

verkehrs- und
infrastrukturplanung

vip

Prof. Dr.-Ing.
Gerd-Axel Ahrens

Nonresponse-Analyse und Gewichtung im Forschungsprojekt „Mobilität in Städten – SrV 2013“

Dresden, im Juni 2015



Nonresponse-Analyse und Gewichtung im Forschungsprojekt „Mobilität in Städten – SrV 2013“

im Auftrag von Städten, Verkehrsunternehmen,
Verkehrsverbänden und Bundesländern

bearbeitet durch die
Technische Universität Dresden
Lehrstuhl Verkehrs- und Infrastrukturplanung

Projektleitung:
Prof. Dr.-Ing. Gerd-Axel Ahrens

Bearbeitung:
PD Dr.-Ing. habil. Rico Wittwer
Dipl.-Ing. Stefan Hubrich
Dr.-Ing. Frank Ließke

Inhalt

1	Einleitung	1
1.1	Ausgangssituation und Problemstellung	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	12
2.3	Stichprobenanlage der Nonresponse-Studie	16
2.4	Pretest	17
2.4.1	Vorgehen.....	17
2.4.2	Ergebnisse	17
2.5	Erhebungsorganisation und Feldsteuerung	21
2.6	Datenaufbereitung.....	21
3	Nonresponse-Analyse	24
3.1	Rücklauf und Selektivität der Nonresponse-Stichprobe..	24
3.2	Methodik der Analyse von Stichprobeneffekten durch Nichtantworter.....	28
3.3	Antwortbereitschaft und -verhalten	30
3.3.1	Ausfallgründe für die Hauptstudie.....	30
3.3.2	Selektivitätsanalyse.....	33
3.3.3	Deskriptive Nonresponse-Analyse	37
3.3.4	Multivariates Nonresponse-Modell	40
3.3.5	Ergebnissensitivität durch Nonresponse-Effekte	45
3.4	Zusammenführung der Erkenntnisse	51
4	Gewichtung	54
4.1	Notwendigkeit der Gewichtung.....	54
4.2	Eingesetztes Gewichtungsverfahren	54
5	Zusammenfassung.....	59
6	Literatur	61
	Anhang I – Dokumentation der Antwortquoten.....	63

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 2-1:	Erhebungsanlage der Nonresponse-Studie	4
Abbildung 2-2:	Ankündigungsschreiben für Haushalte bzw. Personen mit direkt verfügbarer Telefonnummer	8
Abbildung 2-3:	Ankündigungsschreiben für Haushalte bzw. Personen ohne direkt verfügbare Telefonnummer	9
Abbildung 2-4:	Erinnerungsschreiben für Haushalte bzw. Personen ohne direkt verfügbare Telefonnummer	10
Abbildung 2-5:	Kurzfragebogen (FB-Variante 1) der Nonresponse- Erhebung	14
Abbildung 2-6:	Kurzfragebogen (FB-Variante 2) der Nonresponse- Erhebung	15
Abbildung 3-1:	Selektivität für Berlin nach Altersgruppen im Vergleich 2013 zu 2008	36
Abbildung 3-2:	Selektivität für Berlin nach Haushaltsgröße im Vergleich 2013 zu 2008 (nur Ausfallprozess)	37
Abbildung 3-3:	Wirksamkeit der Gewichtungsverfahren auf die Altersstruktur am Beispiel Berlin	45
Abbildung 3-4:	Wirksamkeit der Gewichtungsverfahren auf die Haushaltsgröße am Beispiel Berlin	46
Abbildung 3-5:	Wirksamkeit der Gewichtungsverfahren auf die Erwerbstätigkeitsstruktur am Beispiel Berlin	47
Abbildung 3-6:	Wirksamkeit der Gewichtungsverfahren auf Merkmale zur Pkw-Verfügbarkeit am Beispiel Berlin	48
Abbildung 3-7:	Wirksamkeit der Gewichtungsverfahren auf Merkmale zur Wegehäufigkeit am Beispiel Berlin ...	48
Abbildung 3-8:	Wirksamkeit der Gewichtungsverfahren auf die Zweckstruktur von Aktivitäten am Beispiel Berlin ...	50
Abbildung 3-9:	Wirksamkeit der Gewichtungsverfahren auf die Verkehrsmittelwahl am Beispiel Berlin	51

Tabellenverzeichnis

Tabelle 2-1:	Gegenüberstellung wesentlicher Meta-Merkmale der Haupt- und Nonresponse-Befragung.....	11
Tabelle 2-2:	Befragungsmerkmale in der Nichtantworterbefragung im Vergleich zum SrV 2013 .	13
Tabelle 2-3:	Untersuchungsräume und anvisierte Stichprobenumfänge der Nonresponse-Befragung	16
Tabelle 2-4:	Rücklauf (komplett) nach Varianten des Fragebogens (FB) und Varianten der Versendung als schriftlich/postalischer Kurzfragebogen (KFB)	18
Tabelle 2-5:	Wegehäufigkeit der Fragebogenvarianten des Pretests im Vergleich	19
Tabelle 2-6:	Merkmale des gepoolten Datensatz aus Haupt- und Nonresponse-Studie	23
Tabelle 3-1:	Rücklauf der Nonresponse-Befragung bei Adressen ohne Telefonnummer.....	24
Tabelle 3-2:	Rücklauf der Nonresponse-Befragung bei Adressen mit Telefonnummer.....	25
Tabelle 3-3:	Gesamtrücklauf der Nonresponse-Befragung	26
Tabelle 3-4:	Selektivität der Nonresponse-Stichprobe	27
Tabelle 3-5:	Gründe für die Nichtteilnahme an der Hauptstudie	32
Tabelle 3-6:	Selektivität in der Hauptstudie am Beispiel Berlin.....	34
Tabelle 3-7:	Soziodemografische Merkmale im Vergleich	38
Tabelle 3-8:	Indikatoren des Verkehrsverhaltens im Vergleich	39
Tabelle 3-9:	Korrelationsmatrix zwischen den verwendeten Indikatoren (Spermans Rho, n = 9.604, gepoolter Datensatz aus Haupt- und Nonresponse-Stichprobe)...	41
Tabelle 3-10:	Logistisches Regression zur Modellierung der Teilnahmewahrscheinlichkeit	42

1 Einleitung

1.1 Ausgangssituation und Problemstellung

Niedrige Antwortraten in Haushaltsbefragungen zum Verkehrsverhalten und damit ein bedeutender Anteil von Haushalten, der nicht an der Erhebung teilnimmt, sind kein neues Phänomen. Die letzten beiden 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. Der Rücklauf für den aktuellen Erhebungsdurchgang des SrV 2013 blieb hinter den Erwartungen zurück, wenngleich zumindest eine Stabilisierung der Antwortrate auf relativ niedrigem Niveau verzeichnet werden konnte.

Es ergab sich ein Gesamtrücklauf – je nach Untersuchungsraum – von 10,9 bis 40,3 Prozent, wodurch sich ein Gesamtwert über alle Untersuchungsräume von 23,1 Prozent ergibt¹. Dieser liegt unter der erreichten Ausschöpfung von 2008 (Gesamtrücklauf 25,6 %). Dies hängt sicherlich einerseits mit einer noch immer wachsenden Befragungsmüdigkeit in Deutschland zusammen², ist jedoch andererseits auch das Resultat der weiter sinkenden Verfügbarkeit von Telefonnummern (von 53 % im SrV 2008: auf nur noch 34 % im SrV 2013 in Verbindung mit der grundsätzlich besseren Erreichbarkeit und Teilnahmebereitschaft der Haushalte mit Telefonnummer). In der immer größer werdenden Gruppe von Haushalten ohne verfügbare Telefonnummer ist es durchaus als Erfolg zu werten, dass die Antwortquote durch verschiedene methodische Veränderungen von 9,7 auf 18,7 Prozent (jeweils über alle Untersuchungsräume und alle Haushalte) gegenüber 2008 fast verdoppelt werden konnte.

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 Nichtantwortern einer Befragung immer stärker an Bedeutung.

¹ Anhang I bietet eine Übersicht zu den Antwortquoten in den einzelnen SrV-Untersuchungsräumen.

² Vgl. beispielsweise AUST/SCHRÖDER (2009), S. 195 und SCHNELL (2008), S. 11.

³ SCHNEEKLOTH/LEVEN (2003), S. 19, Zitat aus KAASE (1999), S. 104.

Stichprobenerhebungen wie „Mobilität in Städten – SrV 2013“ unterliegen grundsätzlich verschiedenen Fehlereinflüssen. Mess- und Datenverarbeitungsfehler werden als *Inhaltsfehler* gruppiert und gehören neben Erfassungsfehlern (Nonresponse und Fehler im Auswahlrahmen) zur Gruppe der *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 Nichtantworter 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 Nichtantworter und die Erhebung zentraler Verkehrsverhaltensindikatoren unumgänglich.

Können Unterschiede im Verkehrsverhalten der Nichtantworter gegenüber den Antwortern 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 Nichtantwortern und Antwortern 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

⁴ Die Einteilung der Fehlerarten orientiert sich an STRECKER/WIEGERT (1994).

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 Nichtantworter ein anderes Verkehrsverhalten als die Gruppe der Teilnehmer der Hauptstudie aufweist. Aufgabe der Nonresponse-Analyse ist es zunächst, Selektivitätsanalysen durchzuführen, um zu prüfen, inwieweit durch Nichtantworter die Struktur der Stichprobe verzerrt ist.

Durch die Realisierung einer Befragung von Nichtantwortern der Hauptstudie des SrV 2013 wird die Aufgabe verfolgt, statistisch valide und transparent mögliche Verhaltensunterschiede zwischen Antwortern und Nichtantwortern 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 Mobilitätserhebung „Mobilität in Städten – SrV 2013“ und die der dazugehörigen Nonresponse-Erhebung dar. Die Planung der Nonresponse-Erhebung begann im dritten Quartal 2013 parallel zur Feldphase der Hauptstudie. Zur Absicherung methodischer Überlegungen zur Nonresponse-Befragung wurde ein Pretest im Januar 2014 durchgeführt. Das Hauptfeld der Nonresponse-Befragung lag im März/April 2014. Dieser Zeitraum trifft erfahrungsgemäß den mittleren Jahreswert des Verkehrsverhaltens recht gut⁶.

Nachdem für den neunten Erhebungsdurchgang SrV 2008 erstmals eine großräumig angelegte Nonresponse-Studie stattfand, konnte auch für den zehnten Erhebungsdurchgang eine Befragung der Nichtantworter realisiert werden.⁷ Das Studiendesign orientiert sich an dem seinerzeit bereits erfolgreich eingesetztem Vorgehen.

Das Design der Nonresponse-Befragung ist demnach auf den Vergleich von aus der Hauptstudie bereits bekannten Merkmalsverteilungen der Antworterstichprobe mit noch zu erhebenden Merkmalsverteilungen einer Nichtantworterstichprobe 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 Nichtantworter aus der Nonresponse-Studie mit denen der Antworter der Hauptstudie verglichen werden.



Abbildung 2-1: Erhebungsanlage der Nonresponse-Studie

⁵ Eine ausführliche Darstellung der Erhebungsmethodik und der organisatorischen Abläufe findet sich in AHRENS ET AL. (2014).

⁶ Vgl. AHRENS ET AL. (2009a), S. 12 f.

⁷ Vgl. AHRENS ET AL. (2009b).

Allerdings gibt es dabei aus methodischer Sicht eine Reihe von Problemen, die zumindest ansatzweise an dieser Stelle erläutert 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 Antworter der Haupt- und der Nonresponse-Studie aufweisen.

Für den Fall, dass ein originärer Nonresponse-Effekt auftritt, ist grundsätzlich die 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 Nichtantworter teilnehmen. Daher wäre theoretisch eine Nonresponse-Erhebung 2. Ordnung und ggf. Nonresponse-Erhebungen n-ter Ordnung durchzuführen (zwar solange, bis entweder alle Nonresponder antworten oder keine weiteren Teilnehmer für die Nachbefragung zu gewinnen sind)⁸. Da dies in der Regel erhebungspraktisch nicht umsetzbar ist, wäre eine Nachgewichtung der Hauptstudie anhand der Ergebnisse der Nonresponse-Befragung wiederum mit Unsicherheiten behaftet.

In die Nonresponse-Studie wurden die folgenden – in alphabetischer Reihenfolge aufgelisteten – 14 Städte einbezogen:

- Augsburg
- Berlin
- Bremen
- Dresden
- Düsseldorf
- Heidelberg
- Jena
- Kassel
- Kiel
- Magdeburg
- Osnabrück
- Potsdam
- Rostock
- Tübingen

⁸ Vgl. dazu auch WERMUTH ET AL. (2003), S. 143 f.

Die Auswahl der Untersuchungsräume orientierte sich an einer räumlich möglichst breit angelegten Verteilung von Städten in allen Regionen Deutschlands, in denen Befragungen stattfanden. Weiterhin wurden nur Städte in die engere Auswahl gezogen, die mindestens die SrV-Mindeststichprobe von 1.000 Personen (netto) beauftragt hatten.

Insgesamt sollten ca. 4.500 Nichtantworter befragt werden. Wichtiger als die realisierte Nettofallzahl war eine Maximierung des Rücklaufs der kontaktierten Haushalte, um Nonresponse-Probleme n-ter Ordnung⁹ zu minimieren.

Die Befragung richtete sich an die gezogene 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 jedoch der Nonresponse-Fragebogen möglichst kurz gehalten werden. In diesem Zusammenhang waren im Rahmen des Pretests unterschiedliche Fragebogenvarianten zu testen.

Wie das Studiendesign der Nonresponse-Studie insgesamt, orientierte sich auch die Befragung der Nichtantworter methodisch am Feldkonzept der Hauptstudie.

Die Befragung wurde mit einem speziellen Schreiben schriftlich angekündigt. Personen ohne Telefonnummer wurde ein schriftlicher Kurzfragebogen und ein Rücksendeküvert beigelegt. Personen mit Telefonnummer wurden telefonisch kontaktiert (mindestens 30 Kontaktversuche an verschiedenen Wochentagen und zu verschiedenen Tageszeiten). Für Personen ohne Telefonnummer war eine Erinnerungstufe vorgesehen.

Personen ohne Telefonnummer hatten nach dem schriftlichen-postalischen Erstkontakt die Möglichkeit, entweder über ein telefonisches Interview (CATI) oder das Ausfüllen des Online-Kurzfragebogens (CAWI) an der Nichtantworter-Befragung teilzunehmen. Personen ohne Telefonnummer konnten durch schriftlich-postalische Rücksendung des Kurzfragebogens (PAPI), über den Online-Fragebogen oder einen Anruf auf der Telefonhotline die Fragen beantworten. Die Befragung erfolgt einstufig. Ein Vorabscreening befragungswilliger Haushalte erfolgt nicht. Je nach Stichprobenteil (telefonisch direkt erreichbare Haushalte vs. Haushalte ohne Telefonnummer) kamen unterschiedli-

⁹ Nonresponse-Probleme n-ter Ordnung ergeben sich aus der Tatsache, dass selbst bei einer sehr gut durchgeführten Nonresponse-Befragung nicht alle Befragten antworten und damit Selektivitäten innerhalb der Gruppe der Zielgesamtheit „Nichtantworter der Hauptstudie“ auftreten können. Verhalten sich die Ausfälle dieser Zielgesamtheit systematisch anders als die Teilnehmer der Nonresponse-Befragung und kann diese Systematik nicht aufgedeckt und ggf. durch Gewichtung korrigiert werden, Die Aussagekraft der Nonresponse-Untersuchung ist dann eingeschränkt. Zur Aufklärung der Nonresponse-Effekte müsste erneut eine Befragung der Nichtantworter auf der zweiten Nonresponse-Ebene vorgesehen werden. Da wiederum nicht alle Zielpersonen an der Befragung teilnehmen werden, pflanzt sich das Problem weiter fort.

che Anschreiben zur Anwendung (vgl. Abbildung 2-2 und Abbildung 2-3). Im Unterschied zur Haupterhebung wird in allen Untersuchungsräumen der Nonresponse-Erhebung Briefkopfpapier der TU Dresden verwendet. Der Text des Ankündigungsschreibens war so formuliert, dass die Bedeutung dieser Nacherhebung im Sinne einer wissenschaftlichen Evaluation hervorgehoben wird. Die Anschreiben enthielten den jeweiligen Stichtag und wurden mit Normalpost verschickt. Die Anschreiben enthielten ebenso einen personalisierten Onlinezugang. Als Stichtage waren lediglich mittlere Werktage nach SrV-Definition vorgesehen.

Personen bzw. Haushalte ohne Telefonnummer erhielten, wenn innerhalb von 14 Tagen keine Antwort eingegangen war, ein Erinnerungsschreiben (vgl. Abbildung 2-4), dem erneut der Kurzfragebogen und ein Rücksendekuvert beilagen.



**TECHNISCHE
UNIVERSITÄT
DRESDEN**

Verkehrs- und Infrastrukturplanung, Prof. Dr.-Ing. Gerd-Axel Ahrens

Mobilität in Städten – SrV 2013, PF 100154, 04001 Leipzig

P

Deutsche Post

Brief

Herr 213263-57-1000023
Max Mustermann
Musterstrasse 1
86156 Musterstadt

Kontakt für Rückfragen:
Erhebungsinstitut Omnitrend
Tel.: 0800 / 830 1 830
(kostenlos, Mo-So 6-23 Uhr)
E-Mail: kontakt@srv2013.de

07.03.2014

**Forschungsprojekt „Mobilität in Städten – SrV 2013“
Nacherhebung bei nicht erreichten Haushalten**

Sehr geehrter Herr Mustermann,

die TU Dresden hat im Jahr 2013 mehr als 100.000 Menschen in über 300 Städten und Gemeinden – darunter auch in Augsburg – zu ihrem Mobilitätsverhalten befragt. Dass dabei nicht alle angeschriebenen Haushalte antworten, hat verschiedene Gründe. Für das Gesamtergebnis ist es jedoch wichtig, auch wissenschaftlich begründete Aussagen zu den nicht erreichten Haushalten zu treffen. Diesem Anliegen dient die Nacherhebung, mit der wir uns abschließend noch einmal auch an Ihren Haushalt wenden.

Wir haben den Antwortaufwand auf ein Minimum reduziert und bitten Sie herzlich, sich die Zeit für die Beantwortung der Fragen zu nehmen. Im Mittelpunkt der Befragung stehen Informationen zu Ihrem Haushalt und zur Mobilität Ihrer Person am

Mittwoch, den 12.03.2014.

In einigen Tagen wird Sie das von der TU Dresden beauftragte Erhebungsinstitut Omnitrend anrufen, um Ihre Angaben zu erfassen.

Sie können die Fragen auch online unter www.srv2013.de beantworten. Die Anmeldung erfolgt über Ihre **Online-ID: 578957** und Ihr **Passwort: xxxxxxxx**.

Ihren Haushalt haben wir über ein Zufallsverfahren aus dem Einwohnermelderegister ausgewählt, er steht stellvertretend für zahlreiche weitere Haushalte. Ihre Teilnahme an der Nacherhebung ist selbstverständlich freiwillig, und Ihre Angaben bleiben anonym. Alle Vorschriften des Datenschutzes werden strikt eingehalten.

Wir bedanken uns sehr herzlich für Ihre Unterstützung und verbleiben
mit freundlichen Grüßen

Prof. Dr.-Ing. Gerd-Axel Ahrens
Lehrstuhlinhaber

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 zur Befragung erhalten Sie auch im Internet unter www.srv2013.de.

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



**TECHNISCHE
UNIVERSITÄT
DRESDEN**

Verkehrs- und Infrastrukturplanung, Prof. Dr.-Ing. Gerd-Axel Ahrens

Mobilität in Städten – SrV 2013, PF 100154, 04001 Leipzig

P

Deutsche Post

Brief

Herr 171810-91-1000001
Max Mustermann
Musterstrasse 1
01307 Musterstadt

Kontakt für Rückfragen:
Erhebungsinstitut Omnitrend
Tel.: 0800 / 830 1 830
(kostenlos, Mo-So 6-23 Uhr)
E-Mail: kontakt@srv2013.de

07.03.2014

**Forschungsprojekt „Mobilität in Städten – SrV 2013“
Nacherhebung bei nicht erreichten Haushalten**

Sehr geehrter Herr Mustermann,

die TU Dresden hat im Jahr 2013 mehr als 100.000 Menschen in über 300 Städten und Gemeinden – darunter auch in Dresden – zu ihrem Mobilitätsverhalten befragt. Dass dabei nicht alle angeschriebenen Haushalte antworten, hat verschiedene Gründe. Für das Gesamtergebnis ist es jedoch wichtig, auch wissenschaftlich begründete Aussagen zu den nicht erreichten Haushalten zu treffen. Diesem Anliegen dient die Nacherhebung, mit der wir uns abschließend noch einmal auch 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. Im Mittelpunkt der Befragung stehen Informationen zu Ihrem Haushalt und zur Mobilität Ihrer Person am

Dienstag, den 11.03.2014.

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

Sie können die Fragen auch online unter www.srv2013.de beantworten. Die Anmeldung erfolgt über Ihre **Online-ID: 578016** und Ihr **Passwort: xxxxxxxx**.

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

Ihren Haushalt haben wir über ein Zufallsverfahren aus dem Einwohnermelderegister ausgewählt, er steht stellvertretend für zahlreiche weitere Haushalte. Ihre Teilnahme an der Nacherhebung ist selbstverständlich freiwillig, und Ihre Angaben bleiben anonym. Alle Vorschriften des Datenschutzes werden strikt eingehalten.

Wir bedanken uns sehr herzlich für Ihre Unterstützung und verbleiben mit freundlichen Grüßen

Prof. Dr.-Ing. Gerd-Axel Ahrens
Lehrstuhlinhaber

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 zur Befragung erhalten Sie auch im Internet unter www.srv2013.de.

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



Verkehrs- und Infrastrukturplanung, Prof. Dr.-Ing. Gerd-Axel Ahrens

Mobilität in Städten – SrV 2013, PF 100154, 04001 Leipzig

P Deutsche Post 
Brief

Herr 171998-55-1000030
Max Mustermann
Musterstrasse 1
01067 Musterstadt

Kontakt für Rückfragen:
Erhebungsinstitut Omnitrend
Tel.: 0800 / 830 1 830
(kostenlos, Mo-So 6-23 Uhr)
E-Mail: kontakt@srv2013.de

28.03.2014

**Forschungsprojekt „Mobilität in Städten – SrV 2013“
Nacherhebung bei nicht erreichten Haushalten**

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 geht es nicht ohne Ihre freiwillige Mitwirkung.

Vor wenigen Tagen haben wir Ihnen den Kurzfragebogen zur Nacherhebung im Forschungsprojekt „Mobilität in Städten – SrV 2013“ zugeschickt und um Rücksendung gebeten.

