



NEPS Working Papers

Carolin Hoch

Die Determinanten der Panelmortalität: Eine
Analyse am Beispiel des Nationalen
Bildungspanels

NEPS Working Paper No. 26

Bamberg, May 2013

SPONSORED BY THE



**Federal Ministry
of Education
and Research**

Working Papers of the German National Educational Panel Study (NEPS)

at the University of Bamberg

The NEPS Working Papers publish articles, expertises, and findings related to the German National Educational Panel Study (NEPS).

The NEPS Working Papers are edited by a board of researchers representing the wide range of disciplines covered by NEPS. The series started in 2011.

Papers appear in this series as work in progress and may also appear elsewhere. They often represent preliminary studies and are circulated to encourage discussion. Citation of such a paper should account for its provisional character.

Any opinions expressed in this series are those of the author(s) and not those of the NEPS Consortium.

The NEPS Working Papers are available at

<http://www.uni-bamberg.de/neps/publikationen/neps-working-papers/>

Editorial Board:

Jutta Allmendinger, WZB Berlin

Cordula Artelt, University of Bamberg

Jürgen Baumert, MPIB Berlin

Hans-Peter Blossfeld, EUI Florence

Wilfried Bos, University of Dortmund

Edith Braun, HIS Hannover

Claus H. Carstensen, University of Bamberg

Henriette Engelhardt-Wölfler, University of Bamberg

Johannes Giesecke, University of Bamberg

Frank Kalter, University of Mannheim

Corinna Kleinert, IAB Nürnberg

Eckhard Klieme, DIPF Frankfurt

Cornelia Kristen, University of Bamberg

Wolfgang Ludwig-Mayerhofer, University of Siegen

Thomas Martens, DIPF Frankfurt

Manfred Prenzel, TU Munich

Susanne Rässler, University of Bamberg

Marc Rittberger, DIPF Frankfurt

Hans-Günther Roßbach, University of Bamberg

Hildegard Schaeper, HIS Hannover

Thorsten Schneider, University of Leipzig

Heike Solga, WZB Berlin

Petra Stanat, IQB Berlin

Volker Stocké, University of Kassel

Olaf Struck, University of Bamberg

Ulrich Trautwein, University of Tübingen

Jutta von Maurice, University of Bamberg

Sabine Weinert, University of Bamberg

Contact: German National Educational Panel Study (NEPS) – University of Bamberg –
96045 Bamberg – Germany – contact.neps@uni-bamberg.de

Die Determinanten der Panelmortalität: Eine Analyse am Beispiel des Nationalen Bildungspanels

Carolin Hoch, Otto-Friedrich-Universität Bamberg¹

E-Mail-Adresse der Autorin:

carolin.hoch@zq.uni-mainz.de

Bibliographische Angaben:

Hoch, C. (2013). Die Determinanten der Panelmortalität: Eine Analyse am Beispiel des Nationalen Bildungspanels (NEPS Working Paper No. 26). Bamberg: Otto-Friedrich-Universität, Nationales Bildungspanel.

Diese Arbeit entstand in enger Abstimmung und Zusammenarbeit von Säule 5 (Leitung: Prof. Dr. Johannes Giesecke) und dem Datenzentrum des Nationalen Bildungspanels (Leitung: Dr. Jan Skopek) mit dem Ziel der Qualitätsverbesserung der NEPS-Dateninfrastruktur. Die Arbeit basiert auf einer Abschlussarbeit zu selbigem Thema, welche von der Verfasserin an der Otto-Friedrich-Universität Bamberg zum Erlangen des akademischen Grades „Diplom-Soziologin“ angefertigt wurde.

¹ Jetzt: Zentrum für Qualitätssicherung und -entwicklung, Johannes Gutenberg Universität Mainz

Die Determinanten der Panelmortalität: Eine Analyse am Beispiel des Nationalen Bildungspanels

Zusammenfassung

Die vorliegende Arbeit beschäftigt sich mit den Determinanten der Panelmortalität. Im Vordergrund stehen dabei sowohl Merkmale des Befragten wie auch situative Einflüsse. Beleuchtet werden dabei, die Soziodemographie und die Kooperationsbereitschaft des Befragten, Interviewermerkmale, das Design der Erhebung und die Teilnahmelänge. Ziel ist es, ein Modell aufzustellen, das dabei behilflich ist, Panelmortalität besser verstehen zu können. Zu diesem Zweck werden nicht nur die Einflüsse untersucht, die die Teilnahme bedingen, sondern es werden zusätzlich unterschiedliche Ausfallcodes untersucht. Im Zentrum stehen dabei die Verweigerung und die Nicht-Erreichbarkeit. Zur Beantwortung der Fragen werden die ersten beiden Wellen der Startkohorte 6 des Nationalen Bildungspanels herangezogen. Im Ergebnis zeigt sich, dass es sich bei der Panelmortalität um ein vielschichtiges Phänomen handelt, welches durch ein Zusammenspiel unterschiedlichster Merkmale determiniert wird. Der häufigste Ausfallgrund nach der ersten Welle ist die Verweigerung, dicht gefolgt von der Nicht-Erreichbarkeit. Bei beiden Ausfallgründen konnten unterschiedliche Ursachen herausgearbeitet werden.

Schlagworte

Panelmortalität, Ausfall, Teilnahme, Verweigerung, Nicht-Erreichbarkeit

Abstract

The present paper deals with the determinants of panel attrition. The focus of this study deals with respondents' characteristics as well as situational influences. This analysis includes socio-demographic aspects and the level of cooperation of the respondent, characteristics of the interviewer, the survey design and the length of participation in a panel study. The aim is to set up a model that helps to understand panel attrition. With the intention of achieving this not only the influences of participation in a panel are taken into account, but also different drop-out codes are subjected to examination. Special attention throughout this enquiry is given to refusal and non-availability. In order to answer these questions, the first two waves of the National Educational Panel Study starting cohort 6 are used. The results of this analysis show that panel attrition is a multi-dimensional phenomenon that is determined by the interaction of a variety of characteristics. The most frequent reason for leaving the panel, after the first wave, is refusal, closely followed by non-availability. Thereby, both drop-out codes are determined through different aspects.

Keywords

panel attrition, drop-out, participation, refusal, non-availability

Inhaltsverzeichnis

1.	Einleitung und Problemstellung	4
2.	Panelanalyse im Überblick.....	5
3.	Zum Problem der Panelmortalität.....	8
3.1	Besonderheiten in der Datenstruktur und Datenerhebung	9
3.2	Differenzierung zwischen verschiedenen Ausfalltypen	10
3.3	Folgen der Panelmortalität	12
4.	Theoretische Ansätze und empirische Befunde.....	13
4.1	Der Befragte als Ursache.....	13
4.1.1	Die Soziodemographie des Befragten	14
4.1.2	Kooperationsbereitschaft und Interesse des Befragten.....	15
4.2	Situative Bedingungen als Ursache.....	16
4.2.1	Interviewermerkmale	17
4.2.2	Erhebungsdesign.....	18
5.	Hypothesen.....	19
6.	Datengrundlage, Operationalisierung und methodisches Vorgehen.....	22
6.1	Das Nationale Bildungspanel	22
6.2	Verwendung der Daten.....	25
6.3	Operationalisierung	26
6.3.1	Abhängige Variablen.....	26
6.3.2	Unabhängige Variablen	29
7.	Ergebnisse.....	35
7.1	Bivariate Analyse.....	35
7.1.1	Soziodemographie und Kooperationsbereitschaft.....	37
7.1.2	Interviewermerkmale	41
7.1.3	Erhebungsdesign und Teilnahmelänge.....	42
7.1.4	Zusammenfassung	42
7.2	Multivariate Analyse	43
7.2.1	Die Determinanten der Panelteilnahme.....	44
7.2.2	Die Determinanten für verschiedene Ausfallursachen	56
7.3	Zusammenfassung der Ergebnisse.....	66
8.	Schlussbemerkung.....	68
	Literatur.....	70
	Anhang	75

1. Einleitung und Problemstellung

Panelanalysen erhalten immer mehr Einzug in den sozialwissenschaftlichen Forschungsalltag. Aufgrund ihrer besonderen Datenstruktur ermöglichen sie, nicht nur die Informationen zum Erhebungszeitpunkt festzuhalten, sondern auch Zustandswechsel, Verläufe oder kausale Beziehungen abzubilden. Prozesse müssen dabei nicht explizit erfragt werden, sondern ergeben sich durch die besondere Datenstruktur. Das Besondere ist, dass „[...] Panel [...] mehr als alle anderen Ansätze die Aufgabe haben, Wandel zu messen und [...] dennoch ohne explizite Fragen zum Wandel aus[kommen]“ (Hansen, 1982, S. 9). Dies ist darin begründet, dass Befragte nicht nur einmal interviewt werden, sondern wiederholt zu unterschiedlichen Zeitpunkten. Sozialwissenschaftliche Phänomene können somit noch detaillierter analysiert werden, da Panel die Möglichkeit bieten, Entscheidungen der Befragten zu untersuchen, aber auch Prozesse wie den Übergang vom Bildungssystem in den Arbeitsmarkt oder die Rückkehr nach der Familiengründung ins Berufsleben. Grundlage für die Erhebung detaillierter Lebensverläufe ist die Teilnahmebereitschaft der Individuen am Panel. Rückschlüsse sind nur dann möglich, wenn die Prozesse nahezu lückenlos erhoben werden können. Dafür ist es notwendig, dass Befragte dauerhaft im Panel verweilen. Dies ist meist jedoch nicht gewährleistet, da Befragte verziehen oder versterben können oder schlicht keine Zeit oder kein Interesse mehr haben, an den Befragungen teilzunehmen. Unproblematisch sind Ausfälle dann, wenn sie rein zufällig auftreten. In diesem Fall ist lediglich die Größe der Stichprobe betroffen, was sich jedoch nicht negativ auf die Zusammensetzung dieser auswirkt. In den meisten Fällen liegt hinter den Ausfällen jedoch eine Systematik, die die Qualität der Daten enorm beeinflussen kann. Scheiden Individuen im Verlauf des Panels aus, wird von sogenannter *Panelmortalität* gesprochen. Diese ist dann nicht unerheblich, wenn bestimmte Individuen das Panel verlassen. Dies kann zur Folge haben, dass bestimmte Personengruppen in der Stichprobe überrepräsentiert werden und Ergebnisse somit möglicherweise falsche Tatsachen widerspiegeln. Um die Qualität der Paneldaten einstufen zu können, ist es demnach wichtig zu wissen, ob bestimmte Individuen das Panel verlassen und warum bestimmte Individuen ein erhöhtes Risiko tragen, aus dem Panel auszuschneiden. Ziel dieser Arbeit ist deswegen, die Mechanismen hinter der Panelmortalität aufzudecken. Die zentrale Frage ist, welche Bedingungen ursächlich dafür sind, dass Individuen das Panel frühzeitig verlassen. Untersucht werden dabei sowohl situative als auch personenbezogene Merkmale. Ersteres bezieht sich vor allem auf die Interviewsituation, letzteres darauf, ob bestimmte Personengruppen ein erhöhtes Risiko tragen, das Panel zu verlassen.

Um diese Fragen zu beantworten, wird zunächst ein theoretischer Überblick über die Panelanalyse und die Panelmortalität gegeben. Zunächst wird dabei auf Vor- und Nachteile der Panelanalyse eingegangen. Daran anschließend werden verschiedene Ausfallgründe und Folgen der Panelmortalität erläutert. Nach der Klärung der zentralen Begriffe wird der bisherige Forschungsstand dargelegt, um einen ersten Einblick davon zu erhalten, welche Faktoren ursächlich für das Ausscheiden bestimmter Personen aus dem Panel sind. Daran anschließend werden eigene Hypothesen aufgestellt. Um diese überprüfen zu können, werden die ersten beiden Wellen der Startkohorte 6 des Nationalen Bildungspanels herangezogen. Zunächst werden bivariate Zusammenhänge ermittelt, um erste Erkenntnisse über die Wirkung verschiedener Faktoren zu erhalten. Multivariat schließen sich daran zwei Analysen an. Erst werden die Determinanten der Panelmortalität allgemein beleuchtet. Hier geht es darum zu untersuchen, unter welchen Bedingungen Individuen im Panel verweilen.

Im zweiten Schritt werden verschiedene Ausfallcodes analysiert. Im Zentrum stehen dabei die Nicht-Erreichbarkeit und die Verweigerung. Untersucht wird hier, welche Bedingungen dazu führen, dass ein Individuum eher verweigert als teilnimmt, oder unter welchen Bedingungen ein Individuum eher aufgrund von Nicht-Erreichbarkeit aus dem Panel fällt.

2. Panelanalyse im Überblick

Finden Erhebungen zu mehreren Zeitpunkten unter Verwendung derselben Messinstrumente und hinsichtlich der gleichen Problemstellung statt, wird von *längsschnittlicher* Datenerhebung gesprochen (Kromrey, 2006, S. 537). Die Befragung zu mehreren Zeitpunkten bietet - im Gegensatz zur *querschnittlichen* Forschung, bei der Individuen nur einmalig befragt werden - den Vorteil, dass nicht nur die Daten zum Erhebungszeitpunkt einer Befragung vorliegen, sondern auch Vergangenes oder Zukünftiges erfasst werden kann. Zwar gibt es durch retrospektive Elemente in der querschnittlichen Datenerhebung die Möglichkeit, vergangene Episoden, Ereignisse oder Zustände zu erheben, jedoch ist es nur mit längsschnittlicher Forschung möglich, auch Zukünftiges zu messen. Einer der wesentlichen Vorteile, der durch die Messung zu unterschiedlichen Zeitpunkten entsteht, ist die Analyse von Kausalitäten. In Querschnitten ist es lediglich möglich, Zusammenhänge zwischen Variablen zu messen. Um aber feststellen zu können, ob dieser Zusammenhang auch kausal ist, müssen zusätzlich zwei weitere Aspekte erfüllt sein: Zum einen darf der Zusammenhang kein Scheinzusammenhang² sein und zum anderen muss eine der Variablen der anderen Variablen zeitlich vorgelagert sein (Frees, 2006, S. 11). Die Klärung eines Scheinzusammenhangs ist bereits im Querschnitt möglich. Jedoch kann nur mit einer längsschnittlichen Analyse festgestellt werden, welches Ereignis zuerst eingetreten ist.³ So ist zwar in einem Querschnitt beispielsweise feststellbar, dass ein Zusammenhang zwischen der Ehe und Kindern im Haushalt besteht, jedoch ist nicht bekannt, welches Ereignis das andere beeinflusst, d. h., ob die Ehe aufgrund des Vorhandenseins von Kindern geschlossen wurde oder ob sich erst dann für Kinder entschieden wurde, als die Ehe bereits geschlossen war. Da in einem Panel die Ereignisse jedoch zeitlich erfasst werden, ist es möglich herauszuarbeiten, welches Ereignis die Ursache und welches die Wirkung ist.

Bekannte Methoden der längsschnittlichen Datenerhebung sind zum einen die *Trendanalyse*, bei der verschiedene Individuen zu verschiedenen Zeitpunkten untersucht werden, und zum anderen *Panelanalysen*, bei denen dieselben Individuen zu verschiedenen Zeitpunkten befragt werden (Paier, 2010, S. 45). Als Erhebungseinheiten müssen dabei nicht einzelne Personen im Mittelpunkt stehen. Befragt werden können auch ganze Familien, Haushalte, Wohnungen, Unternehmenssektoren oder Betriebe. Der wesentliche Nachteil der Trend- im Vergleich zur Panelforschung liegt darin, dass es Trends nicht ermöglichen, individuelle Verläufe nachzuvollziehen, da immer wieder neue Personen befragt werden. Trotz dieses Nachteils lassen sich jedoch im Aggregat bereits gesamtgesellschaftliche Veränderungen analysieren. Durch die Mehrfachbefragung der gleichen Individuen in Panelanalysen ist es zusätzlich einfacher, Dauern, Zeitpunkte und Häufigkeiten, aber auch

² Ein Scheinzusammenhang besteht dann, wenn die beobachtete Korrelation zwischen zwei Variablen x und y nicht tatsächlich besteht, sondern durch eine oder mehrere Drittvariablen z , die sowohl mit x als auch mit y zusammenhängen, hervorgerufen wird (Kopp & Lois, 2012, S. 137).

³ Die Reihenfolge von Ereignissen ist auch durch retrospektive Elemente messbar. In einem reinen Querschnitt, in dem lediglich die Zustände zum Befragungszeitraum erhoben werden, jedoch nicht.

Stabilitäten und Instabilitäten zu messen. Da bei Panelbefragungen Informationen von denselben Individuen zu verschiedenen Zeitpunkten vorliegen, bieten sie außerdem den Vorteil, dass nicht nur Nettoveränderungen, sondern auch Bruttoveränderungen herausgearbeitet werden können (Lynn, 2009, S. 5). Unter Nettoveränderungen werden die Veränderungen zwischen zwei Zeitpunkten verstanden, beispielsweise ein Anstieg der Arbeitslosenquote von 5% auf 7% innerhalb von zwei Jahren. Bruttoveränderungen spiegeln zusätzlich Veränderungen in der Zusammensetzung der betroffenen Gruppen wider. So kann es beispielsweise sein, dass immer dieselben Individuen arbeitslos waren oder die Betroffenen schnell wieder in den Arbeitsmarkt gefunden haben, gleichzeitig jedoch andere ihren Job verloren. Dies kann bei der Analyse sozialer, wirtschaftlicher oder politischer Phänomene einen entscheidenden Unterschied machen. Mithilfe eines Panels kann somit nicht nur herausgearbeitet werden, dass sich etwas verändert, sondern auch in welche Richtung und für welche Gruppen von Personen sich etwas über die Zeit hinweg ändert.

Das erhöhte Informationspotenzial zeigt sich jedoch nicht nur bei der Analyse von Paneldaten, sondern auch bei der Datensammlung. So ist es bei Panelerhebungen beispielsweise bedeutend leichter Geschichten zu rekonstruieren als bei retrospektiven Befragungen (Lynn, 2009, S. 6). Bei retrospektiven Befragungen wird versucht, mithilfe einer Erhebung komplette Lebensverläufe rückwirkend zu konstruieren. Bei Panelbefragungen wird jedoch versucht, mithilfe mehrerer Befragungen zu verschiedenen Zeitpunkten Ereignisse so abzufragen, dass sich automatisch Lebensverläufe ergeben. Folglich werden bei Panelbefragungen deutlich kürzere Zeiträume erfragt. Jedoch werden in der Summe deutlich mehr Informationen gesammelt. Der Informationsgehalt ist bei Paneldaten somit höher als bei retrospektiv erhobenen Daten. Der Informationsverlust in retrospektiven Befragungen ist vor allem durch Erinnerungsprobleme determiniert. Je länger ein Ereignis zurückliegt, desto schwieriger ist es für den Befragten, es zeitlich genau einzuordnen, die Reihenfolge von Ereignissen zu bestimmen oder sich überhaupt an Ereignisse zu erinnern.

Zusätzlich bieten Panel den Vorteil, dass Erwartungen, Absichten und Einstellungen besser messbar sind (Lynn, 2009, S. 7). Grundsätzlich können diese zwar auch in anderen Erhebungsformen gemessen werden, jedoch sind vor allem aus zwei Gründen Panel dazu am besten geeignet: Zum einen ist wieder die Zeitnähe zu den jeweiligen Ereignissen zu nennen. Erwartungen, Absichten und Einstellungen sind keine festen Zustände, sondern können sich im Zeitverlauf ändern. So werden die Dinge rückwirkend oft anders beurteilt als zu einem gegebenen Zeitpunkt. So wäre es denkbar, dass jemand in jungen Jahren der Ehe eher skeptisch gegenübersteht, diese Skepsis im Laufe des Lebens jedoch ablegt. Würde man die Einstellung zur Ehe nachträglich erfassen, ist es fraglich, ob man die Skepsis in jungen Jahren noch messen würde oder der Befragte sich grundsätzlich eher positiv zur Ehe äußern würde. Dies liegt jedoch nicht nur zwangsläufig daran, dass nachträglich Ereignisse geschönt oder geglättet werden, sondern auch daran, dass Befragte sich an das ursprüngliche Gefühl möglicherweise nicht mehr erinnern. Ein anderer Grund für die besondere Eignung von Panels für Erwartungen, Absichten und Einstellungen liegt darin, dass die eventuellen Resultate in späteren Wellen gemessen und überprüft werden können (Lynn, 2009, S. 8). Äußern Befragte sich z. B. in einer früheren Welle über Kinderwünsche, den Wunsch nach einem besser bezahlten Job oder mehr Freizeit, kann in späteren Wellen überprüft werden, ob diese Ereignisse eingetreten sind und unter welchen Umständen die Befragten diese Erwartungen und Wünsche erfüllen konnten.

Panelanalysen bergen somit ein enormes Analysepotenzial. Gleichzeitig bringt die Mehrfachbefragung von Individuen jedoch auch Probleme mit sich, die in anderen Erhebungsformen nicht vorkommen und möglicherweise einen erheblichen Einfluss auf die Qualität der Daten und damit der Ergebnisse haben. Durch die wiederholte Befragung kann es z. B. dazu kommen, dass Befragte ihre Antwort an Antworten aus vorherigen Wellen anpassen oder ihr Antwortverhalten ändern (Yan, 2008, S. 2f.). Dieser Prozess wird als *Panel Conditioning* bezeichnet. Dies kann verschiedene Ursachen haben. Zu nennen sind jedoch hauptsächlich zwei Auslöser: Entweder ändern Befragte ihr Verhalten tatsächlich, und zwar weil sie durch das Beantworten einer spezifischen Frage den Anstoß bekommen haben, etwas zu ändern. Oder die Befragten lügen, da sie nicht zugeben möchten, dass sich immer noch nichts geändert hat. So könnte es beispielsweise sein, dass Befragte, die zu einem Erhebungszeitpunkt arbeitslos waren, nach der Befragung versuchen, einen neuen Job zu ergreifen, da die Befragung einen Anreiz dafür gegeben hat. Auf der anderen Seite wäre es denkbar, dass es den Befragten zu einem späteren Befragungszeitpunkt peinlich ist, wieder zugeben zu müssen, arbeitslos zu sein, und daher behaupten, einen neuen Job zu haben, ohne tatsächlich einem neuen Job nachzugehen. Beide Änderungen sind jedoch keine echten Veränderungen. Lügt der Befragte, findet in Wirklichkeit gar keine Änderung statt. Verändert sich das Verhalten des Befragten jedoch nur dadurch, dass er zuvor schon einmal an der Umfrage teilgenommen hat, ist diese Änderung nicht auf die Grundgesamtheit übertragbar, da diese dem Reiz einer vorhergehenden Befragung nicht ausgesetzt war. Somit besteht das Risiko, dass in Panelbefragungen Ereigniswechsel gemessen werden, die so in der Grundgesamtheit nicht auftreten.

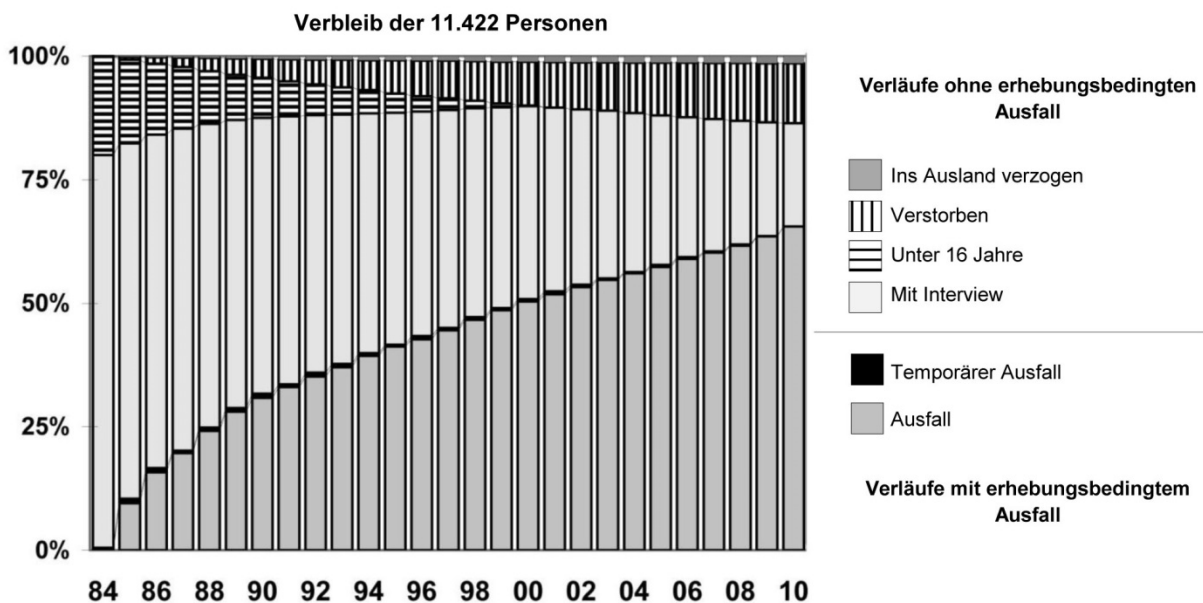


Abbildung 1: Alle Stammpersonen der 1. Welle des SOEP (Teilstichprobe A). Entwicklung bis Welle 27. (entnommen aus Kroh, 2011, S. 12)

Neben weiteren Problemen wie dem enormen Aufwand und den hohen Kosten, die bei Panelanalysen entstehen, spielt auch die Wiedererreichbarkeit und die Kooperation von Befragten innerhalb eines Panels eine große Rolle. Können Panelteilnehmer nicht mehr erreicht werden oder haben sie kein Interesse mehr, an den Befragungen teilzunehmen, können diese Lebensläufe nicht weiter erforscht werden, was mit erheblichem Informations-

verlust verbunden sein kann. Abbildung 1 spiegelt die Entwicklung der Panelausfälle in der Teilstichprobe A⁴ des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) von der 1. bis zur 27. Welle wider. Der Fokus liegt hierbei auf Stammpersonen⁵. Auffällig ist, dass von 1984 bis 2010 fast 76% der Stammpersonen aus dem Panel ausgeschieden sind (davon sind 13% verstorben oder ins Ausland verzogen) und nur noch ca. 24% der Befragten der 1. Welle in der 27. Welle teilnehmen. Nur wenn in jeder Welle genügend Individuen an der Befragung teilnehmen, kann das enorme Informationspotenzial, das durch das besondere Design der Panelerhebung entsteht, auch ausgeschöpft werden. Ohne die Teilnahme der Befragten in mehreren Wellen ist es auch mit Paneldaten nicht möglich, individuelle Veränderungen herauszuarbeiten. Diese Problematik soll im Folgenden näher beleuchtet werden.

3. Zum Problem der Panelmortalität

Ausfälle können sich in sozialwissenschaftlichen Erhebungen auf zweierlei Art und Weise äußern: durch *Itemnonresponse* und durch *Unitnonresponse*. Unter *Itemnonresponse* wird das Fehlen einzelner Angaben verstanden. Sie entsteht dann, wenn Individuen einzelne Fragen nicht beantworten (Bethlehem et al., 2011, S. 418). Von *Unitnonresponse* wird dann gesprochen, wenn Befragte gar nicht erst an einer Umfrage teilnehmen. Somit fehlen nicht nur Informationen, sondern es liegen gar keine vor (Schnell et al., 2011, S. 300). Beim Umgang mit Paneln kann *Unitnonresponse* im Gegensatz zu anderen Erhebungsformen in zweierlei Art und Weise auftreten: in Form von *Initial Wave Nonresponse* und *Panelmortalität*. Unter *Initial Wave Nonresponse* werden die Ausfälle in der ersten Erhebungswelle verstanden. Diese entstehen dann, wenn Untersuchungseinheiten gar nicht erst ins Panel eintreten, sondern bereits vor der ersten Befragung verweigern oder nicht erreichbar sind. Von *Panelmortalität* wird dann gesprochen, wenn Personen, die zumindest zu einem Zeitpunkt am Panel teilgenommen haben, zu einem späteren Zeitpunkt das Panel wieder verlassen. *Panelmortalität* lässt sich demnach wie folgt definieren: „[A] *Unitnonresponse* of eligible persons or households that occur after the first wave of a panel“ (Rendtel, 2002, S. 4). Die Frage, die hierbei im Raum steht, ist, ob sich diejenigen, die das Panel verlassen, signifikant von denen unterscheiden, die im Panel verbleiben.

Bevor der Frage nachgegangen wird, welche Merkmale ursächlich für das Wegfallen bestimmter Personen sind, wird im nächsten Abschnitt geklärt, welche Besonderheiten in der Datenstruktur und der Erhebung dazu führen, dass Individuen möglicherweise das Panel vorzeitig verlassen. Außerdem wird auf verschiedene Arten von Ausfällen⁶ eingegangen, da sich nicht alle automatisch negativ auf die Datenqualität auswirken müssen. Um zu verdeutlichen, inwieweit Panelausfälle einen negativen Einfluss auf die Daten haben können, wird im Anschluss ebenfalls auf Folgen der *Panelmortalität* eingegangen.

⁴ Die Teilstichprobe A des SOEP bezieht sich überwiegend auf westdeutsche Befragte oder Befragte einer anderen Nationalität als türkisch, italienisch, spanisch, griechisch oder ehem. jugoslawisch, welche Gegenstand der Teilstichprobe B (Ausländer) sind (Hujer et al., 1997, S. 6).

⁵ Unter Stammpersonen werden im Allgemeinen die Personen verstanden, die in der ursprünglichen Stichprobe enthalten sind, d. h. die Personen, die vor der ersten Welle für die Stichprobe ausgewählt werden (Rendtel, 1995, S. 37). Nicht-Stammpersonen sind Personen, die aufgrund von Zuzügen oder Geburten in die Stichprobe gelangen.

⁶ Wenn im Folgenden von Ausfällen innerhalb von Paneln die Rede ist, sind immer - wenn nicht explizit erwähnt - die Ausfälle in der zweiten oder einer späteren Welle gemeint. Auf Ausfälle in der ersten Welle soll nicht weiter eingegangen werden.

3.1 Besonderheiten in der Datenstruktur und Datenerhebung

Wie bereits erwähnt, sind Panelanalysen dadurch gekennzeichnet, dass dieselben Individuen zu verschiedenen Zeitpunkten wiederholt befragt werden. Befragte müssen sich demnach nicht nur einmal zu einem Interview bereit erklären, sondern mehrmals. Dadurch wächst die Belastung für den Interviewten. Viele Individuen nehmen schon allein durch diese deutlich höhere Belastung gegenüber Querschnitten von vornherein nicht an einer Umfrage teil. Ausschlaggebend für die Belastung ist vor allem, wie oft die Befragten Auskunft geben müssen, d. h., wie lange ein Panel läuft und in welchen Abständen die Befragungen stattfinden. Je häufiger und länger die Befragungen stattfinden, desto wahrscheinlicher ist es, dass Individuen sich gar nicht erst dazu bereit erklären, an einer Umfrage teilzunehmen. Demnach ist es möglich, dass von vornherein nur bestimmte Individuen am Panel teilnehmen. Es ist jedoch problematisch, die Ausfälle in der ersten Welle zu untersuchen, da von diesen Personen meist keine Informationen zur Verfügung stehen. Meist wird jedoch angenommen, dass sich die Ausfälle in der ersten Welle im Wesentlichen nicht von denen in einem Querschnitt unterscheiden (Schnell, 2012, S. 330).

Ausfälle während eines Panels sind oft allein durch die besondere Datenstruktur bedingt. So spielt die Stichprobenplanung bereits eine zentrale Rolle, um das Sample so repräsentativ wie möglich zu gestalten. Es muss eine Zielpopulation gewählt werden, die zu jedem Zeitpunkt der Erhebung verfügbar ist (Lynn, 2009, S. 11). Wird eine Grundgesamtheit gewählt, die sich beispielsweise auf Studierende bezieht, sollten Personen gewählt werden, die auch zu späteren Erhebungswellen voraussichtlich noch studieren werden. Würden hauptsächlich Individuen herangezogen werden, die sich bereits am Ende des Studiums befinden, würden sie bei einer nächsten Erhebung höchstwahrscheinlich nicht mehr in die Zielpopulation gehören und aus der Stichprobe herausfallen. Entscheidend ist jedoch auch, dass das Stichprobendesign adäquat an ein Panel angepasst ist. So muss von vornherein festgelegt werden, wie beispielsweise Geburten in die Stichprobe eingebunden oder ob bestimmte Individuen überrepräsentiert werden sollen, entweder weil ein besonderes Interesse an bestimmten Gruppen besteht oder weil das Risiko besteht, dass vor allem diese Personen aus dem Panel ausscheiden. Auch die Wahl des Erhebungsmodus oder die Art der Stichprobenziehung sollten vor der ersten Erhebung gut durchdacht werden, da dies langfristige Auswirkungen auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit haben kann.

Ein weiteres Problem, das im Zusammenhang mit Panelmortalität zu nennen ist, ist die Wiedererreichbarkeit von Befragten in späteren Wellen: das *Tracking*. Grundsätzlich kann gesagt werden, dass es umso schwieriger ist, Zielpersonen erneut zu kontaktieren bzw. zu erreichen, je größer die Zeit zwischen zwei Wellen ist (Kasper, 2009, S. 85). Dies liegt oft daran, dass Personen zwischenzeitlich verziehen und ihre neuen Kontaktdaten nicht ans Erhebungsinstitut weiterleiten. Es ist jedoch auch möglich, dass die Befragungspersonen zwischenzeitlich versterben oder dauerhaft erkranken. Dieses Risiko ist vor allem bei älteren Personen erhöht. Um das Tracking so einfach wie möglich zu gestalten, ist eine gründliche *Panelpflege* notwendig. Hierunter fallen alle möglichen Aktionen, die in irgendeiner Weise das Kontaktieren oder das Aktualisieren der Adresse der Befragten beinhaltet. Denkbar wäre z. B. ein Kontaktieren der Zielpersonen zwischen den Wellen, um die Gültigkeit der Adresse zu überprüfen oder das Verteilen von Adresskarten, die die Befragten im Falle eines Umzuges ans Erhebungsinstitut senden können. Geklärt werden muss dabei vor allem, ob der Haushalt oder die Person noch unter der angegebenen Adresse wohnhaft oder

umgezogen ist, ob sich der Haushalt eventuell aufgesplittet hat, ob Personen in den Haushalt zurückgekehrt sind oder ob der Haushalt in ein Gebiet verzogen ist, das nicht zum Erhebungsgebiet gehört (Pannenberg & Rendtel, 1996, S. 15). Als eine der wirkungsvollsten Tracking-Methoden bezeichnen Laurie et al. (1999) das Festhalten von Kontaktpersonen, bei denen im Falle eines Umzugs die neuen Adressdaten erfragt werden können. Grundsätzlich gilt: Je sorgsamer die Panelpflege betrieben wird, desto weniger ist mit Ausfällen aufgrund von Nicht-Erreichbarkeit zu rechnen.

3.2 Differenzierung zwischen verschiedenen Ausfalltypen

Individuen können aus vielerlei Gründen das Panel verlassen. Nicht jeder Ausfallgrund wirkt sich dabei zwangsläufig negativ auf die Zusammensetzung der Stichprobe und damit möglicherweise auch negativ auf die Qualität der Ergebnisse aus. Eine erste wichtige Unterscheidung bei der Arbeit mit Paneldaten ist die Differenzierung zwischen *temporären* und *dauerhaften* Ausfällen. Diese Unterscheidung ist vor allem dann wichtig, wenn das Paneldesign anstrebt, Verweigerer zu einem späteren Zeitpunkt ins Panel zurückzuholen. Dauerhafte Ausfälle treten dann auf, wenn Personen versterben, unbekannt verziehen oder aus anderen Gründen nicht mehr zur Population gehören. Letzteres ist beispielsweise dann möglich, wenn nur verheiratete Paare befragt werden sollen. Lassen sich zwischen den Wellen Befragte scheiden, würden sie nicht mehr zur Population gehören. In den meisten Panels kommt hinzu, dass nach dem ersten Interview eine Frage zur Panelbereitschaft gestellt wird. Nur Individuen, die diese bejahen, dürfen ein weiteres Mal befragt werden, alle anderen scheiden automatisch endgültig aus dem Panel aus. In den meisten Panelanalysen fallen Individuen auch dann dauerhaft aus dem Panel, wenn sie in mehreren Wellen verweigern bzw. kein erfolgreiches Interview geführt werden konnte. Im SOEP werden z. B. Individuen, die in zwei aufeinanderfolgenden Wellen keine Auskunft geben, für kein weiteres Interview mehr kontaktiert (Siegel, 2007, S. 1). Temporäre Ausfälle treten vor allem dann auf, wenn Befragte zum Zeitpunkt der Befragung krank sind, keine Zeit haben oder kein passender Termin für eine Befragung gefunden werden konnte. Diese Personen können ohne Probleme in einer späteren Welle wieder kontaktiert und eventuell ins Panel zurückgeholt werden.

Entscheidend für die Wirkung der Ausfälle innerhalb eines Panels ist jedoch die Unterscheidung zwischen *neutralen* und *systematischen* Ausfällen. Als neutrale Ausfälle werden die Ausfälle verstanden, die unabhängig vom Erhebungsgegenstand entstehen, also rein zufällig auftreten (Birkelbach, 1998, S. 129). Darunter werden im Wesentlichen Ausfälle wie Tod, Umzug ins Ausland oder in eine Institution⁷ oder Verluste aufgrund des Sample Designs gezählt (Rendtel, 2002, S. 5). Letztere entstehen beispielsweise dann, wenn nur Stammpersonen verfolgt werden oder ein rotierendes Design⁸ gewählt wird. Verzüge ins Ausland oder in eine Institution werden daher meist als neutrale Ausfälle betrachtet, da diese Personen nicht mehr zur Grundgesamtheit gehören. Allerdings hängt die Definition der

⁷ Hierunter werden Einrichtungen wie Gefängnisse, Altersheime, Kasernen oder auch Klöster gezählt.

⁸ Bei einem rotierendem Panel ist eine Gruppe von Individuen nur über einen bestimmten festgelegten Zeitraum Teil des Panels. Nach diesem Zeitraum, z. B. vier Wellen, scheidet die Gruppe automatisch aus dem Panel aus und wird durch eine neue ersetzt, welche wiederum in vier aufeinanderfolgenden Wellen im Panel verweilt. Damit nicht immer nur vier Wellen am Stück untersucht werden können, werden mehrere Gruppen parallel untersucht, die zu unterschiedlichen Zeitpunkten ins Panel eingetreten sind. Ein Beispiel für ein Panel mit rotierendem Design ist der Mikrozensus (Rohloff, 2005, S. 1).

neutralen Ausfälle immer vom Thema der Befragung ab und ist nicht generell definierbar. So ist der Tod beispielsweise nicht zwingend ein neutraler Ausfall, wenn Gesundheitsaspekte näher beleuchtet werden sollen (Birkelbach, 1998, S. 129). Wären alle Ausfälle in einem Panel neutral, würden die Daten von diesen vollkommen unberührt bleiben. Die Größe der Stichprobe würde zwar kleiner werden, jedoch würde sie die Grundgesamtheit immer noch adäquat repräsentieren, und Ergebnisse wären von diesen Ausfällen nicht betroffen.

