222	247	9	78	30	18,4 %
Michendorf/Nuthetal	344	27	317	122	106	6	57	26	26,2 %
Möckern-Loburg-Fläming	1.003	295	708	172	408	3	102	23	17,7 %
Monheim am Rhein	1.312	101	1.211	439	482	27	184	79	21,7 %
Neumünster	915	90	825	259	365	8	142	51	23,4 %
Neuss, Stadt	2.312	208	2.104	805	888	29	254	128	18,2 %
Niestetal	500	41	459	177	193	5	68	16	18,3 %
Norderstedt	1.292	111	1.181	374	483	15	228	81	26,2 %
Obere Aller	1.186	71	1.115	372	597	10	104	32	12,2 %
Offenbach	1.397	143	1.254	555	516	14	127	42	13,5 %
Offenburg	4.032	281	3.751	1.347	1.611	48	552	193	19,9 %
Oranienburg	425	22	403	117	180	7	78	21	24,6 %
Osnabrück	1.569	129	1.440	435	679	14	253	59	21,7 %
Osnabrück Umland	1.281	73	1.208	418	521	16	176	77	20,9 %
Pegau	657	34	623	198	308	10	87	20	17,2 %
Pirna	570	33	537	194	228	4	86	25	20,7 %
Potsdam	1.284	76	1.208	441	446	12	229	80	25,6 %
Radeberg	547	28	519	162	230	4	86	37	23,7 %
Radebeul	363	23	340	119	128	4	61	28	26,2 %
Ratingen	2.468	182	2.286	787	947	29	387	136	22,9 %
Regensburg	1.952	153	1.799	660	723	32	272	112	21,3 %
Riesa	651	37	614	190	298	4	102	20	19,9 %
Rostock	2.377	194	2.183	729	996	18	350	90	20,2 %
Rüdersdorf	774	46	728	278	314	6	103	27	17,9 %
Schauenburg	397	20	377	150	136	6	67	18	22,5 %
Schkeuditz	1.218	80	1.138	349	570	11	161	47	18,3 %
Schönefeld	489	24	465	207	175	2	55	26	17,4 %
Schwerin	706	54	652	227	258	6	128	33	24,7 %
Spremberg	846	57	789	289	330	5	132	33	20,9 %
Stralsund	966	67	899	302	411	13	138	35	19,2 %
Strausberg	431	34	397	140	164	5	66	22	22,2 %
Südliche Altmark	910	56	854	327	391	4	106	26	15,5 %
Torgau	709	40	669	224	297	7	112	29	21,1 %
Trier	1.924	176	1.748	648	713	25	263	99	20,7 %
Tübingen	3.165	200	2.965	1.064	985	49	570	297	29,2 %
Vellmar	633	39	594	234	208	5	95	52	24,7 %
Werder (Havel)/Schwielowsee	459	32	427	174	149	11	68	25	21,8 %
Wetzlar	694	41	653	258	279	5	74	37	17,0 %
Wiesbaden	1.882	132	1.750	675	687	33	251	104	20,3 %
Wurzen	749	51	698	190	370	8	104	26	18,6 %
Zwickau	1.009	69	940	313	426	16	132	53	19,7 %
Summe	159.775	12.375	147.400	52.616	62.158	1.787	22.999	7.840	20,9 %

Rücklauf für Haushalte mit direkt verfügbarer Telefonnummer

Untersuchungsraum	Auswahlstichprobe	Stichprobenneutrale Ausfälle	Bruttostichprobe	Nicht erreicht	Verweigert	Unvollständig	Nettostichprobe (telefonisch)	Nettostichprobe (online)	Antwortquote
Ahnatal	419	41	378	292	20	4	19	43	16,4 %
Augsburg	8.449	1.209	7.240	5.573	456	102	310	799	15,3 %
Baunatal	2.005	315	1.690	1.354	133	25	55	123	10,5 %
Bautzen	1.089	145	944	745	76	9	50	64	12,1 %
Beetzendorf-Diesdorf	1.096	173	923	757	78	6	32	50	8,9 %
Berlin	134.760	21.969	112.791	91.597	6.651	1.507	3.490	9.546	11,6 %
Bernau	1.179	91	1.088	800	90	18	62	118	16,5 %
Bischofswerda	1.227	179	1.048	812	132	8	46	50	9,2 %
Blankenfelde-Mahlow/Rangsdorf	1.502	129	1.373	1.012	99	21	71	170	17,6 %