Leider ist Ihre Antwort noch nicht bei uns eingegangen. Sollten Sie diese noch nicht abgeschickt haben, füllen Sie bitte den erneut beiliegenden Kurzfragebogen für folgenden Stichtag aus:

Dienstag, den 01.04.2014.

Senden Sie den ausgefüllten Fragebogen bitte möglichst rasch an das von der TU Dresden beauftragte Erhebungsinstitut Omnitrend zurück. Verwenden Sie dafür den beiliegenden Rückumschlag. Das Porto zahlt der Empfänger.

Sie können die Fragen auch online unter www.srv2013.de beantworten. Die Anmeldung erfolgt über Ihre **Online-ID 578029** und Ihr **Passwort: xxxxxxxx**.

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

Wir bedanken uns sehr herzlich für Ihre Unterstützung und verbleiben
mit freundlichen Grüßen

Prof. Dr.-Ing. Gerd-Axel Ahrens
Lehrstuhlinhaber

PS: Sollte Sie Ihre Daten zwischenzeitlich bereits eingegeben haben, betrachten Sie dieses Schreiben bitte als gegenstandslos.

Abbildung 2-4: Erinnerungsschreiben für Haushalte bzw. Personen ohne direkt verfügbare Telefonnummer

Tabelle 2-1 stellt einige wesentliche Parameter der Haupt- und Nonresponse-Befragung gegenüber.

Merkmal	Hauptstudie SrV 2013	Nonresponse-Studie 2014
Nettostichprobe	12.098 Personen	4.802 Personen
Pretest	Halle (Saale), Frankfurt am Main, Oktober 2012, 5,525 Personen	Berlin, Januar 2014, 277 Personen
Feldzeit	Januar–Dezember 2013	März–April 2014
Stichtag	Mittlerer Werktag (Di–Do)	Mittlerer Werktag (Di–Do)
Anzahl Untersuchungsräume	116	14
Stichprobenauswahl	Einwohnermelderegister	Adressen von Nichtantwortern
Schriftliche Ankündigung	Ja	Ja
Erinnerungsstufen	Mindestens 2	1
Zielpersonen	Alle Personen des Haushalt	Ursprüngliche aus dem Einwohnermelderegister ausgewählte Person eines Nichtantworter-Haushalts
Befragungsmethode	Telefonisch, online	Telefonisch, schriftlich-postalisch, online
Haushalte mit Telefonnummer	34 %	25 %
Teilnahme:		
online	43 %	11 %
telefonisch	57 %	41 %
schriftlich-postalisch	–	48 %
Antwortquote	23,1 %	22,9 %

Tabelle 2-1: Gegenüberstellung wesentlicher Meta-Merkmale der Haupt- und Nonresponse-Befragung

2.2 Untersuchungsmerkmale und Fragebogen

Die angeschriebenen Nichtantworter der Hauptstudie wurden gebeten, 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 (Google Maps) war im Gegensatz zur Hauptstudie nicht gegeben. Tabelle 2-2 enthält die in vergleichbarer Form auswertbaren Erhebungsmerkmale für die Haupt- und Nichtantworterbefragung.

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 Kurzfragebogen. Dieser Fragebogen enthielt eine Pauschalabfrage zur stichtagsbezogenen Mobilität (Fragebogenvariante 1). Abbildung 2-5 zeigt die auf einen A4-Bogen einseitig angeordneten Merkmalskomplexe.

Aufgrund der Erkenntnisse des letzten Durchgangs 2008/2009 sollte im Rahmen eines Pretests eine erweiterte Einzelabfrage der Wege geprüft werden. Diese ermöglicht einen wirklichkeitsnäheren Bericht zur stichtagsbezogenen Mobilität (Wegeanzahl). Weiterhin lassen sich für die einzelnen Wege Informationen zu den Zwecken und den tatsächlich genutzten Verkehrsmittel(gruppen) gewinnen. Abbildung 2-6 enthält Fragebogenvariante 2 (A4, einseitig).

Merkmal	Hauptbefragung 2013	Nichtantworterbefragung 2014	
Mobilitätsbeteiligung	Am Stichtag in Stadt oder Gemeinde gewesen ja/nein	Am Stichtag in Stadt oder Gemeinde gewesen ja/nein	
	Am Stichtag außer Haus unterwegs ja/nein	Am Stichtag außer Haus unterwegs ja/nein	
Mobilitätsumfang	Detaillierte Einzelabfrage aller Wege am Stichtag	Pauschalabfrage der Anzahl aller Wege am Stichtag (FB-Variante 1)	
		Vereinfachte Einzelabfrage der Anzahl aller Wege (FB-Variante 2) mit Zweck- und Verkehrsmittelgruppen	
Verkehrsmittelnutzung	Einzelabfrage der genutzten Verkehrsmittel am Stichtag für alle Wege	Pauschalabfrage aller genutzter Verkehrsmittel am Stichtag	
Zugang zu individualmotorisierten Verkehrsmitteln	Pkw-Führerscheinbesitz Besitz ja/nein	Pkw-Führerscheinbesitz Besitz ja/nein	
Haushaltsmotorisierung	Anzahl Privat-Pkw Anzahl Dienst-Pkw	Anzahl von Pkw (privat und dienst) im Haushalt	
Stichtagsbezogene Kfz-Verfügbarkeit	Kfz des Haushalts als Fahrer oder Mitfahrer verfügbar? ja, uneingeschränkt, ja, nach Absprache, nein	Kfz des Haushalts als Fahrer oder Mitfahrer verfügbar? ja, uneingeschränkt, ja, nach Absprache, nein	
Personenmerkmale (aller Personen des Haushalts)	Alter in Jahren	Alter in Jahren	
	Geschlecht m/w	Geschlecht m/w	
	Erwerbstätigkeit	- erwerbstätig (mit weiteren Unterkategorien)	- erwerbstätig
		- in Ausbildung (mit weiteren Unterkategorien)	- in Ausbildung
- nicht erwerbstätig (mit weiteren Unterkategorien)	- nicht erwerbstätig		
Haushaltsmerkmale	Anzahl Personen im Haushalt	Anzahl Personen im Haushalt	
Grund für Nichtteilnahme	7 Kategorien der Gründe für Nichtteilnahme + offenes Feld	9 Kategorien der Gründe für Nichtteilnahme + offenes Feld (FB-Variante 1)	
		Offenes Feld (FB-Variante 2)	

Tabelle 2-2: Befragungsmerkmale in der Nichtantworterbefragung im Vergleich zum SrV 2013

Kurzfragebogen FORSCHUNGSPROJEKT „Mobilität in Städten – SrV 2013“

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

2. Waren Sie am <Stichtag> außer Haus unterwegs? Ja Nein
 (Wenn nein, bitte mit Frage 4 fortfahren)

Wie viele Wege haben Sie am <Stichtag> zurückgelegt? Wege
 (Bitte zählen Sie auch kurze Wege, z. B. zum Postkasten, mit. Hin- und Rückweg gelten als zwei Wege.)

3. Welche Verkehrsmittel haben Sie auf Ihren Wegen am <Stichtag> genutzt? (Mehrfachnennungen möglich.)

<input type="checkbox"/> Zu Fuß	<input type="checkbox"/> Pkw als Fahrer	<input type="checkbox"/> Straßenbahn	<input type="checkbox"/> Nahverkehrszug
<input type="checkbox"/> Fahrrad	<input type="checkbox"/> Pkw als Mitfahrer	<input type="checkbox"/> U-Bahn	<input type="checkbox"/> Fernverkehrszug
<input type="checkbox"/> Moped, Motorrad	<input type="checkbox"/> Bus	<input type="checkbox"/> S-Bahn	<input type="checkbox"/> Anderes: _____

4. Besitzen Sie einen zurzeit gültigen Pkw-Führerschein? Ja Nein

5. Wie viele Pkw (Privat- und Dienst-Pkw) gibt es insgesamt in Ihrem Haushalt? Pkw

6. Konnten Sie am <Stichtag> über einen Pkw Ihres Haushaltes als Fahrer oder Mitfahrer verfügen?
 Ja, uneingeschränkt Ja, nach Absprache Nein

7. 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				
<input type="checkbox"/> Männlich <input type="checkbox"/> Weiblich				
<input type="checkbox"/> Erwerbstätig <input type="checkbox"/> In Ausbildung <input type="checkbox"/> Nicht erwerbstätig	<input type="checkbox"/> Erwerbstätig <input type="checkbox"/> In Ausbildung <input type="checkbox"/> Nicht erwerbstätig	<input type="checkbox"/> Erwerbstätig <input type="checkbox"/> In Ausbildung <input type="checkbox"/> Nicht erwerbstätig	<input type="checkbox"/> Erwerbstätig <input type="checkbox"/> In Ausbildung <input type="checkbox"/> Nicht erwerbstätig	<input type="checkbox"/> Erwerbstätig <input type="checkbox"/> In Ausbildung <input type="checkbox"/> Nicht erwerbstätig

8. Im vergangenen Jahr haben Sie an der Befragung „Mobilität in Städten“ nicht teilgenommen. Wir möchten gerne erfahren, wie wir die Studie verbessern können. Bitte teilen Sie uns deshalb mit, warum Sie damals nicht teilgenommen haben. (Hauptgrund)

<input type="checkbox"/> Keine Zeit	<input type="checkbox"/> Ich war nicht erreichbar
<input type="checkbox"/> Kein Interesse an Umfragen	<input type="checkbox"/> Die Befragung erschien mir zu lang
<input type="checkbox"/> Kein Interesse am Thema	<input type="checkbox"/> Keine Belohnung
<input type="checkbox"/> Zu alt und/oder krank	<input type="checkbox"/> Datenschutzbedenken
<input type="checkbox"/> Nicht oder wenig mobil	<input type="checkbox"/> Anderes, und zwar _____

Herzlichen Dank für Ihre Unterstützung!

<Adressnummer>

Abbildung 2-5: Kurzfragebogen (FB-Variante 1) der Nonresponse-Erhebung

Kurzfragebogen FORSCHUNGSPROJEKT „Mobilität in Städten – SrV 2013“

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

2. Waren Sie am <Stichtag> außer Haus unterwegs?
(Wenn nein, bitte mit Frage 4 fortfahren) Ja Nein

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.)

	Weg 1	Weg 2	Weg 3	Weg 4	Weg 5	Weg 6	Weg 7	Weg 8
Zu welchem Zweck haben Sie den Weg unternommen?								
Arbeit/Dienstweg	<input type="checkbox"/>							
Kinderkrippe/-garten, Schule/Bildung	<input type="checkbox"/>							
Einkauf, Dienstleistung	<input type="checkbox"/>							
Freizeit, Besuch, Sonstiges	<input type="checkbox"/>							
Eigene Wohnung	<input type="checkbox"/>							

Welche Verkehrsmittel haben Sie auf diesem Weg genutzt?
(Bitte geben Sie alle genutzten Verkehrsmittel an.)

Zu Fuß	<input type="checkbox"/>							
Fahrrad	<input type="checkbox"/>							
Pkw, Moped/Motorrad/Motorroller	<input type="checkbox"/>							
Öffentliches Verkehrsmittel (Bus, Straßenbahn, Zug, Taxi o. ä.)	<input type="checkbox"/>							

4. Besitzen Sie einen zurzeit gültigen Pkw-Führerschein? Ja Nein

5. Wie viele Pkw (Privat- und Dienst-Pkw) gibt es insgesamt in Ihrem Haushalt? Pkw

6. Konnten Sie am <Stichtag> über einen Pkw Ihres Haushaltes als Fahrer oder Mitfahrer verfügen?
 Ja, uneingeschränkt Ja, nach Absprache Nein

7. 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				
<input type="checkbox"/> Männlich <input type="checkbox"/> Weiblich				
<input type="checkbox"/> Erwerbstätig <input type="checkbox"/> In Ausbildung <input type="checkbox"/> Nicht erwerbstätig	<input type="checkbox"/> Erwerbstätig <input type="checkbox"/> In Ausbildung <input type="checkbox"/> Nicht erwerbstätig	<input type="checkbox"/> Erwerbstätig <input type="checkbox"/> In Ausbildung <input type="checkbox"/> Nicht erwerbstätig	<input type="checkbox"/> Erwerbstätig <input type="checkbox"/> In Ausbildung <input type="checkbox"/> Nicht erwerbstätig	<input type="checkbox"/> Erwerbstätig <input type="checkbox"/> In Ausbildung <input type="checkbox"/> Nicht erwerbstätig

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

Herzlichen Dank für Ihre Unterstützung!

<Adressnummer>

Abbildung 2-6: Kurzfragebogen (FB-Variante 2) der Nonresponse-Erhebung

2.3 Stichprobenanlage der Nonresponse-Studie

Die Stichprobenanlage ist aus inhaltlichen Überlegungen heraus aufgebaut und orientiert sich in Bezug auf Stichprobenart und –umfang an den im Rahmen der Vorgängererhebung¹⁰ angestellten Überlegungen. Die Stichprobe verteilt sich auf 14 Untersuchungsräume. Die in die Nonresponse-Studie eingebundenen Städte stehen für annähernd die Hälfte der Stichprobe der SrV-Hauptstudie.

Der Untersuchungsansatz der Nonresponse-Studie besteht darin, die Befragungsdaten im Anschluss analytisch in einen Datensatz zu fusionieren. Daher wurde eine proportionale Aufteilung der Nonresponse-Stichprobe auf die ausgewählten Städte entsprechend der Stichprobenanteile der Hauptstudie vorgesehen. Insgesamt wurde die Erhebung für 4.500 Nettopersonen angelegt. Die angestrebte Stichprobe ermöglicht den wirksamen Einsatz multivariater Analysetechniken und differenzierte Einzelanalysen zum Verhalten der Antworter vs. der Nichtantworter für Berlin. Die Stichprobe wird entsprechend den gewonnenen Erkenntnissen zu Rückläufen und stichprobenneutralen Ausfällen aus dem Pretest (vgl. Tabelle 2-4) übersteuert gezogen. Die eingesetzten Auswahlstichproben je Untersuchungsraum zeigt Tabelle 2-3).

Lfd. Nr.	Untersuchungsraum	Geplante	
		Soll-Stichprobe	Auswahlstichprobe
1	Augsburg	95	515
2	Berlin	1.545	8.356
3	Bremen	296	1.599
4	Dresden	301	1.626
5	Düsseldorf	275	1.486
6	Heidelberg	210	1.136
7	Jena	97	525
8	Kassel	93	505
9	Kiel	381	2.057
10	Magdeburg	97	524
11	Osnabrück	206	958
12	Potsdam	444	1.115
13	Rostock	177	1.529
14	Tübingen	283	2.399
Gesamt		4.500	24.330

Tabelle 2-3: Untersuchungsräume und anvisierte Stichprobenumfänge der Nonresponse-Befragung

¹⁰ Vgl. AHRENS ET AL. (2009b).

2.4 Pretest

2.4.1 Vorgehen

Im Vorfeld der eigentlichen Nonresponse-Befragung wurde ein umfangreicher Pretest durchgeführt. Das wesentliche Untersuchungsziel bestand darin, zu prüfen, inwieweit eine pauschale Wegeabfrage (lediglich die Schätzung der realisierten Anzahl an Wegen für einen vorgegebenen Stichtag) gegenüber einer vereinfachten Einzelabfrage von bis zu acht Wegen, Auswirkungen auf Datenqualität und vor allem den erzielbaren Rücklauf hat. Daher wurden alle weiteren Prüfvarianten jeweils mit und ohne erweiterte Wegeabfrage getestet.

Ein anderes wichtiges Untersuchungsziel war es, die Auswirkung unterschiedlicher Möglichkeiten der schriftlich-postalischen Befragung/Teilnahme durch Versand entsprechender Kurzfragebögen auf den Rücklauf zu prüfen. Dazu gab es drei Varianten.

- Schriftlicher Kurzfragebogen nur an Haushalte ohne Telefonnummer
- Schriftlicher Kurzfragebogen an alle Haushalten
- Kein Versand des schriftlichen Kurzfragebogens

Alle Haushalte hatten grundsätzlich die Möglichkeit, online bzw. über einen Anruf der Hotline zu antworten. Bei Haushalten mit Telefonnummer wird vordergründig versucht, diese telefonisch zu befragen.

Weiterhin sollte eine offene Abfrage des Grundes der Nichtteilnahme an der Hauptstudie vs. einer kategorialen Abfrage überprüft werden.

Angeschrieben wurden 1.800 Haushalte aus Berlin. Dabei erfolgte der Versand in den oben genannten drei Varianten (mit bzw. ohne Kurzfragebogen) an jeweils 600 Brutto-Haushalte. Innerhalb der Varianten kamen als Wegeabfragen entsprechend zur Hälfte die pauschale Abfrage und die erweiterte Einzelabfrage zum Einsatz.

Der erste Versand der Befragungsunterlagen erfolgte für den Pretest am 09.01.2014. Die Anschreiben wurden auf Briefkopfpapier der TU Dresden gedruckt und mit Normalpost verschickt. Ein Antwortkuvert lag dem Versand des schriftlichen Kurzfragebogens bei. Der Erinnerungsversand erfolgte 7–8 Tage nach dem Erstversand an Haushalte, die nicht geantwortet hatten. Der Stichtag wurde hierfür um 14 Tage verschoben.

2.4.2 Ergebnisse

Nachfolgend werden die Hauptergebnisse des Pretests dargestellt und zusammengefasst. Zunächst sind die erzielten Rückläufe zu analysieren, um die in Betracht kommenden Befragungsvarianten zu diskutieren. Dazu zeigt Tabelle 2-4 eine Auswertung der Feldstatistiken des Pretests. Neben den zum Einsatz kommenden Bruttostichproben sind die stichprobenneutralen Ausfälle (SNA) ausgewiesen. Für die Berechnung des Rücklaufs („komplett“), sind diese Werte von der Brutto-

stichprobe abzuziehen. Die Nichtantworter werden unterschieden in Haushalte, die nicht erreicht werden konnten bzw. nicht antworteten („ohne Antwort“) und Haushalte, die explizit ihre Teilnahme an der Nonresponse-Studie verweigerten („verweigert“).

Ein sehr klares Ergebnis zeigt sich bezüglich des Einflusses der Fragebogenvariante auf den Rücklauf. Ob eine pauschale Wegeabfrage erfolgt oder Wege vereinfacht einzeln (mit Zweck und Verkehrsmittel) erhoben werden, scheint demnach keinen Einfluss auf den Rücklauf zu haben. Insgesamt konnten jeweils 17 Prozent Rücklauf erzielt werden. Zwar zeigen sich für die Rückläufe der Untervarianten zum postalischen Versand des Kurzfragebogens durchaus Unterschiede, jedoch sind vor allem für die Teilstichproben der Haushalte mit Telefonnummer nur sehr kleine Fallzahlen anzutreffen. Daher sollten diese Unterschiede nicht überinterpretiert werden.

Variante		FB-Variante 1		FB-Variante 2		Insgesamt
		HH mit Telefon	HH ohne Telefon	HH mit Telefon	HH ohne Telefon	
KFB postalisch an HH ohne Telefonnummer	Brutto abs.	65	235	67	233	600
	Brutto rel.	22 %	78 %	22 %	78 %	
	SNA	6 %	7 %	12 %	8 %	8 %
	komplett	26 %	17 %	42 %	15 %	20 %
	ohne Antwort	38 %	80 %	47 %	80 %	
	verweigert	36 %	3 %	10 %	5 %	
KFB postalisch an alle HH	Brutto abs.	45	255	73	227	600
	Brutto rel.	15 %	85 %	24 %	76 %	
	SNA	9 %	6 %	10 %	5 %	6 %
	komplett	34 %	16 %	29 %	14 %	18 %
	ohne Antwort	32 %	82 %	53 %	84 %	
	verweigert	34 %	2 %	18 %	2 %	
ohne KFB	Brutto abs.	73	227	68	232	600
	Brutto rel.	24 %	76 %	23 %	77 %	
	SNA	12 %	8 %	15 %	9 %	10 %
	komplett	30 %	6 %	33 %	6 %	12 %
	ohne Antwort	47 %	90 %	47 %	92 %	
	verweigert	23 %	3 %	21 %	3 %	
Gesamt	Brutto abs.	183	717	208	692	
	Brutto rel.	20 %	80 %	23 %	77 %	
	SNA	9 %	7 %	12 %	7 %	
komplett		17 %		17 %		

Tabelle 2-4: Rücklauf (komplett) nach Varianten des Fragebogens (FB) und Varianten der Versendung als schriftlich/postalischer Kurzfragebogen (KFB)

Anders verhält es sich mit dem Vergleich der Varianten zum Versand des Kurzfragebogens. Die Auswertung verdeutlicht, dass sich insbesondere bei Haushalten ohne Telefonnummer ein Verzicht auf den Versand der Kurzfragebögen sehr negativ auf den Rücklauf auswirkt. Dies ist vermutlich damit zu begründen, dass die Probanden den Befragungsumfang der Nonresponse-Studie für diesen Fall nur schwer einschätzen können und eine Motivation bzw. Überzeugung zur Teilnahme durch Interviewer am Telefon (außer bei Anruf des Probanden an der Hotline) nicht erfolgen kann.

Bemerkenswert ist hingegen der Vergleich der Varianten KFB 1 (Kurzfragebogen an Haushalte ohne Telefonnummer) vs. KFB 2 (Kurzfragebogen an alle Haushalte). Insgesamt konnte für die Variante 1 ein leicht höherer Rücklauf erzielt werden. Auffallend ist insbesondere der Unterschied bei der vereinfachten Wegeabfrage, für die bei KFB 1 ein Rücklauf von 42 Prozent und bei KFB 2 von 29 Prozent erreicht wurde. Aufgrund der geringen Fallzahlen in diesem Vergleich wurde ein Vierfelder-Chi²-Test gerechnet. Mit einem Chi-Quadrat-Wert von 1,204 (bei einem Freiheitsgrad) ergibt sich mit $p = 0,272$ kein signifikantes Ergebnis. Bei Fragebogenvariante 1 ist zudem tendenziell ein umgekehrtes Resultat zu sehen. Nach Rücksprache mit dem Erhebungsinstitut war in der Gesamtschau aus Ausschöpfungsgründen kein klarer Vorteil für eine der beiden Varianten erkennbar.

In Bezug auf den Rücklauf erwiesen sich die pauschale Wegeabfrage und die vereinfachte Einzelabfrage als gleichermaßen wirksam. Daher ist im Anschluss zu untersuchen, welche Fragebogenvariante inhaltlich die valideren stichtagsbezogenen Informationen zu den Wegen liefert. Tabelle 2-5 zeigt diesbezüglich eine Auswertung zur erzielten Wegehäufigkeit.