Ist der Ausfall rein zufällig, wird vom sogenannten *Missing Completely at Random* gesprochen. Das bedeutet, dass die Ausfälle einzelner Werte innerhalb einer oder mehrerer Variablen weder von der betroffenen Variable selbst noch von irgendwelchen anderen beobachteten oder unbeobachteten Größen abhängen (Little & Rubin, 2002, S. 12). Bezogen auf ein Panel ist somit „[...] eine Teilnahme [...] unabhängig von der Auswahl in die Stichprobe zu gelangen, der interessierenden abhängigen Variable y oder beobachteten oder unbeobachteten Kovariaten x “ (Gramlich, 2008, S. 19). Problematisch ist, dass sich *Missing Completely at Random* nicht zweifelsohne nachweisen lässt. Es könnte zwar herausgearbeitet werden, dass bestimmte Determinanten keinen Einfluss auf den Ausfall haben, jedoch ist nie auszuschließen, dass nicht irgendwelche unbeobachteten Faktoren einen Effekt zeigen würden (Schnell, 1986, S. 11). Aus diesem Grund wird als Ausfallmuster meist wenigstens *Missing at Random* angenommen. Dies bedeutet, dass der Ausfall von beobachteten Kovariaten abhängt, nicht jedoch von sich selbst (Little & Rubin, 2002, S. 12) und somit Ausfallmuster erklärt und Ausfallmechanismen aufgedeckt werden können. Können Ausfälle nicht durch bekannte Ausprägungen beschrieben werden, wird vom sogenannten *Missing not at Random* gesprochen. Dies bedeutet, dass der Ausfall von unbeobachteten Größen oder sogar von sich selbst bedingt wird (Gramlich, 2008, S. 23). In diesem Fall können keine validen Aussagen über Ausfallmuster getroffen werden.

Sobald nachgewiesen werden kann, dass Ausfälle nicht durch zufällige Mechanismen gesteuert, sondern durch andere Kovariaten bedingt werden, wird von *systematischen Ausfällen* gesprochen. Gründe für die Nichtteilnahme von Befragten an einer Umfrage können sich hierbei auf Aspekte wie keine Lust, Krankheit, kein Interesse oder keine Zeit beziehen. Es ist jedoch auch denkbar, dass bestimmte soziodemographische Charakteristika wie Bildung, Alter oder Geschlecht einen Einfluss haben könnten. Doch auch der Interviewer kann ursächlich dafür sein, dass ein Interview nicht zustande kommt. Handelt es sich bei der Befragung beispielsweise um eine face-to-face Befragung, wäre es denkbar, dass sich die Interviewer nicht in allen Gebieten gleich wohlfühlen. So kann beispielsweise eine besonders gefährliche Gegend dazu führen, dass sich die Interviewer nicht auf das Grundstück trauen.

Systematische Ausfälle lassen sich dabei in verschiedene Gruppen einteilen. Geläufige Vorgehen sind die Einteilung in *aktive* und *passive* Verweigerung oder die Einteilung in *Verweigerung* und *Nicht-Erreichbarkeit*. Eine weitere Kategorie, die in manchen Untersuchungen verwendet wird, ist die *Befragungs- oder Teilnahmeunfähigkeit*. Dabei handelt es sich um Ausfälle, die weder durch Nicht-Erreichbarkeit noch durch Verweigerung entstehen, sondern durch Ausfälle aufgrund von Sprachschwierigkeiten oder Krankheit. Aktive Verweigerung tritt dann auf, wenn der Befragte eindeutig zu verstehen gibt, dass er nicht an der Umfrage teilnehmen möchte, also keine Zeit, keine Lust oder kein Interesse hat. Unter passiver Verweigerung werden sowohl Aspekte der Befragungsunfähigkeit als auch der Nicht-Erreichbarkeit verstanden. Passive Verweigerung entsteht somit, wenn Befragte nicht eindeutig verweigern, aber trotzdem kein Interview zustande kommt, beispielsweise

dadurch, dass Befragte den vereinbarten Interviewtermin vergessen oder aus anderen Gründen nicht erscheinen (Kuhnke, 2005, S. 22). Für welche Einteilung der Forscher sich letztendlich entscheidet, hängt zum einen vom Forschungsinteresse ab, aber auch davon, wie differenziert die Ausfallcodes bei der Erhebung erfasst wurden. Die American Association for Public Opinion Research (AAPOR) versucht in der „*Standard Definitions - Final Dispositions of Case Codes and Outcome Rates for Surveys (2011)*“ einen Vorschlag für eine einheitliche Einteilung von Ausfallcodes für Erhebungen, Auswertungen und Publikationen aufzustellen. Vorschläge werden dabei einerseits für verschiedene Ausfallquellen und andererseits für verschiedene Erhebungsformen, wie z. B. für Telefon-, persönliche und E-Mail-basierte Interviews, unterbreitet. Ziel der Standarddefinition von AAPOR ist vor allem die Vereinheitlichung von Forschungsergebnissen, um eine bessere Vergleichbarkeit von Forschungsergebnissen gewährleisten zu können.

3.3 Folgen der Panelmortalität

Ungeachtet der verschiedenen Vorgehen und Einteilungen von Ausfällen, ist allen gemeinsam, dass sie die potenzielle Gefahr in sich tragen, eine negative Wirkung auf die Datenqualität zu haben. Nehmen Befragte nicht oder nur über einen kurzen Zeitraum am Panel teil, sind sinkende Ausschöpfungsquoten die erste Konsequenz (Lynn, 2009, S. 9). Unter einer Ausschöpfungsquote wird dabei der „[...] Anteil der tatsächlich in einer Umfrage verwendeten Fälle an der Gesamtheit der in die Stichprobe gelangten Fälle [...]“ (Wienold, 1995, S. 649) verstanden. Sie gibt demnach an, wie viele von den geplanten Interviews realisiert werden konnten. Allerdings wäre es falsch zu behaupten, dass eine niedrige Antwortrate gleichbedeutend mit einer geringen Qualität der Daten ist. Grundsätzlich steht eine sinkende Ausschöpfung zunächst für sinkende Fallzahlen, die zur Analyse zur Verfügung stehen. Niedrige Fallzahlen können zwar bereits einen Einfluss auf die Größe der Standardfehler und Konfidenzintervalle haben, wirken sich jedoch erst dann negativ auf die Qualität der Daten aus, wenn die Ausfallmechanismen nicht zufällig sind, sondern durch selektive Systematiken gesteuert werden (Stadtmüller, 2009, S. 111). Wirken sich die Ausfälle negativ auf die Stichprobe aus, kann es zum *Attrition Bias* kommen. Darunter wird die systematische Verzerrung der Stichprobe aufgrund der Nichtteilnahme von bestimmten Personen oder Personengruppen verstanden. Dieser wiegt umso schwerer, je mehr der Ausfallgrund mit dem zu erhebenden Merkmal zusammenhängt. Geht es bei einer Befragung beispielsweise um die Wahlbeteiligung in Deutschland, und steigen politisch Desinteressierte tendenziell eher aus dem Panel aus als Interessierte, würde die Wahlbeteiligung in Deutschland eventuell überschätzt werden, wenn angenommen werden kann, dass politisch Interessierte tendenziell eher zur Wahl gehen als politisch Desinteressierte. Außerdem würde bei der Analyse mehrerer Panelwellen möglicherweise ein Anstieg der Wahlbeteiligung über die Zeit hinweg gemessen werden. Dieser Trend liegt möglicherweise jedoch nicht an tatsächlichen Entwicklungen, sondern daran, dass die Wahrscheinlichkeit, im Panel zu verbleiben, mit dem politischen Interesse steigt. Der Anteil an politisch Interessierten im Panel wächst demnach eventuell über die Zeit hinweg, sodass sich durch das systematische Wegfallen bestimmter Personengruppen die Stichprobe von der zu untersuchenden Grundgesamtheit unterscheiden kann. Die Stichprobe ist demnach kein verkleinertes Abbild der Grundgesamtheit mehr (Kasper, 2009, S. 85). Hinzu kommt, dass sich diese Verzerrungen von Welle zu Welle erheblich verschlimmern können, da die Verzerrungen von Welle zu Welle weitergetragen werden und in jeder Welle neue Verzerrungen hinzukommen können.

Somit erhöht sich auch das Risiko des *Coverage Errors*. Von einem Coverage Error wird dann gesprochen, wenn die gezogene Stichprobe nicht deckungsgleich mit der zu untersuchenden Grundgesamtheit ist (Groves et al., 2009, S. 87f.). Grundsätzlich kann der Coverage Error in allen Formen der sozialwissenschaftlichen Datenerhebung vorkommen. Durch das Auftreten und das Ausmaß an Panelmortalität kann jedoch das Risiko eines Coverage Errors erhöht sein. Der Coverage Error fällt bei Panelanalysen im Gegensatz zu anderen Erhebungsformen vor allem dadurch mehr ins Gewicht, da hier die Anpassung der Stichprobe an eventuelle Veränderungen in der Grundgesamtheit am schwierigsten ist (Schnell, 2012, S. 76), zusätzlich aber auch durch eventuelle Ausfälle negativ beeinflusst wird. Die Stichprobe eines Panels wird bereits vor der ersten Welle definiert und orientiert sich immer an dieser. Durch Veränderungen in der Grundgesamtheit oder das Ausscheiden bestimmter Personen ist die Ausgangsstichprobe möglicherweise nicht mehr aktuell und liefert somit auch nicht zwingend gültige Ergebnisse. Eine Maßnahme, um dem entgegenzuwirken, wäre das Aufnehmen neuer Personen in die Stichprobe oder das Hinzunehmen neuer Substichproben.

4. Theoretische Ansätze und empirische Befunde

Es wurde bereits geklärt, was Panelmortalität ist, warum das Risiko der Ausfälle im Panel besteht, welche Ausfälle unterschieden werden müssen und welche Folgen Panelmortalität haben kann. Darauf aufbauend sollen nun Determinanten herausgearbeitet werden, die das Risiko der Panelmortalität beeinflussen können. Grundsätzlich gibt es zwei mögliche Quellen für Panelausfälle. Ob ein Befragter weiterhin an einer Befragung teilnehmen möchte, kann sowohl durch ihn selbst als auch durch exogene Bedingungen determiniert sein. Exogene Faktoren für oder gegen eine Teilnahme sind beispielsweise der Interviewer oder auch das Erhebungsdesign. Um sich ein erstes Bild von den Determinanten der Panelmortalität machen zu können, wird zunächst ein Überblick über die verschiedenen Einflüsse gegeben.

4.1 Der Befragte als Ursache

Das Auftreten von Ausfällen seitens des Interviewten wird in der Literatur auf vielfältige Art und Weise zu erklären versucht. Einer der Ansätze, der in der Literatur am häufigsten zu finden ist, lässt sich im Wesentlichen mit einer *Kosten-Nutzen-Rechnung* vergleichen. Das bedeutet, „[...] daß die Teilnahme an einer Befragung im Prinzip wie jedes andere Handeln als Entscheidung zwischen Alternativen zu erklären ist“ (Esser, 1986, S. 38). Ein rationales Individuum entscheidet sich dabei für die Alternative, die sich am meisten lohnt. Dies ist dann der Fall, wenn der Gewinn, den diese Person aus der Befragung ziehen kann, die Kosten, die sie aufbringen muss, übersteigt. Die Kosten und Nutzen einer Umfrage für ein Individuum fasst Kuhnke (2005) wie folgt zusammen: Die Kosten könnten sich auf die Störung der Privat- oder Intimsphäre, die vor allem durch das Misstrauen gegenüber dem Interviewer oder der Institution entsteht, belaufen. Aber auch der zeitliche Aufwand, den die Befragten aufbringen müssen und die Bereitschaft zur Aufbringung kognitiver Anstrengungen⁹, die mit Überwindung zusammenhängen, spielen eine große Rolle. Andere Kosten sind im Wesentlichen auf Angst vor Blamage, Kriminalitätsangst, Angst vor Fremden oder die Angst, Misserfolg oder Versagen preisgeben zu müssen, zurückzuführen. Einen

⁹ Kognitive Anstrengungen können sowohl bei der Informationsverarbeitung (z. B. dem Verstehen der Frage), bei der Informationsgewinnung (z. B. das Erinnern an Ereignisse oder Zustände, die zur Beantwortung notwendig sind) wie auch bei der Beantwortung selbst (z. B. der Auswahl einer Antwortoption) entstehen (Krosnick, 1991, S. 214).

Nutzen kann ein Befragter vor allem dann aus einer Umfrage ziehen, wenn er Interesse am Thema hat. So kann er eventuell neue Dinge dazulernen oder eigene Erfahrung weitergeben. Auch Individuen mit einer hohen Neigung zur Selbstreflexion können von einer Umfrage profitieren, da sie die Möglichkeit bietet, das eigene Leben rückwirkend zu beurteilen und zu analysieren. Zusätzlich gibt eine Umfrage die Option, das Kommunikationsbedürfnis zu befriedigen, oder sie kann als Alternative gegenüber anderen Zeitaufwendungen dienen. Weiterhin erweisen sich eventuelle materielle Vergütungen als sehr reizvoll.

Die Wirkung dieser Faktoren ist dabei nicht willkürlich, sondern kann von ganz bestimmten Umständen abhängen. Nachfolgend wird zunächst auf die Wirkung verschiedener sozio-demographischer Faktoren wie Bildung, Geschlecht und Alter des Befragten eingegangen. Daran anschließend werden die Kooperationsbereitschaft und das Interesse des Befragten genauer beleuchtet. Im Ergebnis soll herausgefiltert werden, welche individuellen Merkmale dafür zuständig sein könnten, dass einige Befragte das Panel verlassen und andere nicht.

4.1.1 Die Soziodemographie des Befragten

Engel und Reinecke (1994) kommen zu dem Ergebnis, dass vor allem Frauen, Personen mit einem geringeren Grad an Bildung und Einpersonenhaushalte dazu neigen, frühzeitig aus dem Panel auszusteigen. Aber auch die Größe einer Stadt, das Alter oder die soziale Schicht können einen Einfluss auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit haben. Das frühzeitige Ausscheiden von Frauen könnte sich in einer höheren Unsicherheit und einer geringeren Kooperationsbereitschaft im Gegensatz zu Männern begründen (Schräpler, 2000, S. 119). Die Wirkung des Alters wird ebenfalls in der Literatur oft mit dem Sicherheitsbedürfnis erklärt. Dieses wächst mit dem Alter, folglich werden Individuen mit steigendem Alter vorsichtiger und misstrauen Fremden zunehmend. Daher haben ältere Individuen eine höhere Verweigerungstendenz als jüngere Befragte (Schräpler, 2000, S. 119). Jedoch können beim Alter auch andere Einflüsse angenommen werden. So kommt Kasper (2009) zu dem Ergebnis, dass der Einfluss des Alters eher umgekehrt u-förmig und nicht linear ist. Nicht nur ältere Individuen verweigern demnach Befragungen häufiger, sondern auch jüngere. Bei älteren Befragten liegen die Gründe oft in einem erhöhten Krankheitsrisiko. Jüngere sind hingegen mobiler und verzeichnen häufigere Wohnortwechsel, was oft zu Panelmortalität führt, jedoch eher auf die Erreichbarkeit als auf die Verweigerung zurückzuführen ist. Auch die Größe des Wohnorts soll sich laut dem bisherigen Forschungsstand negativ auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit auswirken. Hier liegt der Erklärungsansatz ebenso in der Unsicherheit der Individuen. Die Bewohner größerer Städte sind oft skeptischer eingestellt, als in ländlicheren Regionen Lebende (Schräpler, 2000, S. 119). Kasper (2009) fügt hinzu, dass in kleinen Gemeinden die soziale Norm, an einer Umfrage teilzunehmen, stärker ausgeprägt sei, als in anonymen Großstädten. Jedoch muss nicht ausschließlich nur die Größe des Wohnorts, gemessen an der Einwohnerzahl, einen Einfluss auf den Verbleib im Panel haben. Denkbar wäre auch eine Wirkung der Region. Zwar wird sich ein Bundesländereffekt an sich eher nicht zeigen, da diese Unterschiede sich weitgehend über Einwohnerzahl oder Bevölkerungsdichte erklären lassen, denkbar wäre jedoch ein Unterschied zwischen Ost- und Westdeutschland. Eindeutige Effekte können der Literatur jedoch nicht entnommen werden. Kasper (2009) kommt zu dem Ergebnis, dass Befragte aus den alten Bundesländern Umfragen eher verweigern als ostdeutsche Befragte. Die Gründe liegen hierbei vermutlich in einer geringeren Erfahrung mit Umfragen der in Ostdeutschland Lebenden und einem damit verbundenen geringeren Misstrauen. Kuhnke (2005) kommt in

seinen Analysen zum DJI-Übergangspanel allerdings zu dem Ergebnis, dass eher ostdeutsche Bürger Umfragen verweigern. Eine Erklärung für diesen Effekt liefert er jedoch nicht.

Auch die Ehe zeigt sich meist als signifikanter Einfluss (Fritzgerald et al., 1998, S. 267). Es scheint demnach, als haben Verheiratete eine größere Neigung zur Panelteilnahme als Unverheiratete. Dieser Effekt wird im multivariaten Modell bei der Hinzunahme der Haushaltsgröße jedoch meist insignifikant. Das bedeutet, dass nicht die Ehe zwangsläufig für die höhere Teilnahmewahrscheinlichkeit ausschlaggebend ist, sondern möglicherweise lediglich die Tatsache, ob Befragte sich in einem Einpersonenhaushalt befinden oder nicht (Engel & Reinecke, 1994, S. 258). Die Wahrscheinlichkeit, in einem Haushalt allein zu wohnen, ist bei Unverheirateten deutlicher höher als bei Verheirateten. Einpersonenhaushalte sind tendenziell schwerer zu erreichen als Mehrpersonenhaushalte, da die Wahrscheinlichkeit niedriger ist, jemanden anzutreffen. Somit liegt die Vermutung nahe, dass Unverheiratete aufgrund schlechterer Erreichbarkeit eher aus dem Panel ausscheiden.

Einen Einfluss auf die Panelmortalität scheint ebenfalls die Erwerbstätigkeit zu haben. Nach Fritzgerald et al. (1998) liegt der Effekt dabei vor allem in der Anzahl der zu leistenden Arbeitsstunden. Je weniger Stunden ein Befragter einer Erwerbstätigkeit nachgeht, umso höher ist die Wahrscheinlichkeit, das Panel zu verlassen. Jedoch ist auch hier die Unterstellung eines linearen Verlaufs fraglich. Genauso könnte das Risiko der Panelmortalität mit steigender Arbeitszeit zunehmen, da Personen, die sehr viel arbeiten, eher keine Zeit haben, an einer Umfrage teilzunehmen und tendenziell seltener zu Hause anzutreffen sind. Ebenso zeigt sich, dass der Effekt der Erwerbstätigkeit eng verknüpft ist mit dem Effekt der Bildung. Oftmals wird nur in bivariaten Analysen ein signifikanter Erwerbseffekt gemessen, der im multivariaten Modell wieder verschwindet. Somit ist vermutlich eher das Bildungslevel und nicht die Erwerbstätigkeit allein dafür ausschlaggebend, an einem Panel teilzunehmen. Der gleiche Effekt zeigt sich beim Einkommen. Auch dieser wird meist vom Bildungseffekt überlagert. So kommen Fritzgerald et al. (1998) auch hier bivariat zu dem Ergebnis, dass das Einkommen einen signifikanten Einfluss hat, welcher sich multivariat jedoch nicht mehr zeigt. Die Bildung scheint demnach einer der bedeutendsten Effekte zu sein. Höher Gebildete nehmen vermutlich eher an Umfragen teil, da Individuen lieber Erfolge als Misserfolge berichten (Birkelbach, 1998, S. 135) und weil sie eher den Nutzen an Umfragen erkennen.

4.1.2 Kooperationsbereitschaft und Interesse des Befragten

Unter Kooperationsbereitschaft wird im Allgemeinen das Ausmaß verstanden, in dem ein Individuum bereit ist, an einer Umfrage teilzunehmen und Fragen (wahrheitsgetreu) zu beantworten. In vielen Umfragen wird vor allem das Ausmaß an Itemnonresponse in vorherigen Wellen als Indikator für die Nichtteilnahme der Befragten in einer darauffolgenden Welle, also für eine geringere Kooperationsbereitschaft, herangezogen. Angenommen wird dabei, dass Befragte, die von vornherein nicht gewillt waren, auf Fragen zu antworten, sich in späteren Wellen als noch unkooperativer zeigen und somit gar keine Lust oder kein Interesse mehr haben, an einer Umfrage teilzunehmen, oder sich Befragte vor allem dann unkooperativ zeigen, wenn sie bereits bei vorherigen Wellen kein Interesse an einer Befragung hatten, jedoch aus unbekanntem Gründen nicht verweigert haben.

Birkelbach (1998) untersuchte die Kooperationsbereitschaft innerhalb von Panels mittels zwei verschiedener Indikatoren. Zum einen analysiert er die Anzahl der fehlenden Werte bei

Einstellungsfragen und zum anderen das Vorkommen von Lücken im Lebenslauf. Lücken im Lebenslauf entstehen dann, wenn Befragte Episoden verschweigen oder unwahre Angaben machen, sodass die Datumsangaben nicht zwingend ein geschlossenes Bild der Biographie wiedergeben. Als signifikanter Einfluss auf die Panelmortalität erwiesen sich jedoch nur die fehlenden Werte bei Einstellungsfragen. Lücken im Lebenslauf entstehen demnach vermutlich nicht aus fehlender Kooperationsbereitschaft, sondern eher aus mangelnder Kommunikation. Auch Kuhnke (2005) kommt zu dem Ergebnis, dass Itemnonresponse bei Einstellungsfragen einen guten Indikator für die Teilnahme oder Nichtteilnahme einer Person in der nächsten Welle darstellt. Allerdings findet er eher bei der passiven als bei der aktiven Verweigerung einen Zusammenhang. Dies deutet darauf hin, dass Individuen, die sich ihrer Entscheidung sicher sind, an einer Umfrage nicht teilnehmen zu wollen eher sofort verweigern, als zwar die Fragen zu beantworten, aber dies nur sehr lückenhaft. Passive Verweigerer hingegen scheinen eher unsichere Individuen zu sein, die nicht sofort aus dem Panel aussteigen, sondern zunächst teilnehmen, aber viele Angaben dabei nicht preisgeben.

Das Thema der Befragung hat nicht nur einen Einfluss auf die Teilnahmebereitschaft am Panel im Allgemeinen, sondern auch darauf, wer teilnimmt. So arbeitete Kasper (2009) am Beispiel der Studie „Politische Einstellungen, politische Partizipation und Wählerverhalten in Deutschland“ heraus, dass das politische Interesse der Befragten einen erheblichen Einfluss auf die Teilnahmebereitschaft bei politischen Studien hat. Das Interesse an einem bestimmten Thema lässt sich nicht immer direkt erfassen. Allerdings können innerhalb einer Erhebung oft Indikatoren für das Interesse eines Befragten gefunden werden. Es liegt nahe, dass das politische Interesse ein geeigneter Indikator für das Interesse an einer politischen Studie ist. Politisch Desinteressierte nehmen vermutlich vor allem deswegen nicht teil, da sie oftmals keine Meinung zum politischen Geschehen haben oder über bestimmte Sachverhalte zu wenig Wissen haben. Auch Birkelbach (1998) untersuchte die Wirkung des Interesses auf die Teilnahmebereitschaft. Er bezog sich jedoch nicht auf ein Panel mit politischer Fragestellung, sondern auf eines, das sich auf die Lebenslaufserhebung ehemaliger Gymnasiasten bezog. Dieses Panel war inhaltlich an Bildungsfragen, am Übergang vom Bildungssystem ins Erwerbsleben und dem damit verbundenen Karriereerfolg orientiert. Birkelbach (1998) zog als Indikator für das Interesse das Ausmaß an biografischer Selbstreflexion heran. Darunter versteht er das Ausmaß, in dem die Befragten bereit sind, über ihr Leben nachzudenken. Auch dieser Indikator zeigt sich in der Analyse als signifikanter Einfluss auf die Panelmortalität. Die biografische Selbstreflexion scheint bei Panelanalysen generell ein geeigneter Indikator zu sein. Ohne die Bereitschaft des Befragten, sein Leben zu reflektieren, wird er kaum gewillt sein, an einem Panel teilzunehmen.

4.2 Situative Bedingungen als Ursache

Die Ursachen für das Ausscheiden einer Person müssen jedoch nicht in ihr selbst liegen, sondern können auch durch situative Merkmale beeinflusst sein. So geht Esser (1986) davon aus, dass die Nutzen- und Kostenaspekte für oder gegen eine Teilnahme bei einem Befragten lediglich gering ausgeprägt sind und die Entscheidung vielmehr von peripheren und zufälligen Faktoren wie dem Anschreiben oder dem Zeitpunkt der Befragung beeinflusst ist. Ursächlich kann in diesem Zusammenhang jedoch auch der Interviewer oder das Erhebungsdesign sein. Die letzten beiden Aspekte werden folgend genauer beleuchtet.

4.2.1 Interviewermerkmale

Der Erfolg des Interviewers kann abhängen vom Geschick oder Auftreten, aber auch von äußerlichen Charakteristika wie Aussehen, Geschlecht oder Alter (Koch, 1991, S. 41f.). So kommt beispielsweise Morton-Williams (1993) zu dem Ergebnis, dass die Teilnahme-wahrscheinlichkeit bei weiblichen Interviewern höher ist als bei männlichen, da Männern oft eher misstraut wird. Bezüglich des Alters der Interviewer zeigen sich unterschiedliche Ergebnisse. So kommt Lievesley (1986) zu dem Ergebnis, dass vor allem Interviewer mittleren Alters höhere Antwortraten erzielen. Singer et al. (1983) arbeiteten jedoch heraus, dass ältere Interviewer erfolgreicher sind. Das Geschick eines Interviewers wiederum kann determiniert sein durch die Bildung, aber vor allem auch durch die Erfahrung als Interviewer. Besonders der Erfahrung kann oft ein positiver Effekt nachgewiesen werden. So kommen Campanelli und O'Muircheartaigh (1999) zu dem Ergebnis, dass die Wahrscheinlichkeit eines erfolgreichen Abschlusses steigt, je länger Interviewer ihrer Tätigkeit bereits nachgehen.

Da Befragte bei Panelanalysen nicht nur einmal, sondern mehrfach befragt werden, sind im Hinblick auf den Interviewer zwei weitere Aspekte zentral. Zum einen ist die Wirkung von Interviewerwechseln zu berücksichtigen und zum anderen die Wirkung des ersten Interviewers auf die Teilnahmebereitschaft in Folgewellen. Interviewerwechsel werden in der Literatur meist als negativ beurteilt. So kommt Rendtel (1990) in seinen Untersuchungen zum SOEP zu dem Ergebnis, dass Befragte, die von den gleichen Interviewern befragt werden, tendenziell eher im Panel verbleiben als Befragte, die es mit wechselnden Interviewern zu tun haben. Vor allem ältere Individuen scheinen sensibel auf Interviewerwechsel zu reagieren. Rendtel (1990) kommt sogar zu dem Schluss, dass soziale Merkmale der Befragten keinen Einfluss auf die Teilnahmebereitschaft haben, wenn der Interviewer gleich bleibt. Auch Lynn et al. (2011) bestätigen den positiven Einfluss der Interviewerkontinuität, allerdings nur dann, wenn die Interviewer mindestens einen mittleren Bildungsgrad besitzen. Kommt es doch zu einem Wechsel zwischen den Wellen, wirkt sich dieser nicht negativ aus, wenn der neue Interviewer einen höheren oder den gleichen Bildungsgrad hat wie der vorherige Interviewer. Lediglich ein Wechsel zu einem niedriger gebildeten Interviewer scheint sich negativ auf die Teilnahmebereitschaft auszuwirken.

Interviewerwechsel erscheinen auch dann nicht als allzu schwerwiegend, wenn die Studie von Pickery et al. (2001) betrachtet wird. Die Autoren untersuchten den Einfluss des Interviewers in der zweiten Panelwelle und den Einfluss des Interviewers aus der ersten Welle auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit in der zweiten Welle. Es zeigte sich, dass für die Teilnahmewahrscheinlichkeit in der zweiten Welle der Interviewer der ersten Welle einen deutlich stärkeren Einfluss hat als der Interviewer, der die Befragung in der zweiten Welle tätigte. Die Gründe für diesen Effekt sind jedoch ungeklärt. Die Autoren fanden keine Effekte, die sich durch soziodemographische oder ähnliche Merkmale erklären ließen. Eine mögliche Erklärung könnte sich darin begründen, dass der Interviewer der ersten Welle den Befragten überzeugen und genügend Argumente für eine Befragung aufbringen konnte und diese - ungeachtet eines Interviewerwechsels - auch in Folgewellen ihre Wirkung zeigen.

Die dargelegten Argumente sprechen für eine optimale Vorbereitung und Schulung des Interviewers. Dies bestätigen auch Campanelli und O'Muircheartaigh (1999). Sie kommen zu dem Ergebnis, dass nicht Interviewerwechsel für die Teilnahme der Befragten ausschlaggebend sind, sondern vielmehr die Überzeugungsstrategien der Interviewer.

4.2.2 Erhebungsdesign

Ausfälle hängen jedoch nicht nur vom Interviewer oder vom Befragten ab, sondern können auch vom Erhebungs- oder Forschungsdesign ausgehen. Ausschlaggebend für die Panelteilnahme können z. B. die Befragungsstrategie und der *Modus*, aber auch das Vorhandensein von *Incentives* sein. Auch die Länge oder der inhaltliche Aufbau eines Fragebogens kann zur Verweigerung oder Nichtteilnahme führen (Engel & Reinecke, 1994, S. 257). Ebenfalls kann die Menge an offenen Fragen entscheidend für die Verweigerung sein. Offene Fragen erfordern mehr kognitive Anstrengungen, da der Befragte keine Antworten vorgegeben bekommt, sondern sich diese selbst überlegen muss. Nicht alle Befragte sind gewillt, sich diesem Aufwand in jeder Welle erneut zu stellen. Auch Änderungen in der Frageformulierung oder -reihenfolge können zu Verweigerungen führen.

Positiv auf die Panelteilnahme wirken sich vor allem Incentives aus. Unter Incentives werden materielle Leistungen, die vor allem als Dank für die Teilnahme, aber auch als Entlohnung für den Aufwand dienen, verstanden. So können Panelteilnehmer für ihre Bemühungen mit einem kleinen Geldbetrag oder kleinen Geschenken wie Magneten, Schlüsselanhängern oder Gutscheinen entlohnt werden. Diese erhält der Interviewte entweder vor oder nach dem Interview. Eine positive Wirkung von Incentives findet beispielsweise Beebe (1992). Er kommt zu dem Ergebnis, dass dabei die Höhe oder die Art weniger relevant sind, sondern einzig und allein die Tatsache, dass die Befragten eine Zuwendung bekommen. Auch Martin et al. (2001) kommen zu dem Ergebnis, dass die Höhe der Incentives keine große Rolle spielt. Sie verglichen die Wirkung dreier Gruppen, die entweder gar kein Geld, 20\$ oder 40\$ bekamen. Es zeigte sich lediglich ein signifikanter Effekt der bloßen Leistung, jedoch nicht bei der Höhe. Allerdings zeigte sich dann ein Unterschied, wenn das Einkommen der Befragten betrachtet wird. Wirken 20\$ bereits bei Individuen mit weniger Einkommen, wirken bei Individuen mit einem höheren Einkommen lediglich 40\$. Auch bei der Bildung konnten sie einen Effekt herausarbeiten. Je gebildeter ein Befragter ist, desto weniger lässt er sich durch Incentives beeinflussen. Incentives haben außerdem keinen Einfluss, wenn sich Befragte in einer vorherigen Welle klar dazu geäußert haben, kein weiteres Mal teilnehmen zu wollen oder sich über eventuelle Belastungen beschwert haben. Castiglioni et al. (2008) bestätigen ebenfalls die positive Wirkung von Incentives. Sie fügen jedoch hinzu, dass Zuwendungen vor allem dann positiv wirken, wenn sie nicht vor, sondern nach dem Interview gezahlt werden. Dies liegt vermutlich daran, dass nachträgliche Zahlungen eher als Entlohnung empfunden werden, als wenn das Geld schon vor der Befragung gezahlt wird. Incentives können jedoch auch einen negativen Effekt nach sich ziehen. Erhalten Befragte immer den gleichen Betrag, kann die Wirkung derer im Verlauf des Panels abnehmen, da die Incentives nach einer gewissen Zeit nicht mehr als Entlohnung, sondern als Gewohnheit gewertet werden.

Einflüsse lassen sich auch im Hinblick auf den Erhebungsmodus vermuten. Unter dem Erhebungsmodus wird die Art und Weise verstanden, in der die Befragten interviewt werden. Dies kann im Wesentlichen in zweierlei Hinsicht erfolgen. Entweder der Befragte füllt den Fragebogen in Papierform oder am Computer ohne die Anwesenheit eines Interviewers selbst aus, oder der Befragte wird durch einen Interviewer befragt. Letzteres kann sowohl in einem persönlichen Gespräch als auch telefonisch erfolgen. Bezüglich Panelerhebungen gibt es bislang nur wenige Untersuchungen, die den Einfluss des Erhebungsmodus auf die Panelteilnahme analysieren. Querschnittlich zeigt sich jedoch, dass die Antwortraten zwischen verschiedenen Erhebungsmodi schwanken können. Holbrook et

al. (2003) kommen in diesem Kontext zu dem Ergebnis, dass telefonische Umfragen sowohl mehr Itemnonresponse als auch mehr sozial erwünschte Antworten produzieren als face-to-face Umfragen. Dies würde bedeuten, dass die Daten von persönlichen Umfragen möglicherweise qualitativ hochwertiger sind, als die von telefonischen.

Doch nicht nur der Modus an sich, sondern auch der Wechsel in einen anderen Modus kann sich auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit auswirken. Modiwechsel erfolgen vor allem aus zwei Gründen: zur Kostenminimierung oder zur Verbesserung der Datenqualität. Wird die Reduzierung der Kosten einer Befragung angestrebt, bietet sich z. B. der Wechsel von persönlichen zu telefonischen Befragungen an. Letztere sind vor allem deswegen kostengünstiger, weil die Anfahrtswege zum Befragten wegfallen und nicht in jeder Region Interviewer ansässig sein müssen. Unter der Verbesserung der Datenqualität werden primär das Minimieren unplausibler Angaben und ein schnellerer Verarbeitungsweg der Daten verstanden. Unplausible Angaben können vor allem durch den Einsatz eines Interviewers, aber auch durch Computersoftware reduziert werden. So kann der Interviewer bereits während des Interviews bei unplausiblen Angaben nachhaken. Außerdem gibt es die Möglichkeit, mithilfe von Software Zahlenbereiche festzulegen, die die Angabe von zweifelhaften Werten gar nicht erst zulässt. Schräpler et al. (2010) analysierten den Wechsel von PAPI (Paper-and-Pencil-Interview) zu CAPI (Computer-Assisted-Personal-Interview) anhand eines experimentellen Designs im SOEP. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass die Wahrscheinlichkeit, aus dem Panel auszusteigen, bei beiden Erhebungsmodi ähnlich ist. Die Tendenz geht jedoch dahin, dass PAPI erfolgreicher ist als CAPI. Allerdings ist dieser Einfluss nicht unabhängig vom Interviewer. CAPI wirkt sich laut den Autoren nur dann negativ aus, wenn die Qualifikationen des Interviewers bei der Datensammlung eher mäßig sind.

5. Hypothesen

Auf dem momentanen Forschungsstand aufbauend, sollen im Folgenden eigene Hypothesen aufgestellt werden. Ziel dieser Arbeit ist dabei die Determinanten der Panelmortalität herauszuarbeiten, um ein genaues Bild davon zu erhalten, welche Personen nach der ersten Welle ein erhöhtes Austrittsrisiko haben. Zunächst werden die Einflussfaktoren auf die Panelmortalität der bisherigen Literatur überprüft. Dabei werden sowohl soziodemographische Faktoren des Befragten als auch Einflüsse des Interviewers und des Erhebungsdesigns genauer analysiert. Zentral ist hierbei die Beziehung zwischen diesen Ursachenquellen. Möglich wäre zum einen, dass sich eine Ursachenquelle als am einflussreichsten herauskristallisiert. Denkbar wäre jedoch auch eine Wirkung aller drei Faktoren gemeinsam. Dies würde darauf hindeuten, dass die Ursachen nicht in einem Aspekt gebündelt sind, sondern Panelmortalität durch ein breites Gebilde an Determinanten bestimmt wird. Wesentliche Einflüsse, die zu erwarten sind, sind die Wirkung der Bildung und der Haushaltsgröße, aber auch des Interesses und der Kooperationsbereitschaft des Befragten in der vorherigen Welle. Zu erwarten ist, dass die Austrittswahrscheinlichkeit dann steigt, wenn Individuen einen niedrigeren Grad an Bildung besitzen, in Einfamilienhaushalten leben, kein Interesse am Thema haben und sich bereits in der vorherigen Welle unkooperativ zeigten. Weiterhin wird erwartet, dass der Interviewer dann einen positiven Einfluss auf die Panelmortalität hat, wenn er bereits umfassende Erfahrungen als Interviewer sammeln konnte. Außerdem wird vermutet, dass weibliche Interviewer höhere Antwortraten erzielen als ihre männlichen Kollegen. Ebenfalls wird ein Effekt von Incentives erwartet. Die Teilnahmewahrscheinlichkeit könnte mit der Höhe oder zumindest mit dem Vorhandensein

von Anreizen steigen. Die Wirkung des Modus kann aus der Literatur nicht eindeutig geklärt werden, soll jedoch in die Analyse einbezogen werden. Wird dies zusammengefasst, ist zu erwarten, dass Panelmortalität nicht durch singuläre Determinanten bestimmt wird, sondern durch ein breites Geflecht an Einflüssen. Die 1. Hypothese lautet demnach:

Panelmortalität ist ein vielschichtiges Phänomen, das sich nicht durch einzelne Einflüsse erklären lässt, sondern durch das gemeinsame Wirken verschiedener Determinanten entsteht.