Böblingen	1.915	289	1.626	1.252	123	29	48	174	13,7 %
Bochum	9.239	1.126	8.113	6.471	573	123	284	662	11,7 %
Borna	1.736	196	1.540	1.301	126	13	41	59	6,5 %
Brandenburg (Havel)	3.235	436	2.799	2.247	236	35	123	158	10,0 %
Bremen	11.267	1.882	9.385	7.902	590	102	233	558	8,4 %
Calden	491	64	427	341	25	8	14	39	12,4 %
Chemnitz	4.119	405	3.714	2.811	329	40	202	332	14,4 %
Coswig	1.032	98	934	702	96	11	44	81	13,4 %
Cottbus	2.326	320	2.006	1.556	154	16	102	178	14,0 %
Dallgow/Falkensee/Wustermark	916	86	830	646	38	10	35	101	16,4 %
Darmstadt	1.956	326	1.630	1.245	87	26	55	217	16,7 %
Delitzsch	1.724	170	1.554	1.278	142	13	49	72	7,8 %
Dessau-Roßlau	2.359	344	2.015	1.577	179	13	107	139	12,2 %
Dippoldiswalde	718	83	635	477	66	5	37	50	13,7 %
Dresden	5.478	626	4.852	3.523	328	98	200	703	18,6 %
Düsseldorf	25.308	4.082	21.226	17.187	1.220	306	604	1.909	11,8 %
Eberswalde	3.004	383	2.621	2.083	231	31	120	156	10,5 %
Eichswalde/Zeuthen	941	92	849	653	43	12	34	107	16,6 %
Eilenburg	1.752	150	1.602	1.320	135	6	56	85	8,8 %
Eisenach	2.416	257	2.159	1.713	188	21	104	133	11,0 %
Erfurt	8.909	998	7.911	6.414	619	82	295	501	10,1 %
Ettlingen	677	72	605	441	42	4	46	72	19,5 %
Frankfurt (Oder)	2.739	319	2.420	1.879	228	36	119	158	11,4 %
Frankfurt am Main	4.252	667	3.585	2.721	248	78	121	417	15,0 %
Freital/Tharandt	910	86	824	625	69	10	28	92	14,6 %
Fulda	3.370	567	2.803	2.296	208	41	77	181	9,2 %
Fuldabrück	619	40	579	446	34	13	35	51	14,9 %
Fuldatal	669	90	579	444	45	9	15	66	14,0 %
Fürstenwalde	2.193	298	1.895	1.544	157	19	78	97	9,2 %
Gera	3.482	459	3.023	2.306	305	41	157	214	12,3 %
Gießen	2.955	640	2.315	1.855	115	43	68	234	13,0 %
Grevenbroich	2.833	362	2.471	2.010	177	36	83	165	10,0 %
Grimma	1.155	112	1.043	839	99	5	50	50	9,6 %
Großenhain	1.338	172	1.166	945	95	13	45	68	9,7 %
Halle (Saale)	4.851	995	3.856	3.022	340	41	178	275	11,7 %
Hanau	3.403	385	3.018	2.576	191	35	66	150	7,2 %
Heidelberg	4.314	948	3.366	2.505	169	60	109	523	18,8 %
Heidenau	1.230	155	1.075	852	89	10	44	80	11,5 %
Hennigsdorf/Velten	1.984	201	1.783	1.427	143	21	67	125	10,8 %
Hofheim am Taunus	1.662	171	1.491	1.191	66	18	43	173	14,5 %
Jena	1.881	343	1.538	1.170	100	24	50	194	15,9 %
Kaarst	1.538	203	1.335	1.039	75	16	64	141	15,4 %
Kaiserslautern	2.630	551	2.079	1.664	140	29	74	172	11,8 %
Kamen	1.156	189	967	792	70	11	37	57	9,7 %
Karlsruhe	1.747	299	1.448	1.075	87	27	57	202	17,9 %
Kassel	9.385	1.499	7.886	6.522	489	90	208	577	10,0 %
Kaufungen	628	89	539	409	41	14	19	56	13,9 %
Kiel	5.626	945	4.681	3.718	285	70	157	451	13,0 %
Kleinmachnow/Stahnsdorf/Teltow	1.632	338	1.294	975	90	25	50	154	15,8 %
Königs Wusterhausen	1.362	130	1.232	922	104	12	74	120	15,7 %
Konstanz	2.066	370	1.696	1.317	87	27	52	213	15,6 %
Landau in der Pfalz	1.918	330	1.588	1.168	140	34	56	190	15,5 %
Leipzig	9.567	1.718	7.849	5.834	621	130	376	888	16,1 %