Auswertungen zum Pretest (ungewichtet)	FB-Variante 1 (pauschal)	FB-Variante 2 (bis zu 8 Wege, vereinfacht)
n	139	138
mittlere Haushaltsgröße	2,3	2,3
mittlere Alter	47,9	48,2
Wegehäufigkeit alle Personen (StdAbw.)	4,5 (4,0)	2,9 (1,9)
Wegehäufigkeit mobile Personen (StdAbw.)	5,1 (3,9)	3,3 (1,6)
Wegehäufigkeit mobiler Personen, nur bis 8 Wege bei FB 1 (StdAbw.)	4,0 (1,9)	3,3 (1,6)
Vergleichswert Hauptstudie aus Berlin, mobile Person, nur bis 8 Wege (StdAbw.)	3,6 (1,7)	

Tabelle 2-5: Wegehäufigkeit der Fragebogenvarianten des Pretests im Vergleich

Da die Auswertungen für den Pretest ungewichtet erfolgen, dienen sowohl die mittlere Haushaltsgröße als auch das mittlere Alter der Antwortter als Anhaltswerte für die Vergleichbarkeit. Beide Kenngrößen liegen sowohl für die Fragebogenvariante 1 als auch für die Fragebogenvariante 2 in derselben Größenordnung. Die Auswertung der Wegehäufigkeit zeigt, bezogen auf alle Personen, deutliche Unterschiede der pauschalen Abfrage zur vereinfachten Einzelabfrage der Wege. Während bei der Pauschalabfrage im Mittel 4,5 Wege pro Person und Tag angegeben wurden, lag dieser Wert bei vereinfachter Einzelabfrage bei 2,9 Wegen. Der große Unterschied der Standardabweichungen zeigt die starke Streuung der Angaben insbesondere bei Pauschalabfrage.

Erfolgt die Auswertung bezogen auf die am Stichtag mobilen Personen, bleibt der große Unterschied beider Varianten bestehen. Die Streuung vermindert sich lediglich bei Fragebogenvariante 2 merklich. Werden für die Auswertung der Fragebogenvariante 1 nur Wege bis einschließlich 8 berücksichtigt, sinken sowohl Mittelwert als auch Streuung deutlich. Wird als Vergleichswert zusätzlich noch die Wegehäufigkeit aus der Hauptstudie hinzugezogen (detaillierte Einzelabfrage von Wegen, hier lediglich Berücksichtigung der ersten acht Wege), ist festzustellen, dass bei der pauschalen Wegeabfrage weiterhin eine Überschätzung der Mobilität erfolgt und die Streuung immer noch deutlich über dem Wert der Hauptstudie liegt.

Bei vereinfachter Einzelabfrage der Wege wird zwar die Wegehäufigkeit tendenziell unterschätzt, jedoch liegt der Streuparameter in Form der Standardabweichung durchaus in der Größenordnung der Hauptstudie. Diese und weiterführende Auswertungen kommen zum Schluss, dass eine vereinfachte Einzelabfrage der Wege sich gegenüber der Pauschalangabe als vorteilhaft erweist. Einerseits bestehen inhaltlichen Vorteile: Neben der Mobilitätsrate liegen auch Informationen zu Aktivitätszweckgruppen und Verkehrsmittelgruppen vor. Dadurch ergibt sich die Möglichkeit zur Berechnung eines Modal Split. Andererseits ist die Präzision der vereinfachten Einzelabfrage höher als bei Pauschalerhebung der Wegeanzahl, auch wenn die Genauigkeit der Hauptstudie nicht ganz erreicht werden kann.

Insgesamt kam der Pretest zum Ergebnis, dass die Fragebogenvariante 2 im Hauptfeld der Nonresponse-Studie zum Einsatz kommen sollte. Der schriftliche Kurzfragebogen wird an Haushalte ohne Telefonnummer mit Normalpost versendet. Somit ist der Befragungsumfang für die Probanden dieser Teilstichprobe besser abschätzbar. Alle funktionalen und technischen Prüfungen des Fragebogens verliefen erfolgreich. Es sind keine Auffälligkeiten bei der Beantwortung von Fragen zu Personen- und Haushaltsmerkmalen aufgetreten. Eine weitere Erfahrung des Pretests war, dass der Zeitraum bis zum Versand der Erinnerungsschreiben zu kurz war. In der Hauptbefragung der Nichtantworter erfolgte der Versand der Erinnerung daher 14 Tage nach dem Erstversand und der Stichtag wurde um 21 Tage verschoben.

2.5 Erhebungsorganisation und Feldsteuerung

Die Auswahlstichprobe wurde nach Untersuchungsräumen geschichtet uneingeschränkt zufällig aus dem Pool der Nichtantworter-Adressen gezogen. Somit spielte es zunächst auch keine Rolle, inwieweit im Rahmen der Hauptstudie einer Adresse eine Telefonnummer zugespielt werden konnte oder nicht. Dementsprechend hatte – innerhalb eines Untersuchungsraums – jeder Nichtantworter(-haushalt) die gleiche von null verschiedene Wahrscheinlichkeit, in die Stichprobe zu gelangen.

Die eigentliche Nonresponse-Befragung richtete sich anschließend an die aus dem Einwohnermelderegister gezogene Person, deren Haushalt in der Hauptbefragung nicht erreicht werden konnte oder aktiv verweigert hatte. Bei Personen bis einschließlich 17 Jahren wurden die Eltern angeschrieben, um stellvertretend die entsprechenden Informationen für ihr Kind anzugeben. Dabei wurden Kinder unter 14 Jahren immer indirekt über die Eltern befragt. Jugendliche zwischen 15 und 17 Jahren durften mit Zustimmung der Eltern direkt befragt werden. Bei den Fragen zur Pkw-Ausstattung des Haushalts, zu den übrigen Haushaltsmitgliedern sowie zum Grund der Nichtteilnahme konnten die Eltern hinzugezogen werden. Abweichend vom Pretest wurde beim Versand der Erinnerung der Stichtag um 21 Tage verschoben.

Die Erhebung wurde an mittleren Werktagen außerhalb von Ferien- und Feiertagen sowie daran angrenzenden Werktagen durchgeführt. Dazu wurden stadtspezifisch eigene Stichprobenpläne aufgestellt. Es standen – je nach Untersuchungsraum – zwischen 13 und 18 Stichtage im Zeitraum März/April 2014 zur Verfügung. Die Versandsteuerung erfolgte nach vorgegebenen Erhebungswellen. Um eine möglichst hohe Stichprobenqualität bei der Befragung der Nichtantworter zu erhalten, sollten die eingesetzten Bruttostichproben bestmöglich ausgeschöpft werden.

2.6 Datenaufbereitung

Nach Abschluss der von der omnitrend GmbH mit Sitz in Leipzig realisierten Feldarbeit der Nonresponse-Befragung wurden die erhobenen Daten zum Ende des zweiten Quartals 2014 an den Lehrstuhl Verkehrs- und Infrastrukturplanung der TU Dresden übergeben. Während der Befragung 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 waren in Rücksprache mit dem Erhebungsinstitut zu analysieren und ggf. zu korrigieren bzw. durch Nachlieferungen zu beheben. Insgesamt 45 Haushalte wurden nach Datenübergabe durch das Erhebungsinstitut aufgrund nicht korrigierbarer Inkonsistenzen von der Analyse ausgeschlossen.

Im Rahmen der Datenbankanlage erfolgte eine auswertungsorientierte Datenkodierung der Variablen. Die Daten der Nonresponse-Studie werden dabei ausschließlich in einer SPSS-Datenbank¹¹ verwaltet. Die Kodierung der Variablengruppen entspricht der für die Hauptstudie verwendeten und im Aufbereitungsbericht¹² 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 Wegeebe 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.

Tabelle 2-6 zeigt die Merkmale einschließlich ihrer Merkmalseigenschaften, die in einen gepoolten Datensatz aus Haupt- und Nonresponse-Stichprobe überführt werden konnten. Die Datenstrukturen wurden auf Personenebene zusammengeführt und enthalten 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 Person als Antworter bzw. Nichtantworter der Hauptstudie erfolgt über eine dichotome Kodierung. Das offene Feld zu den Gründen der Nichtteilnahme an der Hauptstudie im Nonresponse-Fragebogen wurde nachträglich in die Kategorien der Hauptstudie überführt.

¹¹ Version 22.0.

¹² Vgl. AHRENS ET AL. (2015).

Merkmal	Merkmal	Merkmalseigenschaften
Identifikation	Studienteil	1 – Nichtantworter der Hautstudie (Nonresponder)
		0 – Antworter der Hauptstudie (Responder)
Haushaltsmerkmale	Anzahl Personen im Haushalt	0 ... 5
	Anzahl Privat- und Dienst-Pkw	0 ... 9
Personenmerkmale	Alter	0 ... 100 Jahre
	Geschlecht	1 – Männlich, 2 – Weiblich
	Erwerbstätigkeit	1 – Erwerbstätig, 2 – In Ausbildung, 3 – Nicht erwerbstätig
	Pkw-Führerscheinbesitz	1 – Ja, 2 – Nein
Mobilität am Stichtag	Stichtagsbezogene Verfügbarkeit eines Pkw des Haushalts	1 – Ja, uneingeschränkt, 2 – Ja, nach Absprache, 3 – Nein, kein Zugang bzw. kein Pkw im Haushalt
	Anwesenheit am Stichtag in Stadt oder Gemeinde	1 – Ja, 2 – Nein
	Mobilitätsbeteiligung am Stichtag	1 – Ja, 2 – Nein
	Anzahl der Wege am Stichtag	1 ... 8
Wegemerkmale	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
Grund für Nichtteilnahme	Grund für Nichtteilnahme an der Hauptstudie	(Offenes Feld)

Tabelle 2-6: Merkmale des gepoolten Datensatz aus Haupt- und Nonresponse-Studie

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 Nichtantwörter 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 eventuell 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 Nichtantwörter mit insgesamt 25 Prozent nochmals deutlich unter dem Wert der Hauptstudie. Tabelle 3-1 enthält den Rücklauf für den Befragungsteil „ohne Telefonnummer“. Es ist festzustellen, dass der Rücklauf wie in der Hauptstudie zwischen den Untersuchungsräumen schwankt. Der niedrigste Rücklauf wurde für Haushalte ohne Telefonnummer in Berlin, Bremen und Düsseldorf erreicht (14 %).

Lfd. Nr.	Untersuchungsraum	Auswahlstichprobe	SNA	Nicht erreicht	verweigert	komplett	Nicht erreicht	verweigert	komplett
1	Augsburg	366	45	264	6	51	82 %	2 %	16 %
2	Berlin	6.530	644	4.885	167	834	83 %	3 %	14 %
3	Bremen	1.232	144	904	32	152	83 %	3 %	14 %
4	Dresden	1.170	125	770	29	246	74 %	3 %	24 %
5	Düsseldorf	1.029	115	757	28	129	83 %	3 %	14 %
6	Heidelberg	781	124	522	18	117	79 %	3 %	18 %
7	Jena	396	72	252	6	66	78 %	2 %	20 %
8	Kassel	360	44	242	11	63	77 %	3 %	20 %
9	Kiel	1.499	189	1.062	41	207	81 %	3 %	16 %
10	Magdeburg	390	58	266	13	53	80 %	4 %	16 %
11	Osnabrück	725	115	484	9	117	79 %	1 %	19 %
12	Potsdam	855	109	586	22	138	79 %	3 %	18 %
13	Rostock	1.113	141	746	40	186	77 %	4 %	19 %
14	Tübingen	1.734	308	1.151	26	249	81 %	2 %	17 %
	Gesamt,	18.180	2.233	12.891	448	2.608	81 %	3 %	16 %

Tabelle 3-1: Rücklauf der Nonresponse-Befragung bei Adressen ohne Telefonnummer

Der höchste Rücklauf konnte in Dresden erzielt werden (24 %). Im Mittel lag der Rücklauf über alle Untersuchungsräume für diese Teilstichprobe bei 16 Prozent und damit leicht unter der Größenordnung der Hauptstudie. Wie zu erwarten, 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 (81 %). Explizite Verweigerer gab es hingegen kaum (3 %).

Tabelle 3-2 zeigt die Rücklaufstatistik für die Teilstichprobe mit Telefonnummer. Erwartungsgemäß liegt der Rücklauf hier deutlich höher. Mit insgesamt 44 Prozent erfolgreichen (kompletten) Interviews liegt der Rücklauf sogar noch über dem der Hauptstudie. Die vielen Kontaktversuche (mindestens 30 Kontakte) führen dazu, dass nur wenige Haushalte/Personen nicht erreicht werden konnten (11 %). Entsprechend hoch ist demgegenüber die Verweigerungsquote. Insgesamt haben 45 Prozent der Zielpersonen mit Telefonnummer aktiv die Teilnahme an der Nonresponse-Studie verweigert. Untersuchungsraum-spezifische Besonderheiten sind wiederum für sehr große Städte festzustellen. In Berlin und Bremen lag die Verweigerungsquote bei über 50 Prozent. Dahingegen führt augenscheinlich die Lokalidentifikation des Projektes in Dresden zur geringsten Verweigerungsquote (31 %). Mit 60 Prozent lag der Rücklauf in Dresden im Vergleich am Höchsten.

Lfd. Nr.	Unter- suchungs- raum	Auswahl- stichprobe	SNA	Nicht erreicht	verwei- gert	kom- plett	Nicht erreicht	verwei- gert	kom- plett
1	Augsburg	149	35	10	39	65	9 %	34 %	57 %
2	Berlin	1.826	384	181	786	475	13 %	55 %	33 %
3	Bremen	367	54	29	157	127	9 %	50 %	41 %
4	Dresden	456	56	37	124	239	9 %	31 %	60 %
5	Düsseldorf	457	75	44	157	181	12 %	41 %	47 %
6	Heidelberg	355	59	33	118	145	11 %	40 %	49 %
7	Jena	129	12	8	43	66	7 %	37 %	56 %
8	Kassel	145	22	17	54	52	14 %	44 %	42 %
9	Kiel	558	97	46	228	187	10 %	49 %	41 %
10	Magdeburg	134	26	15	37	56	14 %	34 %	52 %
11	Osnabrück	233	32	15	101	85	7 %	50 %	42 %
12	Potsdam	260	47	18	87	108	8 %	41 %	51 %
13	Rostock	416	89	31	143	153	9 %	44 %	47 %
14	Tübingen	665	116	64	230	255	12 %	42 %	46 %
	Gesamt	6.150	1.104	548	2.304	2.194	11 %	46 %	43 %

Tabelle 3-2: Rücklauf der Nonresponse-Befragung bei Adressen mit Telefonnummer

Insgesamt ist der Rücklauf in der Nonresponse-Befragung etwas höher ausgefallen als erwartet (vgl. Tabelle 3-3). Vom Erhebungsinstitut wurden 4.847 Netto-Datensätze übergeben. Nach umfangreicher Datenaufbereitung und verschiedenen Plausibilisierungsschritten wurden 45 Personen von der Auswertung ausgeschlossen. Die verwertbare Answerstichprobe (netto) betrug somit 4.802 Personen. Dies entspricht einem Rücklauf von knapp 23 Prozent. Bezogen auf den gesamten Datenbestand konnten etwa zwei Drittel der Probanden nicht erreicht werden und etwa jeder achte Proband verweigerte aktiv.

Zusammenfassend ist herauszustellen, dass in Dresden mit 34 Prozent der mit Abstand höchste Rücklauf erzielt wurde. Der geringste Rücklauf war in Berlin zu verzeichnen (18 %). Durch den hohen Bruttostichprobenanteil von Berlin wirkt sich dieser Effekt auch negativ auf den Gesamtrücklauf der Nonresponse-Befragung aus.

Lfd. Nr.	Untersuchungsraum	Auswahlstichprobe	SNA	Nicht erreicht	verweigert	komplett	Nicht erreicht	verweigert	komplett
1	Augsburg	515	80	274	45	116	63 %	10 %	27 %
2	Berlin	8.356	1.028	5.066	953	1.309	69 %	13 %	18 %
3	Bremen	1.599	198	933	189	279	67 %	13 %	20 %
4	Dresden	1.626	181	807	153	485	56 %	11 %	34 %
5	Düsseldorf	1.486	190	801	185	310	62 %	14 %	24 %
6	Heidelberg	1.136	183	555	136	262	58 %	14 %	27 %
7	Jena	525	84	260	49	132	59 %	11 %	30 %
8	Kassel	505	66	259	65	115	59 %	15 %	26 %
9	Kiel	2.057	286	1.108	269	394	63 %	15 %	22 %
10	Magdeburg	524	84	281	50	109	64 %	11 %	25 %
11	Osnabrück	958	147	499	110	202	62 %	14 %	25 %
12	Potsdam	1.115	156	604	109	246	63 %	11 %	26 %
13	Rostock	1.529	230	777	183	339	60 %	14 %	26 %
14	Tübingen	2.399	424	1.215	256	504	62 %	13 %	26 %
	Gesamt	24.330	3.337	13.439	2.752	4.802	64 %	13 %	23 %

Tabelle 3-3: Gesamtrücklauf der Nonresponse-Befragung

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 Teilnehmergruppen bei Übergang von Brutto- zu Nettostichprobe unterscheidet.

Tabelle 3-4 beinhaltet eine Übersicht zur Selektivität der Nonresponse-Stichprobe. Zunächst ist zu erkennen, dass es kaum strukturelle Unterschiede zwischen der Auswahl- und der zum Einsatz kommenden Bruttostichprobe gab. Dementsprechend sind stichprobenneutrale Ausfälle (SNA) offensichtlich unsystematisch verteilt.

Merkmal	Auswahl- stichprobe	Brutto- stichpro- be	Netto- stich- probe	Nicht- antworte	Antwort- rate	Nonresponse- Stichprobe (poststratifi- ziert)
n (Personen)	24.330	21.000	4.802	16.198	,229	4.802
Mann	47,7 %	47,6 %	43,1 %	49,0 %	,207	47,6 %
Frau	52,3 %	52,4 %	56,9 %	51,0 %	,248	52,4 %
0–14 Jahre	10,5 %	10,6 %	6,5 %	10,8 %	,141	10,6 %
15–24 Jahre	11,3 %	10,8 %	7,3 %	11,8 %	,154	10,8 %
25–44 Jahre	32,5 %	31,7 %	24,2 %	34,6 %	,175	31,7 %
45–64 Jahre	28,3 %	29,7 %	33,4 %	34,6 %	,257	29,7 %
65 Jahre und älter	17,3 %	17,2 %	28,6 %	14,0 %	,379	17,2 %
50 TEW bis u. 100 TEW	9,9 %	9,4 %	10,5 %	9,1 %	,255	9,4 %
100 TEW bis u. 200 TEW	15,3 %	15,1 %	17,5 %	14,4 %	,266	15,1 %
200 TEW bis u. 500 TEW	21,1 %	20,9 %	22,3 %	20,4 %	,245	20,9 %
über 500 TEW	53,7 %	54,6 %	49,6 %	56,1 %	,208	54,6 %
1-Personen-Haushalt			26,4 %			23,6 %
2- Personen-Haushalt			39,5 %			34,9 %
3- Personen-Haushalt	unbekannt		14,8 %	unbekannt		17,2 %
4 und-mehr-Personen-HH			19,2 %			24,3 %

Tabelle 3-4: Selektivität der Nonresponse-Stichprobe

Bezogen auf die zu erwartenden Merkmalsverteilungen in der Bruttostichprobe zeigen die gruppenspezifischen Nettostichproben und die daraus resultierenden Antwortraten eine unterschiedliche Teilnahmebereitschaft. Frauen haben eine leicht höhere Bereitschaft an der Nonresponse-Befragung teilzunehmen als Männer. Mit steigendem Alter nimmt die Teilnahmebereitschaft deutlich zu. Tendenziell ist eine leicht sinkende Teilnahmebereitschaft mit steigender Ortsgröße zu sehen. Aufgrund fehlender Informationen zum Haushaltskontext im Einwohnermelderegister kann in Bezug zur Haushaltsgröße keine Aussage zur Teilnahmebereitschaft getroffen werden.

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 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 Nichtantworter

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 „Antworter der Hauptstudie“ vs. „Antworter 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 Regressionsmodell 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 Soziodemografie auch den Einfluss unterschiedlichen Verkehrsverhaltens von Antwortern und Nichtantwortern zu untersuchen.

Modelltechnisch wird dazu die aggregierte Stärke der Einflussgrößen β_j (als Logit bezeichnet) für jeden Beobachtungsfall k berechnet zu¹³:

$$z_k = \text{logit}_k = \ln(\text{odds}_k) = \ln\left(\frac{\text{prob}_{event}}{1-\text{prob}_{event}}\right) = \beta_0 + \sum_{j=1}^J \beta_j \cdot x_{jk} + \varepsilon_k \quad (1)$$

Unter der Modellannahme eines Erwartungswertes der Störgröße $\varepsilon_k = 0$, können die unbekannt Parameter unter Verwendung der Maximum-Likelihood-Methode geschätzt werden. Im Anschluss lässt sich daraus die Teilnahmewahrscheinlichkeit an der Hauptstudie für jeden Beobachtungsfall k ermitteln zu

$$\text{prob}_k(y_k = 1) = \frac{1}{1+e^{-z_k}} \quad (2)$$

Der Kehrwert der Teilnahmewahrscheinlichkeit lässt sich anschließend für jede Person als Stichprobengewicht einführen. Dieses ermöglicht, sowohl strukturelle Unterschiede als auch Unterschiede im Verkehrsverhalten (originärer Nonresponse-Effekt) zwischen Antwortern und Nichtantwortern der Hauptstudie auszugleichen und berechnet sich zu:

$$w_{k(prop)} = \frac{1}{\text{prob}_k(y_k=1)} \quad (3)$$

Das Gewicht wird im Anschluss noch anhand der Nettofallzahl der Beobachtungsfälle skaliert.

$$w_{k(prop,scaled)} = w_{k(prop)} \frac{n}{\sum_{k=1}^K w_k} \quad (4)$$

Dabei ist zu beachten, dass durch fehlende Antworten bei einzelnen Fragen (items) nicht alle Fälle in die logistische Regression eingehen und somit auch nicht jedem Beobachtungsfall ein Gewicht zugespielt werden kann. Damit reduziert sich die Nettofallzahl geringfügig.

Die Wirksamkeit der Logistischen Regression wird abschließend anhand einer Gegenüberstellung mit dem bisher im Rahmen der SrV-Erhebung eingesetzten Gewichtungsverfahren ($w_{k(IPF,scaled)}$, Transformation- und Anpassungsgewichtung) am Beispiel Berlin beurteilt. Die Darstellung der Verfahrensweise der SrV-Standardgewichtung erfolgt in Kapitel 4 dieses Berichts.

¹³ In Anlehnung an HAIR JR ET AL. (2009) und FIELD (2009).