Nachdem die Determinanten, die aus dem bisherigen Forschungsstand hervorgehen, überprüft wurden, sollen weitere Aspekte in die Analyse einfließen. Besonderes Augenmerk soll dabei auf den Interviewer gelegt werden. Es gibt bereits zahlreiche Analysen zur Wirkung von Interviewerwechseln, jedoch nur wenige, die sich mit der Wirkung des ersten Interviewers beschäftigen. Momentane Erkenntnisse deuten darauf hin, dass der erste Interviewer für die weitere Teilnahme wichtiger ist als der Interviewer, der in der aktuellen Welle die Befragung durchführt. Demzufolge soll überprüft werden, inwieweit der erste Interviewer eine Wirkung auf das zukünftige Verhalten der Befragten hat. Es wird erwartet, dass der Interviewer der ersten Welle nicht nur ausschlaggebend für den Erfolg in der ersten Welle ist, sondern sich auch Effekte in Folgewellen zeigen. Hypothese 2 lautet folglich:

Der Interviewer der ersten Welle wirkt sich signifikant auf die erfolgreiche Realisation eines Interviews in der zweiten Welle aus.

Weiterhin soll die Länge der Teilnahme an einer Befragung in die Analyse eingehen. Diesbezüglich zeigen sich in der Literatur verschiedene Ansätze. Rendtel (2002) stellt beispielsweise in seinen Untersuchungen zum European Community Household Panel (ECHP) die Hypothese auf, dass die Panelmortalität mit der Länge des Panels ansteigt, da sich der Aufwand und die Belastungen für den Befragten über die Jahre aufaddieren und somit immer höher werden. In der Praxis zeigt sich jedoch meist, dass sich die Antwortraten nach einigen wenigen Wellen auf einem konstanten und relativ hohen Niveau einpendeln. Fitzgerald et al. (1998) untersuchten das Ausmaß von Panelmortalität am Beispiel der Panel Study on Income Dynamics (PSID). Ist der Ausfall aufgrund von Panelmortalität von der ersten Welle zur zweiten Welle mit 12% noch relativ hoch, fällt der Anteil nach der zweiten Welle auf 3% ab. Auch Kuhnke (2005) stellte einen Anstieg der Antwortrate im Verlauf des Panels fest. Liegt die Antwortrate in der zweiten Welle des DJI-Übergangspanels noch bei 61.6%, liegt sie in der dritten Welle bereits bei 82.3%. Werden aus der dritten Welle die reaktivierten Individuen aus vorherigen Wellen herausgerechnet, ergibt sich sogar eine Rate von 90.4%. Daraus lässt sich schließen, dass mit zunehmender Verweildauer im Panel die Teilnahmewahrscheinlichkeit steigt. Der Ausfall scheint demnach von der ersten zur zweiten Welle am höchsten zu sein und danach kontinuierlich abzunehmen. Dies deutet darauf hin, dass die Entscheidung für ein zweites Interview ein Indikator für ein längerfristiges Verweilen im Panel ist. Es soll daher untersucht werden, ob die Wahrscheinlichkeit, im Panel zu verweilen, mit der Teilnahmelänge steigt. Daraus ergibt sich Hypothese 3:

Das Risiko, ein Panel zu verlassen, ist bei Befragten, die erst einmal teilgenommen haben, höher als bei Individuen, die mindestens schon zweimal teilgenommen haben.

Meist wird bei Untersuchungen zur Panelmortalität nicht zwischen verschiedenen Ausfalltypen unterschieden, sondern lediglich die Teilnahme oder Nichtteilnahme fokussiert. Die Nichtteilnahme kann jedoch durch unterschiedliche Ursachen entstehen. Die erste

Hürde bei Befragungen stellt die Kontaktaufnahme dar. Nur Personen, die erreicht werden, können auch befragt werden. Die erste Ausfallquelle ist somit die Nicht-Erreichbarkeit. Individuen, die erreicht werden, nehmen jedoch nicht zwangsläufig an einer Umfrage teil. Verweigern Individuen die Teilnahme, fallen diese auch aus der Stichprobe. Verweigert ein Individuum nicht, ist dies der erste Schritt für ein erfolgreiches Interview. Jedoch gehen auch hier noch Individuen verloren, z. B. durch Sprachschwierigkeiten oder Krankheit. Es soll demnach zwischen drei Hauptausfällen differenziert werden: Nicht-Erreichbarkeit, Verweigerung und Ausfälle, die unter Befragungsunfähigkeit zusammengefasst werden können. Innerhalb dieser Ausfälle kann wiederum zwischen zwei Merkmalen unterschieden werden: die Häufigkeit des Auftretens und die Bedingungen für das Auftreten. Auf Grundlage des bisherigen Forschungsstandes ist zu erwarten, dass das Ausmaß an Verweigerung höher ist als das Ausmaß an Nicht-Erreichbarkeit. Dies scheint vor allem deswegen plausibel, da Nicht-Erreichbarkeit vor allem durch eine gute Panelpflege eingedämmt werden kann und falsche Adressen, Telefonnummern oder nicht existierende Haushalte bereits in der ersten Welle aus der Stichprobe gefallen sein sollten. Auch Ausfälle durch Befragungsunfähigkeit sollten eher selten sein, da unter diesem Begriff nur wenige Ausfallgründe, wie z.B. Sprachschwierigkeiten oder dauerhafte Erkrankungen, gezählt werden, die in den meisten Fällen nicht zutreffend sind. Die 4. Hypothese, die untersucht werden soll, lautet somit:

Die Mehrheit aller Panelausfälle entsteht durch Verweigerung, ein geringerer Teil durch Nicht-Erreichbarkeit und ein minimaler Teil durch Befragungsunfähigkeit.

Weiterhin sollen die verschiedenen Determinanten für diese Ausfallcodes beleuchtet werden. Da es nur wenige Analysen gibt, die zwischen verschiedenen Ausfallcodes unterscheiden, ist es schwer, Hypothesen aufzustellen. Es liegt jedoch nahe, dass Nicht-Erreichbarkeit vor allem mit der Größe des Haushaltes zusammenhängt, da es wahrscheinlicher ist, in Mehrpersonenhaushalten jemanden anzutreffen als in Einpersonenhaushalten. Auch ein Effekt der Bildung ist denkbar. Höher Gebildete sind tendenziell beruflich mehr eingebunden und somit seltener zu Hause anzutreffen. Demnach wird vermutet, dass Nicht-Erreichbarkeit im Vergleich zu den anderen Ausfallgründen vor allem durch soziodemographische Faktoren des Befragten beeinflusst wird. Das Interesse und die Kooperationsbereitschaft der Befragten sollten sich vor allem auf die Verweigerung auswirken. Je niedriger das Interesse an der Befragung ist und je unkooperativer die Befragten bereits in der vorherigen Welle waren, desto eher könnten Individuen verweigern. Außerdem wird vermutet, dass der Interviewer eher einen Einfluss auf den Grad der Verweigerung als auf die Nicht-Erreichbarkeit hat. Die 5. Hypothese lautet folglich:

Die Nicht-Erreichbarkeit ist vor allem von den soziodemographischen Faktoren des Befragten abhängig, die Verweigerung jedoch eher von situativen Merkmalen.

Die Determinanten der Befragungsunfähigkeit sind unklar, da es sich hier um ein eher heterogenes und diffuses Feld handelt, das sich möglicherweise nicht durch einheitliche Variablen beschreiben lässt. Da diese Kategorie meist eher nur sehr schwach besetzt ist, soll sie vielmehr als Vergleichskategorie gegenüber den anderen beiden Aspekten dienen, statt eigenständig untersucht zu werden.

6. Datengrundlage, Operationalisierung und methodisches Vorgehen

Im nächsten Abschnitt wird das methodische Vorgehen beschrieben, das zur Beantwortung der soeben aufgestellten Hypothesen herangezogen wird. Die Hypothesen werden dabei nicht zwangsläufig der Reihe nach abgearbeitet. Vielmehr werden nach und nach Hinweise und Belege für die Bestätigung oder Widerlegung einer Hypothese gesucht. Dabei können auch mehrere Hypothesen gleichzeitig im Mittelpunkt stehen. Als Datengrundlage werden die Daten der ersten und zweiten Welle des Nationalen Bildungspanels (NEPS) verwendet. Nachdem die Daten beleuchtet wurden und auf die einzelnen Analyseschritte eingegangen wurde, werden zusätzlich die verwendeten Variablen beschrieben.

6.1 Das Nationale Bildungspanel

Beim Nationalen Bildungspanel¹⁰ handelt es sich um die erste national repräsentative längsschnittliche Erhebung, die sich mit Bildungsfragen, Bildungsentscheidungen und Kompetenzenentwicklung in Deutschland beschäftigt (Blossfeld et al., 2011a, S. 16). Ein wesentlicher Vorteil im Vergleich zu PISA¹¹, durch die seit dem Jahr 2000 versucht wird, Kompetenzen von Schülern international vergleichend zu analysieren, ist zum einen die Erforschung individueller Lebensverläufe und zum anderen die Konzentration auf verschiedene Altersgruppen. PISA ist als Trendanalyse angelegt, bei der in jährlichen Erhebungen unterschiedliche Schüler im Alter von 15 Jahren befragt werden. Das Nationale Bildungspanel wiederum ist als Panel angelegt, hier werden die gleichen Individuen zu verschiedenen Zeitpunkten befragt. Das Nationale Bildungspanel kann im Vergleich zu PISA demnach nicht nur Zustände, sondern auch Veränderungen im Bildungsverlauf sowie im Erwerb von Kompetenzen herausarbeiten (Blossfeld et al., 2011a, S. 7).

Das Nationale Bildungspanel ist durch eine spezielle Struktur organisiert. Im Mittelpunkt stehen acht Etappen, die verschiedene Bildungsphasen und –übergänge beschreiben, und fünf Säulen, die als zentrale Stützpfiler und theoretischer Unterbau zur Analyse von Bildungs- und Kompetenzfragen dienen (Blossfeld et al., 2011a, S. 10ff.). Abbildung 2 zeigt den Aufbau des NEPS im Überblick. Säule 1 „Kompetenzentwicklung im Lebenslauf“ konzentriert sich auf die Entwicklung von Testinstrumenten zur Erhebung von Kompetenzen. Erhoben werden unter anderem Lese-, Hör- und soziale Kompetenzen. Säule 2 „Bildungsprozesse in lebenslaufspezifischen Lernumwelten“ befasst sich mit der Frage, inwieweit sich formale (z. B. Schule oder Arbeitsplatz), nicht-formale (z. B. religiöse Gemeinschaften) und informelle (z. B. Familie oder Peers) Lernumwelten auf den Erwerb von Kompetenzen und auf den Bildungsprozess auswirken. Inhalt von Säule 3 „Soziale Ungleichheit und Bildungsentscheidungen“ ist die Erfassung von schicht- oder geschlechtsspezifischen Unterschieden bei der Schulwahl, der Wahl eines Studienfaches oder auch der Teilnahme an Weiterbildungen. Im Fokus stehen die Wirkung schichtspezifischer Bildungsaspirationen und Motivationen, aber auch Erfolgserwartungen. Bei Säule 4 „Bildungsprozesse von Personen mit Migrationshintergrund“ liegt der Fokus auf dem Kompetenzerwerb von Individuen mit Migrationshintergrund. Säule 5 „Renditen von

¹⁰ This paper uses data from the National Educational Panel Study (NEPS): Starting Cohort 6 - Adults (Adult Education and Lifelong Learning), doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0. The NEPS data collection is part of the Framework Programme for the Promotion of Empirical Educational Research, funded by the German Federal Ministry of Education and Research and supported by the Federal States.

¹¹ Programme for International Student Assessment

Bildung“ beschäftigt sich schließlich mit den Bildungserträgen im Lebensverlauf. Allerdings stehen hier nicht Aspekte wie Lohn oder Arbeitsmarktchancen im Mittelpunkt, sondern eher politische Partizipation, soziales Engagement, Gesundheit oder Familiengründung.

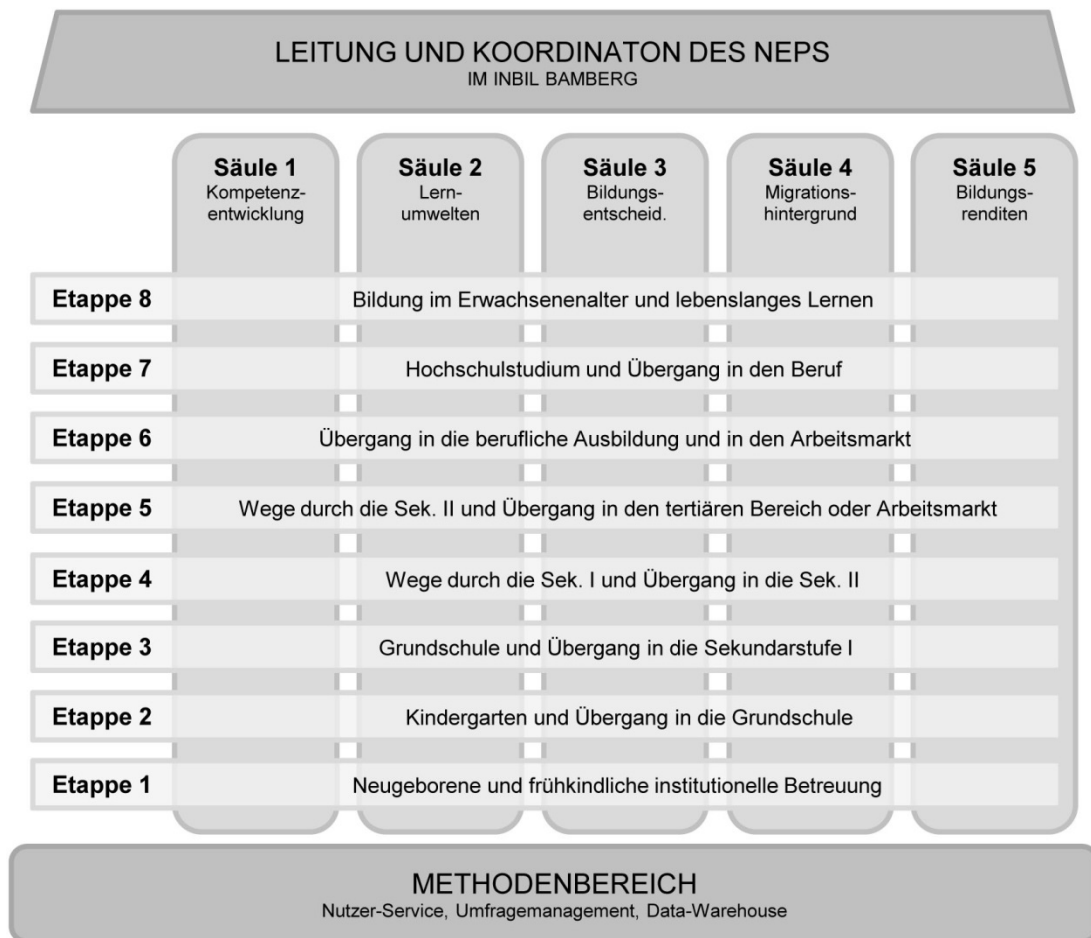


Abbildung 2: Aufbau und Struktur des Nationalen Bildungspanels (entnommen aus Blossfeld et al., 2011a, S. 12)

Wird durch die fünf Säulen versucht, inhaltlich ein weites Feld abzudecken, wird mit den verschiedenen Etappen versucht, alle relevanten Lebensphasen aufzugreifen. Es werden von Neugeborenen (Etappe 1) über Grundschüler (Etappe 3) und Gymnasiasten (Etappe 5) bis hin zu Erwachsenen (Etappe 8) alle wichtigen Bildungsentscheidungen und -übergänge genauer analysiert (Blossfeld et al., 2011a, S. 11). Wichtig sind hierbei nicht nur Bildungsentscheidungen innerhalb des allgemeinen Bildungssystems, sondern auch jene zu späteren Zeitpunkten im Leben, wie z. B. Weiterbildungen.

Um schnellstmöglich auswertbare Informationen von allen Etappen zu erhalten, wurde sich für ein *Multi-Kohorten-Sequenz-Design* entschieden, d. h., es wurde nicht nur eine Stichprobe gezogen, sondern sechs verschiedene, die jeweils unterschiedliche Altersgruppen beinhalteten (Blossfeld et al., 2011a, S. 13ff.). Somit muss nicht gewartet werden, bis die ersten Befragten beispielsweise ins Grundschul- oder Erwachsenenalter kommen, sondern es können von Anfang an Informationen von allen Etappen erhoben werden.

Für die Analyse der Panelmortalität wird die erste und zweite Welle der Startkohorte 6 herangezogen. Diese bezieht sich inhaltlich auf Etappe 8 „Weiterbildung im Erwachsenenleben“. Die Daten der ersten Welle wurden zwischen 2009 und 2010 erhoben, die der zweiten zwischen 2010 und 2011. Zur Verfügung stehen in der ersten Welle querschnittliche, längsschnittliche und retrospektive Elemente. In der ersten Welle wurden Themen wie Bildung, Familie und Arbeit rückwirkend bis zum Befragungszeitpunkt erhoben. Folgewellen knüpfen an diesen Zustand an und aktualisieren diesen gegebenenfalls (Leopold et al., 2011, S. 13). Das NEPS macht somit Gebrauch vom *Dependent Interviewing*, d. h., bereits erhobene Daten können in späteren Wellen eingespielt und müssen kein weiteres Mal abgefragt werden. Somit kann der Aufwand bei der Befragung eingedämmt werden und vorherige Antworten können überprüft und gegebenenfalls berichtigt werden (Aust et al., 2011, S. 26).

Tabelle 1: NEPS-Teilstichproben – Verteilung der ersten Welle

	Panelstichprobe	Auffrischungsstichprobe	Aufstockungsstichprobe
Geburtsjahrgänge	1956 -1986	1956 - 1986	1944 - 1955
Teilstichprobe	ALWA	NEPS	NEPS
Einsatzadressen	8997	6547	11465
Realisierte Interviews	6579	1971	3103
Auswertbare Interviews	6572	1971	3106
Bruttorealisierung	73.10%	30.10%	27.10%

Quelle: Aust et al. (2011): Methodenbericht NEPS - Etappe 8, S. 13

Die Stichprobe der Startkohorte 6 beruht auf einer Einwohnermeldeamtstichprobe, wobei Individuen aus 240 Gemeinden, basierend auf 271 Sample Points, gezogen wurden (Aust et al., 2011, S. 13). Die Grundgesamtheit bezieht sich dabei auf in Deutschland lebende Personen unabhängig ihrer Sprache oder Nationalität (Aust et al., 2011, S. 11). Insgesamt liegen in Etappe 8 der ersten Welle 11649 auswertbare Interviews der Geburtskohorten 1944 bis 1986 vor (Leopold et al., 2011, S. 13). Diese Stichprobe setzt sich jedoch aus zwei Teilstichproben zusammen. Zum einen stammen 6572 Fälle der Geburtskohorten 1956 bis 1986 aus der Studie „Arbeiten und Lernen im Wandel (ALWA)“ vom „Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB)“, die ins NEPS überführt wurden. Zum anderen stammen 5077 Individuen aus einer Stichprobe, die neu für Etappe 8 hinzu gesampelt wurde (Leopold et al., 2011, S. 13). Die Fälle aus ALWA wurden bereits zwischen 2007 und 2008 befragt. Somit befinden sich diese Fälle in der ersten Welle des NEPS bereits in der zweiten Erhebungswelle. Also liegen für 6495¹² Individuen bereits Daten von zwei Erhebungs-

¹² 77 der 6572 Fälle beziehen sich auf nicht deutschsprachige Personen aus der ALWA-Stichprobe, die jedoch im NEPS zum ersten Mal befragt wurden (Leopold et al., 2011, S. 13). Somit gehören diese zwar zur Stichprobe der Panelbefragten, sind innerhalb der Startkohorte 6 jedoch als Erstbefragte zu werten.

zeitpunkten vor. Die NEPS-Stichprobe unterteilt sich noch einmal in zwei Untergruppen - eine Aufstockungs- und eine Auffrischungstichprobe. Letztere bezieht sich auf Individuen, die ebenfalls in den Jahren zwischen 1956 und 1986 geboren wurden, und dient demnach der Erhöhung der Fallzahlen der Ausgangsstichprobe. Die Aufstockungstichprobe hingegen umfasst Individuen der Geburtskohorten zwischen 1944 und 1955 und erweitert die Stichprobe demnach um weitere Altersklassen (Leopold et al., 2011, S. 13). Tabelle 1 gibt einen Überblick über die verschiedenen Stichproben, die Anzahl der realisierten Interviews und die jeweiligen Ausschöpfungsquoten der ersten Welle. In der Panelstichprobe liegen von 8997 Fällen 6572 Fälle zur Auswertung bereit, in der Auffrischungstichprobe sind von 6547 Befragungen 1971 Fälle auswertbar, und in der Aufstockungstichprobe liegen von ursprünglich 11465 gezogenen Adressen 3106 auswertbare Interviews vor. Die Antwortrate der Panelstichprobe liegt also mit rund 73% am höchsten, die der Aufstockungstichprobe mit ca. 27% am niedrigsten und die der Auffrischungstichprobe mit 30% nur leicht über der Antwortrate der Aufstockungstichprobe.

6.2 Verwendung der Daten

Da die Daten des NEPS längsschnittliche, querschnittliche und retrospektive Elemente enthalten, liegen die Daten für jedes inhaltliche Modul separat vor. Für die nachfolgende Analyse werden im Wesentlichen zwei Datensätze verwendet. Alle Informationen des Befragten beziehen sich auf den Datensatz *pTarget* bzw. auf den Datensatz *Basics*, der alle zentralen Informationen des Befragten der ersten Welle enthält. Zusätzlich wird der Datensatz *Methods* benutzt. Dieser enthält Informationen zum Interviewer, zur Erhebung, aber auch zur Stichprobenziehung der ersten Welle. Um untersuchen zu können, welche Individuen in der zweiten Welle noch an der Befragung teilnehmen, werden zusätzlich die Fälle und die Ausfallcodes der zweiten Welle an die Daten der ersten Welle herangespielt. Alle inhaltlichen Informationen wie die Soziodemographie des Befragten, Informationen zum Interviewer oder zur Erhebung beziehen sich demnach auf die Informationen der ersten Welle und lediglich der Bearbeitungsstatus der Adressen entstammt den Daten der zweiten Welle.¹³ Da von der zweiten Welle nicht nur die Fälle genutzt werden können, die in dieser Welle teilgenommen haben, sondern auch die vorliegen, die zwar kontaktiert wurden, aber mit denen kein erfolgreiches Interview geführt wurde, kann eine detaillierte Analyse der Ausfälle durchgeführt werden. Von allen Befragten, die in der zweiten Welle kontaktiert wurden, liegt demnach entweder ein Interview oder ein Dropout Code vor. Insgesamt enthält der Datensatz 12482 Fälle. Davon liegen 287 Fälle nur in der ersten Welle, 833 Fälle nur in der zweiten Welle und 11362 Fälle in beiden Wellen vor. Da Aussagen über die Panelmortalität von der ersten auf die zweite Welle getroffen werden sollen, werden die Fälle, die nur in der zweiten Welle vorkommen, nicht betrachtet, da sie keinen Beitrag zur Beantwortung der Frage leisten. Somit stehen der Untersuchung 11649 Fälle zur Verfügung.

Die Analyse der Daten soll in drei Schritten erfolgen. Zunächst werden die Daten auf bivariate Zusammenhänge überprüft. Dies soll dabei helfen, einen ersten Eindruck von den potenziellen Einflussfaktoren der Panelmortalität zu erhalten. Das ist vor allem wichtig, um einschätzen zu können, welche Faktoren eine Wirkung zeigen und in welcher Weise sie sich auf die Panelmortalität auswirken. Auf Grundlage dieser Ergebnisse soll ein multivariates

¹³ Zum Zeitpunkt der Analyse waren die inhaltlichen Daten der zweiten Welle noch nicht zugänglich, daher konnten ausschließlich die Informationen der ersten Welle genutzt werden.

Modell aufgestellt werden, mithilfe dessen überprüft werden soll, ob unter Kontrolle anderer Variablen die Zusammenhänge bestehen bleiben, sich umkehren oder gar keinen Einfluss mehr zeigen. In diesem Schritt geht es darum, Haupteinflüsse der Panelmortalität herauszufiltern um ein Modell aufzustellen, das versucht, Panelmortalität zu prognostizieren und herauszuarbeiten, welche Personengruppen ein besonderes Risiko für einen Ausstieg tragen. Um einen ersten Einblick in die Wirkung verschiedener Faktoren zu erhalten, soll in diesem Schritt nicht zwischen verschiedenen Ausfallcodes unterschieden werden. Es wird lediglich darauf eingegangen, welche Merkmale dafür ausschlaggebend sind, an einem Panel teilzunehmen. Verwendet wird hier die Methode der *binomialen logistischen Regression*. Die Variablen werden dabei schrittweise ins Modell aufgenommen. Anfangs werden nur sozio-demographische Charakteristika beleuchtet und anschließend Aspekte wie Interesse, Kooperationsbereitschaft und Merkmale des Interviewers sowie des Designs hinzugenommen. So kann die Beziehung zwischen den Variablen besser beleuchtet werden. Anschließend sollen im dritten Schritt die Einflussfaktoren für verschiedene Ausfälle (Nicht-Erreichbarkeit, Verweigerung, Befragungsunfähigkeit) untersucht werden. Für diesen Schritt kann die binomiale logistische Regression nicht herangezogen werden, da es sich bei der abhängigen Variablen nicht mehr um eine binäre, sondern um eine Variable mit mehr als zwei Kategorien handelt. Deswegen wird hier die *multinomiale logistische Regression* verwendet, die es ermöglicht, mehrere Ausprägungen gleichzeitig zu untersuchen.

6.3 Operationalisierung

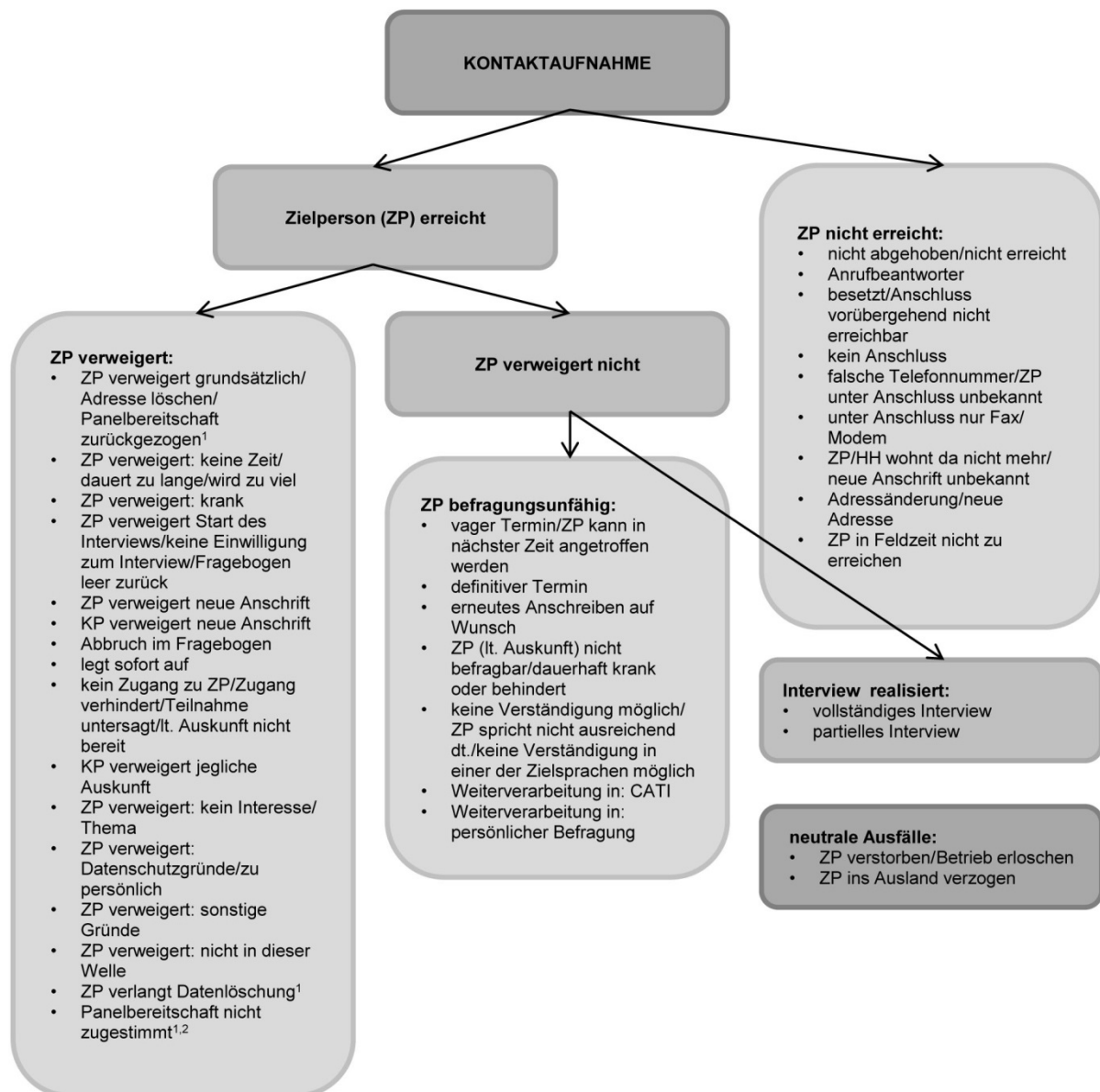
Im Zentrum der Analyse stehen zwei Variablen, die die Teilnahme messen sollen. Zum einen wird ein Dummy für die binomiale logistische Regression gebildet und zum anderen eine kategoriale Variable für das multinomiale logistische Modell. Damit lassen sich nicht nur die Effekte für die Teilnahme untersuchen, sondern es kann auch darauf eingegangen werden, durch welche Determinanten verschiedene Ausfälle beeinflusst werden. Die unabhängigen Variablen wurden dabei so gewählt, dass die Annahmen aus der Literatur so gut wie möglich überprüft werden können, aber auch, um neue Aspekte in die Analyse einfließen zu lassen.

6.3.1 Abhängige Variablen

Als Grundlage für die abhängige Variable wird der Bearbeitungsstatus der Adressen aus der zweiten Welle herangezogen. Dieser beinhaltet, ob ein Interview geführt wurde, und wenn nicht, aus welchem Grund dies nicht zustande kam. Diese Variable wird in zwei abhängige Variablen transformiert. Zum einen werden verschiedene Ausfallcodes zusammengefasst, zum anderen wird ein Dummy gebildet, der lediglich zwischen Befragten, die teilgenommen oder nicht teilgenommen haben, unterscheidet. Abbildung 3 spiegelt die Einteilung der Ausfallcodes wider. Verwendet werden die Kategorien „nicht erreicht“, „verweigert“, „befragungsunfähig“ und „neutraler Ausfall“. Die Einteilung basiert auf der Einteilung von infas, die dem Methodenbericht des NEPS zu entnehmen ist (Aust et al., 2011, S. 40ff.).¹⁴ infas orientiert sich bei der Definition und bei der Zuordnung der Ausfallcodes an der bereits erwähnten Einteilung der AAPOR. Als Interview werden hier nicht nur vollständige Befragungen gezählt, sondern auch partielle Interviews. Wie die Grenze zwischen partiellen und abgebrochenen Interviews, die in der Regel unter Verweigerung zählen, zu ziehen ist,

¹⁴ Nicht alle Zuordnungen wurden dabei übernommen. So zählt die Kategorie „ZP in Feldzeit nicht zu erreichen“ bei der infas-Klassifizierung zu „sonstigen“ Ausfällen, wurde hier jedoch der „Nicht-Erreichbarkeit“ zugeordnet.

liegt weitestgehend im Ermessen des Forschers. AAPOR (2011) schlägt vor, sich an der Anzahl der beantworteten Fragen zu orientieren, bzw. wie viele der optionalen und wie viele der essentiellen Fragen beantwortet wurden. Die Differenzierung zwischen abgebrochenen und partiellen Interviews wurde in der vorliegenden Analyse von infas übernommen.



¹ dauerhafter Ausfall

² neu generierter Ausfallcode

Abbildung 3: Klassifizierung der Ausfallcodes (Quelle: NEPS - Final Outcome Welle 2 - eigene Darstellung)

Der Kategorie „nicht erreicht“ wurden alle Fälle zugeordnet, bei denen aufgrund falscher oder fehlender Kontaktinformationen keine Verbindung zum Befragten hergestellt werden konnte. Als „verweigert“ wird ein Interview dann angesehen, wenn der Befragte oder die Kontaktperson (KP) das Interview deutlich verneint hat. Gründe hierfür könnten Zeitmangel, fehlendes Interesse oder Krankheit sein. Zusätzlich fallen in diese Kategorie die Individuen, die der Panelbereitschaft nicht zugestimmt oder diese nachträglich zurückgezogen haben. Für Befragte, die bereits in der ersten Welle der Panelbereitschaft nicht zugestimmt haben,

liegt in der zweiten Welle kein Ausfallcode vor. Dieser wurde nachträglich generiert, um auch diese Fälle in die Analyse aufzunehmen. Ausfallgründe wie „erneutes Anschreiben auf Wunsch“, „keine Verständigung möglich/Zielperson (ZP) spricht nicht ausreichend dt./keine Verständigung in einer der Zielsprachen möglich“ oder „Weiterverarbeitung in persönlicher Befragung“, d. h. alle Ausfälle, die nicht neutral, aber auch nicht der Verweigerung oder der Nicht-Erreichbarkeit zugeordnet werden können, werden in der Kategorie „Befragungsunfähigkeit“ zusammengefasst. Als neutral werden nur Fälle betrachtet, in denen die Zielperson verstorben oder ins Ausland verzogen ist. Es wird angenommen, dass diese Ausfälle weder mit dem Erhebungsgegenstand noch mit Panelmortalität zusammenhängen.

Dauerhafte Ausfälle sind in Panels nach der ersten Welle selten. Dies hängt vor allem mit der Zustimmung zur Panelbereitschaft zusammen, welche bereits in der ersten Welle erfolgt. Wurde einmal zugestimmt, kann der Befragte auch weiterhin kontaktiert werden. Außerdem werden ungültige Adressen oder Ähnliches bereits in der ersten Welle herausgefiltert. Dauerhafte Ausfälle in der zweiten Welle des NEPS beziehen sich lediglich auf Individuen, die die Panelzustimmung zurückziehen oder die Löschung der bisherigen Daten fordern.

Tabelle 2: Bearbeitungsstatus - Verteilung der zweiten Welle

	N	%
<i>Interview realisiert¹</i>	9073	78.19
<i>Interview nicht realisiert, davon:</i>	2531	21.81
nicht erreicht	976	8.41
verweigert	1412	12.17
befragungsunfähig	143	1.23
<i>Total²</i>	11604	100.00

¹ davon 9069 vollständige Interviews und 4 partielle Interviews

² nicht berücksichtigt werden neutrale Ausfälle (N = 42) und Fälle, die nicht zugeordnet werden konnten (N = 3)

Quelle: NEPS - Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 - eigene Berechnung

Tabelle 2 gibt die Verteilung der Ausfälle und realisierten Interviews wieder. 9073 Interviews der Fälle, die aus der ersten Welle zur Verfügung standen, konnten in der zweiten Welle realisiert werden. Davon konnten 9069 Interviews komplett erhoben werden und vier lediglich partiell. Dies entspricht einer Ausschöpfung von 78.19%. Somit beträgt der Ausfall, bezogen auf die Fälle der ersten Welle, in der zweiten Welle 21.81%, dies entspricht 2531 Fällen. Davon wurden 976 (8.41%) der Befragten nicht erreicht, 1412 (12.17%) der Befragten verweigerten, und bei 143 (1.23%) Individuen konnte aus sonstigen Gründen kein Interview geführt werden. Im Ergebnis zeigt sich, dass der Anteil an Verweigerung im Vergleich zur Nicht-Erreichbarkeit und Befragungsunfähigkeit mit 12.17% am höchsten ist. Allerdings ist das Ausmaß an Nicht-Erreichbarkeit mit 8.41% auch nicht unerheblich. Der Anteil an Befragungsunfähigkeit ist - wie zu erwarten war - eher gering. Dies liefert einen ersten

Hinweis dahingehend, dass Hypothese 4 bestätigt werden kann. Die Mehrheit aller Panelausfälle entsteht durch Verweigerung, ein geringerer Teil durch Nicht-Erreichbarkeit und ein minimaler Teil durch Befragungsunfähigkeit.

Ausgeschlossen aus den weiteren Analysen werden 45 Fälle. Diese setzen sich zusammen aus 42 neutralen Ausfällen und drei Fällen, bei denen kein Ausfallcode zugeordnet werden konnte und damit auch nicht bestimmbar ist, warum diese Individuen nicht erfolgreich interviewt werden konnten. Neutrale Ausfälle könnten prinzipiell separat analysiert werden, um zu kontrollieren, ob diese tatsächlich durch keine der gewählten unabhängigen Variablen bedingt sind. Dies würde zumindest ein Indiz für Stichprobenneutralität dieser Ausfälle liefern. Ausgeschlossen werden kann eine Wirkung jedoch trotzdem nicht. Da aber aus der Stichprobe nur 42 Fälle als neutral eingestuft werden konnten, ist die Ausprägung nur sehr schwach besetzt. Je weniger Fälle zur Analyse bereit stehen, desto schwieriger wird es, aussagekräftige Ergebnisse herauszuarbeiten, da die Wahrscheinlichkeit repräsentativer Effekte mit sinkender Fallzahl immer niedriger wird (Prein et al., 1994, S. 7).¹⁵ Long und Freese (2006) schlagen als optimale Stichprobengröße mindestens 100 Fälle vor. Zusätzlich ist die benötigte Anzahl an Fällen außerdem abhängig von der Anzahl an verwendeten Parametern und vom Verhältnis zwischen den Variablen. Somit erscheint eine Untersuchung von lediglich 42 Fällen als wenig erfolgsversprechend und wird daher vorliegend vernachlässigt. Zur Analyse bereit stehen somit 11604 Fälle.