Lohfelden	899	90	809	669	48	12	27	53	9,9 %
Lotte	311	23	288	240	17	5	6	20	9,0 %
Lübben/Lübbenau	1.088	138	950	710	94	4	66	76	14,9 %
Ludwigsfelde	2.033	183	1.850	1.421	132	23	99	175	14,8 %
Ludwigshafen	3.924	572	3.352	2.864	225	28	75	160	7,0 %
Magdeburg	8.273	1.254	7.019	5.446	554	82	314	623	13,3 %
Mannheim	6.334	1.487	4.847	3.891	320	70	151	415	11,7 %
Marburg	1.927	337	1.590	1.226	89	33	52	190	15,2 %
Markkleeberg	1.364	63	1.301	909	102	25	95	170	20,4 %
Meerbusch	3.709	570	3.139	2.364	231	59	132	353	15,5 %
Meißen	1.276	195	1.081	854	95	10	46	76	11,3 %
Michendorf/Nuthetal	616	40	576	419	39	8	33	77	19,1 %
Möckern-Loburg-Fläming	1.578	546	1.032	838	86	12	48	48	9,3 %
Monheim am Rhein	3.045	394	2.651	2.007	222	44	119	259	14,3 %
Neumünster	2.820	418	2.402	1.964	175	20	91	152	10,1 %
Neuss, Stadt	5.015	557	4.458	3.678	271	53	145	311	10,2 %
Niestetal	778	92	686	542	49	11	25	59	12,2 %
Norderstedt	5.264	609	4.655	3.450	369	67	228	541	16,5 %
Obere Aller	1.611	206	1.405	1.200	107	8	36	54	6,4 %
Offenbach	5.588	899	4.689	4.099	252	53	94	191	6,1 %
Offenburg	7.518	1.213	6.305	4.980	473	121	223	508	11,6 %
Oranienburg	1.189	99	1.090	790	118	20	71	91	14,9 %
Osnabrück	3.244	613	2.631	2.085	162	17	90	277	13,9 %
Osnabrück Umland	1.362	154	1.208	921	84	22	56	125	15,0 %
Pegau	1.299	122	1.177	941	107	14	48	67	9,8 %
Pirna	1.234	114	1.120	862	110	18	51	79	11,6 %
Potsdam	4.896	691	4.205	3.309	230	68	186	412	14,2 %
Radeberg	919	75	844	661	70	16	31	66	11,5 %
Radebeul	649	55	594	432	42	14	29	77	17,8 %
Ratingen	4.771	556	4.215	3.317	306	56	153	383	12,7 %
Regensburg	5.999	1.254	4.745	3.631	270	105	162	577	15,6 %
Riesa	1.221	100	1.121	899	84	11	65	62	11,3 %
Rostock	12.001	1.614	10.387	8.472	809	103	372	631	9,7 %
Rüdersdorf	2.007	206	1.801	1.409	155	19	84	134	12,1 %
Schauenburg	451	54	397	300	25	2	19	51	17,6 %
Schkeuditz	2.847	247	2.600	2.112	207	25	110	146	9,8 %
Schönefeld	1.701	154	1.547	1.262	98	15	63	109	11,1 %
Schwerin	2.532	368	2.164	1.625	224	19	128	168	13,7 %
Spremberg	1.307	141	1.166	919	118	15	52	62	9,8 %
Stralsund	3.610	543	3.067	2.421	298	40	148	160	10,0 %
Strausberg	1.491	158	1.333	997	129	16	80	111	14,3 %
Südliche Altmark	1.133	104	1.029	858	82	7	40	42	8,0 %
Torgau	1.449	191	1.258	1.048	109	7	46	48	7,5 %
Trier	5.324	1.019	4.305	3.509	201	54	138	403	12,6 %
Tübingen	7.027	1.023	6.004	4.391	264	125	244	980	20,4 %
Vellmar	1.051	90	961	765	75	12	32	77	11,3 %
Werder (Havel)/Schwielowsee	941	121	820	613	55	17	41	94	16,5 %
Wetzlar	1.200	149	1.051	894	49	15	35	58	8,8 %
Wiesbaden	4.716	680	4.036	3.167	273	75	125	396	12,9 %
Wurzen	1.639	146	1.493	1.233	131	14	62	53	7,7 %
Zwickau	2.488	301	2.187	1.715	172	29	114	157	12,4 %
Summe	475.008	71.435	403.573	321.499	27.419	5.460	14.605	34.590	12,2 %

Rücklauf für Haushalte ohne direkt verfügbare Telefonnummer