3.3 Antwortbereitschaft und -verhalten

3.3.1 Ausfallgründe für die Hauptstudie

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

Ein großer Teil der für die Hauptstudie ausgewählten Haushalte hat an der SrV-Befragung nicht (oder nur sehr unvollständig) teilgenommen. Die Gründe liegen dabei vor allem in Nichterreichbarkeit der ausgewählten Haushalte oder expliziter Teilnahmeverweigerung. Von den insgesamt 225.059 im Rahmen der Hauptstudie kontaktierten Haushalten konnten letztlich 51.987 Haushalte erfolgreich befragt werden¹⁴. Die übrigen 173.072 Fälle teilen sich in nicht erreichbare bzw. nicht antwortende (66,4 %) und Verweigerer-Haushalte (32,5 %). Es gab ca. ein Prozent an Haushalten mit unvollständigen Antworten, die aus der Analyse ausgeschlossen werden mussten (vgl. Tabelle 3-5). Das entspricht in etwa auch dem im 2008er-SrV-Erhebungsdurchgang erzieltem Verhältnis.

Tabelle 3-5 beinhaltet eine Gegenüberstellung der Ausfallgründe, die bereits im Rahmen der Hauptstudie benannt wurden und zwar im Vergleich der Teilnehmer an der Nonresponse-Befragung gegenüber den ausgefallenen Fällen der Nonresponse-Stichprobe.

Auffällig ist der Vergleich expliziter Teilnahmeverweigerung. Während in der Hauptstudie knapp ein Drittel der Haushalte bewusst nicht an der Studie teilnahm (32,5 %) und einen Verweigerungsgrund angab, waren davon in der Answerstichprobe der Nonresponse-Befragung überproportional viele Personen enthalten (44,4 %). Dementsprechend befinden sich im verbleibenden Pool der Nichtantworter der Nonresponse-Studie vorwiegend Adressen, die im Rahmen der Hauptstudie nicht erreicht wurden bzw. ohne Antwort blieben (79,6%). 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 Fachkreisen wird häufig die These vertreten, dass insbesondere diejenigen, die aktiv verweigern, ein potenziell anderes Verhalten gegenüber den Studienteilnehmern zeigen. 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.

Tabelle 3-5 (unten) stellt für Personen, die explizit eine Teilnahme verweigerten, den angegebenen Grund dar. Für Teilnehmer der Non-

¹⁴ Nicht berücksichtigt sind stichprobeneutrale Ausfälle.

response-Studie lassen sich zudem zwei unterschiedliche Angaben vergleichen – je nach Studienteil (Zeitpunkt) der Erfassung. Das heißt, Angaben zum Ausfallgrund im Rahmen der Nonresponse-Studie lassen sich mit denen der Hauptstudie vergleichen.

Die Gründe stellen sich bezogen auf alle Nichtteilnehmer der Hauptstudie wie folgt dar: Für mehr als der Hälfte der Fälle liegt eine über „ohne spezieller Grund“ hinausgehende weiterführende Begründung für die Verweigerung vor. Dabei spielen vor allem mangelnde Zeit (14,2 %), mangelndes Interesse an Umfragen (13,0 %) oder an den Themen Mobilität und Verkehr (9,9 %) eine Rolle.

Werden nur die für die nachgelagerte Nonresponse-Studie ausgewählten Nichtteilnehmer der Hauptstudie betrachtet, ergibt sich sowohl für die (späteren) Nonresponse-Teilnehmer als auch für die Nonresponse-Nichtteilnehmer ein ähnliches Bild. Bei etwa der Hälfte der Verweigerungen liegt kein Grund vor, die andere Hälfte teilt sich vor allem in die Begründungen „keine Zeit“ und „kein Interesse“.

Im Rahmen der Nonresponse-Studie wurden die Gründe für die Nichtteilnahme an der Hauptstudie erneut abgefragt. Die Begründung „keine Zeit“ trat dabei mit der nahezu exakt gleichen Häufigkeit auf wie bereits bei der Erfassung während der Hauptstudie. Ähnliches trifft auf die Angabe von „Datenschutzbedenken“ bzw. „nicht/kaum mobil“ zu. Auch an dieser Stelle decken sich die Erkenntnisse ausgesprochen gut mit der bereits für das SrV 2008 durchgeführten Nonresponse-Studie.

In den weiteren Kategorien (insbesondere auch bei „keine Begründung“ und „sonstiger Grund“ stellen sich hingegen einige Verschiebungen ein, die womöglich auch methodisch begründet sind. 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 an dieser Stelle nicht immer zweifelsfrei möglich.

Studienteil der Erfassung	Hauptstudie			Nonresponse-Studie
Bruttostichprobe (Haushalte)	225.059			21.000
Bezugsgruppe	Alle Nichtteilnehmer	Nonresponse-Nichtteilnehmer	Nonresponse-Teilnehmer	Nonresponse-Teilnehmer
(Haushalte)	173.072	16.198	4.802	4.802
Ausfallgrund in der Hauptstudie				
Stichprobenneutraler Ausfall	–	1,1 %	3,2 %	3,2 %
Unvollständige Antwort	1,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %
Nicht erreicht/keine Antwort	66,4 %	79,6 %	52,4 %	52,4 %
Explizite Teilnahmeverweigerung	32,5 %	19,3 %	44,4 %	44,4 %
Grund für Teilnahmeverweigerung				
Keine Begründung	45,8 %	53,7 %	44,8 %	31,5 %
Keine Zeit	14,2 %	12,5 %	16,4 %	16,4 %
Kein Interesse an Umfragen	13,0 %	11,6 %	11,5 %	2,1 %
Kein Interesse am Thema	9,9 %	8,5 %	9,8 %	1,9 %
Alt/krank	7,2 %	4,5 %	7,0 %	4,9 %
Datenschutzbedenken	4,0 %	4,1 %	3,4 %	3,1 %
Nicht/kaum mobil	1,7 %	1,4 %	1,9 %	2,0 %
Sonstiger Grund	4,1 %	3,7 %	5,2 %	38,0 %

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 Ausfallprozess die Wahrscheinlichkeit für Elemente der Grundgesamtheit in die Stichprobe zu gelangen, nicht für alle Elemente gleich groß ist. Für den Auswahlprozess ist dies allein aufgrund der Tatsache gegeben, dass durch Auswahl einer Person aus dem Einwohnermelderegister und vollständiger Befragung aller Mitglieder des Haushalts der ausgewählten Person, die Auswahlwahrscheinlichkeit proportional zur Haushaltsgröße steigt. Diese größenproportionale Auswahl der Stichprobenelemente führt dazu, dass ein Selektivitätseffekt allein schon durch den Auswahlprozess bedingt 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 i. d. R. 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 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 Antworterstichprobe (Personenstruktur) eine entsprechende (theoretische) Antworterstichprobe, d. h. ohne Antwortausfälle, gegenübergestellt wird. Eine saubere Trennung der Selektivität des Auswahl- vom Ausfallprozess ist schwierig¹⁵. Im Rahmen der Nonresponse-Untersuchung im Zuge des SrV 2008 wurde ein derartiger Versuch unternommen¹⁶.

Die aktuelle Selektivitätsanalyse geht daher einen andern Weg. Es werden zunächst Sekundärdaten zur Struktur der Grundgesamtheit für einen konkreten Untersuchungsfall (Bevölkerungsstatistik der Bundeshauptstadt Berlin) verwendet, um diese mit den entsprechenden Stichprobenstrukturen (Auswahl-, Brutto- und Nettostichproben) zu vergleichen. Das multivariate Nonresponse-Modell ermöglicht es im Anschluss für die Gesamtheit aller 14 an der Nonresponse-Studie teilnehmenden Untersuchungsräume,

¹⁵ Der Hauptgrund ist darin zu sehen, dass aus dem Einwohnermelderegister nur Alter, Geschlecht und Nationalität der gezogenen Person bekannt ist. 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. Personenbezogen können jedoch ohne Weiteres keine Rückläufe, Antwortquoten oder die in diesem Zusammenhang stehenden Inklusionswahrscheinlichkeiten berechnet werden.

¹⁶ Vgl. AHRENS ET. AL. (2009b).

Haupteffekte stadtübergreifend zu berechnen, voneinander zu trennen und zu quantifizieren.

Der Grund für das gewählte Vorgehen liegt darin, dass die Antwortwahrscheinlichkeit von einer Reihe von Faktoren abhängt. Neben individuellen personenbezogenen Faktoren, welche die Antwortbereitschaft determinieren (wie beispielsweise grundsätzliche Einstellung zu Befragungen, Bewertung von Zeit und Aufwand für die Beantwortung, Interesse am Thema, Datenschutzbedenken u. v. m.), sind auch erhebungsorganisatorische Faktoren ausschlaggebend. Beispielsweise steigt bei telefonischen Kontaktversuchen die Erfolgsquote des Antreffens einer Person 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.

Merkmal	Grundgesamtheit (Bevölkerungsstatistik)	Auswahlstichprobe (gezogene Person)	Bruttostichprobe (gezogene Person)	Nettostichprobe	Antwortrate
n (Haushalte)	2.030.700	43.269	37.016	6.921	.187
n (Personen)	3.469.621	unbekannt	unbekannt	15.602	nicht berechenbar
Mann	49,0 %	49,5 %	49,2 %	49,0 %	
Frau	51,0 %	50,5 %	50,8 %	51,0 %	
0–14 Jahre	12,6 %	11,6 %	12,0 %	18,6 %	
15–24 Jahre	10,2 %	9,5 %	9,4 %	8,2 %	
25–44 Jahre	30,5 %	31,8 %	31,5 %	27,4 %	nicht berechenbar
45–64 Jahre	27,7 %	28,8 %	29,1 %	28,8 %	
65 Jahre und älter	19,0 %	18,4 %	18,0 %	17,0 %	
1-Personen-Haushalt	31,3 %			12,8 %	
2- Personen-Haushalt	33,4 %			35,2 %	
3- Personen-Haushalt	15,9 %	unbekannt		19,0 %	
4 und-mehr-Personen-HH	19,4 %			33,0 %	

Tabelle 3-6: Selektivität in der Hauptstudie am Beispiel Berlin

Tabelle 3-6 stellt die deskriptiv beurteilbaren Teilnahmeeffekte und damit die Selektivität der Hauptstudie am Beispiel von Berlin dar. Die Berechnung von Antwortquoten auf Personenebene ist für die Hauptstudie nicht möglich. Die Antwortquote auf Haushaltsebene liegt mit 18,7 Prozent für Berlin noch unter dem im gesamten SrV 2013 erreichten Wert von 23,1 Prozent.

In der Grundgesamtheit Berlins ist das Geschlechterverhältnis nahezu ausgeglichen. Knapp 60 Prozent der Berliner sind zwischen 25 und 64 Jahren alt. Bezogen auf die **Einwohner/Personen** leben etwas mehr als 30 Prozent der Berliner in Einpersonenhaushalten. Man beachte: Würde an dieser Stelle der Anteil Einpersonenhaushalte an allen **Haushalten** betrachtet, läge dieser Anteil für Berlin bei deutlich über 50 Prozent.

Die dritte und vierte Spalte der Tabelle 3-6 stellen Auswahl- und Bruttostichprobe (ohne SNA) für die SrV-Befragung in Berlin dar. Bezogen auf das Geschlecht und die Altersverteilung kommen die Stichprobenverteilungen erwartungsgemäß der Bevölkerungsstatistik von Berlin sehr nahe. Stichprobenneutrale Ausfälle (SNA) verteilen sich offensichtlich unsystematisch. Die Haushaltsstruktur bei Stichproben ist zu diesem Befragungszeitpunkt unbekannt. Da die Auswahl der Personen aus der Grundgesamtheit für jeden Ortsteil Berlins uneingeschränkt zufällig erfolgte, entsprechen die Erwartungswerte für Geschlecht und Alter dem Wert der Berliner Grundgesamtheit sehr gut.

Die Struktur der realisierten Nettostichprobe in Berlin ist in der fünften Spalte der Tabelle 3-6 dargestellt. Während die Geschlechterverteilung mit der Grundgesamtheit nahezu identisch ist, zeigen sich erste Selektivitäten unterschiedlicher Altersgruppen und Haushaltsgößen.

Junge Personen (unter 14 Jahren) sind überproportional häufig in der Nettostichprobe vertreten. Dies korrespondiert erwartungsgemäß mit einer durch den Auswahlprozess höheren Teilnahmewahrscheinlichkeit von großen Haushalten. Demgegenüber sind Personen von 15 bis 44 Jahren unterrepräsentiert. Bei Personen von 45 bis 65 Jahren sind hingegen nur geringe Unterschiede zwischen Grundgesamtheit und Nettostichprobe zu sehen. Personen ab 65 Jahren sind wiederum leicht unterrepräsentiert.

Die vorgenommene Analyse zeigt bereits erste Effekte und deren Größenordnung einer selektiven Teilnahme. Diese Zusammenhänge werden im Nonresponse-Modell wieder aufgegriffen. Ein weiterführender Aspekt ist die Beurteilung, inwieweit sich Selektivitäten gegenüber der 2008er-Erhebung verändert haben. Durch ein geringfügig verändertes Befragungsdesign (zweistufige Befragung mit Vorscreening, Verzicht auf den Versand Papier-Fragebögen) sind gruppenspezifische Antwortwahrscheinlichkeiten ggf. anders zu bewerten als noch für das SrV 2008. Daher wird im Anschluss der Versuch unternommen, die Selektivitäten beider Erhebungsdurchgänge am Beispiel Berlins zu vergleichen

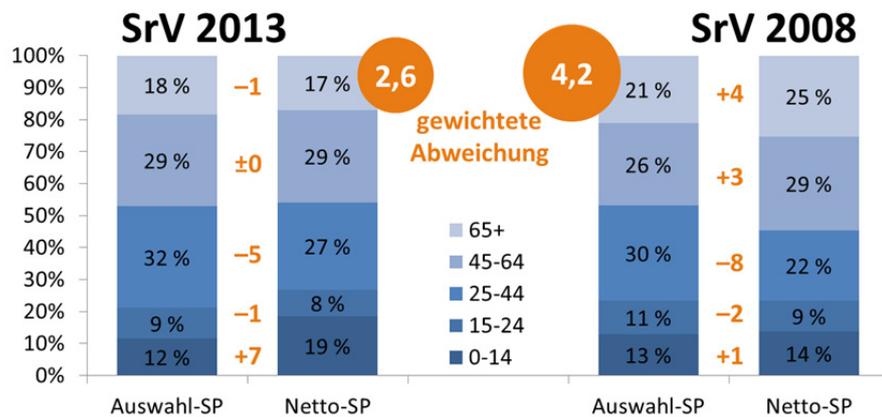


Abbildung 3-1: Selektivität für Berlin nach Altersgruppen im Vergleich 2013 zu 2008

Abbildung 3-1 zeigt den Vergleich der Selektivität nach Altersgruppen im Vergleich des SrV 2013 zum SrV 2008. Die linke Säule im linken Teil der Grafik zeigt für Berlin erneut die Altersverteilung in der Auswahlstichprobe. Es sei nochmals erwähnt, dass es sich bei der Auswahlstichprobe um die Gesamtheit der **Personen**, die zufällig aus dem Einwohnermelderegister gezogen wurden, handelt. Die Altersverteilung kommt daher der in der Grundgesamtheit sehr nahe. Die rechte Säule im linken Teil der Grafik zeigt die Altersverteilung in der Nettostichprobe, also in der Gesamtheit der Personen, die an der Befragung letztlich teilgenommen haben. Die Unterschiede zwischen den beiden Verteilungen (hier orange dargestellt) sind also Resultat des Auswahl- und Ausfallprozesses.

Der Vergleich zum SrV-Durchgang 2008 (rechter Teil der Grafik) zeigt insbesondere für die drei bevölkerungsreichsten Altersgruppen – also die Altersgruppen ab 25 Jahren – eine geringere Selektivität im SrV 2013. Wenn – als Maß für die Selektivität – der gewichtete Mittelwert der Abweichungen herangezogen wird, ergeben sich für Berlin Werte von 4,2 Prozentpunkten für 2008 und 2,6 Prozentpunkten für 2013. Es ist also gelungen, die durch den Ausfallprozess auftretende Altersselektivität zu vermindern. Besonders positiv ist, dass die größte Altersgruppe, Personen zwischen 25 und 44 Jahren, im SrV 2013 offenbar weniger unterrepräsentiert ist als noch 2008.

Abbildung 3-2 zeigt eine analoge Darstellung zur Selektivität nach Haushaltsgröße. Bezogen wird die Haushaltsstruktur hier auf **Haushalte**. Da die Haushaltsgrößenverteilung der Auswahlstichprobe praktisch unbekannt ist, wird zunächst eine theoretische Verteilung berechnet, die sich aus der Bevölkerungsstatistik Berlins multipliziert mit der erwarteten größenproportionalen Auswahlwahrscheinlichkeit ergibt. Diese neue Verteilung entspricht im Umkehrschluss genau der auf Personen bezogenen Haushaltsgrößenverteilung aus Tabelle 3-6. Die dargestellte Selektivität bezieht sich demzufolge allein auf den Ausfallprozess. Die Berechnung erfolgte sowohl für 2013 als auch für 2008. Ergebnis ist ein theoretischer und statistisch ermittelter Wert der Haushaltsgrößenverteilung der Auswahlstichprobe.

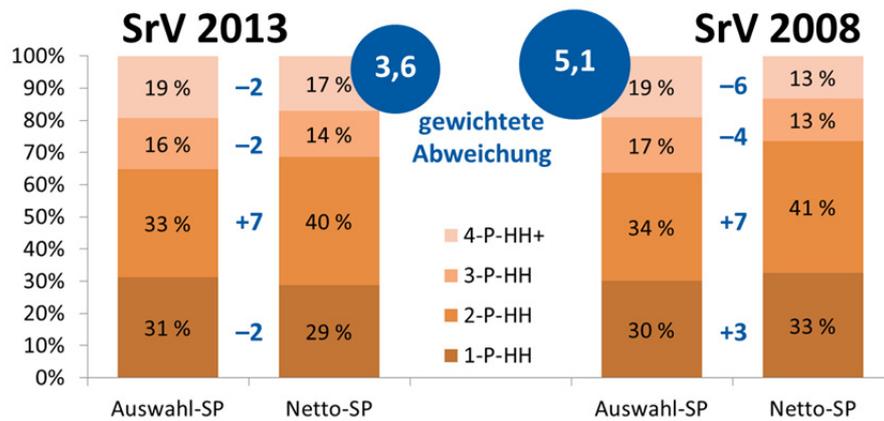


Abbildung 3-2: Selektivität für Berlin nach Haushaltsgröße im Vergleich 2013 zu 2008 (nur Ausfallprozess)

Im Anschluss können Selektivitäten durch den Vergleich mit der Nettostichprobe beurteilt werden. Auch hier ist die Selektivität aufgrund von Antwortausfällen gegenüber 2008 zurückgegangen. Das liegt insbesondere an einer geringeren Selektivität der Haushalte ab drei Personen.

3.3.3 Deskriptive Nonresponse-Analyse

Vor der Modellierung des Teilnahmeverhaltens soll eine deskriptive Nonresponse-Analyse erste Erkenntnisse zu Stichprobeneffekten liefern. Dazu werden die Teilnehmer aus den 14 Städten in der Nonresponse-Studie denen der Hauptstudie gegenübergestellt. Im Rahmen der Hauptstudie wurden in den 14 Teilnehmerstädten 47.395 Personen erfolgreich befragt. In der Nonresponse-Studie waren es – wie bereits mehrfach angeführt – 4.802 Personen.

Im deskriptiven Vergleich werden die ungewichteten Merkmalsausprägungen der Hauptstudie¹⁷ mit den anhand der Auswahlstichprobe der Nonresponse-Befragung nachträglich gewichteten Werten der Nonresponder gegenübergestellt. Die Gewichte sind durch nachträgliche Schichtung anhand bekannter Verteilungen der Auswahlstichprobe entstanden. Dadurch wird vermieden, dass Einflüsse aus der Selektivität der Nonresponse-Stichprobe selbst die Aussagen des Vergleichs verfälschen. Tabelle 3-7 beinhaltet den Vergleich soziodemografischer Merkmale. Männer sind etwas geringer in der Nonresponse-Stichprobe vertreten. Die Altersstruktur zeigt wiederum den Effekt, dass junge Leute (unter 14 Jahren) eher Teilnehmer der Hauptstudie sind. Demgegenüber zeigen Personen im Alter zwischen 25 und 45 Jahren eine geringere Teilnahmebereitschaft an der Hauptstudie. Die Haushaltsgrößenverteilung beider Studienteile zeigt das bereits

¹⁷ Für diesen Vergleich wurde eine zur Hauptstudie stichprobenproportionale Anlage der Nonresponse-Befragung vorgenommen.

bekanntes Phänomen, dass Einpersonenhaushalte in der Hauptstudie unterrepräsentiert und demgegenüber insbesondere die Vier- und mehr-Personen-Haushalte deutlich häufiger in der Hauptstudie vertreten sind.

Die Teilnahmebereitschaft nach Erwerbstätigkeitsgruppen zeigt deskriptive Effekte in Bezug auf die spürbare Unterrepräsentation von Personen mit Erwerbstätigkeit. Dieser Sachverhalt korrespondiert mit dem Effekt niedriger Teilnahmebereitschaft von Personen im Alter von 25 bis 64 Jahren. Dadurch, dass überproportional mehr junge Leute unter 14 Jahren in der Hauptstudie vertreten sind, ist auch ein höherer Anteil von Personen in Ausbildung (auch Schüler) die Folge. Nichterwerbstätige Personen sind mit etwa einem Drittel in ähnlicher Größenordnung in Haupt- und Nonresponse-Stichprobe enthalten, wobei der Anteil in der Hauptstudie im Vergleich leicht höher liegt.

Merkmal	Hauptstudie 2013 (alle Teilnehmer, ungewichtet)	Nonresponse- Studie 2014 (nachgeschichtet)
Anzahl befragter Pers. in Städten der NRS	47.395	4.802
Geschlecht (männlich)	48,9 %	47,6 %
Alter (in 5 Gruppen)		
0–14	18,1 %	10,6 %
15–24	9,5 %	10,8 %
25–44	26,6 %	31,7 %
45–64	28,8 %	29,7 %
65+	17,1 %	17,2 %
Haushaltsgröße (in 4 Gruppen)		
1	11,9 %	23,6 %
2	35,6 %	34,9 %
3	18,6 %	17,2 %
4+	33,9 %	24,3 %
Tätigkeit/Erwerbstätigkeit		
Erwerbstätig	44,3 %	50,6 %
in Ausbildung	21,6 %	16,9 %
Nicht erwerbstätig	34,1 %	32,5 %
Pkw-Führerschein vorhanden		
	69,2 %	70,8 %
HH-Pkw-Verfügbarkeit (nur HH mit Pkw)		
Ja, uneingeschränkt	49,6 %	47,3 %
Ja, nach Absprache	18,6 %	16,4 %
Nein, kein Zugang	31,8 %	36,2 %
Anzahl Pkw pro Person	0,434	0,452

Tabelle 3-7: Soziodemografische Merkmale im Vergleich

Tabelle 3-7 gibt weiterhin interessante Aufschlüsse zur Verfügbarkeit eines Pkw von Teilnehmern aus der Haupt- und Nonresponse-Stichprobe. Die Antworter der Hauptstudie zeigen eine marginal niedrigere Führerscheinquote (69,2 % vs. 70,8 %). Demgegenüber ist deren subjektive Einschätzung zur uneingeschränkten, stichtagsbezogenen Pkw-Verfügbarkeit in Haushalten mit Pkw gegenüber Nichtantwortern leicht höher (49,6 % vs. 47,3 %). Am deutlichsten erscheint der Unterschied bei Personen die angaben, am Stichtag keinen Zugang zum Pkw des Haushalts gehabt zu haben (31,8 % vs. 36,2 %). Die Anzahl Pkw pro Person zeigt jedoch in beiden Studienteilen wiederum eine vergleichbare Größenordnung.