6.3.2 Unabhängige Variablen

Die unabhängigen Variablen beziehen sich sowohl auf den Befragten als auch auf den Interviewer, das Design und die Teilnahmelänge. Nachfolgende wird auf wesentliche Umformungen oder Besonderheiten der Variablen eingegangen. Nähere Informationen zu den Verteilungen der Variablen in den Daten und den Ausprägungen der einzelnen Variablen sind Anhang A (Übersicht - Unabhängige Variablen) zu entnehmen. Anzumerken ist, dass alle Informationen der Variablen den Informationen der ersten Welle entstammen. Bei einigen der soziodemographischen Faktoren ist dies unproblematisch, da diese sich nicht oder nur selten ändern. Bei allen anderen wird angenommen oder unterstellt, dass diese in der zweiten Welle immer noch bestehen oder, dass sich zumindest bestimmte Zustandswechsel nicht auf die Panelteilnahme auswirken. Bei einigen wenigen Merkmalen hingegen, wie z.B. Interviewermerkmalen, soll speziell darauf eingegangen werden, wie sich die Zustände der ersten Welle auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit in der zweiten Welle auswirken.

Befragter

Zunächst sollen soziodemographische Eigenschaften des Befragten genauer beleuchtet werden. Hier geht es vor allem um Merkmale wie Alter, Geschlecht, Familienstand, Bildung, Erwerbstätigkeit und Migrationshintergrund. Überprüft werden sollen allerdings auch Merkmale wie Haushaltsgröße, das Vorhandensein von Kindern im Haushalt, die Region (Ost/West) und die Größe des Wohnorts gemessen an der Zahl der Einwohner.

¹⁵ Umgekehrt bedeutet dies jedoch nicht, dass große Stichproben grundsätzlich repräsentativer sind (Kriz & Lisch, 1988, S. 220). Repräsentativität bedeutet in erster Linie, dass in der Stichprobe die gleichen Merkmalsverteilungen vorherrschen wie in der Grundgesamtheit. In großen Stichproben ist lediglich die Wahrscheinlichkeit größer, dass die Verteilungen sich ähneln.

Das Alter des Befragten orientiert sich am Alter zum Befragungszeitpunkt und wurde monatsgenau in die Analyse einbezogen. Der jüngste Teilnehmer ist 23.08 Jahre und der älteste 68.83 Jahre alt. Die meisten Befragten sind im Alter von 46 bis 55 Jahren. Im Durchschnitt sind die Befragten 47 Jahre alt.

Der Familienstand wurde im NEPS mithilfe von vier Kategorien erhoben: „verheiratet/ eingetragene Lebensgemeinschaft“, „geschieden“, „verwitwet“ und „ledig“. Da jedoch auf Grundlage des bisherigen Forschungsstands nur ein Effekt von Verheirateten zu erwarten ist, sollen die restlichen Kategorien nicht gesondert analysiert werden. Die Kategorien „ledig“, „geschieden“ und „verwitwet“ werden somit als eine Merkmalsausprägung betrachtet. 65.07%, also ein Großteil der Befragten, sind in der ersten Welle verheiratet.

Der Bildungsgrad wird im NEPS durch verschiedene Methoden erhoben. So liegt die Bildungsvariable nach ISCED¹⁶ und CASMIN¹⁷ vor. Für die Analyse wird die Bildungsvariable nach CASMIN verwendet. Bei beiden Klassifikationen wird nicht nur die schulische Ausbildung abgedeckt, sondern auch die berufliche; bei ISCED wird diese jedoch wesentlich detaillierter erfasst. Im Zentrum der Analyse steht jedoch der Bildungsgrad ganz allgemein, somit reichen die Informationen von CASMIN vollkommen aus. Da die Kategorie „kein Abschluss oder Abschluss nicht bestimmbar“ bei der Bildungsvariable nach CASMIN mit 21 Fällen nur sehr schwach besetzt ist, wurden diese Fälle zur Kategorie „Hauptschulabschluss ohne berufliche Ausbildung“ hinzugezählt. Dabei wird angenommen, dass sich keine Unterschiede bezüglich der Panelteilnahme innerhalb dieser beiden Gruppen zeigen. Für 144 Fälle liegt keine Information über den höchsten Bildungsgrad vor. Am stärksten besetzt ist die Kategorie „mittlere Reife mit beruflicher Ausbildung“ mit einem Anteil von 29.75%.

Die Variablen Region (Ost/West) und Größe des Wohnorts wurden nicht aus den Personendaten, sondern aus den Stichprobendaten der ersten Welle entnommen. Sie basieren demnach nicht auf den Antworten der Befragten, sondern entstammen den Informationen zum Zeitpunkt der Stichprobenziehung. Die Informationen der Befragten und die der Stichprobenziehung können in Einzelfällen voneinander abweichen, beispielsweise wenn ein Individuum nach der Ziehung der Stichprobe umgezogen ist. Die Variable „Region“ basiert auf den Informationen zum Herkunftsbundesland.¹⁸ Zwar wurde diese Information im Interview auch abgefragt, die Wohnortgröße jedoch nicht. Damit die Informationen bezüglich der Herkunftsregion konsistent und nicht widersprüchlich verwendet werden, werden beide Informationen aus den Stichprobendaten verwendet. Da nur in 115¹⁹ Fällen (siehe Tabelle 3), was lediglich 1% aller Befragten betrifft, eine Differenz zwischen der Regionsvariable auf Grundlage der Befragung im Vergleich zu den Stichprobendaten besteht, wird angenommen, dass die Informationen aus den Stichprobendaten als guter Proxy verwendet werden können. Die Größe des Wohnorts bezieht sich auf die BIK-10-Klassifikation, innerhalb derer nicht nur auf die Einwohneranzahl, sondern auch auf den

¹⁶ International Standard Classification of Education

¹⁷ Comparative Analysis of Social Mobility in Industrial Nations

¹⁸ Berlin wurde dabei Ostdeutschland zugeordnet.

¹⁹ Davon beziehen sich 10 Fälle auf Informationen, die in den Personendaten fehlen. Die Informationen zu den Bundeslandinformationen in den Stichprobendaten hingegen sind jedoch vollständig. Durch die Verwendung letzterer können diese Fälle somit genutzt werden und gehen nicht verloren.

Stadttyp Bezug genommen wird. So liegen die Kategorien ab 50000 Einwohnern in doppelter Ausführung vor, einmal für den Stadttyp 1 und einmal für die Stadttypen 2, 3 und 4 (z. B. „50000 bis u. 100000 EW + STyp 2/3/4“ und „50000 bis u. 100000 EW + STyp 1“). Wichtig ist für die nachfolgenden Analysen jedoch lediglich die Zahl der Einwohner, weswegen die Kategorien für die einzelnen Stadttypen in einer einzigen Größe zusammengefasst werden. Außerdem wurden die Kategorien „unter 2000 EW“ und „2000 bis u. 5000 EW“ in der Ausprägung „unter 5000 EW“ zusammengefasst. Da die Personen aus den jeweiligen Regionen proportional zur Einwohnerzahl gezogen wurden und diese beiden Kategorien daher nur sehr schwach besetzt sind, lassen sich diese so besser mit den anderen Kategorien vergleichen. Dabei wird angenommen, dass sich Regionen bis zu 2000 Einwohnern und Regionen mit bis zu 5000 Einwohnern nicht signifikant voneinander unterscheiden.

Tabelle 3: Abweichung der Regionsvariable bezüglich Befragungs- und Stichprobendaten

	N	%
<i>identischer Wert in beiden Variablen</i>	11534	99.01
<i>Werte weichen voneinander ab, davon:</i>	115	0.99
Wechsel Ost/West	105	0.90
fehlender Wert in Befragungsdaten	10	0.09
<i>Total</i>	11649	100.00

Quelle: NEPS - Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 - eigene Berechnung

Weiterhin soll die Haushaltsgröße analysiert werden, um die Wirkung des Familienstandes zu kontrollieren. In der Literatur wird weniger ein Effekt des Familienstandes, sondern mehr ein Effekt der Größe des Haushaltes vorhergesagt. Einpersonenhaushalte sind in den Daten durch 1880 Fälle (16.17%) vertreten. Am häufigsten sind Zweipersonenhaushalte mit 32.62% vertreten. Haushalte mit sechs oder mehr Personen sind hingegen selten. Lediglich 230 Fälle (1.98%) konnten dieser Kategorie zugeordnet werden. Jedoch ist nicht nur die Größe des Haushaltes wichtig, sondern auch, wer im Haushalt wohnt. Daher soll auch auf das Vorhandensein von Kindern eingegangen werden. Bezug genommen wird hierbei nicht auf die tatsächliche Anzahl von Kindern eines Befragten, sondern nur auf die Kinder, die noch im Haushalt wohnen. Irrelevant ist zusätzlich, ob es sich um die eigenen Kinder oder die des Partners bzw. einer anderen Person im Haushalt handelt. Bei der Hälfte aller Befragten leben keine Kinder im Haushalt (51.35%) und in lediglich 6.64% der Haushalte befinden sich drei oder mehr Kinder. Die Verteilung zwischen einem oder zwei Kindern ist nahezu identisch.

Die Bildung der Migrationsvariable wurde von Säule 4 „Bildungsprozesse von Personen mit Migrationshintergrund“ übernommen. Es wurde ein Dummy gebildet, der misst, ob eine Befragter einen Migrationshintergrund besitzt oder nicht. Ob eine Person einen Migrationshintergrund besitzt, ist nicht nur von ihr selbst abhängig, sondern auch von den Eltern.²⁰

²⁰ Ab der dritten Erhebungswelle können zusätzlich auch die Informationen der Großeltern genutzt werden.

Individuen werden dann als Migranten gewertet, wenn sie entweder selber oder zumindest ein Elternteil nicht in Deutschland²¹ geboren ist (Olczyk & Will, forthcoming). 17.27% der Individuen der ersten Welle können einen Migrationshintergrund vorweisen, von denen entweder die Zielperson selbst, ein oder beide Elternteile im Ausland geboren sind.

Zusätzlich soll versucht werden, die Annahmen bezüglich des Interesses und der Kooperationsbereitschaft aus der Literatur zu überprüfen. Allerdings soll hier, wie in vielen anderen Studien, bei der Analyse der Kooperationsbereitschaft nicht nur auf Itemnonresponse eingegangen werden. Vielmehr werden zusätzlich noch zwei weitere mögliche Einflüsse beleuchtet. So soll kontrolliert werden, ob Interviewunterbrechungen und die Anzahl an Kontaktversuchen in der ersten Welle einen Einfluss auf die Teilnahme-wahrscheinlichkeit in der zweiten Welle haben. Angenommen wird hierbei, dass sich Interviewunterbrechungen negativ auswirken. Solche Unterbrechungen können durch vielerlei Gründe entstehen, wie z. B. durch Störungen, technische Probleme oder aus Gründen des Motivations- oder Zeitmangels. Dies könnte dazu führen, dass die Befragten die Interviews als noch belastender einstufen, da die Konzentrationsphasen immer wieder unterbrochen werden müssen. In der ersten Welle wurden von 11649 Interviews 460 (3.95%) Befragungen unterbrochen. Außerdem sollte eine steigende Anzahl an Kontaktversuchen ebenfalls einen negativen Effekt haben. Mehrfache Kontaktversuche kommen vor allem dann zustande, wenn Individuen schlecht erreichbar sind, keine Zeit haben oder erst überzeugt werden müssen, am Interview teilzunehmen. All diese Gründe könnten dazu führen, in einer weiteren Befragung gar nicht mehr teilnehmen zu wollen. Die Anzahl der Kontaktversuche schwanken stark zwischen einem und 207. Im Durchschnitt wurden in der ersten Welle zehn Kontaktversuche benötigt, um ein Interview erfolgreich abzuschließen.

Um den Einfluss der Itemnonresponse zu messen, wird auch hier - wie in vielen anderen Analysen - das Einkommen herangezogen. Bezug genommen wird dabei auf das Haushaltseinkommen. Dies wurde im NEPS in zwei Schritten erhoben. Zunächst wurde schlicht nach der Höhe des Einkommens gefragt. Wollten die Befragten keine Angabe machen, wurden sie gebeten, sich vorher definierten Einkommensklassen zuzuordnen (CATI/CAPI-Instrument, 2011, S. 146ff.). Dies bietet die Möglichkeit, Ausfälle einzudämmen. Beim Einkommen handelt es sich um ein sehr sensibles Thema, das oft verweigert wird. Die Abfrage des kategorisierten Einkommens hat für den Befragten den Vorteil, dass die tatsächliche Höhe unbekannt bleibt, sodass einige Individuen dann doch bereit sind eine Angabe zu machen. Auf dieser Grundlage wurden zwei Variablen gebildet, die den Ausfall beim Haushaltseinkommen messen. Zunächst wurde lediglich darauf Bezug genommen, wer die offene Einkommensfrage verweigert hat. Anschließend wurde herausgefiltert, wer sowohl die offene als auch die kategorisierte Frage nicht beantwortet hat. In der ersten Welle des NEPS haben 1562 Individuen (13.41%) die offene Frage nicht beantwortet. Davon haben 449, also 3.85% aller Teilnehmer, auch die kategorisierte Frage verweigert.

Die Analyse des Interesses kann mit den Daten des NEPS nicht adäquat überprüft werden, da die Daten keine geeigneten Indikatoren liefern. Es wurde zwar versucht, mithilfe von Zufriedenheitsskalen das Interesse abzubilden, jedoch ist die Streuung innerhalb dieser

²¹ Zum Analysezeitpunkt war der Umgang mit Personen, die angegeben haben in den ehemaligen deutschen Ostgebieten geboren zu sein, noch nicht abschließend geklärt. In der vorliegenden Arbeit wurden Personen aus den ehemaligen deutschen Ostgebieten behandelt wie Personen, die im heutigen Deutschland geboren sind. Diese Personen erhielten somit keinen Migrationsstatus.

Variablen sehr gering, und die Einflüsse sind daher schwer ermittelbar. Zudem ist fraglich, ob die Zufriedenheit mit dem Leben insgesamt, der finanziellen Situation, der Familie, der Arbeit oder dem Freundeskreis geeignete Proxies für das Interesse an einer Befragung sind. Außerdem sind die Antworten bei Zufriedenheitsvariablen eng verknüpft mit der momentanen Lebenssituation. Es ist fraglich, ob die Zufriedenheit in der ersten Welle tatsächlich einen Einfluss auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit der zweiten Welle ausübt. Demnach wird das Interesse in den weiteren Analyseschritten nicht näher betrachtet.

Interviewermerkmale

Zusätzlich sollen Charakteristika des Interviewers in die Analyse einfließen. Alle Interviewer wurden im Hinblick auf die NEPS-Befragungen geschult. Insgesamt waren in der ersten Welle 15 eintägige Schulungsveranstaltungen angesetzt, von denen elf Veranstaltungen für die CATI-Interviewer und vier Schulungstermine für die CAPI-Interviewer geplant waren (Aust et al., 2011, S. 13).

Der Schwerpunkt bei der Analyse der Interviewer liegt hier nicht auf dem Interviewer, der in der zweiten Welle das Interview geführt hat, sondern auf dem, der das Interview in der ersten Welle erfolgreich beenden konnte. Untersucht werden soll dabei, ob der erste Interviewer einen signifikanten Effekt auf den Erfolg in der zweiten Welle hat. 274 Interviewer konnten in der ersten Welle mindestens ein erfolgreiches Interview führen. Hiervon waren 267 auch in der zweiten Welle erfolgreich. Maximal konnte ein Interviewer in der zweiten Welle 186 erfolgreiche Interviews führen. Durchschnittlich lag dieser Wert bei ca. 34 erfolgreichen Interviews. Dadurch wird ersichtlich, dass der Erfolg pro Interviewer sehr unterschiedlich ist. Dies kann verschiedene Ursachen haben. Untersucht werden sollen im Folgenden das Geschlecht, das Alter, die Bildung und die Erfahrung des Interviewers.

Das Alter wurde klassifiziert erhoben. Verwendet wurden die Kategorien „bis 29 Jahre“, „30 bis 49 Jahre“, „50 bis 65 Jahre“ und „älter als 65 Jahre“. Die beiden mittleren Kategorien sind dabei mit 37.26% und 33.55% nahezu gleich stark besetzt, d. h., innerhalb dieser Altersklassen wurden in der ersten Welle die meisten erfolgreichen Interviews geführt. Die Kategorie „älter als 65 Jahre“ ist mit 9.18% am schwächsten belegt, und die Ausprägung „bis 29 Jahre“ umfasst 20.02%.

Die Bildung des Interviewers erstreckt sich von „kein Abschluss“ über „Hauptschule/Volkshochschulabschluss/POS“, „mittlere Reife“ bis hin zu „(Fach-) Hochschulreife“. Die Ausprägung „kein Schulabschluss“ ist dabei unbesetzt. Mit 72.68% aller Interviewer ist die Kategorie „(Fach-)Hochschulreife“ am stärksten in den Daten der ersten Welle vertreten.

Die Erfahrung des Interviewers bemisst sich nach der bisherigen Dauer der Tätigkeit der Interviewer beim Erhebungsinstitut (infas). Dies kann „bis zu einem Jahr“, aber auch „2 bis 3 Jahre“, „4 bis 5 Jahre“ oder „mehr als 6 Jahre“ sein. Der Großteil der Interviews, die in der ersten Welle erfolgreich abgeschlossen werden konnten, wurden von Interviewern mit einer moderaten Erfahrung getätigt: 66.89% der Interviews wurden von Interviewern mit mindestens zwei Jahren, aber höchstens fünf Jahren Erfahrung bei infas durchgeführt.

Da die Informationen der Interviewer aus der ersten Welle stammen, kann nicht die Wirkung des Interviewers, der die Befragung in der zweiten Welle tatsächlich geführt hat, ermittelt

werden. Somit kann auch nicht darauf eingegangen werden, welcher Interviewer den bedeutenderen Einfluss hat. Auch Interviewerwechsel können so nicht untersucht werden.

Erhebungsdesign

Beim Erhebungsdesign sollen vor allem zwei Merkmale aus der ersten Welle genauer beleuchtet werden: der Erhebungsmodus und die Wirkung von Incentives. Erhoben wurden die Daten des NEPS sowohl mithilfe von Computer-Assisted-Personal-Interviews (CAPI) als auch durch Computer-Assisted-Telephone-Interviews (CATI). Dabei sollten möglichst viele Interviews telefonisch erhoben werden. Lediglich Fälle, bei denen keine gültige Telefonnummer vorlag, oder Personen, die ausdrücklich ein persönliches Interview verlangt haben, wurden persönlich befragt (Aust et al., 2011, S. 31). Zielsetzung der persönlichen Interviews war primär, Telefonnummern zu ermitteln, sodass diese Fälle, später in telefonische Befragungen transformiert werden konnten. So ist es auch nicht überraschend, dass 82.18% aller Fälle der ersten Welle telefonisch befragt wurden. Dies hat bei der Analyse des Modus zur Folge, dass kein reiner Effekt der Erhebungsform auf die Panelmortalität ermittelt werden kann. Der Modus steht in diesem Zusammenhang eher mit der Erreichbarkeit des Befragten in Verbindung. Individuen, die mithilfe von CATI befragt wurden, waren somit tendenziell leichter zu erreichen als CAPI-Befragte.²² Wäre der Erhebungsmodus zufällig zwischen den Befragten aufgeteilt worden, könnte ein reiner Effekt auf die Panelsterblichkeit gemessen werden. Da dieser Effekt jedoch nicht bestimmbar ist und die Informationen aus der ersten Welle stammen, bezieht sich der zu untersuchende Effekt darauf, inwieweit sich die Erreichbarkeit (CATI) der ersten Welle auf die Teilnahme-wahrscheinlichkeit der zweiten Welle auswirkt.

Auch Incentives wurden im NEPS nicht zufällig vergeben. Alle Individuen, die am Interview teilgenommen haben, wurden mit einem Geldbetrag entlohnt. Neben einem persönlichen An- bzw. Dankschreiben nach jedem erfolgreichen Interview erhielten die Befragten nach Abschluss der Befragung einen Geldbetrag in Höhe von 10 Euro. Am 5. Mai 2010 wurde dieser jedoch auf 50 Euro angehoben, um einen größeren Anreiz zu schaffen und so auch sehr schwer motivierbare Personen für eine Teilnahme zu gewinnen (Aust et al., 2011, S. 12). Da alle Befragten entlohnt wurden, kann nicht herausgearbeitet werden, ob Individuen, die keine Incentives bekommen, eine niedrigere Teilnahmewahrscheinlichkeit haben als Befragte, die entlohnt werden. Da jedoch Incentives in verschiedenen Höhen verteilt wurden, kann gemessen werden, ob die Höhe einen Einfluss auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit hat. Anzunehmen wäre, dass Befragte, die 50 Euro erhielten, eher teilnahmen als Befragte, die lediglich 10 Euro bekamen. Da jedoch auch hier kein zufälliger Mechanismus hinter der Vergabe der Incentives steckt, wäre dieses Ergebnis eher unplausibel. Aufgrund dessen, dass zu Beginn nur 10 Euro ausgezahlt wurden und der Betrag erst im Laufe des Panels angehoben wurde, ist zu erwarten, dass sich 10 Euro wirkungsvoller erweisen als 50 Euro. Dies hängt jedoch nicht mit der Höhe des Betrages zusammen, sondern spiegelt auch hier eher die Erreichbarkeit, Motivation und Kooperation des Befragten wider. Musste ein Befragter erst vom Interview überzeugt und häufig kontaktiert

²² Eine Ausnahme nehmen dabei Befragte ein, die auf ausdrücklichen Wunsch persönlich befragt wurden. Hier steht weniger die Erreichbarkeit im Vordergrund, sondern viel mehr die Skepsis gegenüber der Befragung, dem Institut oder dem Interviewer. Gängig wären auch Privatsphäre- oder Anonymitätsbedenken, die durch die unpersönliche Situation am Telefon größer sein könnten, als in einem persönlichen Gespräch.

werden, ist die Wahrscheinlichkeit zur Teilnahme eher gering. 10 Euro bedeutet im diesem Zusammenhang demnach, dass ein Befragter nur wenige Male kontaktiert werden musste und ohne große Überzeugungsarbeit ein Interview geführt werden konnte. In der ersten Welle erhielten 79.53% der Befragten lediglich 10 Euro und 20.47% 50 Euro. Es kann somit untersucht werden, inwieweit sich die Höhe der Incentives auf die Teilnahme-wahrscheinlichkeit der zweiten Welle auswirkt bzw. durch die systematische Verteilungen derer, inwieweit sich Motivation, Kooperationsbereitschaft und Erreichbarkeit der ersten Welle auf die Teilnahmebereitschaft in der zweiten Welle auswirken.

Teilnahmelänge

Als letzter Aspekt soll die Teilnahmelänge in einem Panel untersucht werden. Da das NEPS auf zwei Stichproben aufbaut, befinden sich Individuen mit verschiedenen Teilnahmelängen in der Stichprobe. Die Personen, die bereits am ALWA teilgenommen haben, befinden sich in der zweiten Welle des NEPS bereits in der dritten Befragungsrunde. Es soll untersucht werden, ob diese Personen eine höhere Teilnahmewahrscheinlichkeit haben, als die Individuen der NEPS-Stichprobe. Die Verteilung zwischen NEPS- und ALWA-Fällen ist in der zweiten Welle des NEPS relativ ausgeglichen. Es stammen 5154 Fälle (44.24%) aus der NEPS- und 6495 Fälle (55.76%) aus der ALWA-Stichprobe.

7. Ergebnisse

Das nachfolgende Kapitel enthält die Ergebnisse der zuvor besprochenen Analyseschritte. Zunächst soll ein Überblick über die funktionalen Zusammenhänge zwischen der abhängigen und den unabhängigen Variablen gegeben werden. Anschließend wird ein Modell aufgestellt, das versucht, Panelmortalität genauer zu beschreiben. In einem letzten Schritt soll analysiert werden, ob die Einflüsse zwischen den verschiedenen Ausfallcodes variieren. Nach jedem Analyseschritt wird eine kurze Zusammenfassung gegeben, um die Ergebnisse zu verdeutlichen und parallel die aufgestellten Hypothesen beantworten zu können.

7.1 Bivariate Analyse

Um einen ersten Eindruck von den Determinanten der Panelmortalität im NEPS zu erhalten, sollen zunächst die bivariaten Zusammenhänge zwischen den verschiedenen unabhängigen Variablen und der Teilnahme am Panel betrachtet werden.²³ Tabelle 4 gibt einen Überblick der bivariaten Zusammenhänge. Dargestellt wird hierbei zum einen das beobachtete Merkmal, der bivariate Effekt und zum anderen, inwieweit auch statistisch ein signifikanter Effekt gefunden werden konnte. Ein Haken gibt dabei an, dass ein statistisch signifikanter Zusammenhang vorliegt, ein Kreuz wiederum, dass statistisch kein Zusammenhang zwischen den Variablen besteht. Das Signifikanzniveau beträgt dabei 0.05 oder niedriger. Das heißt, die Wahrscheinlichkeit, dass der angenommene Effekt falsch ist, beträgt 5% oder weniger. Inwieweit ein statistisch signifikanter Zusammenhang zwischen der abhängigen und den unabhängigen Variable vorliegt, wurde mithilfe des *Chi²-Unabhängigkeitstests* ermittelt.

²³ Die bivariate Analyse soll einen ersten Einblick in die Wirkung verschiedener Determinanten geben und dient hauptsächlich als Grundlage für die Aufstellung eines multivariaten Modells. Daher liegt das Augenmerk hierbei lediglich auf den bivariaten Effekten zwischen den verschiedenen unabhängigen Variablen und der Panelteilnahme im Allgemeinen. Nicht untersucht werden hierbei die bivariaten Effekte zwischen den unabhängigen Variablen und den verschiedenen Ausfallcodes (Verweigerung, Nicht-Erreichbarkeit, Befragungsunfähigkeit).

Tabelle 4: Bivariate Zusammenhänge im Überblick

Merkmale	bivariate Befunde	stat. sig. ZH¹
SOZIODEMOGRAPHIE		
Alter (klassiert)	Umgekehrt u-förmiger Zusammenhang.	✓
Geschlecht	Kein Effekt.	✗
Familienstand	Höhere TWS bei Verheirateten.	✓
höchster CASMIN	Je höher der Bildungsabschluss, desto höher die TWS.	✓
Region	Höhere TWS innerhalb der neuen Bundesländer.	✗
Regionsgröße (EW)	Von allen Kategorien hat die Ausprägung „unter 5000 EW“ die höchste TWS.	✓
Erwerbstätigkeit	Höhere TWS für Erwerbstätige.	✓
Haushaltsgröße	Steigende TWS mit zunehmender Haushaltsgröße, ab „5 Personen“ scheint die TWS nicht weiter zu steigen.	✓
Kinder im Haushalt	Steigende TWS mit zunehmender Kinderzahl, ab „3 oder mehr Kindern“ scheint die TWS nicht weiter zu steigen.	✓
Migrationshintergrund	Höhere TWS für Personen ohne Migrationshintergrund.	✓
KOOPERATIONSBEREITSCHAFT		
Haushaltseinkommen (offen)	Höhere TWS für Personen, die die offene Angabe nicht verweigert haben.	✓
Haushaltseinkommen (gesamt)²	Höhere TWS für Personen, die sowohl die offene als auch die kategorisierte Angabe nicht verweigert haben.	✓
Int. Unterbrochen	Höhere TWS für Personen, die das Interview in der ersten Welle nicht unterbrochen haben.	✓
Kontaktversuche	Sinkende TWS bei steigender Anzahl an Kontaktversuchen: Die höchste TWS befindet sich in der Kategorie „bis zu 10 Kontaktversuche“.	✓
INTERVIEWERMERKMALE		
Geschlecht	Höhere TWS bei weiblichen Interviewern.	✓
Alter	Umso jünger der Interviewer, desto höher die TWS: Von allen Altersklassen hat die Gruppe „bis 29 Jahre“ die höchste und die Gruppe „älter als 65 Jahre“ die niedrigste TWS.	✓
Bildung	Kein Effekt.	✗
Erfahrung	Kein einheitlicher Effekt: Höchste TWS in den Gruppen „bis zu einem Jahr“ und „4 bis 5 Jahre“.	✓
ERHEBUNGSDESIGN		
Modus	Höhere TWS bei CATI-Befragungen.	✓
Incentives	Höhere TWS bei 10 Euro.	✓
TEILNAHMELÄNGE		
Sample	Höhere TWS für ALWA-Befragte.	✓

¹ Signifikanzniveau: 0.05 oder niedriger

² bezieht sich auf die offene und kategorisierte Haushaltseinkommensangabe

TWS = Teilnahmewahrscheinlichkeit

Quelle: NEPS - Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 - eigene Berechnung

Dabei handelt es sich um eine Prüfgröße für mindestens nominalskalierte Variablen, die die empirische Verteilung mit der Verteilung bei Unabhängigkeit der Variablen in der Grundgesamtheit vergleicht und somit die Unabhängigkeit der Variablen in der Grundgesamtheit testet (Meißner, 2004, S. 412ff.). Die Prüfgröße an sich ist dabei nicht interpretierbar. Dies ist nur mithilfe einer χ^2 -Verteilungstabelle möglich. In dieser kann entsprechend der Freiheitsgrade und dem gewählten Signifikanzniveau der Wert abgelesen werden, bei dem die Nullhypothese noch abgelehnt werden kann. Kann die Nullhypothese abgelehnt werden, besteht ein statistisch signifikanter Zusammenhang zwischen den untersuchten Variablen.

Die bivariaten Effekte in Tabelle 4 beziehen sich weitestgehend auf die inhaltliche Interpretation der Kreuztabellierung zwischen der Panelteilnahme und den entsprechenden unabhängigen Variablen und weniger auf die Analyse statistischer Zusammenhänge. Die genaue Verteilung der Fälle und die Werte für χ^2 sind der Tabelle im Anhang B (Bivariate Analyse - Kreuztabellierung und χ^2) zu entnehmen.

7.1.1 Soziodemographie und Kooperationsbereitschaft

Zunächst sollen die soziodemographischen Charakteristika des Befragten betrachtet werden. Vorab fällt auf, dass alle ausgewählten Determinanten, außer Geschlecht und Region des Befragten, einen Einfluss auf die Panelteilnahme haben. Zwar lässt sich eine Tendenz dahingehend erkennen, dass die Teilnahmewahrscheinlichkeit bei Individuen aus den neuen Bundesländern höher ist als bei denen aus den alten, allerdings unterscheiden sich die Teilnahmewahrscheinlichkeiten innerhalb der Gruppen nur marginal. Die Differenz beträgt lediglich 1.66 Prozentpunkte. Der χ^2 -Unabhängigkeitstest bestätigt diese Vermutung. Der Zusammenhang ist auf einem Signifikanzniveau von 0.05 nicht signifikant.

Beim Alter zeigt sich, dass von allen Altersklassen die Gruppe „bis 30 Jahre“ die niedrigste Teilnahmewahrscheinlichkeit hat. Außerdem scheint die Teilnahmewahrscheinlichkeit zunächst bis zur Altersgruppe „46 bis 50 Jahre“ bzw. „51 bis 55 Jahre“ anzusteigen und danach wieder abzufallen. Dies deutet darauf hin, dass der Zusammenhang zwischen der Panelteilnahme und dem Alter nicht linear, sondern vermutlich eher umgekehrt u-förmig²⁴ ist. Dabei könnte die niedrige Teilnahmewahrscheinlichkeit bei jungen Befragten vor allem durch Zeitmangel bedingt sein; die der älteren Befragten durch Misstrauen gegenüber Fremden oder durch gesundheitliche Einschränkungen.

Um die unabhängigen Variablen richtig im multivariaten Modell spezifizieren zu können, ist es wichtig, den Zusammenhang zwischen der abhängigen Variable und der jeweiligen unabhängigen Variable zu kennen. Das logistische Modell setzt einen linearen²⁵ Zusammenhang zwischen der logarithmierten Chance eines Erfolges und den unabhängigen Variablen voraus (Kohler & Kreuter, 2008, S. 283). Erweisen sich die Zusammenhänge zwischen der abhängigen und der unabhängigen Variable als nicht linear, ist es möglich,

²⁴ In der Kategorie „über 60 Jahre“ ist ein leichter Anstieg der Teilnahmewahrscheinlichkeit zu verzeichnen, der gegen einen umgekehrt u-förmigen Zusammenhang sprechen würde. Durch die Verwendung der klassierten Daten kann es jedoch zu leicht anderen Ergebnissen kommen, als wenn alle Informationen der Variable genutzt werden würden. Aus diesem Grund soll der funktionale Verlauf des Alters nachfolgend auch grafisch und unter Verwendung der unklassierten Variablen überprüft werden.

²⁵ Die funktionale Form zwischen der abhängigen und der unabhängigen Variable muss innerhalb eines logistischen Modells nicht zwingend linear sein, sondern ist vielmehr s-förmig. Sie zeigt sich jedoch meist als linear, da häufig nur ein kleiner Ausschnitt der S-Form abgebildet wird, bei Werten zwischen 0.2 und 0.8 sollte sich eine nahezu lineare Form zeigen (Kohler & Kreuter, 2008, S. 283ff.). Nicht stetige Verläufe sind in jedem Fall problematisch.

einen linearen Zusammenhang mithilfe von Polynomen zu bilden. Dafür ist es jedoch notwendig, den genauen Verlauf des Zusammenhangs zu kennen, um sich für entsprechende Polynome entscheiden zu können. Soll beispielsweise ein u-förmiger Verlauf nachgewiesen werden, müsste die entsprechende Variable quadriert werden. Um den Verlauf der Kurve besser einschätzen zu können, wurde der Zusammenhang zwischen dem Alter und der Panelteilnahme mithilfe des *Locally Weighted Scatterplot-Smoother* geplottet. Abbildung 4 gibt den Verlauf wieder. Dafür wurde nicht das klassierte, sondern das unklassierte Alter herangezogen, um alle zur Verfügung stehenden Informationen nutzen zu können. Da die Panelteilnahme nur die Werte 0 (nicht teilgenommen) und 1 (teilgenommen) annehmen kann, spiegelt die Grafik die Teilnahmewahrscheinlichkeit in Abhängigkeit des Alters wider. Es zeigt sich, dass der Verlauf weder eindeutig linear noch eindeutig umgekehrt u-förmig ist. Die Teilnahmewahrscheinlichkeit steigt zunächst an, fällt bei ca. 50 Jahren ab und steigt ab 60 Jahren wieder an.²⁶

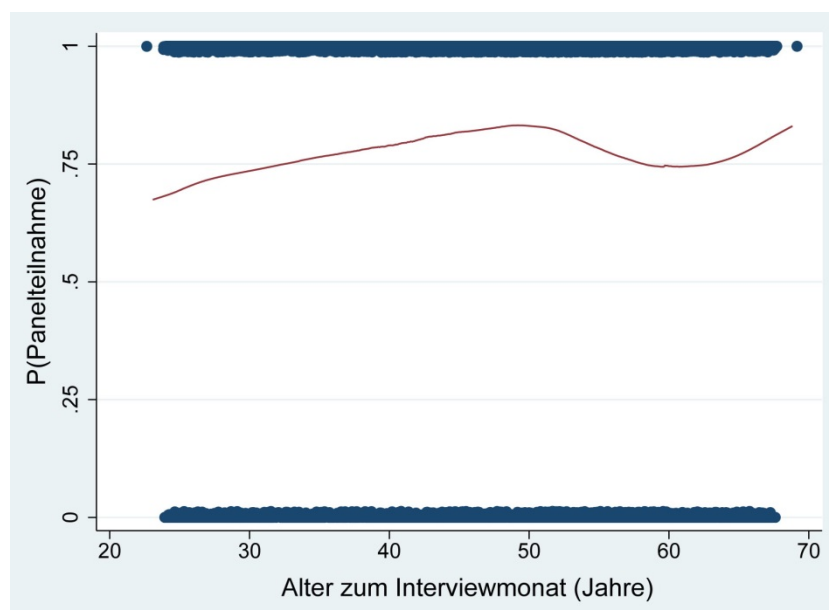


Abbildung 4: Teilnahmewahrscheinlichkeit in Abhängigkeit des Alters (Quelle: NEPS – Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 – eigene Berechnung)

Beim Blick auf den Familienstand bestätigt sich die Annahme aus der Literatur: Die Teilnahmewahrscheinlichkeit liegt bei verheirateten Individuen mit 79.75% um vier Prozentpunkte über der von unverheirateten Befragten. Der Grund für die höhere Teilnahmewahrscheinlichkeit von Verheirateten könnte in der besseren Erreichbarkeit liegen. Unverheiratete sind aufgrund ihrer Ungebundenheit oft mobiler und weisen somit eine höhere Wahrscheinlichkeit zu Wohnortwechseln auf.

Auch bei der Bildung zeigt sich der vermutete Effekt: Die Teilnahmewahrscheinlichkeit im Panel steigt mit der Höhe des Bildungsabschlusses. Beträgt die Teilnahmewahrscheinlichkeit bei Universitätsabsolventen 83.19%, beträgt sie bei Individuen ohne einen Abschluss bzw. mit Hauptschulabschluss ohne berufliche Ausbildung nur 67.90%. Die Bildung geht oft mit

²⁶ Es fällt auf, dass die letzten Altersangaben nur schwach besetzt sind und diese überdurchschnittlich oft in der zweiten Welle des NEPS vertreten sind. Somit könnte ein u-förmiger Zusammenhang unterstellt werden, wenn davon ausgegangen wird, dass der Verlauf durch Ausreißer verzerrt ist. Da dies jedoch nicht eindeutig bestätigt werden kann, wird das Alter auch weiterhin klassiert betrachtet.

dem Interesse für wissenschaftliche Untersuchungen einher (Kuhnke, 2005, S. 6f.). Je niedriger gebildet eine Person ist, desto geringer ist oft das Interesse für eine Erhebung ausgeprägt, was sich wiederum negativ auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit auswirkt.

Weiterhin zeigt sich, dass die Teilnahmewahrscheinlichkeit bei Befragten aus Regionen mit „unter 5000 Einwohnern“ mit einem Wert von 82.14% am höchsten liegt. Somit lässt sich vermuten, dass die Teilnahmewahrscheinlichkeit mit zunehmender Regionsgröße sinkt. Dies ist auch mit den Annahmen aus der Literatur konform, in der zu meist ein Stadt-Land-Gefälle prognostiziert wird. Die niedrigste Teilnahmewahrscheinlichkeit zeigt sich mit Abstand in der Region „500000 und mehr Einwohner“. Hier beträgt sie lediglich 76.21%. Begründen lässt sich dieser Effekt auf der einen Seite durch die größere Unsicherheit von Personen aus großen Städten (Schräpler, 2000, S. 119), und auf der anderen Seite dadurch, dass in kleinen Gemeinden die soziale Norm, an Umfragen teilzunehmen, oftmals stärker ausgeprägt ist als in anonymen Großstädten (Kasper, 2009, S. 94).

Auch die Erwerbstätigkeit erweist sich als positiver Effekt. Liegt die Wahrscheinlichkeit teilzunehmen bei Nicht-Erwerbstätigen bei 74.35%, liegt sie bei Befragten, die einer Erwerbstätigkeit nachgehen, immerhin bei 79.20%. Dieser Effekt lässt sich dadurch erklären, dass die Teilnahmewahrscheinlichkeit eng verbunden ist mit dem Erfolg oder dem Misserfolg der beruflichen Karriere (Windzio & Grotheer, 2002, S. 515f.). Dieser Effekt wird oft als *Erfolgs-Bias* beschrieben. Auch Birkelbach (1998) konnte in seinen Untersuchungen über die Berufsverläufe von ehemaligen Gymnasiasten in der dritten Welle bestätigen, dass vor allem die *Erfolgreichen* im Panel verweilen.

Ebenso wirkt sich die Haushaltsgröße positiv auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit aus. Je größer der Haushalt, desto höher ist die Teilnahmewahrscheinlichkeit. Bei Einpersonenhaushalten liegt die Teilnahmewahrscheinlichkeit mit 74.55% um 7.97 Prozentpunkte unter der von Fünfpersonenhaushalten. Ab Fünfpersonenhaushalten scheint die Teilnahmewahrscheinlichkeit jedoch nicht mehr zu steigen, sondern es lässt sich sogar ein leichtes Absinken der Teilnahmewahrscheinlichkeit verzeichnen. Bei Haushalten mit sechs oder mehr Personen liegt die Teilnahmewahrscheinlichkeit nur noch bei 78.95%. Das gleiche Bild zeigt sich bei der Anzahl an Kindern im Haushalt. Auch hier steigt die Teilnahmewahrscheinlichkeit mit der Anzahl der Kinder im Haushalt zunächst an. Liegt die Teilnahmewahrscheinlichkeit bei Individuen ohne Kinder im Haushalt lediglich bei 75.26%, liegt sie bei Befragten mit zwei Kindern im Haushalt bei 83.33%. Ab drei oder mehr Kindern im Haushalt lässt sich jedoch kein Zuwachs mehr verzeichnen. Hier liegt sie bei 82.41%. Die stagnierende Teilnahmewahrscheinlichkeit in großen Haushalten oder in Haushalten mit vielen Kindern lässt sich möglicherweise mit einem wachsenden Zeitmangel erklären. In großen Haushalten ist zwar eher eine Person anzutreffen, allerdings könnte mit zunehmender Größe der Grad an Verweigerung steigen, da immer weniger Zeit für Befragungen zur Verfügung steht.

Auch der Migrationshintergrund scheint sich negativ auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit auszuwirken. Jedoch sind auch hier die Gruppenunterschiede nur gering ausgeprägt. Die Teilnahmewahrscheinlichkeit für Personen ohne Migrationshintergrund liegt mit 79.02% lediglich um 4.82 Prozentpunkte über der Teilnahmewahrscheinlichkeit der Befragten mit Migrationshintergrund.

Bei der Untersuchung der Itemnonresponse soll auf die Itemnonresponse beim Haushaltseinkommen, Interviewunterbrechungen und Kontaktversuche in der ersten Welle eingegangen werden. Es zeigt sich, dass Individuen, die das Interview in der ersten Welle nicht abgebrochen haben, eine höhere Teilnahmewahrscheinlichkeit in der nachfolgenden Welle aufweisen. Die Teilnahmewahrscheinlichkeit liegt bei Personen, die die Befragung in der ersten Welle unterbrochen haben, lediglich bei 71.05%. Bei Befragten ohne Interviewunterbrechungen in der ersten Welle liegt diese hingegen bei 78.48%.

Auch die Kontaktversuche scheinen sich als geeigneter Indikator für Panelmortalität herauszukristallisieren. Je weniger Kontaktversuche in der ersten Welle nötig sind, desto höher ist die Teilnahmewahrscheinlichkeit in der folgenden Welle. Die höchste Teilnahmewahrscheinlichkeit befindet sich in der Kategorie „bis zu 10 Kontaktversuche“ mit 79.68%. Die Teilnahmewahrscheinlichkeit in den anderen Kategorien schwankt zwischen 57.14% („91 bis 100 Kontaktversuche“) und 75.71% („21 bis 30 Kontaktversuche“).

Bei der Untersuchung der Itemnonresponse des Haushaltseinkommens sollen zunächst zwei Variablen miteinander verglichen werden. Betrachtet wird zum einen die Variable, die angibt, ob die Befragten die offene Angabe verweigert haben. Außerdem wird eine weitere Größe herangezogen, die in die Betrachtung jene Befragten einbezieht, welche die offene und die kategorisierte Frage nicht beantwortet haben. Beide Variablen haben einen signifikanten bivariaten Einfluss auf die Panelteilnahme. Zunächst zeigt sich, dass Individuen, die das Haushaltseinkommen angegeben haben, eine höhere Teilnahmewahrscheinlichkeit vorweisen können. Gleichzeitig zeigt sich jedoch, dass die Unterschiede zwischen den beiden Variablen nicht sehr deutlich ausgeprägt sind. Die Teilnahmewahrscheinlichkeit bei Personen, die nur die offene Angabe verweigert haben, beträgt 67.89%, und die der Befragten, die beide Fragen verweigert haben, liegt bei 60.08%. Die zeilenspezifischen χ^2 -Angaben unterscheiden sich noch geringfügiger voneinander. Es scheint demnach keinen großen Unterschied zu machen, ob die Befragten nur eine oder beide Einkommensfragen verweigern. Die Teilnahmewahrscheinlichkeit von Individuen, die beide Fragen verweigern, weicht nicht deutlich von der ab, die nur die kategorisierte Variable verweigern. Um einen weiteren Hinweis dafür zu erhalten, wurde zusätzlich Phi²⁷ berechnet. Tabelle 5 gibt einen Überblick der verschiedenen Maßzahlen. Es zeigt sich, dass auch Phi bei der Variablen, die nur die Frage nach dem offenen Haushaltseinkommen betrachtet, einen höheren Wert hat. Allerdings ist die Differenz von 0.01 auch hier nur sehr gering. Gleichzeitig fällt auf, dass Phi mit nur -0.10 und -0.09 generell einen sehr schwachen Zusammenhang widerspiegelt. Alles deutet darauf hin, dass zwar Itemnonresponse als Indikator für Panelmortalität in Betracht gezogen werden kann, dass es aber keinen Unterschied macht, ob ein Befragter nur die offene oder beide Fragen verweigert hat. Demnach wird sich die Analyse im Folgenden lediglich mit der Itemnonresponse bezüglich der offenen Frage beschäftigen. Dies hat im Wesentlichen zwei Gründe: Zum einen scheint die Verweigerung der kategorisierten Variable keine weitere Erklärungskraft zu liefern, und zum anderen stehen beim Bezug auf die offene Einkommensangabe mehr Fälle zu Verfügung.

²⁷ Phi erhält man bei der Division von χ^2 durch den Stichprobenumfang und der Wurzel aus diesem Ergebnis (Schulze, 2007, S. 126). Phi kann lediglich die Werte zwischen -1 bis +1 annehmen. -1 spiegelt einem perfekten negativen Zusammenhang wider, +1 entsprechend eine perfekte positive Beziehung. Bei statistischer Unabhängigkeit der untersuchten Variablen nimmt Phi Null an. Normalerweise ist es bei qualitativen Merkmalen nicht möglich, Richtungen zu interpretieren. Bei 4-Feldertafeln ist dies jedoch ausnahmsweise möglich, da in diesem Fall die Ausprägungen beliebig vertauscht werden können (Schulze, 2007, S. 127).

Tabelle 5: Itemnonresponse innerhalb des Haushaltseinkommens der ersten Welle

	Haushaltseinkommen - offen		Haushaltseinkommen - gesamt	
	Angabe	keine Angabe	Angabe	keine Angabe
VERTEILUNG				
<i>Interview nicht realisiert</i>				
N	2033	498	2353	178
Chi²	11.60	75.40	2.70	67.00
Spalten-%	20.22	32.11	21.09	39.91
<i>Interview realisiert</i>				
N	8020	1053	8805	268
Chi²	3.20	21.00	0.70	18.70
Spalten-%	79.78	67.89	78.91	60.09
ZUSAMMENHANGSMAßE				
Chi²		111.30 ***		89.09 ***
Phi		-0.10		-0.09

Signifikanzniveau: + 0.1; * 0.05; ** 0.01; *** 0.001

Quelle: NEPS - Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 - eigene Berechnung

7.1.2 Interviewermerkmale

Auch bei den Merkmalen der Interviewer scheinen außer der Bildung alle Indikatoren einen Einfluss auf die Panelteilnahme zu haben. Denkbar wäre, dass sich ein Bildungseffekt deswegen nicht zeigt, da die Mehrzahl aller Interviewer hochgebildet ist. Den stärksten Einfluss auf die Panelmortalität hat das Alter des Interviewers. Hier zeigt sich, dass junge Interviewer erfolgreicher sind als ältere. Liegt die Teilnahmebereitschaft bei Befragten der Kategorie „bis 29 Jahre“ bei 80.73%, liegt sie bei Interviewern der Kategorie „älter als 65 Jahre“ lediglich bei 73.33%. Dieses Ergebnis widerspricht den Annahmen aus dem Forschungsstand. Lievesley (1986) stellte heraus, dass vor allem Interviewer mittleren Alters erfolgreich sind. Singer et al. (1983) legen dar, dass besonders ältere Interviewer die meisten Erfolge bei der Interviewführung verbuchen können.

Ebenfalls scheinen das Geschlecht und die Erfahrung des Interviewers - zumindest bivariat - einen Effekt zu haben. Die Teilnahmewahrscheinlichkeit ist dann höher, wenn die Befragungen von weiblichen Interviewern durchgeführt werden. Bei männlichen Interviewern liegt die Teilnahmewahrscheinlichkeit mit 77.23% um 1.91 Prozentpunkte

darunter. Es zeigen sich also Unterschiede, die allerdings nur sehr schwach ausgeprägt sind. Bei der Erfahrung des Interviewers lässt sich kein eindeutiger Effekt bestimmen. Die höchsten Teilnahmewahrscheinlichkeiten zeigen sich in den Kategorien „bis zu einem Jahr“ und „4 bis 5 Jahre“. Somit lässt sich nicht zweifelsfrei bestätigen, dass die Teilnahmewahrscheinlichkeit der Befragten mit der Erfahrung des Interviewers steigt. Auch die Teilnahmewahrscheinlichkeit in den anderen beiden Kategorien („2 bis 3 Jahre“ und „6 Jahre und mehr“) ist nur unwesentlich niedriger.

7.1.3 Erhebungsdesign und Teilnahmelänge

Auch der Modus und die Gewährung von Incentives in der ersten Welle erweisen sich bivariat als signifikante Einflüsse, die in die zu erwartende Richtung gehen. Es zeigt sich, dass CATIs erfolgreicher sind als CAPIs, und dass 10 Euro eine höhere Teilnahmebereitschaft nach sich ziehen als 50 Euro. Liegt die Teilnahmewahrscheinlichkeit bei CATIs bei 80.38%, liegt sie bei CAPIs lediglich bei 68.07%. Bedingt ist dies dadurch, dass Individuen, die mithilfe von CATI befragt wurden, tendenziell leichter erreichbar waren als jene, die durch CAPI befragt wurden, da von diesen oftmals keine Telefonnummer vorlag. 50 Euro hingegen erweisen sich aus dem Grund als negativ, da nur schwer motivierbare Individuen 50 Euro erhielten. 10 Euro bedeutet in diesem Zusammenhang, dass die Befragten schnell für ein Interview gewonnen werden konnten. Der Unterschied zwischen 10 und 50 Euro bei der Gewährung von Incentives ist allerdings nicht so eindeutig wie der Effekt beim Modus: Die Teilnahmewahrscheinlichkeit bei einer Zuwendung von 10 Euro liegt bei 79.37% und bei einer Aufwandsentschädigung von 50 Euro bei 73.90%. Wichtig ist bei diesen Ergebnissen, dass es sich um die Informationen aus der ersten Welle handelt und so nicht die Effekte der beiden Merkmale aus der momentanen Erhebungswelle ermittelt werden können. Gemessen wird hier, ob und inwieweit sich der Modus (Erreichbarkeit) und die Incentives (Motivation) der ersten Welle auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit in der zweiten Welle auswirken.

Auch die Teilnahmelänge zeigt sich bivariat als signifikanter Einfluss. Individuen, die bereits im ALWA teilgenommen haben und sich somit in der zweiten Welle des NEPS bereits in der dritten Erhebungswelle befinden, weisen eine höhere Teilnahmewahrscheinlichkeit auf als jene, die sich erst in der zweiten Erhebungswelle befinden. Die Teilnahmewahrscheinlichkeit liegt bei ALWA-Befragten bei 82.02% gegenüber 73.35% bei NEPS-Befragten.

7.1.4 Zusammenfassung

Bei der Analyse der bivariaten Zusammenhänge hat sich gezeigt, dass ein Großteil der Determinanten einen signifikanten Einfluss auf die Panelmortalität ausübt. Sowohl soziodemographische Faktoren, die Kooperationsbereitschaft des Befragten als auch Interviewermerkmale, die Merkmale des Designs und die Teilnahmelänge zeigen bivariat einen Einfluss auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit. Somit scheint Panelmortalität eher durch ein breites Geflecht an Einflüssen als durch wenige singuläre Merkmale bestimmt zu sein. Hypothese 1 scheint sich somit zu bestätigen, um dies jedoch endgültig untermauern zu können, muss zunächst in einem weiteren Schritt geprüft werden, inwieweit sich diese Effekte verändern, wenn die Variablen gemeinsam ins Modell aufgenommen werden.

Soziodemographisch zeigen sich bivariat vor allem Einflüsse des Alters und der Bildung des Befragten, der Haushaltsgröße und des Vorhandenseins von Kindern im Haushalt als signifikante Effekte. Bei der Kooperationsbereitschaft haben alle untersuchten Merkmale

einen nicht zu vernachlässigenden Einfluss. Je kooperativer sich die Befragten in der vorangegangenen Welle gezeigt haben, desto höher ist die Wahrscheinlichkeit, dass diese auch ein weiteres Mal teilnehmen. Bedingt ist dies vermutlich dadurch, dass Individuen vor allem dann zu einem unkooperativen Verhalten neigen, wenn sie von vornherein kein großes Interesse an einer Umfrage haben. In einer weiteren Befragung könnte dieses Desinteresse dann zu einer endgültigen Verweigerung führen. Auch der Interviewer der ersten Welle scheint einen Einfluss auf den Verbleib im Panel zu haben. Hier hat sich vor allem das Alter als eine wesentliche Größe herauskristallisiert. Somit konnten ebenfalls Hinweise für die Gültigkeit der Hypothese 2 (*Der Interviewer der ersten Welle wirkt sich signifikant auf die erfolgreiche Realisation eines Interviews in der zweiten Welle aus.*) gefunden werden. Auch beim Interviewer-Geschlecht konnten Gruppenunterschiede herausgearbeitet werden, jedoch sind diese nicht besonders stark ausgeprägt. Ebenfalls konnte dem Erhebungsdesign und der Teilnahmelänge ein signifikanter bivariater Einfluss nachgewiesen werden.

Bivariat ergeben sich somit Zusammenhänge, die weitestgehend mit der bestehenden Literatur übereinstimmen. Die meisten Effekte gehen in die erwartete Richtung. Beim Alter und der Region konnten aus der Literatur verschiedene Aussagen entnommen werden. Das Alter hat sich bivariat weder als linear noch als eindeutig umgekehrt u-förmig gezeigt. Bei der Wirkung der Region auf die Panelmortalität gab es sowohl Hypothesen für eine höhere Teilnahmebereitschaft der Ostdeutschen (Kasper, 2009, S. 98) als auch die Annahme, dass sich eher Westdeutsche für eine Befragung bereit erklären (Kuhnke, 2005, S. 27). Auch mit den Daten des NEPS konnte diesbezüglich kein gefestigter Effekt nachgewiesen werden. Die Verteilung der Fälle deutet zwar darauf hin, dass Ostdeutsche eher teilnehmen, jedoch ist dieser Effekt statistisch nicht gesichert. Auch bei der Haushaltsgröße und bei der Anzahl der Kinder im Haushalt konnte bestätigt werden, dass diese sich positiv auf die Panelmortalität auswirken. Dieser Zusammenhang gilt jedoch nur bis zu einem bestimmten Punkt. Ist dieser Punkt erreicht, nimmt die Wirkung wieder ab bzw. stagniert auf einem gleichbleibenden Niveau.

Der einzige Effekt, der nicht konform mit den Annahmen aus der Literatur ist, ist der Effekt des Interviewer-Alters. Bei der bivariaten Analyse haben sich weder die Interviewer mittleren Alters noch die älteren Interviewer als erfolgreicher herauskristallisiert. Ein positiver Effekt konnte hingegen jungen Interviewern nachgewiesen werden.

Anzumerken ist, dass keiner der gefundenen bivariaten Einflüsse besonders herausragend ist. Zumeist sind die Gruppenunterschiede nur geringfügig, auch wenn sich ein statistisch signifikanter Zusammenhang ergibt. Signifikanzen sind abhängig von der zur Verfügung stehenden Fallzahl. Je höher diese ist, desto wahrscheinlicher ist es, signifikante Ergebnisse zu erhalten. Bei einer Fallzahl von mehr als 11000 ist es somit sehr wahrscheinlich, auch dann signifikante Ergebnisse zu erhalten, wenn die Unterschiede nur geringfügig sind.

7.2 Multivariate Analyse

Mithilfe der bivariaten Analyse konnte gezeigt werden, welchen Einfluss einzelne Variablen auf die Panelteilnahme haben. In einem nächsten Schritt soll analysiert werden, wie sich die Teilnahmewahrscheinlichkeit ändert, wenn mehrere Variablen gemeinsam betrachtet werden. Dafür werden verschiedene Modelle aufgestellt. Zunächst wird betrachtet, inwieweit sich verschiedene Faktoren auf die Panelteilnahme im Allgemeinen auswirken,

und in einem weiteren Schritt wird analysiert, ob für verschiedene Ausfallquellen unterschiedliche Determinanten verantwortlich sind.

7.2.1 Die Determinanten der Panelteilnahme

Da bei der Untersuchung der Determinanten der Panelteilnahme im Allgemeinen die abhängige Variable dichotom vorliegt, wird als Methode die *binomiale logistische Regression* verwendet. Die Schwierigkeit bei dieser Methode liegt in der Interpretation der Koeffizienten. Bei der linearen Regression wird ein linearer Verlauf der Schätzgeraden zugrunde gelegt. Dadurch ist die Steigung an jedem Punkt der Gerade gleich. Die Steigung der Gerade wird durch die Effektkoeffizienten wiedergegeben. Bei der linearen Regression können die Effekte demnach wie folgt interpretiert werden: Steigt die unabhängige Variable x um eine Einheit, so steigt ceteris paribus der Vorhersagewert für y um den Effektkoeffizienten. Da es sich im vorliegenden Modell bei der abhängigen Variable jedoch um eine dichotome Variable handelt, ist die lineare Regression nur bedingt geeignet. Würde eine lineare Regression bei binären Variablen angewendet werden, würde von einem *linearen Wahrscheinlichkeitsmodell* gesprochen werden, bei dem die Schätzgerade die Wahrscheinlichkeit angibt, dass ein Ereignis eintritt oder nicht. Das Problem an dieser Herangehensweise ist jedoch, dass Werte unter 0 und über 1 vorhergesagt werden können, die nicht interpretierbar sind (Kohler & Kreuter, 2008, S. 258ff.). Aus diesem Grund muss nach einer Methode gesucht werden, die keine Werte außerhalb des Wertebereichs vorhersagt. Mithilfe einer *Link-Funktion* wird daher bei der logistischen Regression die Gerade in einen nicht-linearen Verlauf transformiert (Fromm, 2005, S. 6). So ergibt sich ein s-förmiger Verlauf der Schätzgerade. Diese schätzt die Wahrscheinlichkeit, entweder zu der Gruppe zu gehören, in der das Ereignis eintritt ($y = 1$), oder zu der Gruppe zu gehören, in der das Ereignis nicht eintritt ($y = 0$). Durch den s-förmigen Verlauf der Schätzgerade ist es jedoch nicht mehr möglich, die Effektkoeffizienten ohne weiteres zu interpretieren, da die Steigung der Gerade an jedem Punkt anders ist.

Eine Möglichkeit, sich bei der Interpretation zu helfen, ist die Berechnung von *Odds-Ratios*. Odds-Ratios geben an, um wie viel größer die geschätzte Chance, dass ein Ereignis eintritt, von einer Gruppe (z. B. Männer) im Verhältnis zu einer anderen Gruppe (z. B. Frauen) ist (Kohler & Kreuter, 2008, S. 264). Oder anders ausgedrückt: Odds-Ratios „[...] tells us how many times higher the odds of $y = 1$ is if x_1 increases by one unit [...]“ (Mood, 2010, S. 68). Bei Unabhängigkeit nimmt die Odds-Ratio 1 an. Dies bedeutet, dass sich die geschätzten Chancen innerhalb der untersuchten Gruppen nicht unterscheiden (Toutenburg & Heumann, 2008, S. 120). Ist die Odds-Ratio größer als 1, handelt es sich um einen positiven Zusammenhang, und ist sie kleiner als 1, liegt eine negative Beziehung vor.

In Tabelle 6 sind die Ergebnisse der binomialen logistischen Regression abgebildet. Dargestellt werden die Odds-Ratios und die zugehörigen Signifikanzen. Es wurden fünf Modelle berechnet, um erstens einen Eindruck davon zu erhalten, ob sich Zusammenhänge bei der Hinzunahme weiterer Variablen ändern, und um zweitens zu analysieren, welche Variablen am besten die Teilnahme in der zweiten Welle des NEPS vorhersagen können.

Tabelle 6: Überprüfung der Einflüsse auf die Panelteilnahme

(Angabe von Odds-Ratios)

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
SOZIODEMOGRAPHIE					
Alter (Referenz: bis 30 Jahre)					
31 bis 35 Jahre	1.136321	1.142407	1.144841	1.149737	1.164097
36 bis 40 Jahre	1.203111	1.195901	1.192882	1.189368	1.209876
41 bis 45 Jahre	1.497734 ***	1.513464 ***	1.503046 ***	1.463237 ***	1.453221 ***
46 bis 50 Jahre	1.683441 ***	1.661828 ***	1.646303 ***	1.594845 ***	1.569576 ***
51 bis 55 Jahre	1.772585 ***	1.755811 ***	1.739779 ***	1.676230 ***	1.645815 ***
56 bis 60 Jahre	1.222233 +	1.240985 *	1.261437 *	1.330400 **	1.631148 ***
über 60 Jahre	1.431741 ***	1.464833 ***	1.485699 ***	1.567099 ***	1.932108 ***
Geschlecht (1 = männlich)					
	1.028745	0.998826	1.000887	1.010854	1.009193
Familienstand (1 = verheiratet)					
	1.017685	0.985569	0.979149	0.957163	0.956788
höchster CASMIN (Referenz: kein Abschluss/Hauptschulabschluss ohne berufl. Ausbildung)					
Hauptschule + berufl. Ausbildung	1.252772 +	1.294814 *	1.284063 *	1.219043	1.223151 +
Mittlere Reife ohne berufl. Ausbild.	1.365328 *	1.421787 *	1.410565 *	1.323754 +	1.315199 +
Mittlere Reife + berufl. Ausbildung	1.463715 **	1.501038 ***	1.489534 ***	1.389868 **	1.388913 **
Hochschule ohne berufl. Ausbild.	1.783494 ***	1.854295 ***	1.823871 ***	1.661609 ***	1.633413 ***
Hochschulreife + berufl. Ausbildung	1.903006 ***	1.991481 ***	1.979532 ***	1.835496 ***	1.838361 ***
Fachhochschulabschluss	1.878620 ***	1.917909 ***	1.897215 ***	1.760291 ***	1.742766 ***
Universitätsabschluss	2.186239 ***	2.232750 ***	2.202411 ***	2.028962 ***	2.002878 ***
Region (1 = West)					
	0.935941	0.963694	0.962483	0.914797	0.918282
Regionsgröße (Einwohner) (Referenz: unter 5000 EW)					
5000 bis u. 20000 EW	0.936607	0.939468	0.929063	0.941383	0.952437
20000 bis u. 50000 EW	0.812337	0.820516	0.809964	0.814802	0.817562
50000 bis u. 100000 EW	0.940948	0.954915	0.934952	0.947530	0.952658

100000 bis u. 500000 EW	0.761255	*	0.758750	*	0.752196	*	0.755932	*	0.756681	*
500000 und mehr EW	0.685602	**	0.689904	**	0.688814	**	0.704103	**	0.701164	**
Erwerbstätigkeit (1 = erwerbstätig)	1.058431		1.061081		1.056250		1.031630		1.021429	
Haushaltsgröße (Referenz: 1-Personenhaushalt)										
2-Personenhaushalt	1.060946		1.123620		1.120594		1.108663		1.117025	
3-Personenhaushalt	1.186052		1.328852	*	1.323294	*	1.264823	*	1.254342	*
4-Personenhaushalt	1.209436		1.444361	**	1.441285	*	1.369183	*	1.356196	*
5-Personenhaushalt	1.429936	+	1.719881	**	1.705427	**	1.604218	*	1.568849	*
6-Personenhaushalt oder mehr	1.263992		1.553440	+	1.535664	+	1.458170		1.463800	
Kinder im Haushalt (Referenz: keine Kinder)										
1 Kind	1.018820		0.965506		0.973900		1.008182		1.022803	
2 Kinder	1.249773	+	1.119204		1.127020		1.174466		1.187441	
3 oder mehr Kinder	1.068731		0.942663		0.958564		1.017292		1.033373	
Migrationshintergrund (1 = Migrationshinterg.)	0.818724	***	0.799725	***	0.801029	***	0.826225	**	0.836633	**
KOOPERATIONSBEREITSCHAFT										
Haushalts-EK - offen (1 = keine Angabe)			0.533259	***	0.535302	***	0.562844	***	0.566371	***
Interview unterbrochen (1 = unterbrochen)			0.766703	*	0.757942	*	0.692763	**	0.760655	*
Kontaktversuche			0.993015	***	0.993057	***	0.992922	***	0.992305	***
INTERVIEWWERMERKMALE										
Geschlecht (1 = männlich)					0.891480	*	0.899658	*	0.901118	*
Alter (Referenz: bis 29 Jahre)										
30 bis 49 Jahre					0.967288		1.022163		1.031730	
50 bis 65 Jahre					0.932884		1.101128		1.106141	
älter als 65 Jahre					0.783584	*	0.963668		0.985811	
Bildung (Referenz: Hauptschule/Volksschule/POS)										
Mittlere Reife					1.110019		1.155693		1.156772	

(Fach-)Hochschulreife	1.155961	+	1.163647	+	1.168633	+
Erfahrung (infas) (Referenz: bis zu einem Jahr)						
2 bis 3 Jahre	0.903980		0.853448	*	0.867496	+
4 bis 5 Jahre	1.057444		1.000495		1.020000	
6 Jahre oder mehr	0.924315		0.910329		0.931914	
ERHEBUNGSDESIGN						
Modus (1 = CAPI)			0.611352	***	0.681853	***
Incentives (1 = 10 Euro)			1.057306		1.027476	
TEILNAHMELÄNGE (1 = ALWA)						
Konstante	1.863131	**	2.081118	***	2.185099	***
N	11311		11311		11311	
Modellgüte						
Chi ²	258.3507	***	387.7410	***	413.2082	***
McFaddens R ²	0.022022		0.033052		0.035223	
Modellvergleich						
AIC	11538.71		11415.32		11407.86	
Likelihood-Ratio Test			129.39	***	25.47	**
					58.17	***
					27.63	***

Signifikanzniveau: + 0.1; * 0.05; ** 0.01; *** 0.001

Quelle: NEPS - Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 - eigene Berechnung

Modell 1: Soziodemographie

Zunächst wird nur die Soziodemographie des Befragten ins Modell aufgenommen. Das Alter wird klassiert in die Regression einbezogen, da der Zusammenhang zwischen dem Alter und der Panelteilnahme nicht als eindeutig linear oder umgekehrt u-förmig bestimmt werden konnte. Als Referenz dient dabei die Kategorie „bis 30 Jahre“. Zwischen der zweiten und der dritten Kategorie („31 bis 35 Jahre“ und „36 bis 40 Jahre“) ergeben sich keine signifikanten Unterschiede im Vergleich zur Referenzkategorie. Wird die Referenzkategorie in Bezug zu den anderen Altersgruppen gesetzt, liegt die höchste Teilnahmewahrscheinlichkeit in der Altersklasse „51 bis 55 Jahre“. Die Odds-Ratio beträgt 1.77. Ceteris paribus liegt somit die Chance für eine Teilnahme in der Altersklasse „51 bis 55 Jahre“ 1.77-mal höher als die Teilnahmewahrscheinlichkeit der Befragten, die der Altersklasse „bis 30 Jahre“ angehören. Individuen der Altersklasse „51 bis 55 Jahre“ haben demnach gegenüber den Individuen der Altersklasse „bis 30 Jahre“ eine um 77% höhere Chance, in der zweiten Welle des NEPS teilzunehmen. Weiterhin fällt auf, dass alle Odds-Ratios über 1 liegen. Somit zeigt sich in allen Altersklassen eine höhere Teilnahmewahrscheinlichkeit als in der Referenzkategorie („bis 30 Jahre“). Somit scheint die Teilnahmewahrscheinlichkeit mit dem Alter anzusteigen. Dies ist jedoch nur bis zu einem bestimmten Alter zu beobachten. Ab 56 Jahren sinkt die Teilnahmewahrscheinlichkeit wieder ab. In der Altersklasse „56 bis 60 Jahre“ liegt die Odds-Ratio nur noch bei 1.22. Ab der Altersklasse „über 60 Jahre“ ist allerdings wieder ein kleiner Anstieg zu verzeichnen. Es zeigt sich somit der gleiche Effekt wie bei der bivariaten Analyse.

Auch bei der Bildung zeigt sich der erwartete Effekt. Als Referenz dient hier „kein Abschluss oder Abschluss nicht bestimmbar/Hauptschulabschluss ohne berufliche Ausbildung“. Auch hier sind alle Odds-Ratios größer als 1. Demnach liegt die Teilnahme der verschiedenen Bildungsabschlüsse immer über derjenigen der Referenzkategorie. Dabei sind alle Odds-Ratios signifikant. Die höchste Teilnahmewahrscheinlichkeit im Vergleich zur Referenzkategorie zeigt sich bei Universitätsabsolventen. Die Odds-Ratio beträgt 2.19. Somit liegt die Chance teilzunehmen unter Universitätsabsolventen 2.19-mal höher als unter denen, die keinen Abschluss oder einen Hauptschulabschluss ohne berufliche Ausbildung besitzen. Somit steigt die Teilnahmewahrscheinlichkeit mit dem Grad der Bildung.

Bei der Regionsgröße, gemessen an der Zahl der Einwohner, wurde als Referenz die Kategorie „unter 5000 EW“ gewählt. Alle Odds-Ratios sind kleiner als 1. Somit liegt die Teilnahmewahrscheinlichkeit in allen Kategorien unter der der Referenz. Als signifikant erweisen sich jedoch nur die Ausprägungen „100000 bis u. 500000 EW“ und „500000 und mehr EW“. Es kann somit bestätigt werden, dass die Teilnahmewahrscheinlichkeit in ländlichen Regionen höher liegt als in städtischen Gebieten, wobei jedoch nur in stark besiedelten Regionen der Effekt statistisch signifikant ist. Die Region (alte oder neue Bundesländer) zeigt sich als statistisch insignifikanter Effekt. Somit scheint die Teilnahmewahrscheinlichkeit innerhalb der beiden Regionen nicht zu variieren.²⁸

Auch die Haushaltsgröße und die Anzahl an Kindern im Haushalt wurden klassiert in die Regression aufgenommen, da bivariat kein eindeutig linearer Effekt nachgewiesen werden

²⁸ Die Region erweist sich dann als signifikanter Effekt, wenn Berlin nicht den neuen, sondern den alten Bundesländern zugeordnet wird. Dieser Effekt ist nicht nur im Modell 1 signifikant, sondern bleibt bis ins Modell 5 bestehen.

konnte. Sowohl bei der Haushaltsgröße²⁹ als auch bei der Anzahl der Kinder im Haushalt zeigte sich bivariat, dass die Teilnahmewahrscheinlichkeit zunächst steigt, ab einem gewissen Niveau jedoch stagniert bzw. wieder abfällt. Bei der Haushaltsgröße dient die Kategorie „1-Personenhaushalt“ als Referenz. Die einzige Ausprägung, die sich im Vergleich als signifikant erweist, ist die Kategorie „5-Personenhaushalte“. Die Odds-Ratio liegt bei 1.43. Somit haben Befragte aus Fünfpersonenhaushalten gegenüber denen aus Einpersonenhaushalten eine um 43% erhöhte Chance, in der zweiten Welle des NEPS teilzunehmen. Bei der Anzahl an Kindern im Haushalt erweisen sich nur „2 Kinder“ als signifikant. Die Chance einer Teilnahme liegt bei Befragten mit zwei Kindern im Haushalt 1.25-mal höher als bei Personen ohne Kinder. Dieser Effekt ist jedoch lediglich auf einem Niveau von 0.1 signifikant.

Der Migrationshintergrund wirkt sich negativ auf die Teilnahme aus. Die Odds-Ratio beträgt 0.82. Unter Konstant halten aller anderen Ausprägungen ist die Chance einer Teilnahme für Migranten somit 0.82-mal höher als bei Personen ohne Migrationshintergrund.³⁰ Die Wahrscheinlichkeit, im Panel zu verweilen, ist somit für Migranten niedriger als für Nicht-Migranten.

Keine signifikanten Effekte auf die Panelteilnahme finden sich beim Geschlecht, beim Familienstand und bei der Erwerbstätigkeit des Befragten.³¹

Zusätzlich wurden verschiedene Maßzahlen herangezogen, um die Güte des Modells statistisch untermauern zu können. Die Kennziffern sind ebenfalls Tabelle 6 zu entnehmen. Berechnet wurden *Pearson-Chi²* und *Pseudo-R²*. Der *Chi²*-Wert ergibt sich aus der Summe der quadrierten Abweichungen zwischen den vorhergesagten und den beobachteten Werten (Hosmer & Lemeshow, 2000, S. 145ff.). Je größer dieser Wert, bzw. je niedriger die Irrtumswahrscheinlichkeit ist, desto höher ist die Wahrscheinlichkeit, dass die Differenz zwischen beobachteten und geschätzten Werten nicht durch Zufallsprozesse gesteuert wird (Kohler & Kreuter, 2008, S. 282). *Chi²* erweist sich im ersten Modell als signifikant. Die Nullhypothese, dass die Differenzen zwischen den beobachteten und geschätzten Werten durch Zufallsprozesse gesteuert sind, kann somit abgelehnt werden. Es kann also angenommen werden, dass die unabhängigen Variablen im Modell 1 zur Erklärung der Panelteilnahme beitragen. *Pseudo-R²* gibt die Schätzungsverbesserung des Modells im

²⁹ Bei der Haushaltsgröße zeigt sich zusätzlich das Problem der Ausreißer. Einige Befragte gaben ungewöhnlich hohe und teilweise unplausible Antworten, die sich verzerrend auf die Ergebnisse auswirken können. Da diese Fälle nicht aus der Analyse ausgeschlossen werden sollten, um die Fallzahl so hoch wie möglich zu halten, wurden die Angaben klassiert. So fallen die möglicherweise unplausiblen Angaben weniger ins Gewicht. Einen Überblick über die Verteilung der Haushaltsgröße und die Auswirkung auf den Zusammenhang mit der Teilnahmewahrscheinlichkeit sind im Anhang C (Ausreißer - Haushaltsgröße) zu finden.

³⁰ Zusätzlich wurde auf eine Interaktion zwischen dem Geschlecht und dem Migrationshintergrund eines Befragten getestet. Die Ergebnisse sind im Anhang D (Modell - Interaktionseffekte) abgebildet. Dabei zeigen sich bei männlichen Befragten signifikante Gruppenunterschiede. Die Teilnahmewahrscheinlichkeit liegt bei männlichen Nicht-Migranten signifikant über der von männlichen Migranten. Bei weiblichen Befragten zeigen sich hinsichtlich dessen jedoch keine signifikanten Gruppenunterschiede. Da die Interaktionseffekte die Güte des Modells nicht wesentlich positiv beeinflusst haben, wurde der Effekt nicht mit ins endgültige Modell aufgenommen.

³¹ Der Familienstand wird dann statistisch signifikant, wenn die Haushaltsgröße und die Anzahl der Kinder im Haushalt aus Modell 1 herausgenommen werden. Dies deutet darauf hin, dass nicht der Familienstand wesentlich für die Panelteilnahme ist, sondern vor allem die Haushaltsgröße. Einpersonenhaushalte sind schwerer zu erreichen und Verheiratete sowie Individuen mit mindestens einem Kind leben tendenziell nicht in Einpersonenhaushalten. Die Erwerbstätigkeit zeigt sich dann als signifikanter Effekt, wenn die Bildung aus dem Modell herausgenommen wird. Auch dies entspricht dem momentanen Forschungsstand, dass weniger die Tatsache, ob ein Befragter erwerbstätig ist, sondern vielmehr der Grad der Bildung für die Panelteilnahme ausschlaggebend ist. Dass beide Effekte (der Familienstand und die Erwerbstätigkeit) bei der Hinzunahme weiterer Variablen insignifikant werden, bedeutet nicht zwangsläufig, dass sie keinen Effekt haben, sondern vielmehr dass die Effekte von stärker ausgeprägten Effekten (der Bildung bzw. der Haushaltsgröße) überlagert werden.

Vergleich zum Nullmodell³² an (Urban, 1993, S. 62). Es gibt verschiedene Möglichkeiten, Pseudo-R² zu berechnen. In STATA bezieht sich die Berechnung standardmäßig auf die Berechnung von McFadden. Pseudo-R² schwankt zwischen 0 und 1. Der Wert 1 bedeutet, dass das Modell die abhängige Variable vollständig erklären kann. Das Modell kann demnach die Varianz der abhängigen Variable exakt beschreiben. Ein Wert von 0 bedeutet hingegen, dass die Variablen im Modell im Vergleich zum Nullmodell keine weitere Erklärungskraft liefern. Da die meisten Pseudo-R² häufig den Wert 1 gar nicht erreichen können, reicht bei der inhaltlichen Interpretation oft der Grundsatz „je höher, desto besser“ (Kohler & Kreuter, 2008, S. 278). Im Modell 1 beträgt Pseudo-R² lediglich 0.02. Die Varianzaufklärung des ersten Modells im Vergleich zum Nullmodell ist somit sehr gering.