Tabelle 3-8 stellt wesentliche Indikatoren zum Verkehrsverhalten gegenüber. Personen, die am Stichtag am Wohnort waren, haben eine minimal geringere Teilnahmebereitschaft an der Hauptstudie (90,5 % vs. 91,5%). Demgegenüber gehen diese tendenziell etwas häufiger aus dem Haus (92,9 % zu 91,5 %). Die Mobilitätsraten liegen in der Hauptstudie etwas über den Werten der Nonresponse-Studie. Aufgrund der vereinfachten Einzelabfrage der Wege im Nonresponse-Teil war hier allerdings keine gleichwertig präzise Erfassung garantiert, was bei der Interpretation dieses Effekts zu berücksichtigen ist.

Merkmal	Hauptstudie 2013 (alle Teilnehmer, ungewichtet)	Nonresponse- Studie 2014 (nachgeschichtet)
n	47.395	4.802
Am Stichtag am Wohnort	90,5 %	91,5 %
davon am Stichtag außer Haus	92,9 %	91,5 %
Wege pro Person und Tage (alle Personen)	3,61	3,33
Wege pro Person und Tag (mobile Personen)	3,89	3,64
Fußwege	28,8 %	26,8 %
Radwege	15,3 %	13,7 %
Wege ÖV	18,3 %	22,5 %
MIV-Wege	37,7 %	37,0 %
Wege zur Arbeit oder Dienstzweck	14,4 %	16,4 %
Wege zur Kinderkrippe/-garten, Schule/Bildung	12,6 %	9,7 %
Wege zum Einkauf, Dienstleistung	15,9 %	18,3 %
Wege zu Freizeit, Besuch, Sonstiges	17,5 %	19,6 %
Wege zur eigenen Wohnung	39,6 %	36,0 %

Tabelle 3-8: Indikatoren des Verkehrsverhaltens im Vergleich

In Bezug auf die Verkehrsmittelwahl legen Personen der Hauptstudie – ohne Berücksichtigung der Wechselwirkungen aus der Soziodemografie – häufiger Wege mit nichtmotorisierten Verkehrsmitteln zurück (zu Fuß bzw. mit dem Fahrrad). Dafür fahren sie seltener mit dem Öffentlichen Verkehr. Die Nutzung individuell motorisierter Verkehrsmittel ist hingegen relativ betrachtet ähnlich.

Die Zweckverteilung zeigt leichte Unterschiede zwischen Teilnehmern aus der Haupt- und Nonresponse-Stichprobe. Hier sind auf aggregierter Ebene die Wege zur Arbeit bzw. dienstliche Wege etwas unterrepräsentiert, was in Verbindung mit dem niedrigeren Anteil Erwerbstätiger in der Hauptstudie zu interpretieren ist. Ähnlich ist der Effekt etwas häufigerer Bildungsaktivitäten bei Hauptstudienteilnehmern zu werten. Der Anteil disponibler Tätigkeiten (Einkauf, Freizeit usw.) ist in der Hauptstudie etwas geringer. Der Unterschied bei Wegen zur eigenen Wohnung weist eher auf nicht geschlossene Wegeketten und damit Unterschiede bei der Erfassungspräzision in der Wegeabfrage beider Studienteile hin.

3.3.4 Multivariates Nonresponse-Modell

Zur sachgerechten Beurteilung der Nonresponse-Effekte ist ein multivariates Erklärungsmodell zu formulieren, anhand dessen die Einflüsse unterschiedlicher Faktoren simultan und damit auch vergleichend diskutiert und beurteilt werden können. Dazu wird zur Modellierung der Teilnahmebereitschaft eine logistische Regression geschätzt¹⁸.

Für die 14 an der Nonresponse-Studie beteiligten Städte wurde zunächst stichprobenproportional eine uneingeschränkt zufällige Auswahl von 4.802 Teilnehmern der Hauptstudie vorgenommen. Ein Vergleich dieser Substichprobe mit der Gesamtstichprobe der Hauptstudie zeigte signifikante Unterschiede weder in Bezug auf strukturelle Merkmale noch auf die erhobenen Merkmale zum Verkehrsverhalten. Die Datensätze der Haupt- und Nonresponse-Studie wurden im Anschluss in ein gemeinsames Datenfile fusioniert und die Teilnahmeart binär kodiert. Damit wurden für den Vergleich aus beiden Studienteilen exakt gleich viele Fälle (Personen) im Regressionsmodell verarbeitet, so dass sich für ein „Nullmodell“ ohne Einflussfaktoren theoretisch die gleiche Teilnahmewahrscheinlichkeit für Personen aus Haupt- und Nonresponse-Studie ergeben würde.

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.

¹⁸ Eine Einordnung des Verfahrens der logistischen Regression in die Verfahren der konfirmatorischen Analysetechnik wird beispielsweise in WITTMER (2014), S. 65 ff. vorgenommen, wo auch weiterführende Hinweise zu notwendigen Skalenniveaus gegeben werden.

Rangkorrelationskoeffizient nach Spearman	Anzahl der im Haushalt lebenden Personen	Alter am Stichtag	Anzahl (Privat- und Dienst-)Pkw pro Person	Kein Führerschein für Pkw	Tätigkeit/Erwerbstätigkeit in (erwerbstätig > in Ausbildung > n. erwerbst.)	Geschlecht: weiblich	Keine Anwesenheit am Stichtag in Stadt oder Gemeinde	Am Stichtag nicht außer Haus	Pkw Zugang (uneingeschränkt > nach Absprache= Nein)	Anzahl der Wege am Stichtag (HS-Studie: Personen am Wohnort)	Anzahl Fußwege	Anzahl Radwege	Anzahl Wege Öffentlicher Verkehr	Anzahl MIV-Wege	Anzahl Wege zur Arbeit oder Dienstzweck	Anzahl Wege zur Kinderkrippe/-garten, Schule/Bildung	Anzahl Wege zum Einkauf, Dienstleistung	Anzahl Wege zu Freizeit, Besuch, Sonstiges	Anzahl Wege zur eigenen Wohnung
Anzahl der im Haushalt lebenden Personen	1	-.543	-.157	.182	-.148	-.058	-.034	-.156	.397	.125	.024	.097	-.019	.098	.018	.484	-.165	-.007	.144
Alter am Stichtag	9.604	1	.138	-.323	.253	.036	.033	.218	-.267	-.125	-.046	-.117	-.122	.002	-.065	-.565	.217	-.005	-.112
Anzahl (Privat- und Dienst-)Pkw pro Person	9.595	9.595	1	-.362	-.150	-.049	.018	-.046	.397	.027	-.122	-.079	-.251	.381	.144	-.159	.006	.030	.014
Kein Führerschein für Pkw	9.597	9.597	9.588	1	.324	.078	-.032	.042	.043	-.110	.062	-.003	.163	-.270	-.332	.334	-.132	-.047	-.031
Tätigkeit/Erwerbstätigkeit in (erwerbstätig > in Ausbildung > n. erwerbst.)	9.473	9.473	9.465	9.466	1	.050	.013	.209	-.066	-.163	.087	-.081	-.037	-.201	-.681	.039	.090	.063	-.079
Geschlecht: weiblich	9.604	9.604	9.595	9.597	9.473	1	-.034	.010	-.021	.038	.036	.005	.065	-.051	-.044	.028	.076	.032	.022
Keine Anwesenheit am Stichtag in Stadt oder Gemeinde	9.604	9.604	9.595	9.597	9.473	9.604	1	.138	.052	-.352	-.155	-.118	-.131	-.174	-.158	-.147	-.198	-.133	-.426
Am Stichtag nicht außer Haus	9.604	9.604	9.595	9.597	9.473	9.604	9.604	1	-.087	-.510	-.243	-.149	-.201	-.275	-.256	-.192	-.278	-.288	-.525
Pkw Zugang (uneingeschränkt > nach Absprache= Nein)	9.604	9.604	9.595	9.597	9.473	9.604	9.604	9.604	1	.022	-.014	.052	-.040	.057	-.027	.212	-.128	.000	.046
Anzahl der Wege am Stichtag (HS-Studie: Personen am Wohnort)	9.604	9.604	9.595	9.597	9.473	9.604	9.604	9.604	9.604	1	.454	.278	.164	.398	.296	.284	-.526	-.597	-.792
Anzahl Fußwege	9.604	9.604	9.595	9.597	9.473	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	1	-.025	-.015	-.152	-.043	.140	.316	.302	.396
Anzahl Radwege	9.604	9.604	9.595	9.597	9.473	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	1	-.133	-.173	.089	.147	.100	.166	.266
Anzahl Wege Öffentlicher Verkehr	9.604	9.604	9.595	9.597	9.473	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	1	-.325	.077	.085	.080	.112	.144
Anzahl MIV-Wege	9.604	9.604	9.595	9.597	9.473	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	1	.280	.061	.181	.222	.312
Anzahl Wege zur Arbeit oder Dienst	9.604	9.604	9.595	9.597	9.473	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	1	-.149	-.019	-.057	.156
Anzahl Wege zur Kinderkrippe/ Kindergarten, Schule/Bildung	9.604	9.604	9.595	9.597	9.473	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	1	-.114	.028	.227
Anzahl Wege zum Einkauf, Dienstleistung	9.604	9.604	9.595	9.597	9.473	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	1	.119	.362
Anzahl Wege zu Freizeit, Besuch, Sonstiges	9.604	9.604	9.595	9.597	9.473	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	1	.417
Anzahl Wege zur eigenen Wohnung	9.604	9.604	9.595	9.597	9.473	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	9.604	1

Tabelle 3-9: Korrelationsmatrix zwischen den verwendeten Indikatoren (Spearman's Rho, n = 9.604, gepoolter Datensatz aus Haupt- und Nonresponse-Stichprobe)

Daher wurde zunächst eine bivariate Korrelationsmatrix erstellt (Spearman's Rho). Rangkorrelationskoeffizienten ab 0,5 werden dabei üblicherweise als starke Zusammenhänge gewertet¹⁹. Wie aus Tabelle 3-9 ersichtlich ist, wurde dieser Wert nur für wenige Fälle überschritten. Auffällig war allerdings die Variable „Anzahl der Wege am Stichtag“, die mehrere hohe Korrelationen insbesondere mit drei Variablen zur Wegezanzahl nach Zwecken sowie der Mobilitätsbeteiligung („am Stichtag nicht außer Haus“) zeigt. Daher wird die Variable zur aggregierten „Wegezanzahl“ aus der weiteren Analyse ausgeschlossen.

Das Ergebnis der logistischen Regression zeigt Tabelle 3-10. Die Berechnung erfolgte unter Verwendung von IBM SPSS Statistics in der Version 22. In das Regressionsmodell wurden 17 potenzielle Erklärungsvariablen aufgenommen. Unter Berücksichtigung dieser Faktoren wurde ein Haupteffektmodell geschätzt. Auf die Bildung von Interaktionstermen wurde verzichtet. Die Tabelle weist neben den Regressionskoeffizienten β und deren Signifikanz den entsprechenden Standardfehler (SE) aus. Weiterhin werden die Chancenverhältnisse (sogenannte *odds ratios*) als standardisierte Einflussstärke $EXP(\beta)$ und deren Konfidenzintervalle angegeben. Die Chancenverhältnisse beziehen sich bei metrischen Merkmalen auf eine Erhöhung des Wertes um eine Einheit bzw. bei nominalskalierten Faktoren gegenüber der angegebenen Referenzkategorie.

¹⁹ Vgl. FIELD (2009), S. 173.

Nichtantworter	β (SE)	95 % CI of odds ratio		
		Lower Bound	odds ratio	Upper Bound
Constant	-.461 (.130) ***			
Soziodemografische Merkmale				
Mann	-.006 (.043)	.913	.994	1.082
Frau	0 ^b			
1-Personen-Haushalt	1.001 (.082)***	2.318	2.720	3.192
2-Personen-Haushalt	.319 (.066)***	1.208	1.375	1.565
3-Personen-Haushalt	.216 (.065)***	1.092	1.241	1.411
4-und-mehr-Personen-Haushalt	0 ^b			
0–14 Jahre	-.103 (.117)	.717	.902	1.135
15–24 Jahre	.405 (.113)***	1.202	1.500	1.871
25–44 Jahre	.444 (.090)***	1.306	1.559	1.860
45–64 Jahre	.177 (.084)*	1.013	1.194	1.406
65 Jahre und älter	0 ^b			
Erwerbstätig	.257 (.076)***	1.114	1.293	1.499
in Ausbildung	-.063 (.082)	.799	.939	1.103
Nicht erwerbstätig	0 ^b			
Pkw pro Person	.012 (.078)	.868	1.012	1.179
Pkw-Führerschein	-.292 (.069)***	.652	.747	.854
Kein Pkw-Führerschein	0 ^b			
Uneingeschränkter Pkw-Zugang	.002 (.071)	.872	1.002	1.150
Pkw-Zugang nach Absprache	.078 (.071)	.941	1.081	1.243
Kein Pkw-Zugang	0 ^b			
Verkehrsverhalten				
Radwege	-.046 (.024)	.911	.955	1.001
Wege im Öffentlichen Verkehr	.027 (.025)	.979	1.028	1.079
Wege im MIV	-.032 (.020)	.932	.969	1.008
Wege zur Arbeit/Geschäftlich	.07 (.041)	.992	1.072	1.160
Wege zur Kita/Ausbildung	.048 (.042)	.966	1.049	1.139
Wege zum Einkauf/zur Versorgung	.206 (.033)***	1.152	1.229	1.311
Wege zur Freizeit/Andere Zwecke	.317 (.031)***	1.291	1.373	1.460
Wege nach Hause	-.424 (.037)***	.608	.655	.704
Am Stichtag am Wohnort	.410 (.084)***	1.278	1.507	1.778
Am Stichtag nicht am Wohnort	0 ^b			
Am Stichtag außer Haus	-.157 (.091)	.715	.854	1.020
Am Stichtag nicht außer Haus	0 ^b			

Hinweis: $R^2 = 0.070$ (Cox & Snell), $R^2 = 0.093$ (Nagelkerke), $R^2 = 0.052$ (McFadden).
 Modellgüte: $\chi^2(24) = 686.144$ ***, $p < 0.10$; * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$, $n = 9,456$ (gültige) Fälle.
 Korrekte Klassifikationen (kreuzvalidiert): Hauptstudie = 64.2 %, Nonresponse-Studie = 58.8 %
^a Die Referenzgruppe ist: Antwort der Hauptstudie.
^b Der Parameter ist aufgrund Redundanz der Informationen auf Null gesetzt
 Da die Wegehäufigkeiten nach Verkehrsmitteln bzw. Zwecken redundante Informationen beinhalten (Gesamtweegeanzahl am Stichtag) blieb die Variable Fußwege im Modell unberücksichtigt.

Tabelle 3-10: Logistisches Regression zur Modellierung der Teilnahmewahrscheinlichkeit

Als Referenzgruppe für die Kontrastierung in Tabelle 3-10 wurden Antwort der Hauptstudie definiert. Die inhaltliche Interpretation bezieht sich demnach stets auf Nichtantworter vs. Antwort der Hauptstudie.

Die logistische Regression zeigt auf Basis der Differenz der LL-Funktion des Nullmodells gegenüber dem vorgeschlagenen Modell mit $df = 24$ Freiheitsgraden und einem dazugehörigen χ^2 -Wert von 686,14 ein mit $p < 0,01$ hochsignifikantes Ergebnis. Die Modellanpassung kann mit R^2 -Werten von deutlich $< 0,2$ insgesamt nur als sehr mäßig bezeichnet werden. Es konnten 64,2 Prozent der Fälle der Hauptstudie

richtig klassifiziert werden. COUPER ET AL. (2007)²⁰ weisen allerdings darauf hin, dass niedrige Werte der Pseudo-R²-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 R²-Werten tendieren. KREUTER ET AL. (2010)²¹ betonen, dass kleine R²-Werte durchaus typisch für derartige Modelle zur Berechnung von Teilnahmewahrscheinlichkeiten sind. Unabhängig davon wäre ein höherer Erklärungsgehalt des vorgeschlagenen Modells wünschenswert.

Für die Beurteilung der Teilnahmewahrscheinlichkeiten sind Indikatoren zu soziodemografischen und verhaltensrelevanten Variablen sowie Indikatoren des eigentlichen Verkehrsverhaltens als Zieldimension der Erhebung zu unterscheiden. In Bezug auf die Soziodemografie konnten keine signifikanten Unterschiede bei der Teilnahmebereitschaft an der Hauptstudie von Personen unterschiedlichen Geschlechts gefunden werden. Für die verhaltensrelevanten Merkmale „Anzahl Pkw im Haushalt“ und „Zugang zum Haushalts-Pkw“ zeigt das Modell ebenso keine signifikant unterschiedlichen Teilnahmewahrscheinlichkeiten.

Die größten und signifikanten Unterschiede in der Teilnahmewahrscheinlichkeit zeigen die Variablen Alter und Haushaltsgröße. Die Wahrscheinlichkeit, nicht an der Hauptstudie teilzunehmen, steigt mit abnehmender Haushaltsgröße erheblich. Eine Person in einem Einpersonenhaushalt hat demnach gegenüber einer Person in einem Vierpersonenhaushalt eine um den Faktor 2,72 höhere Chance ein Nichtantworter 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 Personen (unter 14 Jahren) eine höhere Teilnahmewahrscheinlichkeit haben als Ältere (und insbesondere Senioren). Eine Person im Alter von 0 bis 14 Jahren hat gegenüber einer Person der Gruppe ab 65 Jahren eine 1,11-fach (1/0,902) höhere Chance an der Hauptstudie teilzunehmen (wobei dieser Unterschied im Modell nicht signifikant wird). Besonders geringe und gegenüber der Gruppe ab 65 Jahre signifikante Teilnahmewahrscheinlichkeiten für die Hauptstudie haben Personen im Alter von 15 bis 24 Jahren (*odds ratio* = 1,50) bzw. von 25 bis 44 Jahren (*odds ratio* = 1,56). Diese Erkenntnis deckt sich mit den bereits in der Nonresponse-Untersuchung

²⁰ Vgl. S. 136.

²¹ Vgl. S. 405.

für das SrV 2008 gewonnenen Ergebnissen²². Weiterhin haben Erwerbstätige (gegenüber Nichterwerbstätigen) eine 1,29-fach höhere Chance, nicht an der Hauptstudie teilzunehmen. Demgegenüber liegt bei Führerscheinbesitzern die Chance einer Teilnahme an der Hauptstudie (gegenüber Personen ohne Führerschein) 1,34-fach höher (1/0.747).

In Bezug auf die Zieldimension des stichtagesbezogenen Verkehrsverhaltens besteht für mobile – gegenüber nichtmobilen – Personen eine 1,17-fach höhere Chance an der Hauptstudie teilzunehmen (1/0,854), jedoch wird dieser Effekt im Modell nicht signifikant. Ebenso kann für Personen mit unterschiedlicher Verkehrsmittelwahl sowie Wegen zu Pflichtaktivitäten kein signifikanter Einfluss auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit identifiziert werden. Allerdings erhöht sich mit steigender Wegehäufigkeit zu Einkaufs- und Freizeitzielen die Wahrscheinlichkeit, nicht an der Hauptstudie teilzunehmen (bei Erhöhung der Wegeanzahl um eine Einheit um das 1,23- bzw. 1,37-fache). Demgegenüber haben Nichtantworter signifikant weniger Heimwege. Bei steigender Anzahl von Heimwegen steigt die Teilnahmechance an der Hauptstudie (je Weg) um das 1,53-fache (1/0,66). Aufgrund der geringeren Erfassungsgenauigkeit der Wege in der Nonresponse-Untersuchung sollte dieser Aspekt jedoch nicht überbewertet werden.

Bemerkenswert ist darüber hinaus die Wahrscheinlichkeit, an der Studie nicht teilzunehmen, für den Fall, dass die Person am Stichtag am Wohnort war. Dieser Sachverhalt erhöht die Wahrscheinlichkeit zur Nichtteilnahme an der Hauptstudie um das 1,51-fache.

Als Ergebnis der Modellierung lässt sich festhalten, dass wesentliche Parameter des Verkehrsverhaltens keinen oder nur moderaten Nonresponse-Effekten unterliegen. Die meisten Effekte sind nicht signifikant bzw. zeigen Chancenverhältnisse von zum Teil deutlich unter 1,5 (bzw. reziprok über 0,67). Das Alter sowie die Haushaltsgröße haben demgegenüber einen bedeutenden Einfluss auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit an der Hauptstudie. Alter und Haushaltsgröße waren bei den bisherigen Verfahren zur Verminderung des Nonresponse-Bias bereits die wesentlichen Gewichtsmerkmale.

²² Vgl. AHRENS ET AL. (2009b), S. 17

3.3.5 Ergebnissensitivität durch Nonresponse-Effekte

Vor dem Hintergrund der Ergebnisse der Nonresponse-Analyse stellt sich im Anschluss die Frage, welchen Einfluss die gefundenen Nonresponse-Effekte auf die Ergebnisse haben bzw. inwieweit und in welche Richtung sich die ungewichteten Werte bei Einsatz unterschiedlicher Gewichtungsverfahren verändern. Daher wird am Beispiel Berlins versucht, die Ergebnissensitivität bei Verwendung verschiedener Stichprobengewichte zu diskutieren.

Dazu wird die Stichprobe der 2013er-SrV-Erhebung für Berlin im ersten Berechnungsdurchlauf mit den Gewichten auf Basis der inversen Teilnahmewahrscheinlichkeit (*propensity scores*) verknüpft. Die Verwendung der Berliner Daten bietet sich aus zwei Gründen an: Zum einen ist die Stichprobe mit 15.602 Nettopersonen sehr gut dazu geeignet, statistisch gesicherte Aussagen zu treffen und demnach die Effekte aus Stichprobenfehlern möglichst gering zu halten. Andererseits liegt durch die 2008er-Erhebung eine stichprobenstarke Vergleichsdatenbasis vor (38.965 Personen netto). Zum Vergleich wird das traditionell im SrV zur Anwendung kommende Gewichtungsverfahren (Transformations- und Anpassungsgewichtung unter Verwendung eines IPF-Ansatzes) gegenübergestellt. Dieses Verfahren gleicht für jeden Stadtbezirk und jedes Erhebungsquartal die Stichprobenschiefen mit Hilfe eines iterativen Gewichtungsprozesses in Bezug auf vier Haushaltsgruppen x zehn Personengruppen (fünf Altersgruppen für jedes Geschlecht) aus. Als Distanzfunktion zur Optimierung kommt das Kriterium der Informationsgewinnminimierung zum Einsatz. Weiterhin sind zu Vergleichszwecken die mit dem SrV-Standardvorgehen gewichteten Werte der SrV-Erhebung des Jahres 2008 ausgewiesen. Das Verfahren wird in Kapitel 4 ausführlich vorgestellt.