Modell 2: Kooperationsbereitschaft

Im Modell 2 werden zusätzlich die Merkmale der Kooperationsbereitschaft betrachtet. Untersucht werden die Itemnonresponse, Kontaktversuche und Unterbrechungen des Interviews in der ersten Welle. Es fällt auf, dass alle Merkmale einen statistisch signifikanten Einfluss auf die Panelteilnahme haben. Die Odds-Ratios liegen jeweils unter 1 und weisen demnach einen negativen Zusammenhang auf. Die Odds-Ratio beim Haushaltseinkommen liegt bei 0.53. Ceteris paribus liegt die Chance, im Panel zu verweilen, bei Individuen, die die Frage nach dem Einkommen in der ersten Welle verweigert haben, 0.53-mal höher als bei denen, die sie beantworteten. Die Interpretation der anderen beiden Effekte ist äquivalent. Folglich hat die Kooperationsbereitschaft in der ersten Welle einen deutlichen Einfluss auf die Panelteilnahme. Je unkooperativer eine Person in der ersten Welle ist, desto höher ist die Wahrscheinlichkeit kein weiteres Mal teilzunehmen.

Auch die Effekte der zuvor ins Modell aufgenommenen Merkmale bleiben weitestgehend bestehen. Nur bei der Haushaltsgröße lässt sich eine andere Wirkung erkennen. Die Teilnahmewahrscheinlichkeit ist nicht mehr nur in Fünfpersonenhaushalten signifikant höher, sondern es zeigen sich auch signifikante Effekte in Drei- und Vierpersonenhaushalten. Allerdings wird gleichzeitig die Anzahl an Kindern im Haushalt insignifikant.

Beim Blick auf die Modellgüte fällt auf, dass sowohl Chi² als auch McFaddens R² nach der Hinzunahme der Variablen höher ausfallen. Die Maßzahlen deuten also darauf hin, dass die Kooperationsbereitschaft in der ersten Welle ein relevanter Faktor bei der Beschreibung der Panelteilnahme ist. Um zu überprüfen, ob Modell 2 nicht nur besser als das Nullmodell, sondern auch als das vorangegangene Modell 1 ist, werden zwei weitere Maßzahlen zum Modellvergleich berechnet. Diese geben an, ob die Hinzunahme weiterer Variablen das Modell verbessert. Eine der verwendeten Maßzahlen ist das *Akaike Informationskriterium* (AIC), welches sich aus der Residuenquadratsumme, der Anzahl der Regressoren im Modell und dem Stichprobenumfang berechnet (Fahrmeir et al., 2009, S. 161). AIC ist nicht eigenständig interpretierbar, sondern muss immer in Beziehung zu anderen Modellen gesetzt werden. Dabei ist das Modell besser, welches das kleinere AIC vorweisen kann. Im Modell 1 beträgt AIC 11538.71 und im Modell 2 11415.32. AIC ist somit im Modell 2 kleiner als im ersten Modell. Somit kann unterstellt werden, dass Modell 2 mehr Erklärungskraft besitzt als Modell 1. Neben AIC wird ein weiterer Test, der *Likelihood-Ratio Test*, betrachtet.

³² Das Nullmodell ist das Modell ohne Regressoren, in dem also lediglich die Konstante enthalten ist (Sachs & Hedderich, 2006, S. 595).

Bei diesem wird die logarithmierte Likelihood des Modells 2 mit der des Modells 1 verglichen. Grundvoraussetzung ist, dass es sich um genestete Modelle handelt. Das also in Modell 1 keine Variablen vorkommen, die nicht auch in Modell 2 vorhanden sind (Kleinbaum & Klein, 2010, S. 134f.). Getestet wird, ob durch die Hinzunahme weiterer Variablen das Modell aussagekräftiger wird bzw. ob die neu ins Modell aufgenommenen Variablen zur Erklärung der abhängigen Variablen beitragen können. Mit der vorliegenden Kennzahl des Likelihood-Ratio Tests wird also geprüft, ob durch die Hinzunahme der Kooperationsvariablen die Erklärungskraft des Modells steigt. Die Kennziffer des Likelihood-Ratio Tests erweist sich als signifikant. Also kann die Nullhypothese abgelehnt werden. Die Hinzunahme der neuen Variablen ist somit gerechtfertigt.

Modell 3: Interviewermerkmale

Im Modell 3 werden nun die soziodemographischen Merkmale des Interviewers der ersten Welle in das Modell aufgenommen. Es fällt auf, dass sich nur wenige Merkmale als signifikant erweisen. Beim Geschlecht zeigt sich ein statistisch signifikanter Einfluss. Die Odds-Ratio erweist sich dabei als negativ. Die Chance teilzunehmen ist bei männlichen Interviewern 0.89-mal höher als bei weiblichen Interviewern. Weibliche Interviewer sind demnach erfolgreicher als ihre männlichen Kollegen. Beim Alter zeigt sich, dass junge Interviewer erfolgreicher sind als ältere. Hier ist jedoch lediglich die Odds-Ratio bei der Altersklasse „älter als 65 Jahre“ signifikant; diese beträgt 0.78.³³ Auch die Bildung des Interviewers erweist sich als signifikant, jedoch lediglich auf einem Signifikanzniveau von 0.1. Die Referenzkategorie ist hierbei „Hauptschule/Volksschule/POS“. Die Odds-Ratio beträgt 1.16. Höher gebildete Interviewer sind somit erfolgreicher als Interviewer mit einem niedrigeren schulischen Abschluss. Bei der Erfahrung konnte bivariat kein eindeutiger Effekt nachgewiesen werden. Auch multivariat zeigt sich bei der binomialen logistischen Regression kein signifikanter Effekt. Die Erfahrung des Interviewers in der ersten Welle scheint somit keinen bedeutenden Einfluss auf den Erfolg in der zweiten Welle zu haben. Der Grund könnte darin liegen, dass alle Interviewer bereits Erfahrung haben und diese möglicherweise zwar einen Einfluss hat, aber die Länge der Erfahrung keine Rolle spielt. So ist es denkbar, dass sich ein Unterschied zwischen Interviewern mit und ohne Erfahrung zeigen würde. Im Datensatz befinden sich jedoch nur Interviewer, die wenigstens bis zu einem Jahr Erfahrung vorweisen können. Daher lässt sich die Wirkung der Erfahrung nicht exakt analysieren.

Wie bereits zuvor ändern sich die Effekte der schon im Modell vorhandenen Variablen beim Einbezug der neuen Variablen kaum. Die soziodemographischen Eigenschaften des Befragten zeigen die gleichen Effekte wie bereits vorher in Modell 2 und auch die Effekte der Kooperationsbereitschaft bleiben bestehen.

Mit Blick auf die Modellgüte fällt auf, dass sowohl χ^2 als auch McFaddens R^2 größer werden, was darauf hindeutet, dass die Aufnahme der Interviewermerkmale ins Modell gerechtfertigt ist und zu einem insgesamt aussagekräftigeren Modell führt. Pseudo- R^2 ist

³³ Zusätzlich wurde auf eine Interaktion zwischen dem Interviewer-Geschlecht und dem Interviewer-Alter getestet, um zu analysieren, ob sich das Geschlecht in den verschiedenen Altersklassen unterschiedlich auswirkt. Die Ergebnisse dieses Interaktionseffekts sind im Anhang D (Modell - Interaktionseffekte) nachzulesen. Es zeigen sich lediglich signifikante Unterschiede in der Altersklasse „älter als 65 Jahre“. Steigt bei weiblichen Interviewern in dieser Altersklasse die Wahrscheinlichkeit, ein Interview erfolgreich durchzuführen, nimmt sie bei männlichen Interviewern ab. Da dieser Effekt jedoch nicht wesentlich zur Modellgüte beiträgt, wurde der Interaktionseffekt nicht ins endgültige Modell aufgenommen.

jedoch auch in Modell 3 mit einem Wert von 0.035 sehr klein. Dies bedeutet, dass lediglich 3.5% der unbekanntenen Varianz der Panelteilnahme mit dem Modell erklärt werden können. Jedoch zeigt sich im Vergleich zu Modell 2, dass die Interviewermerkmale zur Modellgüte beitragen, da AIC kleiner wird und sich der Likelihood-Ratio Test als signifikant erweist.

Modell 4: Erhebungsdesign

Modell 4 bezieht nun die Variablen des Erhebungsdesigns in die Regression ein. Dabei zeigt sich jedoch nur der Modus als signifikant. Die Chance teilzunehmen ist bei CAPI-Befragten 0.61-mal so groß wie bei CATI-Befragten. CATIs erweisen sich somit als erfolgreicher. Dies entspricht der vorangegangenen Annahme. Der Modus spiegelt in diesem Zusammenhang die Erreichbarkeit in der ersten Welle wider. Somit bedeutet der Effekt, dass sich die Erreichbarkeit in der ersten Welle auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit in der zweiten Welle des NEPS auswirkt. Auch die Incentives stehen in diesem Zusammenhang weniger für die Entlohnung des Interviews, sondern vielmehr für die Motivation und Bereitschaft, am Interview teilzunehmen. Dieser Effekt geht zwar in die erwartete Richtung, dass 10 Euro erfolgreicher sind als 50 Euro, jedoch erweist er sich als statistisch insignifikant.

Die Hinzunahme der Effekte ändert auch hier nicht viel an denen der vorangegangenen Modelle. Bei der Soziodemographie des Befragten zeigt sich lediglich, dass sich Hauptschüler mit beruflicher Bildung nicht mehr von der Referenzkategorie unterscheiden. Dies ändert jedoch nichts an dem Effekt, dass höher Gebildete eher teilnehmen als niedriger Gebildete. Ebenfalls unterscheiden sich Sechspersonenhaushalte nicht mehr signifikant von der Referenzkategorie. Somit kann statistisch nur noch bestätigt werden, dass die Teilnahmewahrscheinlichkeit mit zunehmender Haushaltsgröße steigt, jedoch nicht mehr, dass diese ab einem gewissen Punkt nicht weiter wächst, stagniert oder möglicherweise sogar zurückgeht. Bei den Interviewermerkmalen zeigt sich das Alter des Interviewers nicht mehr als signifikanter Einfluss. Allerdings erweist sich nun die Erfahrung als signifikant. Jedoch geht dieser nicht in die erwartete Richtung. Befragte mit zwei bis drei Jahren Erfahrung wären demnach weniger erfolgreich als Interviewer mit nur einem Jahr Erfahrung.

Auch hier weisen die Maße zur Modellgüte und zum Modellvergleich wieder darauf hin, dass es gerechtfertigt ist, das Erhebungsdesign in das Modell aufzunehmen.

Modell 5: Teilnahmelänge

Nun wird auch die Teilnahmelänge ins Modell aufgenommen. Es zeigt sich, dass auch sie einen signifikanten Einfluss auf den Panelverbleib hat. Die Chance, im Panel zu verweilen, ist *ceteris paribus* unter ALWA-Befragten, die bereits eine Welle länger im Panel sind, 1.42-mal höher als unter NEPS-Befragten. ALWA-Befragte haben somit gegenüber NEPS-Befragten eine um 42% erhöhte Chance, auch in der zweiten Welle am NEPS teilzunehmen. Ein Grund dafür könnte sein, dass Individuen, die bereits zwei- oder mehrfach befragt wurden, sich bereits für eine Panelteilnahme entschieden haben und somit eher im Panel bleiben. Befragte, die hingegen erst einmal befragt wurden, entscheiden sich möglicherweise erst bei der wiederholten Befragung endgültig dafür, längerfristig am Panel teilzunehmen.

Die Einflüsse der übrigen Variablen bleiben im Vergleich zu Modell 4 weitestgehend unverändert. Minimale Änderungen zeigen sich bei der Soziodemographie des Befragten.

Auffällig ist, dass sich beim Alter des Befragten mehr und mehr ein linearer Verlauf abzeichnet. Hat die Teilnahmewahrscheinlichkeit in der zweiten Welle des NEPS in Modell 4 in der Altersklasse „56 bis 60 Jahre“ noch abgenommen, unterscheiden sich die Odds-Ratios zwischen dieser Kategorie und dem vorhergehenden und nachfolgenden Bereich in Modell 5 nur noch minimal. Das Abfallen der Teilnahmewahrscheinlichkeit ab einem bestimmten Alter kann somit nicht mehr eindeutig bestätigt werden. Ebenfalls unterscheiden sich bei der Bildung der Befragten alle Kategorien wieder signifikant von der Referenzkategorie.

Auch hier kann den Kennziffern entnommen werden, dass sich die Modellgüte mit der Aufnahme der Teilnahmelänge ins Modell nochmals verbessert. Pseudo-R² steigt leicht auf einen Wert von 0.042 an. Anzumerken ist jedoch, dass Pseudo-R² automatisch mit wachsender Anzahl an Regressoren steigt. Der Zuwachs muss daher nicht zwingend mit der zunehmenden Modellgüte in Verbindung stehen.³⁴

Zusammenfassung und Veranschaulichung der Ergebnisse

Mithilfe der binomialen logistischen Regression konnte gezeigt werden, dass nicht nur singuläre Einflüsse für die Panelteilnahme verantwortlich sind, sondern eine Vielzahl von Determinanten auf die Wahrscheinlichkeit, im Panel zu verweilen, einwirken, so wie es sich bereits in der bivariaten Betrachtung angedeutet hat. Hypothese 1 (*Panelmortalität ist ein vielschichtiges Phänomen, das sich nicht durch einzelne Einflüsse erklären lässt, sondern durch das gemeinsame Wirken verschiedener Determinanten entsteht.*) kann somit bestätigt werden. Wesentliche Einflüsse sind das Alter und die Bildung der Befragten, die Regions- und Haushaltsgröße und der Migrationshintergrund. Ebenfalls konnte für alle drei Indikatoren der Kooperationsbereitschaft ein signifikanter Effekt nachgewiesen werden. Beim Interviewer der ersten Welle zeigte sich nur noch das Geschlecht als bedeutender Einfluss. Zwar waren auch die Bildung und die Erfahrung signifikant, jedoch waren diese Effekte nicht deutlich ausgeprägt. Somit kann die Hypothese, dass der erste Interviewer eine Wirkung auf die erfolgreiche Realisation eines Interviews in der zweiten Welle hat, nur noch bedingt bestätigt werden. Ebenso erwiesen sich der Modus und die Teilnahmelänge als signifikant. Auch für Hypothese 3, die besagt, dass die Teilnahmelänge einen signifikanten Einfluss auf die weitere Teilnahme hat, konnte ein erster Hinweis gefunden werden, denn die Wahrscheinlichkeit, im Panel zu verweilen, erwies sich unter ALWA-Befragten höher als unter NEPS-Befragten. Auffällig ist jedoch in allen Modellen das sehr niedrige Pseudo-R².³⁵

Bisher wurden zur Interpretation der Effekte lediglich die Odds-Ratios herangezogen. Mit diesen lassen sich zwar die Einflüsse der unabhängigen Variable bestimmen, jedoch ist es schwierig, sich etwas unter den einzelnen Effekten vorzustellen. Eine Möglichkeit für ein besseres Verständnis ist die Berechnung der *geschätzten Vorhersagewahrscheinlichkeiten*. Diese geben an, welche Wahrscheinlichkeit ein Individuum im Durchschnitt oder bei

³⁴ Zusätzlich wurde die Modellanpassung überprüft. Dabei wurden die Residuen und auch das Vorhandensein von einflussreichen Beobachtungen analysiert. Die Ergebnisse sind im Anhang E (Binomiale Logistische Regression - Modellanpassung) nachzulesen. Zwar erwiesen sich einige Beobachtungen als einflussreich, jedoch konnten keine Hinweise dafür gefunden werden, dass bestimmte Merkmale oder Merkmalskombinationen davon besonders betroffen sind.

³⁵ Es ist darauf hinzuweisen, dass es bei der logistischen Regression im Gegensatz zur linearen Regression keine allgemeingültigen Kennziffern für die Modellgüte gibt (Kohler & Kreuter, 2008, S. 279). Die inhaltliche Interpretation ist daher wesentlich wichtiger als der Bezug auf statistische Maßzahlen.

bestimmter Gruppenzugehörigkeit hat, im Panel zu verweilen. Nachfolgend sollen daher die Ergebnisse nicht nur zusammengefasst, sondern auch veranschaulicht werden. Als Berechnungsgrundlage wird dabei Modell 5, das alle relevanten Variablen enthält, herangezogen. In Tabelle 7 wurden die geschätzten vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten bezüglich der Teilnahmelänge, dem Interviewer-Geschlecht und der Itemnonresponse beim Haushaltseinkommen der ersten Welle berechnet.³⁶ Von allen anderen Merkmalen wird jeweils der Durchschnitt betrachtet. Aus Tabelle 7 geht hervor, dass durchschnittliche Individuen, die bereits am ALWA teilgenommen haben, von weiblichen Interviewern befragt wurden und die Frage nach dem Einkommen in der ersten Welle nicht verweigert haben, mit 83.94% die höchste Wahrscheinlichkeit haben, im Panel zu verweilen. Im Gegensatz dazu tragen vor allem durchschnittliche Befragte aus der NEPS Stichprobe, die von Männern befragt wurden und die Frage nach dem Einkommen verweigert haben, ein besonderes Risiko für einen frühzeitigen Ausstieg aus dem Panel. Zusammenfassend kann somit, bezüglich der in Tabelle 7 betrachteten Merkmale, festgehalten werden, dass sich Itemnonresponse und männliche Interviewer negativ auf die Panelteilnahme auswirken. Besonders positiv erweist sich jedoch die längere Teilnahme der ALWA-Befragten.

Tabelle 7: Ausgewählte geschätzte Vorhersagewahrscheinlichkeiten- binomiale logistische Regression

Haushaltseinkommen - offen	Teilnahmelänge und Interviewer-Geschlecht			
	NEPS		ALWA	
	weiblich	männlich	weiblich	männlich
Angabe gemacht	0.7859	0.7679	0.8394	0.8249
Angabe nicht gemacht	0.6752	0.6520	0.7475	0.7274

Quelle: NEPS - Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 - eigene Berechnung

Geschätzte vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten können nicht nur tabellarisch, sondern auch grafisch dargestellt werden. Dies eignet sich vor allem dann, wenn die jeweilige Variable mehr als zwei Ausprägungen hat. Dargestellt werden nachfolgend: das Alter der Befragten (Abbildung 5) und die Haushaltsgröße (Abbildung 6). Beim Alter zeigt sich, dass die Teilnahmewahrscheinlichkeit mit zunehmendem Alter steigt. Somit haben nicht Jüngere und Ältere ein erhöhtes Austrittsrisiko, sondern es erweisen sich lediglich die jungen Altersklassen als Risikogruppe. Liegt die geschätzte Teilnahmewahrscheinlichkeit bei Befragten der Altersklasse „56 bis 60 Jahre“ bei 80%, liegt sie bei Befragten der Altersklasse „bis 30 Jahre“ bei ca. 72%. Bezüglich der Haushaltsgröße zeigt sich, dass die Teilnahmewahrscheinlichkeit zunächst ansteigt, ab einer gewissen Personenzahl im Haushalt jedoch wieder abfällt. Dieser Effekt war bereits bei der bivariaten Analyse ersichtlich. Bis fünf Personen im Haushalt steigt die geschätzte Teilnahmewahrscheinlichkeit an: So haben Individuen in Einpersonenhaushalten lediglich eine Teilnahmewahrscheinlichkeit von etwas über 75% gegenüber Befragten aus Fünfpersonenhaushalten, die immerhin eine Wahrscheinlichkeit von 82.50%

³⁶ Zum Vergleich: Eine durchschnittliche Person im Datensatz (also ohne das Bedingen auf bestimmte Merkmalsausprägungen) hat eine Wahrscheinlichkeit von 79.84% einer wiederholten Teilnahme in der zweiten Welle des NEPS.

aufweisen. Personen, die in Haushalten mit sechs und mehr Personen leben, weisen wiederum eine etwas geringere geschätzte Vorhersagewahrscheinlichkeit von ca. 81% auf.

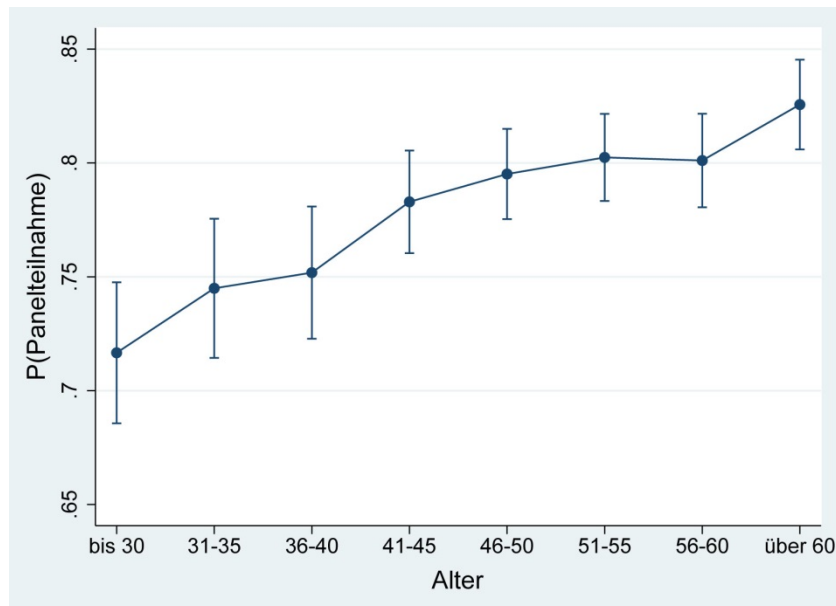


Abbildung 5: Geschätzte vorhergesagte Wahrscheinlichkeit – binomiale logistische Regression - Alter (Quelle: NEPS – Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 – eigene Berechnung)

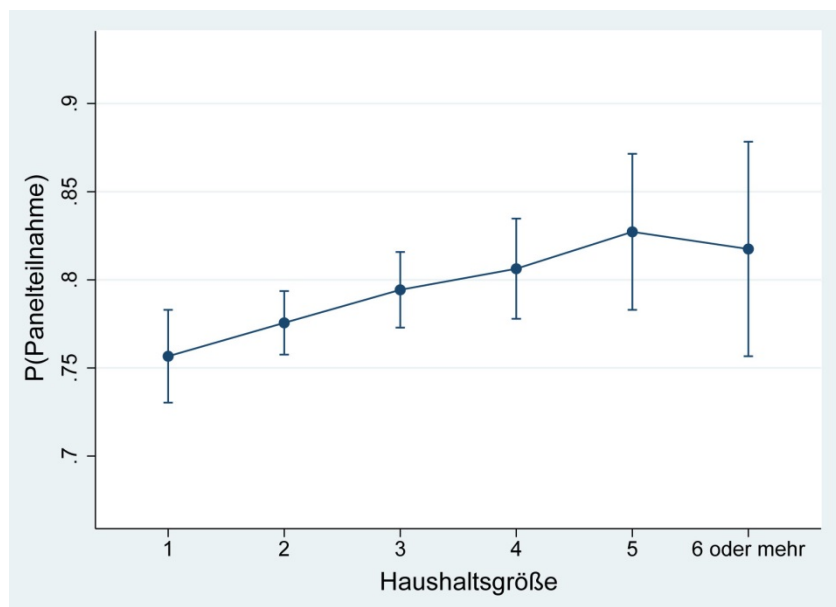


Abbildung 6: Geschätzte vorhergesagte Wahrscheinlichkeit – binomiale logistische Regression - Haushaltsgröße (Quelle: NEPS – Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 – eigene Berechnung)

Die grafische Darstellung hilft nicht nur beim besseren Verständnis der Effekte, sondern es wird auch ersichtlich, dass die Gruppenunterschiede nur minimal ausgeprägt sind. Bivariat wurde bereits festgestellt, dass auch beim Vorliegen signifikanter Gruppenunterschiede diese nur schwach ausgeprägt sind. Dies bleibt auch im multivariaten Modell bestehen. Bei der Haushaltsgröße liegen die Gruppenunterschiede nicht einmal bei 10%. Bezüglich des Alters sind die Unterschiede zwar etwas deutlicher, doch liegen auch hier die geschätzten vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten für eine Teilnahme in allen Gruppen sehr hoch.

7.2.2 Die Determinanten für verschiedene Ausfallursachen

Untersucht werden soll jedoch nicht nur, welche Einflüsse generell dafür ausschlaggebend sind, dass bestimmte Individuen das Panel verlassen, sondern auch, ob für verschiedene Ausfälle verschiedene Merkmale verantwortlich sind. Nachfolgend soll daher analysiert werden, ob die Nicht-Erreichbarkeit, die Verweigerung und die Befragungsunfähigkeit von unterschiedlichen Faktoren abhängen. Da die abhängige Variable somit nicht mehr dichotom ist, wird die multinomiale logistische Regression verwendet. Prinzipiell könnte auch hier ein binomiales Modell verwendet werden. Dann müsste das Modell in verschiedene binäre Modelle zerlegt werden. Bei diesem Ansatz müssten vorliegend drei binomiale logistische Regressionen berechnet werden: für die Nicht-Erreichbarkeit und die Teilnahme, für die Verweigerung und die Teilnahme und für die Befragungsunfähigkeit und die Teilnahme. Das hat jedoch zwei wesentliche Nachteile. Zum einen würden sich die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten nicht mehr zu 1 aufaddieren (Kohler & Kreuter, 2008, S. 300f.), da die Alternativen getrennt analysiert werden würden. Zum anderen würde jedes Modell auf einer anderen Stichprobe basieren, da immer die Fälle herausfallen, welche zu den Alternativen gehören, die gerade nicht betrachtet werden (Long & Freese, 2006, S. 225). Letzteres hat zur Folge, dass die ermittelten Koeffizienten zwischen den Modellen nicht vergleichbar wären. Durch das multinomiale logistische Modell werden die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten für jede Alternative gemeinsam und basierend auf der gleichen Stichprobe geschätzt. Dabei wird eine Ausprägung auf 0 gesetzt, da das Modell nicht lösbar wäre, wenn alle Alternativen gleichzeitig geschätzt werden würden (Kohler & Kreuter, 2008, S. 301). Informationen gehen dadurch jedoch nicht verloren. Da es sich um ein additives Modell handelt, lassen sich die Wahrscheinlichkeiten für diese Kategorie durch die übrigen Ausprägungen errechnen (Long & Freese, 2006, S. 225). Das Nullsetzen hat zur Folge, dass die übrigen Koeffizienten nur relativ zu dieser Ausprägung interpretiert werden können. Demnach können nur die Effekte zur Referenzkategorie interpretiert werden, nicht jedoch zu einer anderen Kategorie. Sollen auch Unterschiede zwischen den anderen Ausprägungen herausgestellt werden, müssten verschiedene Modelle mit verschiedenen Referenzkategorien berechnet werden.

Die *Unabhängigkeit von irrelevanten Alternativen* (IIA - Independence of irrelevant Alternatives) stellt eine der wichtigsten Annahmen bei der multinomialen logistischen Regression dar. Sie besagt, dass sich die Odds, aber auch die Verhältnisse zwischen diesen (Odds-Ratios) nicht davon beeinflussen lassen dürfen, ob eine Kategorie aus dem Modell herausgenommen oder zusätzlich mit aufgenommen wird (Long & Freese, 2006, S. 243).³⁷ Dies wird dann problematisch, wenn sich Kategorien ähnlicher sind als andere und dies nicht durch explizite Spezifikationen berücksichtigt wird (Kühnel & Krebs, 2010, S. 884). Somit kann es vorkommen, dass die Verhältnisse zwischen den Ausprägungen nicht wahrheitsgetreu wiedergegeben werden.³⁸ Amemiya (1981) arbeitete jedoch heraus, dass die IIA-Annahme dann kein Problem darstellt, wenn sich die Alternativen unähnlich sind und sich eindeutig voneinander abgrenzen lassen. Im vorliegenden Beispiel wird davon ausgegangen,

³⁷ Die IIA-Annahme lässt sich durch verschiedene Verfahren testen. In STATA stehen dafür beispielsweise der Hausman-Test oder der Test von Small und Hsiao zur Verfügung. Long und Freese (2006) raten von der Nutzung dieser Tests in STATA jedoch ab, da sie widersprüchliche Ergebnisse produzieren können und somit nicht geeignet sind, die IIA-Annahme optimal zu überprüfen.

³⁸ Eines der bekanntesten Beispiele ist das „Bus-Beispiel“. Angenommen die Wahl zwischen einem Auto und einem roten Bus stünde 1:1. Würde nun ein blauer Bus (der die gleichen Eigenschaften hat wie der rote, bis auf die Farbe) hinzukommen, bleibt dieses Verhältnis aufgrund der IIA-Annahme auch weiterhin bestehen. Dies hat zur Folge, dass die Wahrscheinlichkeit, ein Auto zu wählen, sinkt (da man nun zwischen drei Fahrzeugen wählen muss), nur weil es Busse in verschiedenen Farben gibt, die sich sonst aber nicht unterscheiden.

Tabelle 8: MLR: Überprüfung der Einflüsse getrennt nach verschiedenen Ausfallcodes

(Angabe von β -Koeffizienten)

	Nicht-Erreichbarkeit		Verweigerung		Befragungsunfähigkeit
SOZIODEMOGRAPHIE					
Alter (Referenz: bis 30 Jahre)					
31 bis 35 Jahre	-0.128948		-0.121275		-0.356495
36 bis 40 Jahre	-0.367506	*	0.075934		-0.282018
41 bis 45 Jahre	-0.575290	***	-0.093412		-0.245507
46 bis 50 Jahre	-0.739540	***	-0.134773		0.060655
51 bis 55 Jahre	-1.099042	***	-0.064530		0.551392
56 bis 60 Jahre	-1.050702	***	-0.038254		0.131067
über 60 Jahre	-1.354215	***	-0.126884		-0.231678
Geschlecht (1 = männlich)	-0.005328		-0.000043		-0.179254
Familienstand (1 = verheiratet)	-0.087432		0.147457	+	-0.208173
höchster CASMIN (Referenz: kein Abschluss/Hauptschulabschluss ohne berufl. Ausbildung)					
Hauptschule + berufl. Ausbildung	-0.133730		-0.261407	+	0.036253
Mittlere Reife ohne berufl. Ausbild.	-0.305844		-0.330690	+	0.320091
Mittlere Reife + berufl. Ausbildung	-0.391779	*	-0.280809	+	-0.293443
Hochschule ohne berufl. Ausbild.	-0.282721		-0.736051	***	-0.276277
Hochschulreife + berufl. Ausbildung	-0.521037	**	-0.671230	***	-0.648862
Fachhochschulabschluss	-0.544275	*	-0.594219	**	-0.192708
Universitätsabschluss	-0.605687	**	-0.781105	***	-0.501764
Region (1 = West)	-0.015527		0.141811	+	0.252607
Regionsgröße (Einwohner) (Referenz: unter 5000 EW)					
5000 bis u. 20000 EW	-0.171151		0.209040		-0.264140
20000 bis u. 50000 EW	-0.092333		0.367947	*	0.164323
50000 bis u. 100000 EW	-0.066934		0.118591		0.170782

100000 bis u. 500000 EW	0.301356		0.239519		0.474991
500000 und mehr EW	0.347093	+	0.327356	*	0.689574
Erwerbstätigkeit (1 = erwerbstätig)	0.006840		0.013214		-0.495713 *
Haushaltsgröße (Referenz: 1-Personenhaushalt)					
2-Personenhaushalt	-0.219362	*	-0.001430		0.080855
3-Personenhaushalt	-0.563276	***	0.087009		0.142534
4-Personenhaushalt	-0.847669	***	0.157978		0.202802
5-Personenhaushalt	-1.251122	***	0.073244		0.384308
6-Personenhaushalt oder mehr	-1.586259	***	0.191591		1.284780 +
Kinder im Haushalt (Referenz: keine Kinder)					
1 Kind	0.061210		-0.134223		-0.014417
2 Kinder	0.063228		-0.421399	*	-0.058172
3 oder mehr Kinder	0.598481	+	-0.359858		-0.851527
Migrationshintergrund (1 = Migrationshinterg.)	0.137643		0.197996	*	0.355718 +
KOOPERATIONSBEREITSCHAFT					
HaushaltsEK - offen (1 = keine Angabe)	0.324828	**	0.711033	***	0.478737 *
Interview unterbrochen (1 = unterbrochen)	0.283744		0.244837	+	0.628689
Kontaktversuche	0.013019	***	0.001794		0.004343
INTERVIEWWERMERKMALE					
Geschlecht (1 = männlich)	0.018986		0.181423	**	0.006105
Alter (Referenz: bis 29 Jahre)					
30 bis 49 Jahre	0.022420		-0.067265		-0.097716
50 bis 65 Jahre	0.016781		-0.171424	+	-0.228973
älter als 65 Jahre	-0.210001		0.124835		0.002726
Bildung (Referenz: Hauptschule/Volksschule/POS)					
Mittlere Reife	-0.336952	*	0.064066		-0.805558 *

(Fach-)Hochschulreife	-0.224976	+	-0.044165	-0.647651	*
Erfahrung (infas) (Referenz: bis zu einem Jahr)					
2 bis 3 Jahre	0.003655		0.260262	0.040213	**
4 bis 5 Jahre	-0.104632		0.046285	0.083395	
6 Jahre oder mehr	0.103843		0.056312	0.073494	
ERHEBUNGSDESIGN					
Modus (1 = CAPI)	0.465793	***	0.275899	0.824107	**
Incentives (1 = 10 Euro)	0.044066		-0.075658	-0.092813	
TEILNAHMELÄNGE (1 = ALWA)	-0.240529	*	-0.450452	-0.365885	***
Konstante	-0.940981	**	-1.871748	-3.643441	***
N	11311				
Modellgüte					
Chi²	849.95	***			
McFaddens R²	0.0536				

Referenzkategorie: Interview realisiert; Signifikanzniveau: + 0.1; * 0.05; ** 0.01; *** 0.001

Quelle: NEPS - Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 - eigene Berechnung

dass sich die Ausfallcodes (Verweigerung, Nicht-Erreichbarkeit und Befragungs-unfähigkeit) genügend voneinander abgrenzen, sodass die IIA-Annahme kein Problem darstellen sollte.

Die Ergebnisse der multinomialen logistischen Regression sind in Tabelle 8 dargestellt. Gegenübergestellt wurden die Ergebnisse der Verweigerung, der Nicht-Erreichbarkeit und der Befragungsunfähigkeit. Als Referenzkategorie dient jeweils die Teilnahme in der zweiten Welle des NEPS. Interpretiert werden können somit nicht die Unterschiede zwischen den Ausfallcodes, sondern nur die Effekte im Vergleich zur Teilnahme. Abgebildet werden in der Tabelle die β -Koeffizienten³⁹, also die Log-Odds und nicht die Odds-Ratios. Ebenfalls wurde das Signifikanzniveau der Koeffizienten angegeben. Auch hier wurden Maße zur Modellgüte berechnet. Dabei handelt es sich um χ^2 und McFaddens R^2 , also um die gleichen Kennziffern wie im binomialen logistischen Modell.

Nicht-Erreichbarkeit

Zunächst soll die Nicht-Erreichbarkeit genauer beleuchtet werden. Die Koeffizienten geben an, wie sich die logarithmierte Chance, nicht erreichbar zu sein und nicht teilzunehmen, ändert, wenn sich die unabhängige Variable um eine Einheit erhöht. Bei den soziodemographischen Eigenschaften des Befragten zeigen sich das Alter, die Bildung, die Regionsgröße, die Haushaltsgröße und die Anzahl an Kindern im Haushalt als signifikante Einflüsse. Die negativen Koeffizienten beim Alter deuten darauf hin, dass die Chance, nicht erreichbar zu sein, im Gegensatz zur Teilnahme mit steigendem Alter sinkt. Die Wahrscheinlichkeit, nicht erreichbar zu sein, ist somit im höheren Alter niedriger als in jungen Jahren. Jüngere Befragte sind vermutlich deshalb schlechter erreichbar, da sie eine erhöhte Mobilitätswahrscheinlichkeit aufweisen. Auch bezüglich der Haushaltsgröße zeigt sich der erwartete Effekt. Die Chance der Nicht-Erreichbarkeit sinkt mit steigender Haushaltsgröße. Ein Absinken dieses Effektes ab sechs Personen im Haushalt ist nicht erkennbar, weshalb ein linearer Verlauf vermutet werden kann. Die Variable „Anzahl der Kinder im Haushalt“ weist zwar bei der Kategorie „3 oder mehr Kinder“ einen signifikanten Effekt auf, jedoch ist dieser nur auf einem Signifikanzniveau von 0.1 sichtbar. Jedoch kann herausgestellt werden, dass mit steigender Kinderzahl die Wahrscheinlichkeit der Nicht-Erreichbarkeit steigt. Bezüglich der Regionsgröße zeigt sich nur die Ausprägung „50000 und mehr EW“ als signifikant. Da sich jedoch lediglich ein Effekt in Großstädten zeigt, kann nicht zwingend von einem Stadt-Land-Phänomen gesprochen werden, sondern vielmehr von einer Besonderheit in Großstädten. Die Region (Ost/West) scheint im Gegensatz keinen Einfluss auf die Nicht-Erreichbarkeit zu haben. Auch das Geschlecht, die Erwerbstätigkeit, der Familienstand und der Migrationshintergrund des Befragten erweisen sich als insignifikant.

Weiterhin hat die Kooperationsbereitschaft einen Effekt auf die Nicht-Erreichbarkeit, wobei sich vor allem die Anzahl der Kontaktversuche in der ersten Welle als hochsignifikant erweist. Dies scheint jedoch wenig überraschend, wenn bedacht wird, dass Befragte nur dann eine Vielzahl an Kontaktversuchen in der ersten Welle aufweisen, wenn sie schlecht zu

³⁹ Zu beachten ist, dass die Effekte an sich inhaltlich kaum interpretierbar sind. Allerdings können mithilfe der Richtung der Koeffizienten und der Signifikanzen Rückschlüsse auf die jeweiligen Effekte gezogen werden. In STATA können die Odds-Ratios bei multinomialen Modellen mithilfe von „listcoef“ bestimmt werden. Da jedoch nicht alle Odds-Ratios für die benötigten Kombinationen bestimmt werden konnten (Der Grund dafür ist nicht bekannt. Für einige Ausprägungen der kategorialen Variablen wie beispielsweise des Alters wurden nur für einige Kombinationen die Odds-Ratios angegeben.), wird sich der Vollständigkeit halber auf die β -Koeffizienten gestützt.

erreichen waren. Es liegt nahe, dass Personen, die bereits in der ersten Welle schlecht erreichbar waren, auch in der zweiten Welle nicht gut oder gar nicht mehr zu erreichen sind. Auch die Itemnonresponse zeigt sich als signifikant. Der Koeffizient ist positiv, d. h. die Chance, nicht erreichbar zu sein, steigt, wenn in der ersten Welle das Einkommen verweigert wurde. Interviewunterbrechungen in der ersten Welle zeigen sich hingegen als insignifikant.

Bei den Interviewermerkmalen erweist sich lediglich die Bildung als signifikanter Einfluss auf die Nicht-Erreichbarkeit. Die Koeffizienten sind jeweils negativ. Dies lässt darauf schließen, dass die Chance dann sinkt, nicht erreichbar zu sein, wenn der Interviewer mindestens die mittlere Reife besitzt. Höher gebildete Interviewer scheinen somit bessere Kontaktstrategien zu entwickeln als Befragende, die einen Hauptschul- oder Volkshochschulabschluss haben bzw. die POS besuchten.

Beim Erhebungsdesign zeigt sich lediglich der Modus als signifikant. Auch dies ist wenig überraschend, wenn bedacht wird, dass der Modus hier weniger den Modus an sich misst, sondern vielmehr die Erreichbarkeit in der ersten Welle. Dass diese einen Einfluss auf die Erreichbarkeit hat, konnte bereits mit der Anzahl an Kontaktversuchen bestätigt werden. Der Effekt erweist sich als positiv. Dies bedeutet, dass die Chance, nicht erreichbar zu sein, steigt, wenn in der ersten Welle mithilfe von CAPI befragt wurde. CAPI steht in diesem Zusammenhang für eine schlechtere Erreichbarkeit in der ersten Welle. Die Incentives hingegen zeigen keinen signifikanten Einfluss auf die Nicht-Erreichbarkeit.

Verweigerung

Schon beim ersten Blick auf die Koeffizienten und die Signifikanzen der Verweigerung fällt auf, dass sich hier andere Einflüsse zeigen als bei der Nicht-Erreichbarkeit. Das Alter wirkt sich beispielsweise, wie im vorhergehenden Punkt gezeigt, auf die Nicht-Erreichbarkeit aus, nicht jedoch auf den Grad der Verweigerung. Einer der interessantesten Effekte zeigt sich jedoch beim Familienstand des Befragten.

Bisher wurde davon ausgegangen, dass hauptsächlich die Haushaltsgröße und weniger der Familienstand einen Effekt auf die Panelmortalität aufweist und wenn der Familienstand einen Effekt hat, dass Verheiratete eine höhere Neigung zur Teilnahme haben als Unverheiratete. Werden Individuen, die nicht erreicht werden konnten, mit denen, die teilgenommen haben, verglichen, lässt sich dieser Effekt weitestgehend bestätigen. Der Effekt beim Familienstand ist negativ und deutet darauf hin, dass die Chance, nicht erreichbar zu sein, bei denen, die verheiratet sind, niedriger liegt als bei Unverheirateten. Dieser Effekt ist zwar nicht signifikant, geht jedoch in die erwartete Richtung. Gleichzeitig zeigt sich die Haushaltsgröße als signifikant. In großen Haushalten ist somit die Chance der Nicht-Erreichbarkeit niedriger als in Einpersonenhaushalten. Werden die Verweigerer mit den Teilnehmern in der zweiten Welle verglichen, zeigt sich jedoch ein völlig anderer Effekt. Nun spielt die Haushaltsgröße keine signifikante Rolle mehr, dafür wird jedoch der Familienstand signifikant. Laut den Ergebnissen haben Verheiratete eine höhere Wahrscheinlichkeit, die Umfrage zu verweigern, als Unverheiratete. Es zeigt sich also, dass Verheiratete zwar tendenziell seltener wegen Nicht-Erreichbarkeit aus der Stichprobe fallen (wobei dieser Effekt jedoch weitestgehend von der Haushaltsgröße überdeckt wird), aber ein höheres Risiko tragen, die Befragung zu verweigern. Der Grund für diesen Effekt kann nur

vermutet werden. Denkbar wäre, dass Unverheiratete flexibler, spontaner und offener sind als Verheiratete und sich somit einem Interview aufgeschlossener zeigen.

Auch das Vorhandensein von Kindern im Haushalt scheint genau den umgekehrten Effekt zu haben als bei der Nicht-Erreichbarkeit. Die Kinderzahl hatte bei der Nicht-Erreichbarkeit einen positiven Effekt. Bei der Verweigerung ist jedoch ein gegensätzliches Ergebnis zu beobachten: Die Chance der Verweigerung sinkt mit steigender Kinderzahl. Die Effekte bezüglich der Kinder im Haushalt sind jedoch nur auf einem niedrigen Niveau signifikant.

Die Regionsgröße zeigt auch hier keinen deutlichen Effekt. Als signifikant erweist sich nun jedoch die Region. Die Chance bzw. das Risiko zu verweigern liegt bei Westdeutschen höher als bei Ostdeutschen. Die Region hat demnach einen Einfluss auf die Verweigerung, nicht jedoch auf die Nicht-Erreichbarkeit. Der Grad an Verweigerung könnte deswegen beeinflusst sein, da Ostdeutsche weniger Erfahrung mit Umfragen haben und sich daher aufgeschlossener zeigen. Somit scheint sich, wie Kasper (2009) herausarbeitete, die Region nicht zwingend auf die Teilnahme im Allgemeinen, jedoch auf den Grad der Verweigerung auszuwirken. Auch beim Migrationshintergrund zeigen sich unterschiedliche Effekte. Hat der Migrationshintergrund keinen signifikanten Effekt auf die Nicht-Erreichbarkeit, scheint er sich positiv auf die Verweigerung auszuwirken, denn das Risiko einer Verweigerung liegt für Migranten höher als für Befragte, die keinen Migrationshintergrund haben. Zusätzlich zeigt sich, dass das Risiko der Verweigerung mit der Bildung abnimmt. Das Geschlecht und die Erwerbstätigkeit haben keine signifikanten Einflüsse auf die Verweigerung einer Umfrage.

Auch die Kooperationsbereitschaft in der ersten Welle hat einen signifikanten Effekt auf die Verweigerung. Als signifikant erweisen sich die Itemnonresponse und Interviewunterbrechungen, wobei letzteres nur auf einem Niveau von 0.1 signifikant ist. Der Effekt der Itemnonresponse zeigt sich als deutlich stärkerer Einfluss als bei der Nicht-Erreichbarkeit. Demnach wirkt bezüglich der Verweigerung vor allem die Itemnonresponse der ersten Welle auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit und bei der Nicht-Erreichbarkeit ist vor allem die Anzahl an Kontaktversuchen in der ersten Welle für den Verbleib im Panel verantwortlich.

Bezüglich der Interviewermerkmale zeigen sich das Geschlecht, das Alter und die Erfahrung als signifikante Einflüsse. Die Bildung ist nicht signifikant. Diese scheint im Vergleich zu denen, die im Panel verweilen, demnach nur bei der Nicht-Erreichbarkeit zu wirken. Der Effekt beim Geschlecht erweist sich als positiv. Folglich steigt bei männlichen Interviewern das Risiko der Verweigerung. Weiterhin ist zu beobachten, dass das Risiko der Verweigerung mit dem Alter des Interviewers sinkt. Jedoch zeigt sich dieser Effekt nur in der Kategorie „50 bis 65 Jahre“ als signifikant. Dies deutet darauf hin, dass das Risiko der Verweigerung mit dem Alter des Interviewers sinkt. Der Effekt kann jedoch nur bedingt bestätigt werden, da er sich in der Altersklasse „älter als 65 Jahre“ umdreht und nicht mehr signifikant ist. Bezüglich der Erfahrung des Interviewers erweist sich die Kategorie „2 bis 3 Jahre“ als signifikant. Allerdings geht dieser Effekt in eine unerwartete Richtung, da laut den Ergebnissen das Risiko der Verweigerung steigt, wenn ein Interviewer mehr als ein Jahr Erfahrung hat.

Die Teilnahmelänge hat im Vergleich zur Panelteilnahme einen deutlich stärkeren Einfluss auf den Grad der Verweigerung als auf die Nicht-Erreichbarkeit. Das Risiko zu verweigern sinkt mit steigender Panellänge, d. h.: Das Risiko der Verweigerung liegt bei ALWA-Befragten

niedriger als bei Befragten, die der NEPS-Stichprobe angehören. Beträgt der Effekt bei der Verweigerung -0.45, beträgt er bei der Nicht-Erreichbarkeit lediglich -0.24.

Befragungsunfähigkeit

Werden die Unterschiede zwischen der Befragungsunfähigkeit und der Realisierung eines Interviews verglichen, fällt auf, dass sich nur wenige signifikante Einflüsse herausarbeiten lassen. Bei den soziodemographischen Eigenschaften des Befragten zeigen sich lediglich die Haushaltsgröße, der Migrationshintergrund und die Erwerbstätigkeit als signifikante Einflüsse. Der Migrationshintergrund scheint sich vor allem deswegen als Einfluss zu zeigen, da einer der Ausfälle, die unter der Befragungsunfähigkeit laufen, sich auf Sprachschwierigkeiten bezieht. Warum sich hier die Erwerbstätigkeit als Einfluss zeigt, ist unklar.

Bei den Interviewermerkmalen zeigt sich, wie auch schon bei der Nicht-Erreichbarkeit, die Bildung als signifikanter Einfluss. Weiterhin scheinen auch der Modus und die Itemnonresponse der ersten Welle einen Einfluss zu haben. Der Teilnahmelänge hingegen kann kein bedeutender Einfluss nachgewiesen werden.

Bei der Befragungsunfähigkeit handelt es sich mehr um eine Sammelkategorie von Ausfällen, die sich weder der Nicht-Erreichbarkeit noch der Verweigerung zuordnen lassen. Ein Grund dafür, dass sich also nur wenige bedeutende Einflüsse zeigen, hängt vermutlich damit zusammen, dass es sich bei den untersuchten Ausfällen in dieser Gruppe um ein sehr heterogenes Feld handelt. Zusätzlich ist auch die Zahl an Fällen in dieser Kategorie nur sehr gering. Aus diesem Grund soll diese Kategorie nur am Rande mit den beiden anderen ins Verhältnis gesetzt und nicht detailliert auf die Einflussfaktoren eingegangen werden.

Zusammenfassung und Veranschaulichung der Ergebnisse

Es zeigt sich, dass für verschiedene Ausfallursachen verschiedene Aspekte ausschlaggebend sind. Ist die Nicht-Erreichbarkeit vor allem abhängig vom Alter, der Bildung, der Haushaltsgröße, den Kontaktversuchen in der ersten Welle, der Bildung des Interviewers in der ersten Welle und dem Modus in der ersten Welle, so ist die Verweigerung eher geprägt durch den Familienstand, die Bildung, den Migrationshintergrund, die Itemnonresponse in der ersten Welle, das Geschlecht des Interviewers und die Teilnahmelänge. Trotz dessen, dass sich unterschiedliche Determinanten bei der Nicht-Erreichbarkeit und der Verweigerung zeigen, kann Hypothese 5 nur teilweise bestätigt werden. In dieser wurde behauptet, dass die Nicht-Erreichbarkeit vor allem durch soziodemographische Faktoren des Befragten beeinflusst wird und die Verweigerung hauptsächlich durch situative Merkmale. Vielmehr zeigt sich jedoch, dass beide Ausfallgründe durch persönliche Charakteristika des Befragten und situative Bedingungen beeinflusst werden, wenn auch in unterschiedlichem Ausmaß und durch verschiedene Determinanten.

Bevor auch hier ein kurzer Überblick der geschätzten vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten gegeben wird, um die Ergebnisse bildhafter darzustellen, sollen kurz die Kennzahlen der Modellgüte besprochen werden. Zwar ist McFaddens R^2 auch hier mit 0.054 nur sehr gering, χ^2 erweist sich jedoch als signifikant. Somit kann davon ausgegangen werden, dass das Modell Erklärungskraft besitzt.

Auch hier sollen die geschätzten vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten dabei behilflich sein, die Ergebnisse der multinomialen logistischen Regression zu veranschaulichen. Tabelle 9 enthält die geschätzten Vorhersagewahrscheinlichkeiten für eine durchschnittliche Person. Die Wahrscheinlichkeit, ein Interview zu realisieren, liegt bei einer durchschnittlichen Person bei 80.87%. Werden die Wahrscheinlichkeiten zwischen den verschiedenen Ausfallcodes verglichen, fällt auf, dass die Wahrscheinlichkeit zu verweigern mit 10.99% am höchsten liegt. Die Wahrscheinlichkeit, nicht erreichbar zu sein, liegt mit 7.21% immerhin 3.78 Prozentpunkte niedriger. Die Wahrscheinlichkeit, durch Befragungsunfähigkeit aus der Stichprobe zu fallen, ist mit nicht einmal 1% verschwindend gering. Dies kann als weiterer Aspekt für die Bestätigung der 4. Hypothese, dass Verweigerung, dicht gefolgt von der Nicht-Erreichbarkeit, die häufigste Ursache ist, ein Panel zu verlassen, angesehen werden.

Tabelle 9: Teilnahme- und Austrittswahrscheinlichkeit einer durchschnittlichen Person – multinomiale logistische Regression

	geschätzte vorhergesagte WS	95%-Konfidenzintervall
Nicht- Erreichbarkeit	0.0721	[0.0669; 0.0772]
Verweigerung	0.1099	[0.1038; 0.1160]
Befragungsunfähigkeit	0.0094	[0.0074; 0.0113]
Interview realisiert	0.8087	[0.8010; 0.8164]

Quelle: NEPS - Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 - eigene Berechnung

In Tabelle 10 werden zusätzlich die geschätzten vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten der Merkmalskombinationen bezüglich der Region, der Itemnonresponse in der ersten Welle und dem Migrationshintergrund dargestellt. Diese wurden ausgewählt, da sich bei diesen Merkmalen in der multinomialen logistischen Regression unterschiedliche Einflüsse auf die Ausfallcodes gezeigt haben. Bezüglich dieser Merkmale ist die Wahrscheinlichkeit, nicht erreichbar zu sein, vor allem dann am höchsten, wenn die Befragten in der ersten Welle die Angabe des Einkommens verweigert haben. Bezüglich des Migrationshintergrundes zeigt sich, dass Individuen mit Migrationshintergrund eher nicht erreichbar sind, jedoch sind die Unterschiede nur schwach ausgeprägt. Die Region scheint hier keinen Einfluss zu besitzen. Die Wahrscheinlichkeit hingegen zu verweigern liegt dann am höchsten, wenn die Befragten aus den alten Bundesländern kommen, einen Migrationshintergrund besitzen und ebenfalls die Angabe des Einkommens in der ersten Welle verweigert haben. Folgerichtig ist die Wahrscheinlichkeit, das Interview zu realisieren, dann am höchsten, wenn Befragte die Angabe des Einkommens nicht verweigert sowie keinen Migrationshintergrund haben. Es zeigt sich ebenfalls die Tendenz, dass die Teilnahmewahrscheinlichkeit in den neuen Bundesländern höher ist, jedoch sind die Gruppenunterschiede nur schwach ausgeprägt.

Tabelle 10: Ausgewählte geschätzte Vorhersagewahrscheinlichkeiten – multinomiale logistische Regression

Region	Haushaltseinkommen (offen) und Migrationshintergrund			
	Angabe gemacht		Angabe nicht gemacht	
	kein Migrationsh.	Migrationsh.	kein Migrationsh.	Migrationsh.
<i>Nicht-Erreichbarkeit</i>				
Ost (inkl. Berlin)	0.0704	0.0782	0.0867	0.0946
West	0.0683	0.0757	0.0832	0.0903
<i>Verweigerung</i>				
Ost (inkl. Berlin)	0.0890	0.1051	0.1614	0.1869
West	0.1012	0.1190	0.1812	0.2089
<i>Befragungsunfähigkeit</i>				
Ost (inkl. Berlin)	0.0070	0.0096	0.0100	0.0136
West	0.0089	0.0122	0.0126	0.0170
<i>Interview realisiert</i>				
Ost (inkl. Berlin)	0.8336	0.8070	0.7419	0.7049
West	0.8217	0.7931	0.7230	0.6838

Quelle: NEPS - Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 - eigene Berechnung

Abbildung 7 zeigt die verschiedenen Einflüsse der Haushaltsgröße und des Familienstandes auf die Panel-Austrittswahrscheinlichkeit. Im multinomialen logistischen Regressionsmodell hat sich gezeigt, dass für die Nicht-Erreichbarkeit vor allem die Haushaltsgröße ausschlaggebend ist. Dies kann mit der Grafik untermauert werden. Die Wahrscheinlichkeit, nicht erreichbar zu sein, nimmt mit zunehmender Haushaltsgröße ab. Hierbei kann ein linearer Verlauf unterstellt werden. Ebenfalls wird deutlich, dass die Wahrscheinlichkeit, nicht erreichbar zu sein, bei Unverheirateten höher ist als bei Verheirateten. Der Unterschied nimmt jedoch mit wachsender Haushaltsgröße ab. Auch wenn sich der Familienstand im multinomialen logistischen Modell als insignifikant erwiesen hat, kann so zumindest der erwartete Trend bestätigt werden. Bei der Verweigerung hingegen hat die Haushaltsgröße keinen nennenswerten Einfluss. Die Schwankungen der Teilnahmewahrscheinlichkeit innerhalb der verschiedenen Kategorien sind nur minimal ausgeprägt. Ersichtlich wird jedoch, dass nicht Unverheiratete, sondern Verheiratete eine höhere Austrittswahrscheinlichkeit aufgrund von Verweigerung vorweisen. Auch wenn die Unterschiede nur minimal sind, kann dennoch nicht davon ausgegangen werden, dass es keine Gruppenunterschiede gibt.

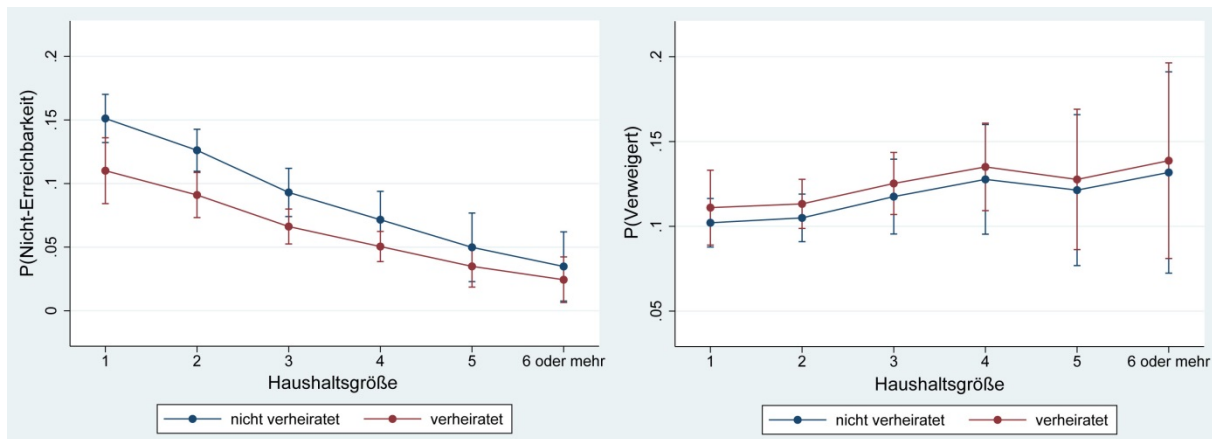


Abbildung 7: Geschätzte vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten – multinomiale logistische Regression - Haushaltsgröße und Familienstand (Quelle: NEPS – Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 – eigene Berechnung)

7.3 Zusammenfassung der Ergebnisse

Abschließend sollen die Ergebnisse zusammengefasst und die aufgestellten Hypothesen beantwortet werden. Zunächst wurden die Annahmen aus der Literatur überprüft. Hier ging es vor allem darum herauszuarbeiten, von welchen Determinanten die Panelmortalität ganz allgemein beeinflusst wird. Bedeutende Einflüsse zeigen sich vor allem beim Alter, bei der Bildung, der Kooperationsbereitschaft, dem Modus (Erreichbarkeit) und der Teilnahmelänge. Ein Befragter bleibt vor allem dann im Panel, umso älter er ist, umso höher gebildet er ist und umso kooperativer er sich bereits in der ersten Welle gezeigt hat, wenn er in der ersten Welle durch CATI befragt wurde sowie der ALWA-Stichprobe angehört. Ebenfalls zeigen sich bei der Regionsgröße, der Haushaltsgröße und dem Interviewer-Geschlecht der ersten Welle signifikante Effekte. Demnach konnte gezeigt werden, dass Panelmortalität durch eine Vielzahl von Faktoren beeinflusst wird und nicht nur durch singuläre Merkmale. Hypothese 1 (*Panelmortalität ist ein vielschichtiges Phänomen, das sich nicht durch einzelne Einflüsse erklären lässt, sondern durch das gemeinsame Wirken verschiedener Determinanten entsteht.*) gilt somit als bestätigt. Panelmortalität ist somit das Ergebnis der Kombination von persönlichen Merkmalen des Befragten und situativen Charakteristika, die durch die Interviewsituation, den Interviewer selbst oder das Design entstehen.

Hypothese 2 bezog sich auf die Wirkung des Interviewers der ersten Welle auf die erfolgreiche Realisation eines Interviews in der zweiten Welle. Es konnte gezeigt werden, dass der Interviewer der ersten Welle einen Effekt auf das Interview der zweiten Welle hat. Als signifikanter Einfluss zeigt sich im binomialen Modell vor allem das Geschlecht des Interviewers der ersten Welle. Auch im multinomialen Modell konnten Effekte des Interviewers herausgearbeitet werden. So zeigt sich bei der Nicht-Erreichbarkeit die Bildung als signifikanter Einfluss und bei der Verweigerung konnten Hinweise auf einen Alters- aber vor allem auch auf einen Geschlechtereffekt gefunden werden. Bei der Erfahrung konnten mit der bivariaten Analyse ebenso wie mit den multivariaten Modellen keine eindeutigen Ergebnisse herausgearbeitet werden. Es kann nicht eindeutig bestätigt werden, dass ein Interviewer mit mehr Erfahrung erfolgreicher ist als einer mit weniger Erfahrung. Ein Grund dafür ist vermutlich, dass alle eingesetzten Interviewer Erfahrung hatten. So ist es möglich, dass zwar Unterschied zwischen unerfahrenen und erfahrenen Interviewern bestehen, es

jedoch weniger einen Einfluss hat, wie viel Erfahrung ein Interviewer bereits gesammelt hat. Die gleichmäßige Wirkung der Interviewer kann auch als Indiz für eine gute Vorbereitung der Interviewer durch ausreichende Schulungsmaßnahmen angesehen werden. So konnte zwar gezeigt werden, dass der Interviewer der ersten Welle einen Effekt auf die Teilnahme-wahrscheinlichkeit hat, dennoch kann Hypothese 2 (*Der Interviewer der ersten Welle wirkt sich signifikant auf die erfolgreiche Realisation eines Interviews in der zweiten Welle aus.*) abschließend nicht endgültig bestätigt werden. Dies liegt zum einen daran, dass die Effekte in den Analysen oft nur schwach ausgeprägt waren. Zum anderen ist es, um gesicherte Ergebnisse zu erhalten, nötig, die Effekte mit denen des Interviewers der zweiten Welle zu vergleichen und gegebenenfalls auf Interviewerwechsel zu kontrollieren. Dies war jedoch mit den vorliegenden Daten nicht möglich. Denkbar wäre, dass die generell schwachen Effekte verschwinden, wenn weitere Intervieweraspekte in die Analyse einbezogen werden.

Weiterhin wurde die Teilnahmelänge in die Analyse einbezogen. Verglichen wurde die Teilnahmewahrscheinlichkeit von denen, die bereits im ALWA teilgenommen haben, mit jenen, die für NEPS das erste Mal befragt wurden. Die Teilnahmelänge hat sich als signifikanter Einfluss herauskristallisiert. Dieser zeigt sich nicht nur im binomialen Modell als bedeutender Einfluss, sondern wirkt sich auch auf die Erreichbarkeit und die Verweigerung aus. Es wurde gezeigt, dass ALWA-Befragte eine höhere Wahrscheinlichkeit haben, in der zweiten Welle des NEPS teilzunehmen als jene, die erst einmal befragt wurden. Hypothese 3 (*Das Risiko, ein Panel zu verlassen, ist bei Befragten, die erst einmal teilgenommen haben, höher als bei Individuen, die mindestens schon zweimal teilgenommen haben.*) kann somit bestätigt werden. Dies scheint daran zu liegen, dass Befragte, die schon mehrmals befragt wurden, sich bereits für den Verbleib im Panel entschieden haben. Befragte, die erst einmal befragt wurden, treffen diese Entscheidung vermutlich erst bei der zweiten Befragung.

Untersucht wurde zusätzlich nicht nur, wer teilnimmt, sondern auch, inwieweit sich die Faktoren unterschiedlich auf verschiedene Ausfallcodes auswirken. Untersucht wurden die Determinanten der Nicht-Erreichbarkeit, der Verweigerung und der Befragungsunfähigkeit, wobei letzteres lediglich als Vergleichskategorie diente. In diesem Kontext standen zwei Hypothesen im Mittelpunkt. Die erste bezog sich auf das Vorkommen der verschiedenen Ausfalltypen. Es konnte gezeigt werden, dass Verweigerung der Hauptgrund für das Ausscheiden aus dem Panel ist, wobei auch Ausfälle aufgrund von Nicht-Erreichbarkeit häufiger waren als erwartet. Befragungsunfähigkeit spielt dabei kaum eine Rolle. Zusätzlich hat sich bei der Berechnung der geschätzten Vorhersagewahrscheinlichkeiten gezeigt, dass die Wahrscheinlichkeit zu verweigern im Vergleich zu allen anderen Ausfallgründen am höchsten ist, wobei auch hier die Nicht-Erreichbarkeit eine nicht unerhebliche Rolle spielt. Es konnten somit einige Hinweise darauf gefunden werden, dass Verweigerung eine der wesentlichen Ausfallgründe innerhalb eines Panels nach der ersten Welle ist, Nicht-Erreichbarkeit jedoch eine größere Rolle als erwartet spielt. Hypothese 4 (*Die Mehrheit aller Panelausfälle entsteht durch Verweigerung, ein geringerer Teil durch Nicht-Erreichbarkeit und ein minimaler Teil durch Befragungsunfähigkeit.*) gilt dennoch als bestätigt.

Schließlich wurden die Einflussfaktoren auf die Verweigerung und die Nicht-Erreichbarkeit genauer beleuchtet. Dabei kristallisierten sich unterschiedliche Einflussfaktoren heraus. Wirken auf die Nicht-Erreichbarkeit vor allem das Alter und die Bildung des Befragten, die Haushaltsgröße, die Anzahl der Kontaktversuche der ersten Welle und der Modus (Erreichbarkeit) der ersten Welle, zeigen sich bei der Verweigerung vor allem die Bildung des

Befragten, der Migrationshintergrund, die Itemnonresponse der ersten Welle, das Geschlecht des Interviewers und die Teilnahmelänge als signifikante Einflüsse. Unterschiede zeigen sich vor allem in der Wirkung des Familienstandes, der Haushaltsgröße, der Region und der Anzahl an Kindern im Haushalt. Hat der Familienstand bei der Nicht-Erreichbarkeit keinen signifikanten Effekt, zeigte sich bei der Verweigerung, dass die Wahrscheinlichkeit zu verweigern bei verheirateten Personen höher liegt als bei unverheirateten. Die Haushaltsgröße wirkt sich lediglich bei der Nicht-Erreichbarkeit aus. Wiederum zeigt sich bei der Verweigerung ein Effekt der Region. Individuen aus den alten Bundesländern tragen ein höheres Risiko zu verweigern. Bei der Anzahl an Kindern im Haushalt zeigen sich gegenläufige Effekte. Steigt das Risiko nicht erreichbar zu sein mit steigender Kinderzahl, sinkt gleichzeitig das Risiko zu verweigern. Es zeigen sich zwar unterschiedliche Faktoren bezüglich des Auftretens von Verweigerung und Nicht-Erreichbarkeit, allerdings lassen sich diese nicht strikt irgendwelchen Gruppen zuordnen. Es wurde erwartet, dass die Nicht-Erreichbarkeit eher durch soziodemographische Faktoren und die Verweigerung eher durch situative Merkmale beeinflusst wird. Allerdings wirken sowohl situative als auch persönliche Merkmale, wenn auch unterschiedliche. Hypothese 5 (*Die Nicht-Erreichbarkeit ist vor allem von den soziodemographischen Faktoren des Befragten abhängig, die Verweigerung jedoch eher von situativen Merkmalen.*) kann somit auch nur teilweise bestätigt werden.

8. Schlussbemerkung

Ziel dieser Arbeit war es, die Determinanten herauszufiltern, die ursächlich für das Auftreten der Panelmortalität sind. Es konnte gezeigt werden, dass die Ursachen vielschichtig sind und sich Panelmortalität nicht durch einzelne Einflüsse beschreiben lässt. Sie ist sowohl abhängig von persönlichen Charakteristika des Befragten wie auch von situativen Bedingungen. Wesentliche Einflüsse, die sich herauskristallisiert haben, sind das Alter und die Bildung des Befragten, aber auch die Haushaltsgröße, der Migrationshintergrund und die Regionsgröße zeigten sich als signifikant. Demzufolge tragen vor allem jüngere Befragte mit einem niedrigen Bildungsabschluss, die in Einfamilienhaushalten wohnhaft sind, einen Migrationshintergrund haben und aus städtischen Regionen kommen, ein erhöhtes Risiko, das Panel frühzeitig zu verlassen. Auch die Kooperationsbereitschaft erwies sich als deutlicher Effekt. Je unkooperativer Befragte sich bereits in der ersten Welle gezeigt haben, desto wahrscheinlicher ist es für diese, das Panel in einer darauffolgenden Welle zu verlassen. Bezüglich der situativen Bedingungen konnten Hinweise für die Wirkung des Interviewers der ersten Welle gefunden werden. Positiv wirken sich hier vor allem weibliche Interviewer aus. Die Wirkung des Designs konnte nur bedingt getestet werden, da sowohl der Modus als auch die Incentives nicht zufällig zugeordnet wurden und somit keine reinen Effekte ermittelt werden konnten. Allerdings konnte mit Hilfe des Modus gezeigt werden, dass die Erreichbarkeit in der ersten Welle einen signifikanten Einfluss auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit in der zweiten Welle hat. Auch die Teilnahmelänge spielt beim Verbleib im Panel eine wesentliche Rolle. Es zeigte sich, dass Individuen, die bereits zweimal befragt wurden, eine höhere Wahrscheinlichkeit haben, im Panel zu verweilen, als Individuen, die erst einmal befragt wurden. Zusätzlich wurde gezeigt, dass für verschiedene Ausfallquellen unterschiedliche Faktoren ausschlaggebend sind. Der häufigste Ausfallgrund, der sich gezeigt hat, ist die Verweigerung, die vor allem von der Teilnahmelänge, der Itemnonresponse der ersten Welle, dem Geschlecht des Interviewers, dem Migrationshintergrund, der Bildung und dem Familienstand des Befragten abhängt. Häufiger als erwartet zeigt sich aber auch die Nicht-Erreichbarkeit als Ausfallursache. Diese hängt hauptsächlich von der Bildung und dem Alter

des Befragten ab. Allerdings haben hier ebenso die Haushaltsgröße, die Kontaktversuche und der Modus (Erreichbarkeit) der ersten Welle einen nicht zu vernachlässigenden Einfluss.

Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass die Prävention von Panelmortalität an vielen Eckpunkten einer Erhebung gleichzeitig stattfinden muss. Zum einen muss direkt am Befragten angesetzt werden. Strategien, die dabei helfen könnten, auch Individuen im Panel zu behalten, die ein erhöhtes Austrittsrisiko haben, könnten z. B. sein, das Bewusstsein für sozialwissenschaftliche Erhebungen zu stärken, dem Befragten das Gefühl zu geben, dass genau er für die Befragung benötigt wird, sowie Bedenken bezüglich der Anonymität und des Datenschutzes auszuräumen. Der ständige Kontakt zum Befragten ist in jedem Fall unumgänglich, da so Ausfälle aufgrund von Nicht-Erreichbarkeit weitestgehend minimiert werden können. Zum anderen ist es wichtig, Interviewer ausreichend zu schulen, dass diese die Fähigkeiten haben, das Vertrauen des Befragten zu gewinnen und ihn gegebenenfalls überzeugen können. Des Weiteren ist es wichtig, dass die Interviewer selbst über genügend Informationen verfügen, um kompetent und seriös zu wirken. Ziel sollte es in jedem Fall sein, den Befragten so lange wie möglich im Panel zu behalten, da so das Risiko sinkt, dass er bei einer weiteren Befragung nicht mehr teilnimmt. Es sollten also so viele Anstrengungen wie möglich dafür aufgebracht werden, die Stichprobe so zu erhalten wie sie ist.

Die Untersuchung der Panelmortalität ist mit diesen Analysen lange nicht abgeschlossen. Weitere Schritte sind zwingend nötig. Zwar konnten Einflüsse gefunden werden, jedoch wurde mit diesen nur ein sehr geringer Teil der unbekanntes Varianz der abhängigen Variable erklärt. Es müssen also weitere Analysen folgen, die auch andere Faktoren abdecken. Auf Grund der Datenlage konnte z. B. das Interesse nicht in die Analyse aufgenommen werden. Ebenfalls nicht untersucht werden konnten die Effekte der zweiten Welle des NEPS, da die inhaltlichen Daten zum Zeitpunkt der Analyse nur für die erste Welle vorlagen. Geklärt werden konnten so z. B. nicht die Wirkung des Interviewers der zweiten Welle, Interviewerwechsel oder Veränderungen im Erhebungsdesign. Zusätzlich ist anzumerken, dass sich auch persönliche Merkmale des Befragten zwischen den Wellen geändert haben können, worauf ebenfalls kein Bezug genommen werden konnte. Um die Ergebnisse zu validieren, ist es somit nötig, die Analysen zusätzlich mit den Informationen der zweiten Welle zu tätigen und die Ergebnisse zu vergleichen. Auch die Beziehung zwischen den Variablen sollte weiter fokussiert werden. Außerdem hängen die Ergebnisse eng mit der Operationalisierung der Variablen zusammen. Eine andere Gruppierung der Ausfallcodes, beispielsweise eine Einteilung in aktive und passive Verweigerung im Gegensatz zur Verwendung von Nicht-Erreichbarkeit, Verweigerung und Befragungsunfähigkeit, kann zu anderen Ergebnissen führen. Dennoch sollten die Bedingungen der verschiedenen Ursachenquellen bezüglich der Panelmortalität weiterhin analysiert werden, da gezeigt werden konnte, dass sich je nach Betrachtung ganz unterschiedliche Effekte zeigen. So erwies sich die Haushaltsgröße im binomialen logistischen Modell lediglich bis zu einem gewissen Punkt als positiver Einfluss, im multinomialen Modell erwies sie sich bezüglich der Nicht-Erreichbarkeit jedoch als linearer Effekt und bezüglich der Verweigerung konnte gar kein signifikanter Einfluss nachgewiesen werden. Durch die Differenzierung der Ausfallcodes erhält man somit einen detaillierten Einblick in die Wirkung verschiedener Mechanismen. Weiterhin ist es notwendig, in Folgeanalysen die Wirkung der Panelmortalität auf die Qualität der Daten zu überprüfen, um somit auch die Folgen für eventuelle Forschungsergebnisse abschätzen oder um sich Maßnahmen erarbeiten zu können, die die möglichen Verzerrungen in der Stichprobe ausgleichen.

Literatur

- Amemiya, Takeshi (1981). *Qualitative Response Models: A Survey*. *Journal of Economic Literature*, 19:1483–1536.
- Aust, Folkert et al. (2011). *Methodenbericht. NEPS Etappe 8. Befragung von Erwachsenen. Haupterhebung 1. Welle 2009/2010*. infas. Unter: https://www.neps-data.de/Portals/0/NEPS/Datenzentrum/Studienuebersicht/Methodenbericht_B72.pdf. (Stand: 30.06.2012).
- Beebe, Timothy (1992). *The Effect of Prenotification and Incentive on Panel Attrition*. ANES Pilot Study Report, No. nes002285. Unter: <http://www.electionstudies.org/resources/papers/documents/nes002285.pdf>. (Stand: 15.04.2012).
- Bethlehem, Jelke, F. Cobben & B. Schouten (2011). *Handbook of Nonresponse in Household Surveys*. Hoboken (New Jersey): John Wiley & Sons.
- Birkelbach, Klaus (1998). *Befragungsthema und Panelmortalität: Ausfälle in einer Lebenslaufferhebung*. *ZA-Information*, 42:128–147.
- Blossfeld, Hans-Peter, J. von Maurice & T. Schneider (2011a). *The National Educational Panel Study: need, main features, and research potential*. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 14:5–17.
- Blossfeld, Hans-Peter, H.-G. Roßbach & J. von Maurice (2011b). *Education as a Lifelong Process - The German National Educational Panel Study (NEPS)*. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, Special Issue 14.
- Campanelli, Pamela & C. O’Muircheartaigh (1999). *Interviewers, Interviewer Continuity, and Panel Survey Nonresponse*. *Quality & Quantity*, 33:59–76.
- Castiglioni, Laura, K. Pforr & U. Krieger (2008). *The Effect of Incentives on Response Rates and Panel Attrition: Results of a Controlled Experiment*. *Survey Research Methods*, 2:151–158.
- CATI/CAPI-Instrument (2011). *Startkohorte 6: Erwachsene (SC6). Haupterhebung 2009/10. Erwachsene (Erstbefragte)*. NEPS Research Data Paper. Unter: https://www.neps-data.de/Portals/0/Neps/Datenzentrum/Forschungsdaten/SC6/1-0-0/Q_B72_T_Erst_SUF_DE.pdf. (Stand: 22.07.2012).
- Engel, Uwe & J. Reinecke (1994). *Panelanalyse: Grundlagen, Techniken, Beispiele*. Berlin, New York: Walter de Gruyter.
- Esser, Hartmut (1986). *Über die Teilnahme an Befragungen*. *ZUMA Nachrichten*, 18:38–47.
- Fahrmeir, Ludwig, T. Kneib & S. Lang (2009). *Regression: Modelle, Methoden und Anwendungen*. Berlin, Heidelberg: Springer-Verlag.
- Frees, Edward W. (2006). *Longitudinal and Panel Data: Analysis and Applications in the Social Sciences*. Cambridge u. a.: Cambridge University Press.