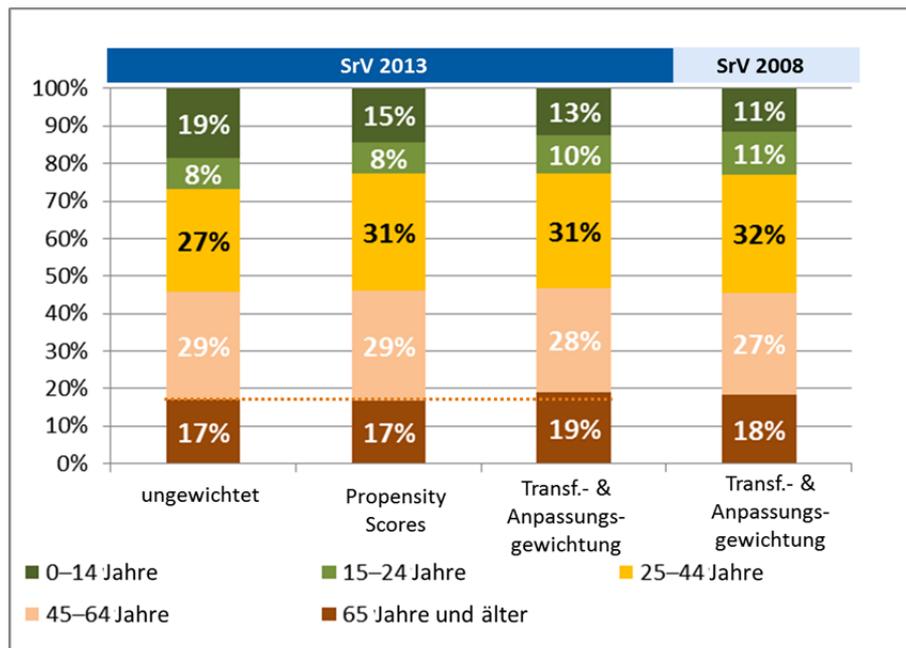


Abbildung 3-3: Wirksamkeit der Gewichtungsverfahren auf die Altersstruktur am Beispiel Berlin

Abbildung 3-3 stellt die Altersstruktur ungewichtet (erste Säule) den auf Basis der beiden genannten Verfahren gewichteten Statistiken gegenüber (zweite und dritte Säule). Der vierte Balken beinhaltet den Vergleichswert für 2008. Es zeigt sich, dass beide Gewichtungsverfahren Verzerrungen der Altersstruktur in ähnlicher Art und Weise auszugleichen versuchen. Die Überrepräsentanz junger Leute (unter 14 Jahren) wird gemindert, die Personengruppe im Alter von 25 bis 44 Jahren hochgewichtet. Die Werte beider Gewichtungsverfahren liegen relativ nah beieinander, die Unterschiede betragen maximal zwei Prozentpunkte. Ebenso zeigt der Vergleich mit den 2008er-Werten eine gute Passfähigkeit. Abbildung 3-4 beinhaltet den Vergleich für die Haushaltsstruktur. Auch für diese Auswertung zeigt sich, dass beide Gewichtungsansätze eine ähnliche Wirkung entfalten. Während die Überrepräsentanz großer Haushalte gemindert wird, versuchen die Gewichtungsverfahren, vor allem den geringen Anteil an Personen in Einpersonenhaushalten auszugleichen.

Zu beachten ist nochmals, dass beim traditionellen Ansatz tatsächlich bekannte Verteilungen der Grundgesamtheit als Randsummen fungieren und somit die gewichtete Alter- und Haushaltsstruktur den bekannten Werten der Grundgesamtheit entsprechen. Die Werte passen dementsprechend gut zu der auf analogem Weg berechneten Alters- und Haushaltsstruktur des SrV 2008. Es zeigt sich, dass die Gewichtung auf Basis von modellierten Teilnahmewahrscheinlichkeiten insbesondere für die Haushaltsgröße trotz gleicher Wirkungsrichtung nicht ganz die Wirksamkeit der Anpassungsgewichtung erreicht.

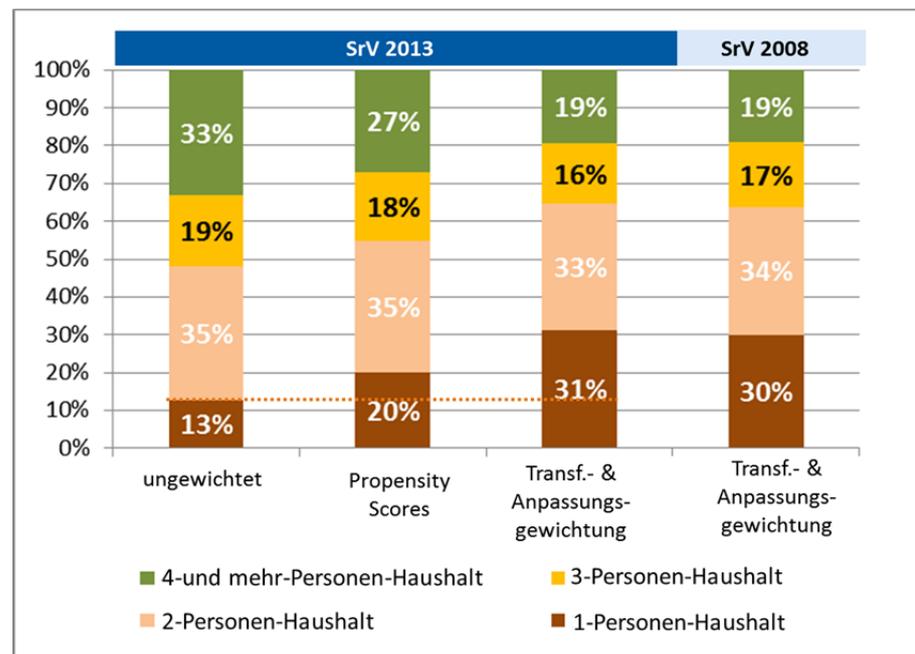


Abbildung 3-4: Wirksamkeit der Gewichtungsverfahren auf die Haushaltsgröße am Beispiel Berlin

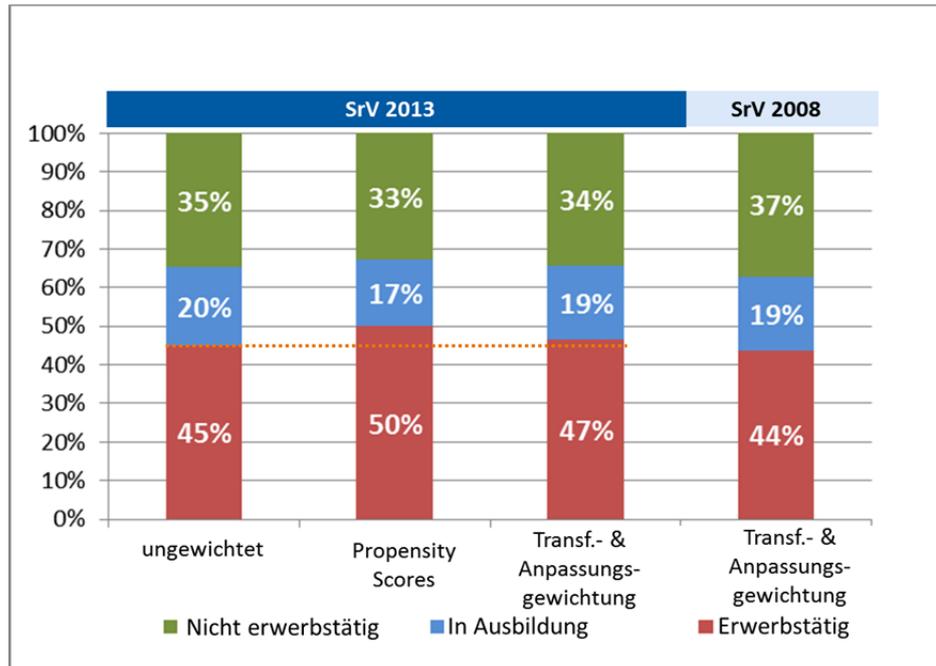


Abbildung 3-5: Wirksamkeit der Gewichtungsverfahren auf die Erwerbstätigkeitsstruktur am Beispiel Berlin

Abbildung 3-5 gibt einen Eindruck von der Wirksamkeit der Gewichtungsverfahren zum Ausgleich von Schiefen der Erwerbstätigkeit. Beide Verfahren erhöhen den Anteil von erwerbstätigen Personen wobei hier die *propensity scores* die erwerbstätigen Personen etwas stärker gewichten. In beiden Fällen liegt der Anteil erwerbstätiger Personen zu dem über den Werten von 2008. Personen in Ausbildung (inkl. Schule) werden durch die Gewichtungen anteilmäßig gemindert. Der Anteil nichterwerbstätiger Personen wird durch die Gewichtung ebenso leicht gesenkt.

Abbildung 3-6 zeigt die Wirksamkeit der Gewichtungsverfahren in Bezug auf Merkmale zur Pkw-Verfügbarkeit. Der Besitz eines Pkw-Führerscheins wird in beiden Verfahren gegenüber den ungewichteten Werten deutlich aufgewertet. Hier übertrifft die Transformations- und Anpassungsgewichtung den Wert der *propensity scores* sogar noch. Die Beurteilung des stichtagsbezogenen uneingeschränkten Pkw-Zugangs in Haushalten mit Pkw wird durch die Gewichtung nur minimal beeinflusst. Auch hier liegen die Werte nahezu auf gleicher Höhe – wie auch bereits in der SrV-Erhebung des Jahres 2008. Auch die Pro-Kopf-Verfügbarkeit von Pkw (privat und dienstlich) verändert sich durch die Gewichtung kaum. Hier tendiert die Anpassungsgewichtung zu einer minimalen Aufwertung des Pkw-Zugangs. Auch im Vergleich zu 2008 liegen die Werte absolut in einer vergleichbaren Größenordnung.

Abbildung 3-7 beinhaltet den Kenngrößenvergleich zur stichtagsbezogenen Mobilität. Drei Kennwerte wurden dazu ausgewertet. In Bezug auf die Anwesenheit von Einwohnern am Wohnort zeigt sich an mittleren Werktagen wiederum ein sehr homogenes Bild. Sowohl die Ge-

wichtungsverfahren untereinander als auch der Vergleich mit den ungewichteten Werten liegen auf fast identischem Niveau. Gleiches gilt für die Wegehäufigkeit. Beide Gewichtungsverfahren beeinflussen die Höhe der Mobilitätsrate nicht.

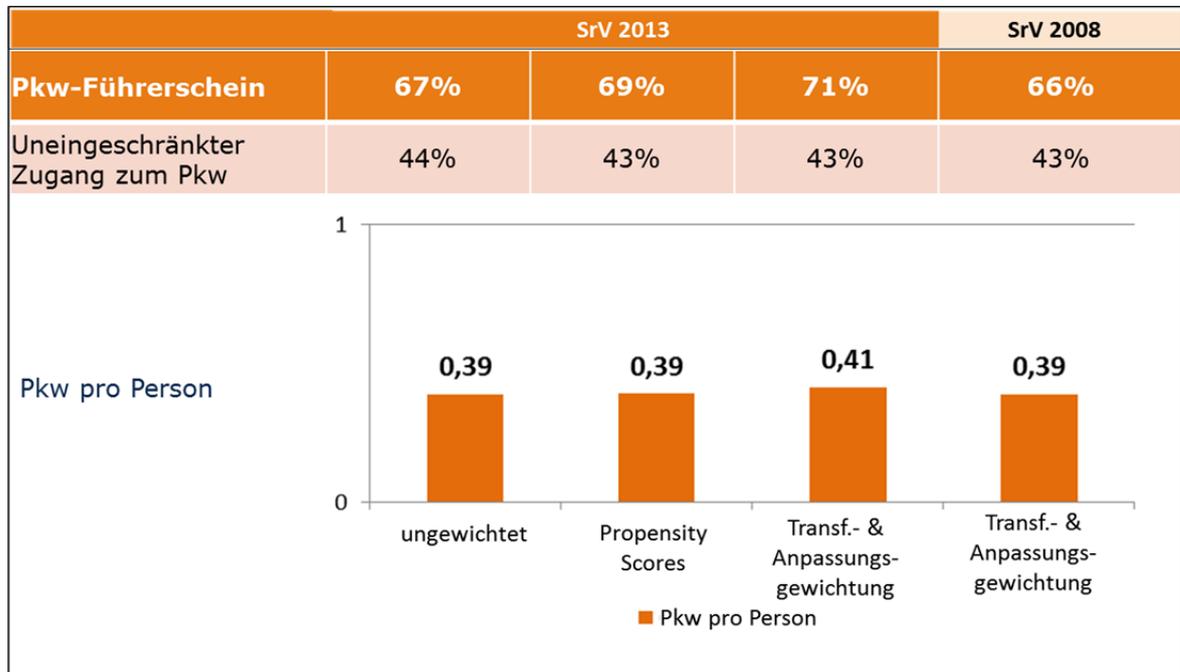


Abbildung 3-6: Wirksamkeit der Gewichtungsverfahren auf Merkmale zur Pkw-Verfügbarkeit am Beispiel Berlin

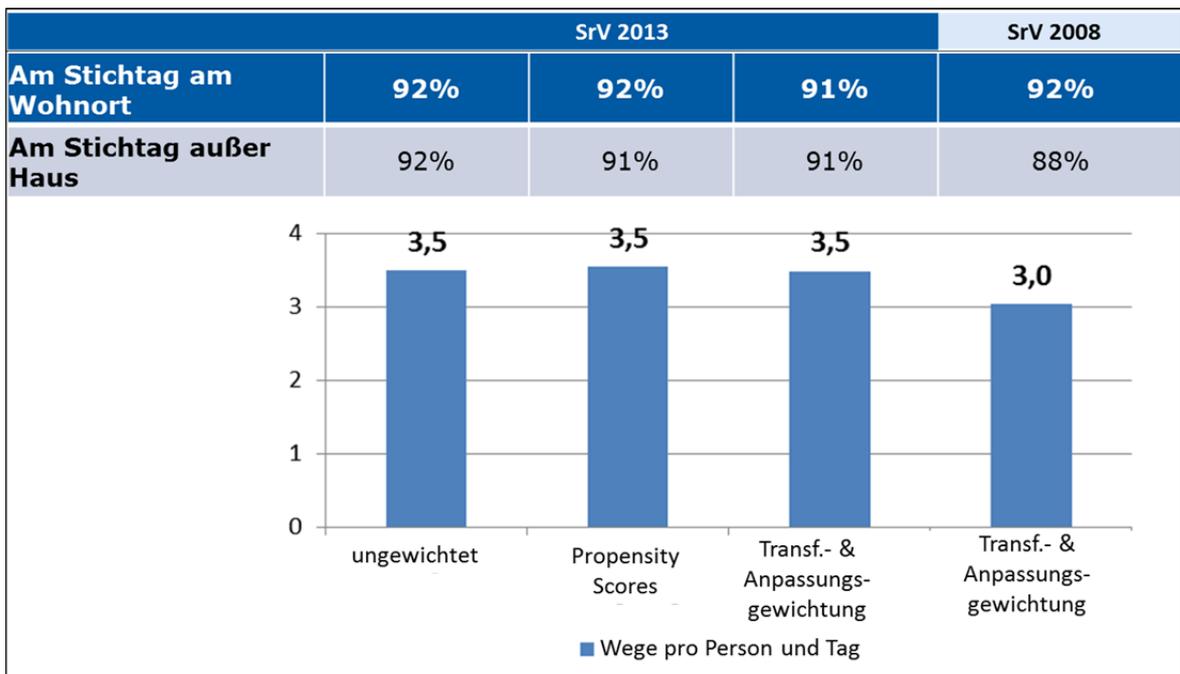


Abbildung 3-7: Wirksamkeit der Gewichtungsverfahren auf Merkmale zur Wegehäufigkeit am Beispiel Berlin

Abbildung 3-8 stellt die aktivitätsbezogenen Wegeinformationen zum Zweck der Ortsveränderung gegenüber. Auffälligkeiten gibt es im Wesentlichen lediglich bei der Verminderung der Überrepräsentanz von Wegen zur Kita/Ausbildung (einschließlich Schule). Beide Gewichtungsverfahren wirken hier wiederum in dieselbe Richtung. Die Gewichtung der Teilnahmewahrscheinlichkeiten tendiert dazu, disponible Aktivitäten etwas höher zu gewichten als das SrV-Standardverfahren. Weiterhin wird der Anteil an Heimwegen etwas niedriger gewichtet. Insgesamt sind diese Effekte jedoch moderat. Insbesondere wird auch im Vergleich zu den 2008er-Werten der Heimwege deutlich, dass letzterer Effekt mit hoher Wahrscheinlichkeit Ergebnis der vereinfachten Einzelabfrage der Wege im Rahmen der Nonresponse-Befragung ist. Inhaltlich lassen sich damit keine nennenswerten Verhaltenseffekte zu Aktivitätsanlässen vermuten.

Abschließend wird in Abbildung 3-9 der Einfluss der Gewichtung auf die zentralen Verhaltensparameter zur Verkehrsmittelwahl dargestellt. Beide Gewichtungsverfahren wirken wiederum in dieselbe Richtung und kommen im Grunde beide zum gleichen Ergebnis: Während Fuß- und ÖV-Wege gegenüber den ungewichteten Zahlen leicht aufgewertet werden, vermindert sich der Anteil Radfahrender und MIV-Nutzender etwas. Bestärkt wird der Eindruck einer vergleichsweise geringen Ergebnissensitivität noch durch den Vergleich mit den 2008er-SrV-Daten. Auch hier zeigt sich eine sehr gute Korrespondenz, was das Vertrauen in die Wirksamkeit der Gewichtungsverfahren weiter stärkt.

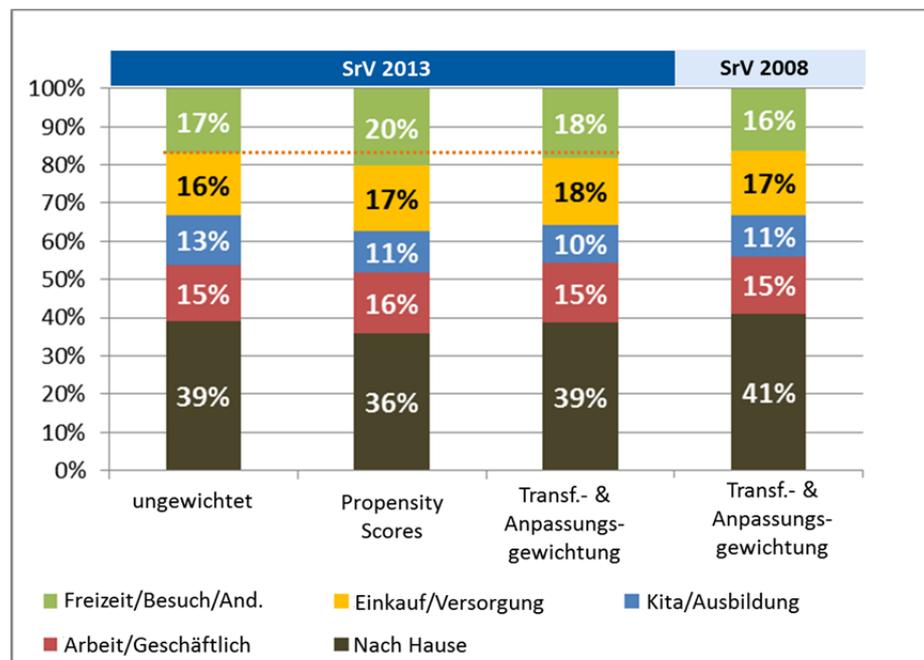


Abbildung 3-8: Wirksamkeit der Gewichtungsverfahren auf die Zweckstruktur von Aktivitäten am Beispiel Berlin

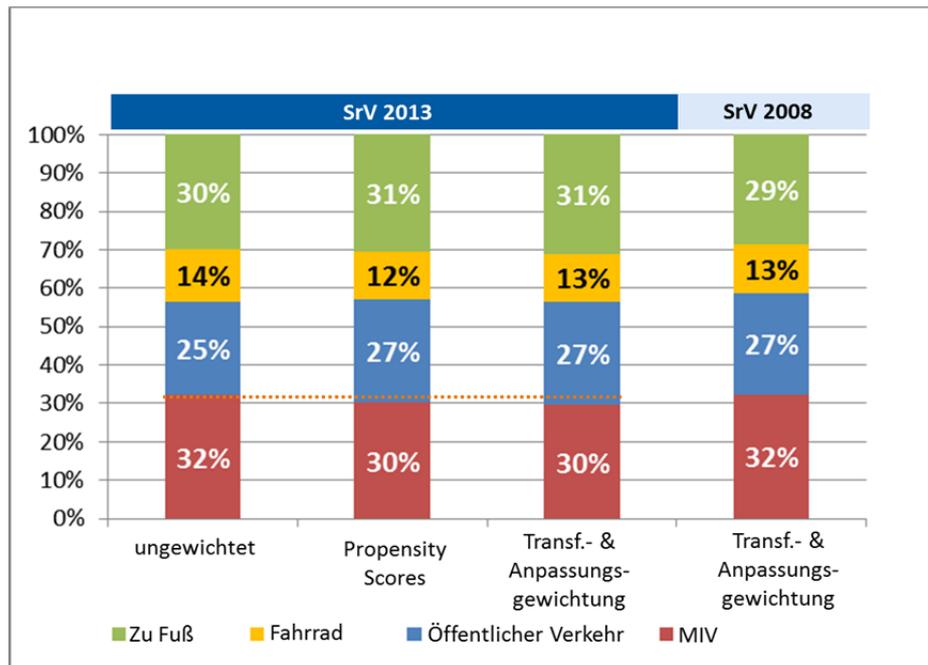


Abbildung 3-9: Wirksamkeit der Gewichtungsverfahren auf die Verkehrsmittelwahl am Beispiel Berlin

3.4 Zusammenführung der Erkenntnisse

Im Rahmen der Selektivitätsanalyse wurden die gruppenspezifischen Teilnahmewahrscheinlichkeiten untersucht. Anhand des Antwortverhaltens ließen sich im Anschluss die sozialgruppenspezifischen Selektivitäten beurteilen. Dazu war es hilfreich, Quotenverhältnisse (sogenannte *odds ratios*) zu bilden und zu interpretieren.

Das Antwortverhalten in der Hauptstudie stellt sich unterschiedlich dar. Demnach tritt die geringste Teilnahmewahrscheinlichkeit bei Personen im Alter von 15 bis 44 Jahren auf. Weiterhin sind 45- bis 64-jährige Personen leicht unterproportional vertreten. Demgegenüber erhöht sich mit steigender Haushaltsgröße die Wahrscheinlichkeit, an der Studie teilzunehmen. Dies hat auch zur Folge, dass überproportional viele Kinder (0–14 Jahre) an der Studie teilnehmen. Geschlechtsspezifische Selektivitäten lassen sich hingegen nicht feststellen.

Gegenüber der Selektivitätsanalyse des letzten Erhebungsdurchganges (SrV 2008) sind spürbar geringere Selektivitäten festzustellen. Da Selektivitätseffekte dennoch auftreten, ist eine über die Transformationsgewichtung hinausgehende Ausfallgewichtung einzuführen, weil sonst Verzerrungen der Schätzfunktionen zu erwarten sind.

Die 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 der Person pro Tag, Verkehrsmittelnutzung am Stichtag) unterschiedliche Ausprägungen für Antwortende der Haupt- und der Nonresponse-Studie zeigen.

Erste aggregierte Vergleiche deuteten wie bereits in der Erhebungswelle 2008 auf näher zu untersuchende Unterschiede hin²³. Soziodemografische Merkmale wie Alter, Berufstätigkeit und Haushaltsgröße unterscheiden sich relativ deutlich zwischen den Stichproben der Haupt- und Nonresponse-Studie. Sowohl bei den verkehrsverhaltensrelevanten Merkmalen (Führerscheinbesitz, Zugang zum Haushalts-Pkw) als auch bei stichtagsbezogenen Merkmalen (Mobilitätsrate, Zweckverteilung, Verkehrsmittelwahl) zeigen sich bei voneinander unabhängiger Betrachtung geringfügige Unterschiede.

Die simultane Betrachtung von Einflussgrößen im Rahmen eines Nonresponse-Modells (logistische Regression), welches die Schätzung der Teilnahmewahrscheinlichkeiten ermöglicht und den Einfluss unterschiedlicher Variablen gleichzeitig modelliert, erlaubt eine sachgerechte Beurteilung originärer Nonresponse-Effekte.

Im Ergebnis der Untersuchung wird der Schluss gezogen, dass ein originärer Nonresponse-Effekt – trotz des erheblichen Anteils an Nichtantwortern und den auftretenden Selektivitäten – nur in sehr begrenztem Maße auftritt. Die Untersuchung (Haupteffektmodell) zeigt, dass die Teilnahmewahrscheinlichkeiten vor allem durch die Variablen Alter und Haushaltsgröße erklärt werden. Deren Einflussstärke (*odds ratios*) ist gegenüber anderen im Modell als signifikant in Erscheinung tretenden Variablen vergleichsweise hoch. Erwerbstätige haben eine signifikant höhere Wahrscheinlichkeit, nicht an der Hauptstudie teilzunehmen. Demgegenüber steigt die Teilnahmebereitschaft an der Hauptstudie bei Personen mit Pkw-Führerscheinbesitz, was auf einen leicht themenspezifischen Teilnahmeeffekt hindeuten könnte. Die Effektstärken dieser Unterschiede erscheinen, auch im Vergleich zu anderen Studien, relativ gering und werden durch soziodemografische Zusammenhänge wie das Alter zum Teil bereits miterklärt. Keine signifikanten Teilnahmeeffekte (Antworter vs. Nichtantworter) zeigen die Merkmale Geschlecht, Ausbildung, Anzahl Pkw pro Person und Zugang zum Haushalts-Pkw.

Bezüglich verkehrsverhaltensbezogene Merkmale leisten weder die Mobilitätsbeteiligung noch das Verkehrsmittelwahlverhalten einen Erklärungsbeitrag für unterschiedliche Teilnahmewahrscheinlichkeiten. Ebenso zeigen Wege zu Pflichtaktivitäten keinerlei Auffälligkeiten. Demgegenüber steigt die Wahrscheinlichkeit, nicht an der Hauptstudie teilzunehmen, mit steigender Aktivitätshäufigkeit zum Einkauf und zur Freizeit leicht. Weiterhin zeigen sich im Modell die Anwesenheit am Stichtag am Wohnort und die Anzahl der Nach-Hause-Wege als signifikant. Dabei ist jedoch anzumerken, dass durch die vereinfachte Wegeerfassung im Nonresponse-Teil nicht dieselbe Präzision wie in der Hauptstudie zu erwarten war. In der Folge wurden insbesondere Nach-Hause-Wege tendenziell weniger häufig berichtet, wodurch sie in der Nonresponse-Stichprobe unterrepräsentiert sind. Aus diesem Grunde sollte dieser Effekt nicht überbewertet werden.

²³ Die Erkenntnisse der Nonresponse-Studie zum Erhebungsdurchgang des SrV 2008 sind in AHRENS ET AL. (2009b) dokumentiert.

Die Ergebnisse des Vergleichs unterschiedlicher Gewichtungsansätze (*propensity scores* vs. Transformations- und Anpassungsgewichtung) zeigt mit Blick auf die Soziodemografie eindrucksvoll, dass beide Gewichtungsprozeduren die ungewichteten Merkmale im Wesentlichen in dieselbe Richtung verändern. Lediglich für die Altersgruppe der Personen von 45 bis 64 Jahren zeigen die Verfahren unterschiedliche Wirkung. Allerdings ist für diese Altersgruppe der Einfluss der Gewichtung ohnehin relativ gering. Nochmals zu betonen ist dabei, dass die traditionelle IPF-Prozedur die Stichprobe an Bevölkerungsstatistiken anpasst. Systematische Unterschiede in Bezug auf Genauigkeit und Repräsentativität der Altersstruktur lassen sich an dieser Stelle nicht beurteilen. In Bezug auf die Haushaltsgröße ist bemerkenswert, dass beide Gewichtungsverfahren die Unterrepräsentanz von Einpersonenhaushalten vermindern. Es bleiben dabei jedoch noch relativ große Unterschiede zwischen beiden Verfahren bestehen. Für die übrigen Vergleiche sind die Unterschiede zwischen den Gewichtungsalternativen als moderat zu beurteilen. Für Merkmale des Verkehrsverhaltens sind die Unterschiede als sehr gering zu beurteilen. Weder für Merkmale der Pkw-Verfügbarkeit noch für die erfasste stichtagsbezogene Mobilität wurden Anhaltspunkte gefunden, welche die Zuverlässigkeit der Ergebnisse einschränken. Selbst der üblicherweise sehr sensitiv reagierende Modal Split (Verkehrsmittelwahl) zeigt für beide Ansätze sowohl die gleiche Wirkungsrichtung als auch nahezu gleiche Ergebnisse.

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 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 Nichtantworter ausgefüllte Fragebögen vorliegen, entsteht für die verbliebenden Personen wiederum ein Nonresponse-Problem. Schwierig wird dieser Sachverhalt insbesondere dann, wenn die Antworten der Nonresponse-Studie in Struktur und Verhalten den Personen der Hauptstudie ähneln, jedoch zu den verbleibenden Nichtantwortern 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 sind²⁴. Dies erscheint vor allem daher sinnvoll, da die Strategie, alle Nichtteilnehmer 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.

²⁴ 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 2013 räumlich, zeitlich und sachlich zu gewichten. Das Gewichtungsverfahren hat zum Ziel, die systematische Verzerrung der Stichprobe zu korrigieren bzw. zu minimieren.

$$\text{Bias}(\bar{Y}) = E(\bar{Y}) - \mu \rightarrow \text{MIN} \quad (5)$$

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 sinnvoll interpretiert werden können.

4.2 Eingesetztes Gewichtungsverfahren

Es gibt eine Vielzahl von Möglichkeiten, Befragungsdaten zu gewichten²⁵. 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 werden²⁶.

Gewichte können grundsätzlich nach ihrer Art unterschieden werden in

- Design- bzw. Transformationsgewichte (Typ 1) und
- 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 mit Haupt- und Nebenwohnsitz ab null Jahren aus dem Einwohnermelderegister als Ziehungsgesamtheit galten, erfolgt dieser Gewichtungsschritt anhand der Reziproken bzw. Inversen der Haushaltsgröße (Hansen-Hurwitz-Schätzer).

Die Stichprobe für das SrV 2013 wurde in fast allen Untersuchungsräumen teilträumlich (z. B. nach Stadtteilen, statistischen Gebieten o. ä.) geschichtet. Die Ziehung erfolgte für die Teilräume entweder bevölkerungsproportional oder (wenn beispielsweise bestimmte Min-

²⁵ Die grundsätzliche Möglichkeit der Gewichtung über Teilnahmewahrscheinlichkeiten (propensity scores) wurde bereits in Kapitel 3 ausführlich beschrieben.

²⁶ Vgl. WITTMER (2008), S. 45 ff.

deststichproben auf Teilraumebene verfügbar sein sollten) disproportional mit ungleichen Auswahlwahrscheinlichkeiten (s. o.).

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 10×4 -Matrix aus Alter/Geschlecht \times 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 $A_{gh} = (a_{ghij}) \in \mathbb{R}^{1,m,n,o}$ dar.

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

$$I_{gh} = \sum_i \sum_j \left[z_{ghij} \cdot \ln \left(\frac{z_{ghij}}{a_{ghij}} \right) \right] \rightarrow MIN! \quad (6)$$

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).

Zur notwendigen Bestimmung des Informationsgewinnminimums kann ein von BREGMAN (1967)²⁷ entwickeltes Verfahren zur Anwendung kommen, welches eine Relaxationsmethode zur Bestimmung des gemeinsamen Punktes konvexer Mengen und ihre Anwendung zur Lösung konvexer Optimierungsaufgaben ist.

²⁷ Vgl. S. 147 ff.

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

$$\sum_j z_{ghij} = PH_{ghi} \tag{7}$$

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

und der zugehörigen gesuchten Matrix

$$z_{ghij} = a_{ghij} \cdot fh_{ghi} \cdot fa_{ghj} \tag{8}$$

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

$$\phi_{gh} = \sum_i \sum_j \left[z_{ghij} \cdot \ln \left(\frac{z_{ghij}}{a_{ghij}} \right) - z_{ghij} \right] + \sum_i \lambda_{ghi} \cdot \left(\sum_j z_{ghij} - z_{ghi} \right) + \sum_j \mu_{ghj} \cdot \left(\sum_i z_{ghij} - z_{ghj} \right) \tag{9}$$

mit den Kuhn-Tucker-Bedingungen

$$\ln \left(\frac{z_{ghij}}{a_{ghij}} \right) + \lambda_{ghi} + \mu_{ghj} = 0 \tag{10}$$

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

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

entwickelt werden (vgl. z. B. ELLINGER ET AL., 1998)²⁸.

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:

²⁸ S. 210 ff.

$$w''_{ghij} = fh_{ghi} \cdot fa_{ghj} \quad (11)$$

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 Stichtage pro Quartal h in einem Teilraum g) und deren Division durch die Ist-Personenverteilung der Stichprobe errechnet.

$$ft_{gh} = \frac{fp_g \cdot fq_{gh}}{\sum_i \sum_j a_{ghij}} \cdot \sum_g \sum_h \sum_i \sum_j a_{ghij} \quad (12)$$

Dementsprechend sind die erweiterten Gewichtungsfaktoren

$$w'_{ghij} = ft_{gh} \cdot fh_{ghi} \cdot fa_{ghj} \quad (13)$$

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

$$\sum_g \sum_h \sum_i \sum_j w_{ghij} \cdot a_{ghij} = \sum_g \sum_h \sum_i \sum_j a_{ghij} \quad (14)$$

Als Skalierungsfaktor wird verwendet:

$$fsg_g = \frac{\sum_h \sum_i \sum_j w'_{ghij} \cdot a_{ghij}}{\sum_h ft_{gh} \cdot \sum_i \sum_j a_{ghij}} \quad (15)$$

$$w_{ghij} = fsg_g \cdot w'_{ghij} \quad (16)$$

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.

$$PH_{ghi} = \sum_j w_{ghij} \cdot a_{ghij} \quad (17)$$

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:

$$SOLL_{-H_{ghi}} = \frac{PH_{ghi}}{HHG_{gi}} \quad (18)$$

Das entsprechende Haushaltsgewicht wird abschließend ermittelt durch:

$$hw_{ghi} = \frac{SOLL_{-H_{ghi}}}{IST_{-H_{ghi}}} \quad (19)$$

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 \times Haushaltsgröße \times Teilraum für diesen Fall unbekannt ist, wird aus dem bilinearen Ansatz ein trilineares Gleichungssystem. Die Gewichtung erfolgt für diesen Fall quartalsweise. Im Anschluss wurden Quartals-Gewichte 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 Webeebe 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 Nichtantworter des SrV 2013 ermöglicht es, zu beurteilen, inwieweit ein originärer Nonresponse-Effekt vorliegt und ob Korrekturfaktoren gegebenenfalls dieses Effekt vermindern können.

Der Rücklauf in der Nonresponse-Studie lag mit 22,9 % auf dem Niveau der Hauptstudie. Dabei wurde für Personen mit vorliegender Telefonnummer ein Rücklauf von 43,5 Prozent erreicht. Die Antwortquote für Personen ohne Telefonnummer betrug 16,4 %. Die Antworterstichprobe (netto) umfasste insgesamt 4.802 Personen.

Die Altersstruktur der Antworterstichprobe in der Nonresponse-Teilstrichprobe zeigt überproportional viele ältere Menschen. Dabei erhöht sich die Antwortwahrscheinlichkeit mit steigendem Alter. Während für Personen im Alter von 0 bis 14 Jahren lediglich ein Rücklauf von 14,1 Prozent erzielt wurde, lag dieser für über 65-jährige bei 37,9 Prozent. Weiterhin lag die Antwortquote der Frauen (24,8 %) über dem Wert der Männer (20,7 %). Wie zu erwarten, ist demnach auch das Antwortverhalten in der Nonresponse-Befragung selektiv. Diesem Sachverhalt wurde durch Poststratifikation und Annahme unsystematischer Ausfälle innerhalb der nachträglich geschichteten Nonresponse-Stichprobe Rechnung getragen. Die entsprechenden Poststratifikationsgewichte waren im Anschluss sowohl im Rahmen der deskriptiven Analysen als auch bei Bildung eines multivariaten statistischen Erklärungsmodells zu verwenden. Die Modellierung der Teilnahmewahrscheinlichkeit erfolgte über binäre logistische Regression und die Ermittlung sogenannter „*propensity scores*“. Dieses Verfahren ermöglicht die Beurteilung originärer Nonresponse-Effekte einzelner Merkmale aus Soziodemografie und Verkehrsverhalten bezüglich ihrer Einflussrichtung und -stärke. Dadurch wird auch ein Vergleich zwischen unterschiedlichen Erklärungsvariablen möglich.

Im Ergebnis der Nonresponse-Analyse ist festzustellen, dass teilweise ein originärer Nonresponse-Effekt – in sehr moderatem Umfang – auftritt, dieser jedoch über das SrV-Standardgewichtungsverfahren mittelbar ausgeglichen wird. Ein Einsatz weiterer Korrekturfaktoren wird nicht empfohlen. Einerseits ist unbekannt, inwieweit die Nonresponse-Ergebnisse bessere Schätzer der Merkmale darstellen. Andererseits sind selbst bei unmittelbarer Berücksichtigung originärer Nonresponse-Effekte bei der Gewichtung der Hauptstudie (*propensity scores*) für die untersuchten Merkmale nur marginale Ergebnisänderungen zu verzeichnen.

Da nicht für alle Nichtantworter entsprechend ausgefüllte Fragebögen vorliegen, entsteht für die verbleibenden Personen wiederum ein Non-

response-Problem. Schwierig wird dieser Sachverhalt insbesondere dann, wenn die Antwort der Nonresponse-Studie in Struktur und Verhalten den Personen der Hauptstudie ähneln, jedoch zu den verbleibenden Nichtantworter kaum Gemeinsamkeiten bestehen. Eine künftige Möglichkeit, dieses Problem zu mindern, könnte sein, Motivationsstrategien insbesondere bei Personengruppen anzusetzen, die in der Stichprobe unterrepräsentiert sind²⁹. Dies erscheint vor allem daher sinnvoll, da die Strategie, alle Nichtteilnehmer 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.

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. Demnach wird lediglich eine Standardgewichtung bestehend aus Transformations- und Anpassungsgewichtung durchgeführt. Auf weitere Korrekturfaktoren wird verzichtet. Es wird davon ausgegangen, dass mit den benannten Maßnahmen die Repräsentativität der Daten in Bezug auf die entsprechende Grundgesamtheit weitgehend sichergestellt ist.

Auch der zehnte 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 TU 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, 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 elften Erhebungsdurchganges zu bearbeiten sein wird. Dieser ist bezüglich der Feldzeit für 2018 vorgesehen. Die Technische Universität Dresden wird mit den entsprechenden Vorbereitungen voraussichtlich im Herbst 2016 beginnen.

²⁹ Vgl. NELLER (2005), S. 32.

6 Literatur

Die Berichte der Technischen Universität Dresden stehen auf den Webseiten des SrV-Projektes zum Abruf bereit: <<http://www.tu-dresden.de/srv2013>>.

AHRENS, G.-A.; HUBRICH, S.; WITTWER, R.; LIEßKE, F. (2015): Datenaufbereitung im Forschungsprojekt „Mobilität in Städten – SrV 2013“. Technische Universität Dresden.

AHRENS, G.-A.; LIEßKE, F.; WITTWER, R.; HUBRICH, S. (2009a): Endbericht zur Verkehrserhebung ‚Mobilität in Städten – SrV 2008‘ und Auswertungen zum SrV-Städtepegel. Technische Universität Dresden.

AHRENS, G.-A.; LIEßKE, F.; WITTWER, R.; HUBRICH, S. (2009b): Nonresponse-Analyse und Gewichtung der Verkehrserhebung ‚Mobilität in Städten – SrV 2008‘. Technische Universität Dresden.

AHRENS, G.-A.; LIEßKE, F.; WITTWER, R.; HUBRICH, S.; WITTIG, S. (2014): Methodenbericht zum Forschungsprojekt „Mobilität in Städten – SrV 2013“. Technische Universität Dresden.

AUST, F.; SCHRÖDER, H. (2009): Sinkende Stichprobenausschöpfung in der Umfrageforschung – ein Bericht aus der Praxis. In: Umfrageforschung. Herausforderungen und Grenzen. Verlag für Sozialwissenschaften, Wiesbaden, S. 195–212.

BREGMAN, L. M. (1967): Ein Beweis der Konvergenz des Verfahrens von G. W. Sheleikhovski für ein Transportproblem mit Beschränkungen. In: Shurnal vycisl. mat. I mat. fiz., Heft 7/1967, S. 147–156.

COUPER, M. P.; KAPTEYN, A.; SCHONLAU, M.; WINTER, J. (2007): Noncoverage and nonresponse in an Internet survey. In: Social Science Research, 36, S. 131–148.

ELLINGER, T.; BEUERMANN, G.; LEISTERN, R. (1998): Operations Research. Springer Verlag, Berlin u. a. O., 280 S.

FIELD, A. (2009): Discovering Statistics Using SPSS. Sage Publications, Los Angeles, 821 S.

HAIR JR, J. F.; BLACK, W. C.; BABIN, B. J.; ANDERSON, R. E. (2009): Multivariate Data Analysis. Prentice Hall, 816 S.

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. In: 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. Heft 5 der Schriftenreihe des Instituts für Verkehrsplanung und Straßenverkehr der TU Dresden, Dresden.

NELLER, K. (2005): Kooperation und Verweigerung: Eine Nonresponse-Studie. In: ZUMA-Nachrichten 57, 29. Jahrgang, Mannheim, S. 9–36,

SCHILLER, C. (2007): Erweiterung der Verkehrsnachfragemodellierung um Aspekte der Raum- und Infrastrukturplanung. Habilitationsschrift, Heft 10 der Schriftenreihe des Instituts für Verkehrsplanung und Straßenverkehr der TU Dresden, Dresden.

SCHNEEKLOTH, U.; LEVEN, I. (2003): Woran bemisst sich eine „Gute“ allgemeine Bevölkerungsumfrage? Analysen zu Ausmaß, Bedeutung und zu den Hintergründen von Nonresponse in zufallsbasierten Stichprobenerhebungen am Beispiel des ALLBUS. In: ZUMA-Nachrichten 53, 27. Jahrgang, Mannheim, S. 16–57.

SCHNELL, R. (2008): Antworten auf Nonresponse. In: Methoden und Instrumente der Sozialwissenschaften. Band 2008/1, Bonn, S. 11-23.

STRECKER, H.; WIEGERT, R. (1994): Stichproben, Erhebungsfehler, Datenqualität. Vandenhoeck und Ruprecht, Göttingen, 246 S.

WERMUTH, M.; WIRTH, R.; NEEF, CH.; 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. Heft 11 der Schriftenreihe des Instituts für Verkehrsplanung und Straßenverkehr der TU Dresden, Dresden.