- Fritzgerald, John, P. Gottschalk & R. Moffitt (1998). *An Analysis of Sample Attrition in Panel Data: The Michigan Panel Study of Income Dynamics*. *The Journal of Human Resources*, 33:251–299.
- Fromm, Sabine (2005). *Binäre logistische Regressionsanalyse: Eine Einführung für Sozialwissenschaftler mit SPSS für Windows*. Bamberger Beiträge zur empirischen Sozialforschung. Unter: http://www.uni-bamberg.de/fileadmin/uni/fakultaeten/sowi_lehrstuehle/empirische_sozialforschung/pdf/bambergerbeitraege/Log-Reg-BBES.pdf. (Stand: 18.08.2012).
- Gramlich, Tobias (2008). *Analyse der Panelfälle im Sozio-oekonomischen Panel SOEP*. DIW Berlin - SOEPpapers 129. Unter: http://www.diw.de/documents/publikationen/73/89659/diw_sp0129.pdf. (Stand: 15.08.2012).
- Groves, Robert et al. (2009). *Survey Methodology*. Hoboken (New Jersey): John Wiley & Sons.
- Hansen, Jochen (1982). *Das Panel: Zur Analyse von Verhaltens- und Einstellungswandel*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Holbrook, Allyson L., M. C. Green & J. A. Krosnick (2003). *Telephone versus face-to-face Interviewing of National Probability Samples with Long Questionnaires: Comparison of Respondent Satisficing and Social Desirability Response Bias*. *Public Opinion Quarterly*, 67:79–125.
- Hosmer, David W. & S. Lemeshow (2000). *Applied Logistic Regression*. Hoboken (New Jersey): John Wiley & Sons.
- Hujer, Reinhard, U. Rendtel & G. Wagner (1997). *Wirtschafts- und sozialwissenschaftliche Panelstudien in Deutschland - Ein Überblick*. Sonderheft zum allgemeinen statistischen Archiv Organ der deutschen statistischen Gesellschaft, 30:3–11.
- Kasper, Hanna (2009). *Panelpflege, Panelmortalität und Konvertierung im Panel*. In: Schoen, Harald, H. Rattinger und O. W. Gabriel, Hrsg.: *Vom Interview zur Analyse: Methodische Aspekte der Einstellungs- und Wahlforschung*, S. 85–109. Baden-Baden: Nomos.
- Kühnel, Steffen M. & D. Krebs (2010). *Multinomiale und ordinale Regression*. In: Wolf, Christof & H. Best, Hrsg.: *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*, S. 855–886. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Kleinbaum, David G. & M. Klein (2010). *Logistic Regression: A Self-Learning Text*. New York u. a.: Springer-Verlag.
- Koch, Achim (1991). *Zum Zusammenhang von Interviewermerkmalen und Ausschöpfungsquoten*. *ZUMA Nachrichten*, 28:41–53.
- Kohler, Ulrich & F. Kreuter (2008). *Datenanalyse mit STATA: Allgemeine Konzepte der Datenanalyse und ihre praktische Anwendung*. München: Oldenbourg Wissenschaftsverlag.

- Kopp, Johannes & D. Lois (2012). *Sozialwissenschaftliche Datenanalyse: Eine Einführung*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Kriz, Jürgen & R. Lisch (1988). *Methodenlexikon für Mediziner, Psychologen, Soziologen*. München, Weinheim: Psychologie Verlags Union.
- Kroh, Martin (2011). *Documentation of Sample Sizes and Panel Attrition in the German Socio Economic Panel (SOEP) (1984 until 2010)*. DIW. Unter: http://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw_01.c.385005.de/diw_datadoc_2011-059.pdf. (Stand: 22.07.2012).
- Kromrey, Helmut (2006). *Empirische Sozialforschung*. Stuttgart: Lucius & Lucius Verlagsgesellschaft.
- Krosnick, Jon A. (1991). *Response Strategies for Coping with the Cognitive Demands of Attitude Measures in Surveys*. *Applied Cognitive Psychology*, 5:213–236.
- Kuhnke, Ralf (2005). *Methodenanalyse zur Panelmortalität im Übergangspanel - Arbeitsbericht im Rahmen der Dokumentationsreihe: Methodische Erträge aus dem "DJI-Übergangspanel"*. DJI Deutsches Jugendinstitut. Unter: http://www.dji.de/bibs/276_4764_WT_3_2005_kuhnke.pdf. (Stand: 28.03.2012).
- Laurie, Heather, R. Smith & L. Scott (1999). *Strategies for Reducing Nonresponse in a Longitudinal Panel Study*. *Journal of Official Statistics*, 15:269–282.
- Leopold, Thomas, M. Raab & J. Skopek (2011). *Starting Cohort 6: Adults (SC6). SUF-Version 1.0.0. Data Manual*. NEPS Research Data Paper. Unter: https://www.neps-data.de/Portals/0/Neps/Datenzentrum/Forschungsdaten/SC6/1-0-0/SC6_1-00_DataManual_EN.pdf. (Stand: 30.06.2012).
- Lievesley, Denise (1986). *Unit Non-Response in Interview Surveys*. London: SCPR.
- Little, Roderick J. A. & D. B. Rubin (2002). *Statistical Analysis with Missing Data*. Hoboken (New Jersey): John Wiley & Sons.
- Long, J. Scott & J. Freese (2006). *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using STATA*. College Station (Texas): Stata Press.
- Lynn, Peter (2009). *Methods for Longitudinal Surveys*. In: Lynn, Peter, Hrsg.: *Methodology of Longitudinal Surveys*, S. 1–19. Chichester: John Wiley & Sons.
- Lynn, Peter, O. Kaminska & H. Goldstein (2011). *Panel Attrition: How Important is it to Keep the Same Interviewer?*. Institut for Social & Economic Research. Unter: <https://www.iser.essex.ac.uk/publications/working-papers/iser/2011-02.pdf>. (Stand: 13.04.2012).
- Martin, Elizabeth, D. Abreu & F. Winters (2001). *Money and Motive: Effects of Incentives on Panel Attrition in the Survey of Income and Program Participation*. *Journal of Official Statistics*, 17:267–284.
- Meißner, Jörg-D. (2004). *Statistik: verstehen und sinnvoll nutzen – Anwendungsorientierte Einführung für Wirtschaftler*. München: Oldenbourg Wissenschaftsverlag.

- Mood, Carina (2010). *Logistic Regression: Why We Cannot Do What We Think We Can Do, and What We Can Do About It*. *European Sociological Review*, 26:67–82.
- Morton-Williams, Jean (1993). *Interviewer Approaches*. Aldershot u. a.: Dartmouth.
- Olczyk, Melanie & G. Will (forthcoming). *Personen mit Migrationshintergrund im NEPS*. Manuskript in Bearbeitung.
- Paier, Dietmar (2010). *Quantitative Sozialforschung: Eine Einführung*. Wien: Fakultäts Universitätsverlag.
- Pannenberg, Markus & U. Rendtel (1996). *Dokumentation des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP): Erhebungsdesign, Fallzahlen und erhebungsbedingte Ausfälle sowie die Schätzung von Ausfallwahrscheinlichkeiten bis Welle 12 (1984 bis 1995) [Stichprobe A, B und C]*. DIW Discussion Papers, 137a.
- Pickery, Jan, G. Loosveldt & A. Carton (2001). *The Effects of Interviewer and Respondent Characteristics on Response Behavior in Panel Surveys*. *Sociological Methods & Research*, 29:509–523.
- Prein, Gerald, S. Kluge & U. Kelle (1994). *Strategien zur Sicherung von Repräsentativität und Stichprobenvalidität bei kleinen Samples*. Universität Bremen - Sonderforschungsbereich 186 - Arbeitspapier Nr. 18. Unter: <http://www.sfb186.uni-bremen.de/download/paper18.pdf>. (Stand: 03.08.2012).
- Rendtel, Ulrich (1990). *Teilnahmebereitschaft in Panelstudien: Zwischen Beeinflussung, Vertrauen und sozialer Selektion - Über die Entwicklung der Antwortbereitschaft im sozio-ökonomischen Panel*. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 42:280–299.
- Rendtel, Ulrich (1995). *Lebenslagen im Wandel: Panellausfälle und Panelrepräsentativität*. Frankfurt/Main, New York: Campus Verlag.
- Rendtel, Ulrich (2002). *Attrition in Household Panels: A Survey*. CHINTEX Working Paper Nr.4. Unter: https://www.destatis.de/DE/Methoden/Methodenpapiere/Chintex/ResearchResults/Downloads/WWorkingPape4.pdf?__blob=publicationFile. (Stand: 26.03.2012).
- Rohloff, Sandra (2005). *Das Hochrechnungsverfahren für Längsschnittauswertungen aus dem Mikrozensus*. 4. Nutzerkonferenz "Forschung mit dem Mikrozensus: Analysen zur Sozialstruktur und zum Arbeitsmarkt". Unter: https://www.destatis.de/DE/Methoden/Methodenpapiere/Mikrozensus/Arbeitspapiere/Arbeitspapier6.pdf?__blob=publicationFile. (Stand: 17.09.2012).
- Sachs, Lothar & J. Hedderich (2006). *Angewandte Statistik: Methodensammlung mit R*. Berlin, Heidelberg: Springer-Verlag.
- Schnell, Rainer (1986). *Missing-Data-Probleme in der empirischen Sozialforschung*. Dissertation. Unter: <http://kops.ub.uni-konstanz.de/bitstream/handle/urn:nbn:de:bsz:352-opus-5490/schnell.pdf?sequence=1>. (Stand: 24.08.2012).

- Schnell, Rainer (2012). *Survey-Interviews: Methoden standardisierter Befragungen*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Schnell, Rainer, P. B. Hill & E. Esser (2011). *Methoden der empirischen Sozialforschung*. München: Oldenbourg Wissenschaftsverlag.
- Schräpler, Jörg-Peter (2000). *Was kann man am Beispiel des SOEP bezüglich Nonresponse lernen?*. ZA-Information, 46:117–150.
- Schräpler, Jörg-Peter, J. Schupp & G. G. Wagner (2010). *Changing from PAPI to CAPI: Introducing CAPI in a Longitudinal Study*. Journal of Official Statistics, 26:233–269.
- Schulze, Peter M. (2007). *Beschreibende Statistik*. München: Oldenbourg Wissenschaftsverlag.
- Siegel, Nico A. (2007). *Wiederbefragung von Paneldausfällen im Rahmen der SOEP 2006 Innovationsprojekte. Methodenbericht*. SOEP Gruppe - TNS Infratest Sozialforschung. Unter: <http://www.diw.de/sixcms/detail.php/100568>. (Stand: 04.07.2012).
- Singer, Eleanor, M. R. Frankel & M. B. Glassman (1983). *The Effect of Interviewer Characteristics and Expectations on Response*. Public Opinion Quarterly, 47:68–83.
- Stadtmüller, Sven (2009). *Weniger Befragte, schlechtere Ergebnisse? Die Wirkung der Panelmortalität*. In: Schoen, Harald, H. Rattinger & O. W. Gabriel, Hrsg.: *Vom Interview zur Analyse: Methodische Aspekte der Einstellungs- und Wahlforschung*, S. 111– 130. Baden-Baden: Nomos.
- The American Association for Public Opinion Research (2011). *Standard Definitions: Final Dispositions of Case Codes and Outcome Rates for Surveys*. 7th edition. AAPOR.
- Toutenburg, Helge & C. Heumann (2008). *Deskriptive Statistik: Eine Einführung in Methoden und Anwendungen mit R und SPSS*. Berlin, Heidelberg: Springer-Verlag.
- Urban, Dieter (1993). *Logit-Analyse: Statistische Verfahren zur Analyse von Modellen mit qualitativen Response-Variablen*. Stuttgart u. a.: Gustav Fischer Verlag.
- Wienold, Hanns (1995). *Stichprobenausschöpfung*. In: Fuchs-Heinritz, Werner, R. Lautmann, O. Rammstedt & H. Wienold, Hrsg.: *Lexikon zur Soziologie*, S. 649. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Windzio, Michael & M. Grotheer (2002). *Bleiben die Erfolgreichen übrig? Die Kombination von Sequenzmusteranalyse und log-linearen Pfadmodellen bei der Analyse des Zusammenhangs von Berufserfolg und Panelmortalität*. Zeitschrift für Soziologie, 6:514-528.
- Yan, Ting (2008). *Panel Conditioning: A Cross-Cultural Perspective*. 3mc Conference. Unter: http://csdiworkshop.org/pdf/3mc2008_proceedings/session_37/yan_oct08.pdf. (Stand: 27.02.2012).

Anhang

A. Übersicht – Unabhängige Variablen

Befragter: Soziodemographie und Kooperationsbereitschaft

	<i>N</i>	<i>%</i>	<i>kumulierte %</i>
Alter (N = 11649)			
bis 30 Jahre	1176	10.10	10.10
31 bis 35 Jahre	822	7.06	17.15
36 bis 40 Jahre	919	7.89	25.04
41 bis 45 Jahre	1574	13.51	38.55
46 bis 50 Jahre	2018	17.32	55.88
51 bis 55 Jahre	1968	16.89	72.77
56 bis 60 Jahre	1514	13.00	85.77
über 60 Jahre	1658	14.23	100.00
Geschlecht (N = 11649)			
weiblich	5935	50.95	
männlich	5714	49.05	
Familienstand (N = 11649)			
nicht verheiratet	4069	34.93	
verheiratet	7580	65.07	
höchster CASMIN (N = 11505)			
kein Abschl. /Anschl. nicht bestimmbar/ Hauptschulabschluss ohne berufliche Ausbildung	434	3.77	3.77
Hauptschulabschluss mit beruflicher Ausbildung	2246	19.52	23.29
Mittlere Reife ohne berufliche Ausbildung	434	3.77	27.07
Mittlere Reife mit beruflicher Ausbildung	3423	29.75	56.82
Hochschulreife ohne berufliche Ausbildung	716	6.22	63.04
Hochschulreife mit beruflicher Ausbildung	1444	12.55	75.59
Fachhochschulabschluss	978	8.50	84.09
Universitätsabschluss	1830	15.91	100.00
Region (N = 11649)			
Ost (inkl. Berlin)	2263	19.43	
West	9386	80.57	
Regionsgröße (Einwohner) (N = 11649)			
unter 5000 EW	534	4.58	4.58
5000 bis u. 20000 EW	907	7.79	12.37
20000 bis u. 50000 EW	1421	12.20	24.57
50000 bis u. 100000 EW	1251	10.74	35.31
100000 bis u. 500000 EW	3659	31.41	66.72
500000 und mehr EW	3877	33.28	100.00
Erwerbstätigkeit (N = 11649)			
nicht erwerbstätig	2444	20.98	
erwerbstätig	9205	79.02	

Haushaltsgröße (N = 11629)			
1-Personenhaushalt	1880	16.17	16.17
2-Personenhaushalt	3793	32.62	48.78
3-Personenhaushalt	2525	21.71	70.50
4-Personenhaushalt	2480	21.33	91.82
5-Personenhaushalt	721	6.20	98.02
6-Personenhaushalt oder mehr	230	1.98	100.00
Kinder im Haushalt (N = 11649)			
keine Kinder	5982	51.35	51.35
1 Kind	2487	21.35	72.70
2 Kinder	2407	20.66	93.36
3 Kinder oder mehr	773	6.64	100.00
Migrationshintergrund (N = 11649)			
kein Migrationshintergrund	9637	82.73	
Migrationshintergrund (bis 2.5 Generation)	2012	17.27	
Haushaltseinkommen - offen (N = 11649)			
Angabe gemacht	10087	86.59	
keine Angabe gemacht	1562	13.41	
Haushaltseinkommen - gesamt (N = 11649)			
Angabe gemacht	11200	96.15	
keine Angabe gemacht	449	3.85	
Interview unterbrochen (N = 11649)			
Interview nicht unterbrochen	11189	96.05	
Interview unterbrochen	460	3.95	
Kontaktversuche (N = 11649)			
bis zu 10 Kontaktversuche	8580	73.65	73.65
11 bis 20 Kontaktversuche	1646	14.13	87.78
21 bis 30 Kontaktversuche	566	4.86	92.64
31 bis 40 Kontaktversuche	254	2.18	94.82
41 bis 50 Kontaktversuche	152	1.30	96.13
51 bis 60 Kontaktversuche	130	1.12	97.24
61 bis 70 Kontaktversuche	76	0.65	97.90
71 bis 80 Kontaktversuche	67	0.58	98.47
81 bis 90 Kontaktversuche	49	0.42	98.89
91 bis 100 Kontaktversuche	35	0.30	99.19
101 bis 120 Kontaktversuche	38	0.33	99.52
mehr als 120 Kontaktversuche	56	0.48	100.00

Quelle: NEPS - Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 - eigene Berechnung

Interviewermerkmale

	<i>N</i>	<i>%</i>	<i>kumulierte %</i>
<i>Geschlecht (N = 11617)</i>			
weiblich	6023	51.85	
männlich	5594	48.15	
<i>Alter (N = 11617)</i>			
bis 29 Jahre	2326	20.02	20.02
30 bis 49 Jahre	4328	37.26	57.28
50 bis 65 Jahre	3897	33.55	90.82
älter als 65 Jahre	1066	9.18	100.00
<i>Bildung (N = 11549)</i>			
Hauptschule/Volksschule/POS	1079	9.34	9.34
Mittlere Reife	2076	17.98	27.32
(Fach-)Hochschulreife	8394	72.68	100.00
<i>Erfahrung (infas) (N = 11617)</i>			
bis zu einem Jahr	1801	15.50	15.50
2 bis 3 Jahre	4211	36.25	51.75
4 bis 5 Jahre	3560	30.64	82.40
6 Jahre und mehr	2045	17.60	100.00

Quelle: NEPS - Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 - eigene Berechnung

Erhebungsdesign

	<i>N</i>	<i>%</i>	<i>kumulierte %</i>
<i>Modus (N = 11649)</i>			
CATI	9573	82.18	
CAPI	2076	17.82	
<i>Incentives (N = 11637)</i>			
50 Euro	2382	20.47	
10 Euro	9255	79.53	

Quelle: NEPS - Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 - eigene Berechnung

Teilnahmelänge

	<i>N</i>	<i>%</i>	<i>kumulierte %</i>
<i>Sample (N = 11649)</i>			
NEPS	5154	44.24	
ALWA	6495	55.76	

Quelle: NEPS - Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 - eigene Berechnung

B. Bivariate Analyse – Kreuztabellierung und Chi²

Befragter: Soziodemographie und Kooperationsbereitschaft

	nicht teilgenommen		teilgenommen		Total
	Zeilen-%	Chi ²	Zeilen-%	Chi ²	Chi ²
Alter (klassiert) (Chi² = 108.5740 ***)					
bis 30 Jahre	28.34	22.80	71.66	6.40	29.20
31 bis 35 Jahre	24.48	2.70	75.52	0.70	3.40
36 bis 40 Jahre	23.09	0.70	76.91	0.20	0.90
41 bis 45 Jahre	19.10	5.30	80.90	1.50	6.80
46 bis 50 Jahre	17.21	19.60	82.79	5.50	25.00
51 bis 55 Jahre	17.58	16.20	82.42	4.50	20.70
56 bis 60 Jahre	25.88	11.40	74.12	3.20	14.60
über 60 Jahre	24.70	6.30	75.30	1.70	8.00
Geschlecht (Chi² = 0.2194)					
weiblich	21.99	0.10	78.01	0.00	0.10
männlich	21.63	0.10	78.37	0.00	0.10
Familienstand (Chi² = 30.9605 ***)					
nicht verheiratet	24.73	15.80	75.27	4.40	20.20
verheiratet	20.25	8.40	79.75	2.40	10.80
höchster CASMIN (Chi² = 86.0450 ***)					
kein Abschl./Abschl. nicht bestimmbar/ Hauptschulabschl. ohne berufl. Ausbildung.	32.10	22.20	67.90	6.10	28.30
Hauptschulabschluss mit berufl. Ausbildung	25.18	13.40	74.82	3.70	17.10
Mittlere Reife ohne berufliche Ausbildung	25.17	2.60	74.83	0.70	3.30
Mittlere Reife mit beruflicher Ausbildung	21.72	0.00	78.28	0.00	0.00
Hochschulreife ohne berufliche Ausbildung	23.00	0.70	77.00	0.20	0.80
Hochschulreife mit beruflicher Ausbildung	19.03	4.40	80.97	1.20	5.60
Fachhochschulabschluss	18.23	5.10	81.77	1.40	6.50
Universitätsabschluss	16.81	19.20	83.19	5.30	24.50
Region (Chi² = 2.9454 +)					
Ost (inkl. Berlin)	20.47	1.90	79.53	0.50	2.40
West	22.13	0.40	77.87	0.10	0.60
Regionsgröße (Einwohner) (Chi² = 23.9318 ***)					
unter 5000 EW	17.86	3.80	82.14	1.10	4.90
5000 bis u. 20000 EW	19.01	3.30	80.99	0.90	4.20
20000 bis u. 50000 EW	20.83	0.60	79.17	0.20	0.80
50000 bis u. 100000 EW	19.25	3.80	80.75	1.00	4.80
100000 bis u. 500000 EW	22.25	0.30	77.75	0.10	0.40
500000 und mehr EW	23.79	6.90	76.21	1.90	8.90
Erwerbstätigkeit (Chi² = 26.4798 ***)					
nicht erwerbstätig	25.65	16.40	74.35	4.60	20.90
erwerbstätig	20.80	4.30	79.20	1.20	5.50

Haushaltsgröße ($\chi^2 = 60.9387$ ***)					
1-Personenhaushalt	25.45	11.80	74.55	3.30	15.10
2-Personenhaushalt	23.97	8.50	76.03	2.40	10.90
3-Personenhaushalt	21.17	0.40	78.83	0.10	0.50
4-Personenhaushalt	17.47	20.90	82.53	5.80	26.70
5-Personenhaushalt	17.48	6.10	82.52	1.70	7.70
6-Personenhaushalt oder mehr	21.05	0.10	78.95	0.00	0.10
Kinder im Haushalt ($\chi^2 = 76.0021$ ***)					
keine Kinder	24.74	23.40	75.26	6.50	29.90
1 Kind	21.08	0.60	78.92	0.20	0.80
2 Kinder	16.67	29.10	83.33	8.10	37.20
3 oder mehr Kinder	17.59	6.30	82.41	1.80	8.10
Migrationshintergrund ($\chi^2 = 22.5782$ ***)					
kein Migrationshintergrund	20.98	3.00	79.02	0.90	3.90
Migrationshintergrund (bis 2.5 Generation)	25.80	14.60	74.20	4.10	18.70
Haushaltseinkommen - offen ($\chi^2 = 111.3030$ ***)					
Angabe gemacht	20.22	11.60	79.78	3.20	14.90
keine Angabe gemacht	32.11	75.40	67.89	21.00	96.40
Haushaltseinkommen - gesamt ($\chi^2 = 89.0905$ ***)					
Angabe gemacht	21.09	2.70	78.91	0.70	3.40
keine Angabe gemacht	39.91	67.00	60.09	18.70	85.70
Interview unterbrochen ($\chi^2 = 14.1726$ ***)					
Interview nicht unterbrochen	21.52	0.40	78.48	0.10	0.60
Interview unterbrochen	28.95	10.60	71.05	3.00	13.60
Kontaktversuche ($\chi^2 = 62.3024$ ***)					
bis zu 10 Kontaktversuche	20.32	8.80	79.68	2.40	11.20
11 bis 20 Kontaktversuche	24.34	4.80	75.66	1.30	6.20
21 bis 30 Kontaktversuche	24.29	1.60	75.71	0.40	2.00
31 bis 40 Kontaktversuche	30.31	8.40	69.69	2.30	10.80
41 bis 50 Kontaktversuche	28.95	3.50	71.05	1.00	4.50
51 bis 60 Kontaktversuche	27.69	2.10	72.31	0.60	2.60
61 bis 70 Kontaktversuche	34.67	5.70	65.33	1.60	7.30
71 bis 80 Kontaktversuche	26.87	0.80	73.13	0.20	1.00
81 bis 90 Kontaktversuche	30.61	1.70	69.39	0.50	2.20
91 bis 100 Kontaktversuche	42.86	7.10	57.14	2.00	9.10
101 bis 120 Kontaktversuche	36.84	3.90	63.16	1.10	5.00
mehr als 120 Kontaktversuche	25.00	0.30	75.00	0.10	0.30

Signifikanzniveau: + 0.1; * 0.05; ** 0.01; *** 0.001

Quelle: NEPS - Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 - eigene Berechnung

Interviewermerkmale

	nicht teilgenommen		teilgenommen		Total
	Zeilen-%	Chi ²	Zeilen-%	Chi ²	Chi ²
Geschlecht (Chi² = 6.1801 *)					
weiblich	20.86	2.30	79.14	0.60	3.00
männlich	22.77	2.50	77.23	0.70	3.20
Alter (Chi² = 27.3458 ***)					
bis 29 Jahre	19.27	6.70	80.73	1.90	8.60
30 bis 49 Jahre	21.02	1.20	78.98	0.30	1.50
50 bis 65 Jahre	22.80	1.80	77.20	0.50	2.40
älter als 65 Jahre	26.67	11.60	73.33	3.20	14.90
Bildung (Chi² = 4.3045)					
Hauptschule/Volksschule/POS	23.81	2.20	76.19	0.60	2.80
Mittlere Reife	22.38	0.40	77.62	0.10	0.60
(Fach-)Hochschulreife	21.27	0.70	78.73	0.20	0.90
Erfahrung (infas) (Chi² = 10.5806 *)					
bis zu einem Jahr	20.92	0.60	79.08	0.20	0.80
2 bis 3 Jahre	23.12	3.40	76.88	0.90	4.40
4 bis 5 Jahre	20.25	3.80	79.75	1.10	4.90
6 Jahre und mehr	22.47	0.40	77.53	0.10	0.60

Signifikanzniveau: + 0.1: * 0.05; ** 0.01; *** 0.001

Quelle: NEPS - Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 - eigene Berechnung

Erhebungsdesign

	nicht teilgenommen		teilgenommen		Total
	Zeilen-%	Chi ²	Zeilen-%	Chi ²	Chi ²
Modus (Chi² = 150.6718 ***)					
CATI	19.62	21.00	80.38	5.80	26.80
CAPI	31.93	96.90	68.07	27.00	123.90
Incentives (Chi² = 33.1225 ***)					
50 Euro	26.10	20.60	73.90	5.70	26.40
10 Euro	20.63	5.30	79.37	1.50	6.80

Signifikanzniveau: + 0.1: * 0.05; ** 0.01; *** 0.001

Quelle: NEPS - Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 - eigene Berechnung

Teilnahmelänge

	nicht teilgenommen		teilgenommen		Total
	Zeilen-%	Chi ²	Zeilen-%	Chi ²	Chi ²
Sample (Chi² = 126.1984 ***)					
NEPS	26.65	55.10	73.35	15.40	70.50
ALWA	17.98	43.60	82.02	12.20	55.70

Signifikanzniveau: + 0.1: * 0.05; ** 0.01; *** 0.001

Quelle: NEPS - Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 - eigene Berechnung

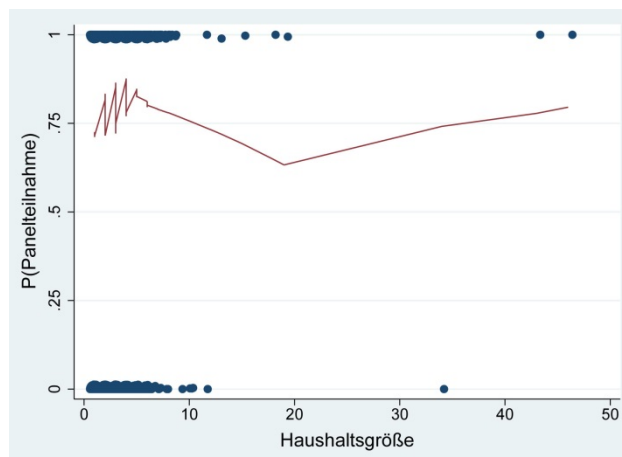
C. Ausreißer - Haushaltsgröße⁴⁰

Verteilung der Haushaltsgröße

	N	%	kumulierte %
1	1821	16.10	16.10
2	3689	32.61	48.71
3	2456	21.71	70.43
4	2433	21.51	91.94
5	702	6.21	98.14
6	153	1.35	99.50
7	31	0.27	99.77
8	11	0.10	99.87
9	3	0.03	99.89
10	3	0.03	99.92
12	2	0.02	99.94
13	1	0.01	99.95
15	1	0.01	99.96
18	1	0.01	99.96
19	1	0.01	99.97
34	1	0.01	99.98
43	1	0.01	99.99
46	1	0.01	100.00
Total	11311	100.00	

Quelle: NEPS - Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 - eigene Berechnung

Panelteilnahme in Abhängigkeit der Haushaltsgröße



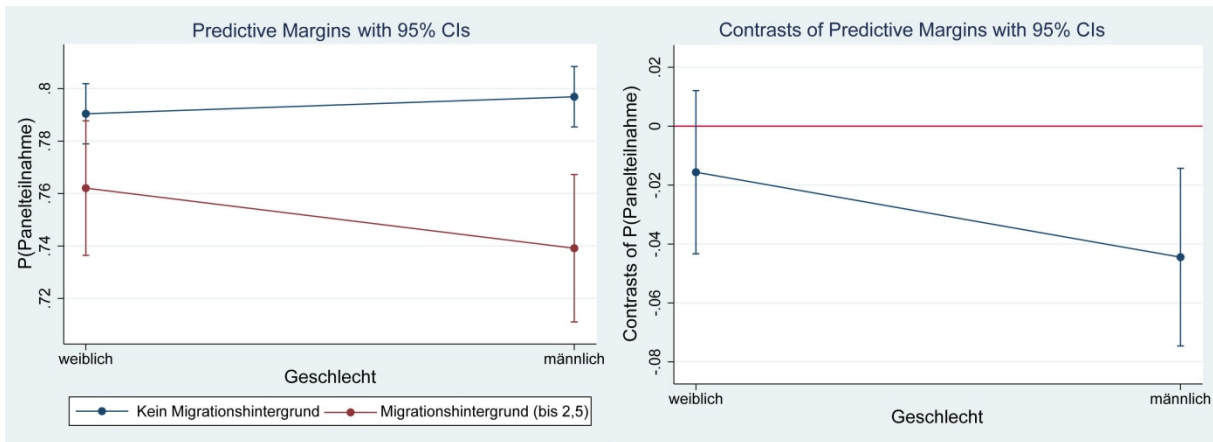
Quelle: NEPS - Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 - eigene Berechnung

Anmerkung: Es zeigen sich unplausible Angaben und niedrige Zellbesetzungen ab Neunpersonenhaushalten. Vor allem Haushaltsgrößen ab 30 Personen erscheinen als unglaubwürdig. Der Verlauf des funktionalen Zusammenhangs zwischen der Panelteilnahme und der Haushaltsgröße wird dadurch maßgeblich beeinflusst.

⁴⁰ Die Angaben in der Tabelle und die Abbildung beziehen sich auf die gleichen Fälle, die auch in den Regressionen verwendet werden.

D. Modell – Interaktionseffekte

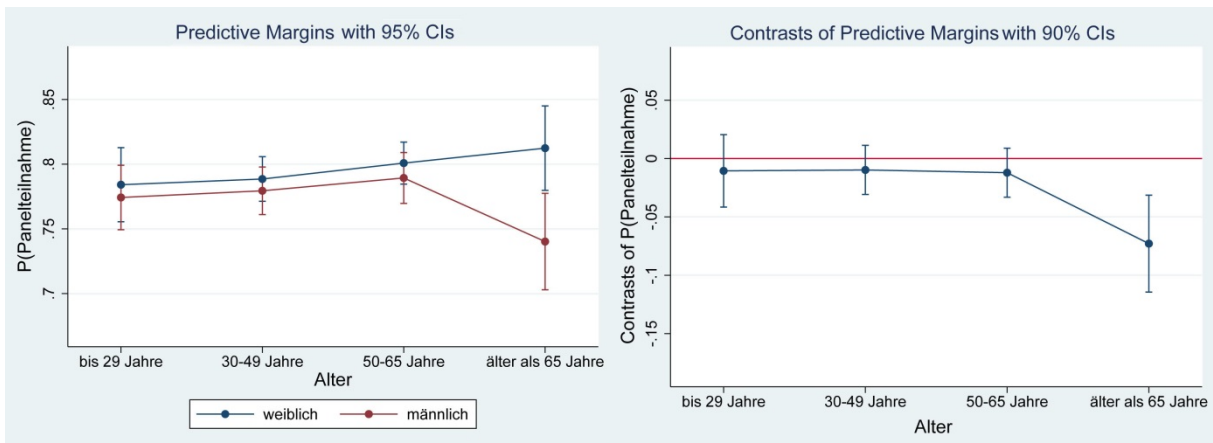
Migrationshintergrund - Geschlecht



Quelle: NEPS - Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 - eigene Berechnung

Anmerkung: Es zeigen sich statistisch signifikante Unterschiede in der Gruppe der männlichen Befragten im Hinblick auf die Variable „Migrationshintergrund“. Die Teilnahmewahrscheinlichkeit am Panel liegt bei männlichen Nicht-Migranten signifikant über der von männlichen Migranten. Bei weiblichen Befragten zeigen sich hinsichtlich des Migrationshintergrundes jedoch keine signifikanten Gruppenunterschiede.

Interviewer-Alter – Interviewer-Geschlecht

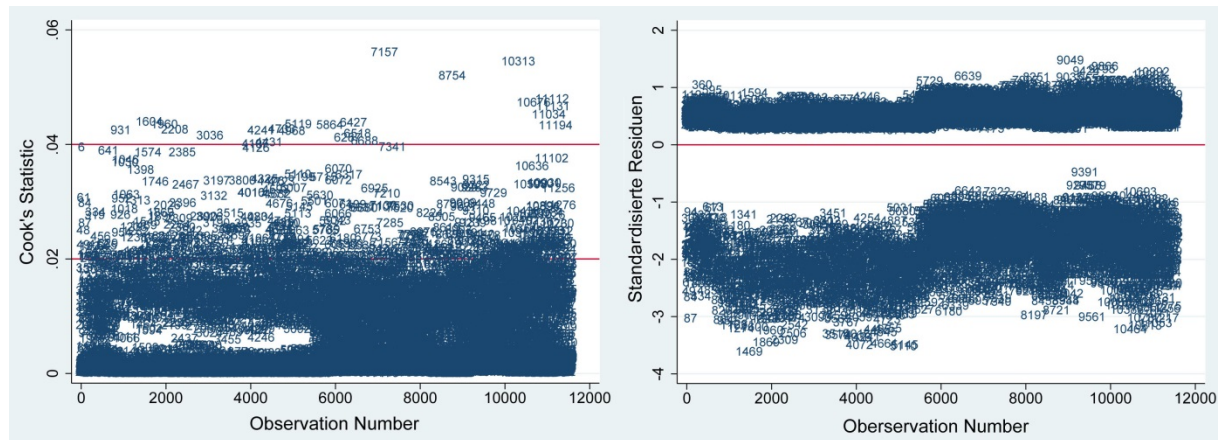


Quelle: NEPS - Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 - eigene Berechnung

Anmerkung: Es zeigen sich lediglich in der Altersklasse „älter als 65 Jahre“ signifikante Gruppenunterschiede. Steigt bei Frauen die Wahrscheinlichkeit ein Interview erfolgreich abzuschließen in dieser Gruppe weiter an, nimmt bei männlichen Interviewern die Erfolgswahrscheinlichkeit mit dem Alter ab. Ältere weibliche Interviewer sind somit erfolgreicher als ältere männliche Interviewer.

E. Binomiale logistische Regression – Modellanpassung

Einflussreiche Beobachtungen und standardisierte Residuen



Quelle: NEPS - Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 - eigene Berechnung

Ausgewählte Merkmalskombinationen

Nr.	Teilnahme	Alter	Haushaltsgröße	Itemnonresponse	Interviewergeschlecht	Modus	ALWA
931	nein	46 - 50	6 oder mehr	nein	weiblich	CATI	ja
1604	nein	51 - 55	5 Personen	nein	weiblich	CATI	ja
1960	nein	46 - 50	6 oder mehr	nein	weiblich	CATI	ja
2208	nein	bis 30	6 oder mehr	nein	weiblich	CATI	ja
3036	nein	41 - 45	6 oder mehr	nein	weiblich	CATI	ja
4107	nein	41 - 45	4 Personen	nein	weiblich	CATI	ja
4241	nein	51 - 55	5 Personen	nein	weiblich	CATI	ja
4431	nein	36 - 40	6 oder mehr	nein	weiblich	CATI	ja
4733	nein	31 - 35	5 Personen	nein	weiblich	CATI	ja
4968	nein	bis 30	5 Personen	nein	männlich	CATI	ja
5119	nein	46 - 50	6 oder mehr	nein	männlich	CATI	ja
5864	nein	56 - 60	6 oder mehr	ja	weiblich	CATI	nein
6287	nein	31 - 35	6 oder mehr	nein	männlich	CAPI	nein
6427	nein	56 - 60	5 Personen	nein	männlich	CATI	nein
6518	nein	über 60	6 oder mehr	nein	weiblich	CAPI	nein
6688	nein	über 60	6 oder mehr	ja	männlich	CAPI	nein
7157	nein	41 - 45	6 oder mehr	ja	weiblich	CATI	nein
8754	nein	51 - 55	6 oder mehr	ja	weiblich	CATI	ja
10313	nein	41 - 45	6 oder mehr	nein	weiblich	CAPI	ja
10676	nein	41 - 45	6 oder mehr	nein	männlich	CATI	ja
11034	nein	bis 30	5 Personen	nein	weiblich	CATI	ja
11112	nein	51 - 55	6 oder mehr	ja	männlich	CATI	ja
11131	nein	46 - 50	6 oder mehr	nein	weiblich	CATI	ja
11194	nein	41 - 45	4 Personen	nein	weiblich	CATI	ja

Quelle: NEPS - Welle 1 (Release 1.0.0), Final Outcome Welle 2 - eigene Berechnung

Anmerkung: Es zeigen sich Beobachtungen, die sich durch das aufgestellte Modell weniger gut beschreiben lassen als andere. Es stellen sich jedoch keine besonderen Merkmalskombinationen oder einzelne Merkmale als am meisten betroffen heraus.