WITTWER, R. (2014): Zwangsmobilität und Verkehrsmittelorientierung junger Erwachsener: Eine Typologisierung. Heft 16 der Schriftenreihe des Instituts für Verkehrsplanung und Straßenverkehr der TU Dresden, 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
Augsburg	648	119	529	27	325	5	138	34	32,5 %
Bad Homburg	348	40	308	21	201	2	72	12	27,3 %
Bad Orb	479	73	406	33	231	3	111	28	34,2 %
Bad Soden-Salmünster	483	59	424	39	266	3	92	24	27,4 %
Bautzen	392	43	349	15	232	1	86	15	28,9 %
Beelitz/Michendorf/Nuthetal/Seddiner See	324	54	270	2	155	1	85	27	41,5 %
Beetzendorf-Diesdorf	639	67	572	45	376	8	129	14	25,0 %
Berlin	11.537	1.944	9.593	300	6.690	63	1.919	619	26,5 %
Bischofswerda	421	65	356	15	219	0	102	20	34,3 %
Bochum	780	83	697	58	425	7	169	38	29,7 %
Bremen	2.732	504	2.228	84	1.493	7	519	125	28,9 %
Bruchhausen-Vilsen/Grafschaft Hoya/Thedinghausen	499	62	437	21	215	0	168	33	46,0 %
Bruchköbel	450	57	393	44	238	3	87	21	27,5 %
Chemnitz	784	116	668	20	435	3	168	42	31,4 %
Coburg	600	86	514	38	259	3	175	39	41,6 %
Coswig/Radebeul	353	41	312	9	193	2	85	23	34,6 %
Cottbus	587	74	513	11	284	0	188	30	42,5 %
Darmstadt	687	86	601	61	366	7	120	47	27,8 %
Delmenhorst	808	123	685	21	457	1	166	40	30,1 %
Dessau-Roßlau	826	107	719	7	498	2	176	36	29,5 %
Dippoldiswalde	455	62	393	17	267	1	93	15	27,5 %
Dormagen/Jüchen/Korschenbroich/Rommerskirchen	920	101	819	39	478	6	246	50	36,1 %
Dresden	1.632	164	1.468	74	801	7	430	156	39,9 %
Düsseldorf	2.340	344	1.996	142	1.250	11	450	143	29,7 %
Erfurt	851	117	734	38	502	5	150	38	25,6 %
Erkrath	772	105	667	50	379	6	188	44	34,8 %
Frankfurt (Oder)	725	90	635	10	399	3	181	42	35,1 %
Frankfurt am Main	2.582	431	2.151	222	1.367	16	408	138	25,4 %
Freital/Tharandt	415	59	356	13	252	2	75	14	25,0 %
Fulda	577	71	506	41	350	7	82	26	21,3 %
Gera	685	84	601	23	346	4	198	29	37,8 %
Gießen	473	80	393	32	275	2	64	20	21,4 %
Grasberg/Worpswede	347	53	294	15	133	0	120	26	49,7 %
Grevenbroich	813	86	727	27	461	3	180	56	32,5 %
Großenhain	502	64	438	16	299	2	102	19	27,6 %
Haan	719	90	629	23	397	1	159	49	33,1 %
Halle (Saale)	798	131	667	31	405	2	206	23	34,3 %
Hambergen/Osterholz-Scharmbeck	359	44	315	15	185	2	92	21	35,9 %
Heidelberg	1.406	244	1.162	103	622	15	326	96	36,3 %
Heidenau	377	50	327	17	207	2	82	19	30,9 %
Heiligenhaus	755	89	666	31	413	1	184	37	33,2 %
Hilden	1.078	129	949	56	578	7	254	54	32,5 %
Jena	527	69	458	22	234	1	161	40	43,9 %
Kaarst	617	54	563	29	280	5	193	56	44,2 %
Kaiserslautern	725	113	612	40	367	5	166	34	32,7 %
Kamenz	509	75	434	20	285	1	106	22	29,5 %
Kassel	1.209	190	1.019	35	662	4	266	52	31,2 %
Kiel	2.653	360	2.293	125	1.441	25	487	215	30,6 %
Kieler Umland	2.993	352	2.641	119	1.633	11	664	214	33,2 %
Kleinmachnow/Stahnsdorf/Teltow	590	89	501	12	254	2	178	55	46,5 %
Langenfeld	592	73	519	28	288	5	157	41	38,2 %
Leipzig	603	63	540	33	319	5	134	49	33,9 %
Lemwerder	361	39	322	23	164	5	104	26	40,4 %
Ludwigshafen	2.446	387	2.059	216	1.260	15	447	121	27,6 %
Magdeburg	908	108	800	25	477	8	243	47	36,3 %
Mainz	708	111	597	53	351	2	138	53	32,0 %
Mannheim	770	135	635	53	398	6	144	34	28,0 %
Marburg	409	44	365	27	258	0	56	24	21,9 %
Meerbusch	708	86	622	37	356	5	170	54	36,0 %
Meißen	396	59	337	18	224	6	77	12	26,4 %
Mettmann	727	84	643	37	393	3	157	53	32,7 %
Möckern-Loburg-Fläming	629	191	438	44	267	3	107	17	28,3 %
Monheim am Rhein	619	78	541	33	296	7	159	46	37,9 %
Neu Broderstorf/Pastow/Neu Roggentin	418	41	377	10	230	1	112	24	36,1 %
Neu-Anspach	251	24	227	26	116	2	64	19	36,6 %
Neumünster	658	105	553	20	339	5	147	42	34,2 %
Neuss	755	107	648	23	395	1	191	38	35,3 %
Obere Aller	670	81	589	62	381	6	125	15	23,8 %
Offenbach	1.117	203	914	50	687	4	125	48	18,9 %
Osnabrück	635	119	516	13	298	0	167	38	39,7 %
Osnabrücker Umland	683	103	580	17	330	1	193	39	40,0 %
Ottersberg	310	47	263	6	150	2	89	16	39,9 %
Oyten	321	34	287	20	145	2	95	25	41,8 %
Pirna	396	41	355	12	226	1	101	15	32,7 %
Plauen	870	120	750	53	483	1	176	37	28,4 %
Potsdam	1.061	166	895	21	502	5	278	89	41,0 %
Radeberg	367	41	326	16	188	2	106	14	36,8 %
Rattingen	1.233	152	1.081	59	637	8	299	78	34,9 %
Riesa	552	71	481	27	317	2	119	16	28,1 %
Rostock	2.784	349	2.435	146	1.641	8	528	112	26,3 %
Rüsselsheim	436	56	380	20	277	3	58	22	21,1 %
Schlüchtern	458	57	401	44	250	2	87	18	26,2 %
Schwerin	670	84	586	32	356	2	159	37	33,4 %
Stäbelow/Kritzow	420	61	359	5	247	3	84	20	29,0 %
Stuhr	320	53	267	7	145	1	84	30	42,7 %
Südliche Altmark	465	71	394	37	251	4	85	17	25,9 %
Tübingen	2.436	336	2.100	108	1.105	14	639	234	41,6 %
Ulm/Neu-Ulm	2.179	368	1.811	131	1.169	22	369	120	27,0 %
Velbert	809	104	705	51	438	7	166	43	29,6 %
Verden	319	48	271	12	146	2	86	25	41,0 %
Werder (Havel)/Schwielowsee	252	35	217	4	113	0	79	21	46,1 %
Wetzlar	758	100	658	46	403	3	170	36	31,3 %
Weyhe	296	33	263	6	132	0	103	22	47,5 %
Wiesbaden	784	118	666	62	419	6	131	48	26,9 %
Wittenberg	709	77	632	28	355	4	210	35	38,8 %
Wülfrath	774	120	654	56	374	1	190	33	34,1 %
Zwickau	696	87	609	32	377	4	170	26	32,2 %
Summe	89.519	12.863	76.656	4.197	47.753	479	19.124	5.099	31,6 %

Rücklauf für Haushalte mit direkt verfügbarer Telefonnummer

Untersuchungsraum	Auswahl- stichprobe	Stichproben- neutrale Ausfälle	Brutto- stichprobe	Nicht erreicht	Verweigert	Unvoll- ständig	Netto- stichprobe (telefonisch)	Netto- stichprobe (online)	Antwort- quote
Augsburg	1.258	148	1.110	787	69	13	93	148	21,7 %
Bad Homburg	653	59	594	446	34	2	47	65	18,9 %
Bad Orb	784	170	614	470	44	4	57	39	15,6 %
Bad Soden-Salmünster	685	102	583	484	26	4	29	40	11,8 %
Bautzen	684	64	620	456	36	2	54	72	20,3 %
Beelitz/Michendorf/Nuthetal/Seddiner See	602	66	536	371	27	4	58	76	25,0 %
Beetzendorf-Diesdorf	637	70	567	467	36	2	34	28	10,9 %
Berlin	31.732	4.309	27.423	21.405	1.414	223	1.552	2.831	16,0 %
Bischofsverda	757	100	657	516	38	5	44	54	14,9 %
Bochum	1.223	103	1.120	818	75	12	79	136	19,2 %
Bremen	5.508	772	4.736	3.785	292	22	204	433	13,5 %
Bruchhausen-Vilsen/Grafschaft Hoya/Thedinghausen	386	41	345	237	25	0	38	45	24,1 %
Bruchköbel	643	71	572	456	24	1	30	61	15,9 %
Chemnitz	1.555	218	1.337	999	72	7	108	151	19,4 %
Coburg	1.023	145	878	592	65	8	85	128	24,3 %
Coswig/Radebeul	560	67	493	361	26	6	36	64	20,3 %
Cottbus	1.219	114	1.105	788	51	13	128	125	22,9 %
Darmstadt	1.578	225	1.353	1.036	58	19	61	179	17,7 %
Delmenhorst	1.333	145	1.188	918	63	9	86	112	16,7 %
Dessau-Roßlau	1.669	257	1.412	1.102	70	6	118	116	16,6 %
Dippoldiswalde	710	114	596	451	34	6	45	60	17,6 %
Dormagen/Jüchen/Korschenbroich/Rommerskirchen	898	79	819	547	66	6	72	128	24,4 %
Dresden	3.162	330	2.832	1.879	159	35	226	533	26,8 %
Düsseldorf	4.373	684	3.689	2.650	260	41	228	510	20,0 %
Erfurt	1.863	201	1.662	1.310	84	11	112	146	15,5 %
Erkrath	1.072	196	876	614	59	8	66	129	22,3 %
Frankfurt (Oder)	1.435	178	1.257	927	83	10	126	111	18,9 %
Frankfurt am Main	6.248	904	5.344	4.092	312	71	285	584	16,3 %
Freital/Tharandt	872	124	748	584	39	5	47	73	16,0 %
Fulda	897	120	777	629	41	6	40	61	13,0 %
Gera	1.341	166	1.175	845	84	12	114	121	20,0 %
Gießen	1.229	260	969	793	29	9	43	95	14,2 %
Grasberg/Worpswede	269	22	247	169	24	2	21	31	21,1 %
Grevenbroich	922	67	855	613	66	13	67	96	19,1 %
Großenhain	803	85	718	576	43	2	48	49	13,5 %
Haan	867	97	770	516	48	3	79	124	26,4 %
Halle (Saale)	1.264	217	1.047	743	48	8	104	144	23,7 %
Hambbergen/Osterholz-Scharmbeck	493	38	455	347	24	2	26	56	18,0 %
Heidelberg	2.535	460	2.075	1.371	127	26	158	393	26,6 %
Heidenau	828	100	728	563	38	8	48	71	16,3 %
Heiligenhaus	960	111	849	603	52	4	87	103	22,4 %
Hilden	1.724	161	1.563	1.130	102	14	112	205	20,3 %
Jena	1.100	137	963	672	56	17	73	145	22,6 %
Kaarst	617	55	562	362	28	2	66	104	30,2 %
Kaiserslautern	1.346	190	1.156	852	69	10	84	141	19,5 %
Kamenz	673	99	574	445	31	5	44	49	16,2 %
Kassel	2.220	310	1.910	1.449	114	7	119	221	17,8 %
Kiel	5.962	808	5.154	3.633	335	56	405	725	21,9 %
Kieler Umland	4.759	520	4.239	3.022	262	33	378	544	21,8 %
Kleinmachnow/Stahnsdorf/Teltow	683	56	627	411	44	8	58	106	26,2 %
Langenfeld	774	81	693	466	45	8	58	116	25,1 %
Leipzig	1.255	134	1.121	788	71	14	99	149	22,1 %
Lemwerder	377	35	342	233	28	2	35	44	23,1 %
Ludwigshafen	4.421	576	3.845	3.006	201	39	258	341	15,6 %
Magdeburg	2.053	250	1.803	1.223	129	25	171	255	23,6 %
Mainz	1.515	230	1.285	954	67	16	75	173	19,3 %
Mannheim	1.714	363	1.351	986	84	17	85	179	19,5 %
Marburg	1.015	139	876	714	24	13	34	91	14,3 %
Meerbusch	740	77	663	423	52	9	61	118	27,0 %
Meißen	1.096	194	902	726	51	7	63	55	13,1 %
Mettmann	934	110	824	588	59	7	66	104	20,6 %
Möckern-Loburg-Fläming	768	297	471	363	25	4	40	39	16,8 %
Monheim am Rhein	939	88	851	600	61	9	70	111	21,3 %
Neu Broderstorf/Pastow/Neu Roggentin	473	29	444	311	29	7	46	51	21,8 %
Neu-Anspach	397	35	362	237	20	7	32	66	27,1 %
Neumünster	1.614	253	1.361	1.030	95	9	128	99	16,7 %
Neuss	976	113	863	641	43	3	68	108	20,4 %
Obere Aller	740	122	618	503	31	3	46	35	13,1 %
Offenbach	3.736	703	3.033	2.601	154	21	92	165	8,5 %
Osnabrück	1.121	152	969	711	42	5	78	133	21,8 %
Osnabrücker Umland	680	53	627	466	29	7	46	79	19,9 %
Ottersberg	316	24	292	190	22	1	33	46	27,1 %
Oyten	282	29	253	162	21	0	29	41	27,7 %
Pirna	696	88	608	463	40	3	47	55	16,8 %
Plauen	1.555	184	1.371	1.045	85	2	116	123	17,4 %
Potsdam	2.365	252	2.113	1.458	100	20	203	332	25,3 %
Radeberg	610	75	535	405	32	6	43	49	17,2 %
Ratingen	1.657	157	1.500	1.030	114	17	123	216	22,6 %
Riesa	942	97	845	705	35	4	55	46	12,0 %
Rostock	5.803	699	5.104	3.982	276	29	347	470	16,0 %
Rüsselsheim	1.128	160	968	800	42	10	45	71	12,0 %
Schlichtern	652	119	533	427	23	4	34	45	14,8 %
Schwerin	1.540	197	1.343	995	70	14	131	133	19,7 %
Stäbelow/Kritzow	652	51	601	462	25	6	41	67	18,0 %
Stuhr	328	33	295	196	31	1	25	42	22,7 %
Südliche Altmark	661	88	573	444	31	3	56	39	16,6 %
Tübingen	5.035	837	4.198	2.741	239	47	298	873	27,9 %
Ulm/Neu-Ulm	4.744	652	4.092	3.090	232	47	271	452	17,7 %
Velbert	1.113	127	986	731	70	6	70	109	18,2 %
Verden	425	45	380	261	16	3	43	57	26,3 %
Werder (Havel)/Schwielowsee	400	29	371	238	26	4	43	60	27,8 %
Wetzlar	1.368	176	1.192	905	86	8	91	102	16,2 %
Weyhe	249	26	223	131	18	3	21	50	31,8 %
Wiesbaden	1.640	286	1.354	1.040	59	16	66	173	17,7 %
Wittenberg	977	103	874	607	66	7	118	76	22,2 %
Wülfrath	1.019	134	885	616	68	7	75	119	21,9 %
Zwickau	1.273	142	1.131	802	73	7	116	133	22,0 %
Summe	171.382	22.979	148.403	110.788	8.546	1.309	10.513	17.251	18,7 %

Rücklauf für Haushalte ohne direkt verfügbare Telefonnummer

Untersuchungsraum	Auswahl- stichprobe	Stichproben- neutrale Ausfälle	Brutto- stichprobe	Nicht erreicht	Verweigert	Unvoll- ständig	Netto- stichprobe (telefonisch)	Netto- stichprobe (online)	Antwort- quote
Augsburg	1.906	267	1.639	814	394	18	231	182	25,2 %
Bad Homburg	1.001	99	902	467	235	4	119	77	21,7 %
Bad Orb	1.263	243	1.020	503	275	7	168	67	23,0 %
Bad Soden-Salmünster	1.168	161	1.007	523	292	7	121	64	18,4 %
Bautzen	1.076	107	969	471	268	3	140	87	23,4 %
Beelitz/Michendorf/Nuthetal/Seddiner See	926	120	806	373	182	5	143	103	30,5 %
Beetzendorf-Diesdorf	1.276	137	1.139	512	412	10	163	42	18,0 %
Berlin	43.269	6.253	37.016	21.705	8.104	286	3.471	3.450	18,7 %
Bischofsverda	1.178	165	1.013	531	257	5	146	74	21,7 %
Bochum	2.003	186	1.817	876	500	19	248	174	23,2 %
Bremen	8.240	1.276	6.964	3.869	1.785	29	723	558	18,4 %
Bruchhausen-Vilsen/Grafschaft Hoya/Thedinghausen	885	103	782	258	240	0	206	78	36,3 %
Bruchköbel	1.093	128	965	500	262	4	117	82	20,6 %
Chemnitz	2.339	334	2.005	1.019	507	10	276	193	23,4 %
Coburg	1.623	231	1.392	630	324	11	260	167	30,7 %
Coswig/Radebeul	913	108	805	370	219	8	121	87	25,8 %
Cottbus	1.806	188	1.618	799	335	13	316	155	29,1 %
Darmstadt	2.265	311	1.954	1.097	424	26	181	226	20,8 %
Delmenhorst	2.141	268	1.873	939	520	10	252	152	21,6 %
Dessau-Roßlau	2.495	364	2.131	1.109	568	8	294	152	20,9 %
Dippoldiswalde	1.165	176	989	468	301	7	138	75	21,5 %
Dormagen/Jüchen/Korschenbroich/Rommerskirchen	1.818	180	1.638	586	544	12	318	178	30,3 %
Dresden	4.794	494	4.300	1.953	960	42	656	689	31,3 %
Düsseldorf	6.713	1.028	5.685	2.792	1.510	52	678	653	23,4 %
Erfurt	2.714	318	2.396	1.348	586	16	262	184	18,6 %
Erkrath	1.844	301	1.543	664	438	14	254	173	27,7 %
Frankfurt (Oder)	2.160	268	1.892	937	482	13	307	153	24,3 %
Frankfurt am Main	8.830	1.335	7.495	4.314	1.679	87	693	722	18,9 %
Freital/Tharandt	1.287	183	1.104	597	291	7	122	87	18,9 %
Fulda	1.474	191	1.283	670	391	13	122	87	16,3 %
Gera	2.026	250	1.776	868	430	16	312	150	26,0 %
Gießen	1.702	340	1.362	825	304	11	107	115	16,3 %
Grasberg/Worpswede	616	75	541	184	157	2	141	57	36,6 %
Grevenbroich	1.735	153	1.582	640	527	16	247	152	25,2 %
Großenhain	1.305	149	1.156	592	342	4	150	68	18,9 %
Haan	1.586	187	1.399	539	445	4	238	173	29,4 %
Halle (Saale)	2.062	348	1.714	774	453	10	310	167	27,8 %
Hambbergen/Osterholz-Scharmbeck	852	82	770	362	209	4	118	77	25,3 %
Heidelberg	3.941	704	3.237	1.474	749	41	484	489	30,1 %
Heidenau	1.205	150	1.055	580	245	10	130	90	20,9 %
Heiligenhaus	1.715	200	1.515	634	465	5	271	140	27,1 %
Hilden	2.802	290	2.512	1.186	680	21	366	259	24,9 %
Jena	1.627	206	1.421	694	290	18	234	185	29,5 %
Kaarst	1.234	109	1.125	391	308	7	259	160	37,2 %
Kaiserslautern	2.071	303	1.768	892	436	15	250	175	24,0 %
Kamenz	1.182	174	1.008	465	316	6	150	71	21,9 %
Kassel	3.429	500	2.929	1.484	776	11	385	273	22,5 %
Kiel	8.615	1.168	7.447	3.758	1.776	81	892	940	24,6 %
Kieler Umland	7.752	872	6.880	3.141	1.895	44	1.042	758	26,2 %
Kleinmachnow/Stahnsdorf/Teltow	1.273	145	1.128	423	298	10	236	161	35,2 %
Langenfeld	1.366	154	1.212	494	333	13	215	157	30,7 %
Leipzig	1.858	197	1.661	821	390	19	233	198	25,9 %
Lemwerder	738	74	664	256	192	7	139	70	31,5 %
Ludwigshafen	6.867	963	5.904	3.222	1.461	54	705	462	19,8 %
Magdeburg	2.961	358	2.603	1.248	606	33	414	302	27,5 %
Mainz	2.223	341	1.882	1.007	418	18	213	226	23,3 %
Mannheim	2.484	498	1.986	1.039	482	23	229	213	22,3 %
Marburg	1.424	183	1.241	741	282	13	90	115	16,5 %
Meerbusch	1.448	163	1.285	460	408	14	231	172	31,4 %
Meißen	1.492	253	1.239	744	275	13	140	67	16,7 %
Mettmann	1.661	194	1.467	625	452	10	223	157	25,9 %
Möckern-Loburg-Fläming	1.397	488	909	407	292	7	147	56	22,3 %
Monheim am Rhein	1.558	166	1.392	633	357	16	229	157	27,7 %
Neu Broderstorf/Pastow/Neu Roggentin	891	70	821	321	259	8	158	75	28,4 %
Neu-Anspach	648	59	589	263	136	9	96	85	30,7 %
Neumünster	2.272	358	1.914	1.050	434	14	275	141	21,7 %
Neuss	1.731	220	1.511	664	438	4	259	146	26,8 %
Obere Aller	1.410	203	1.207	565	412	9	171	50	18,3 %
Offenbach	4.853	906	3.947	2.651	841	25	217	213	10,9 %
Osnabrück	1.756	271	1.485	724	340	5	245	171	28,0 %
Osnabrücker Umland	1.363	156	1.207	483	359	8	239	118	29,6 %
Ottersberg	626	71	555	196	172	3	122	62	33,2 %
Oyten	603	63	540	182	166	2	124	66	35,2 %
Pirna	1.092	129	963	475	266	4	148	70	22,6 %
Plauen	2.425	304	2.121	1.098	568	3	292	160	21,3 %
Potsdam	3.426	418	3.008	1.479	602	25	481	421	30,0 %
Radeberg	977	116	861	421	220	8	149	63	24,6 %
Ratingen	2.890	309	2.581	1.089	751	25	422	294	27,7 %
Riesa	1.494	168	1.326	732	352	6	174	62	17,8 %
Rostock	8.587	1.048	7.539	4.128	1.917	37	875	582	19,3 %
Rüsselsheim	1.564	216	1.348	820	319	13	103	93	14,5 %
Schlichtern	1.110	176	934	471	273	6	121	63	19,7 %
Schwerin	2.210	281	1.929	1.027	426	16	290	170	23,8 %
Stäbelow/Kritzow	1.072	112	960	467	272	9	125	87	22,1 %
Stuhr	648	86	562	203	176	2	109	72	32,2 %
Südliche Altmark	1.126	159	967	481	282	7	141	56	20,4 %
Tübingen	7.471	1.173	6.298	2.849	1.344	61	937	1.107	32,5 %
Ulm/Neu-Ulm	6.923	1.020	5.903	3.221	1.401	69	640	572	20,5 %
Velbert	1.922	231	1.691	782	508	13	236	152	22,9 %
Verden	744	93	651	273	162	5	129	82	32,4 %
Werder (Havel)/Schwielowsee	652	64	588	242	139	4	122	81	34,5 %
Wetzlar	2.126	276	1.850	951	489	11	261	138	21,6 %
Weyhe	545	59	486	137	150	3	124	72	40,3 %
Wiesbaden	2.424	404	2.020	1.102	478	22	197	221	20,7 %
Wittenberg	1.686	180	1.506	635	421	11	328	111	29,2 %
Wülfrath	1.793	254	1.539	672	442	8	265	152	27,1 %
Zwickau	1.969	229	1.740	834	450	11	286	159	25,6 %
Summe	260.901	35.842	225.059	114.985	56.299	1.788	29.637	22.350	23,1 %

Rücklauf für alle Haushalte (mit und ohne direkt verfügbare Telefonnummer)