



universität  
wien

# DIPLOMARBEIT

Titel der Diplomarbeit

## Armutslagen und die Teilnahme an Längsschnitterhebungen

Verfasserin

**Elisabeth Kafka**

Angestrebter akademischer Grad

Magistra der Sozial- und Wirtschaftswissenschaften  
(Mag. rer. soc. oec.)

Wien, 2012

Studienkennzahl lt. Studienblatt: A 121

Studienrichtung lt. Studienblatt: Soziologie (Rechts-, Sozial- und Wirtschaftswissenschaftliche Studienrichtung)

Betreuer: em. o. Univ.-Prof. Dr. Wolfgang Schulz



## Abstract

Die vorliegende Arbeit untersucht die Antwortausfälle der Erhebung EUSILC (European Statistics of Income and Living Conditions) in Österreich auf unterschiedliches Teilnahmeverhalten von Personen in verschiedenen Armutslagen. Armutslagen sind in dieser Arbeit über die Indikatoren Armutsgefährdung und finanzielle Deprivation definiert, die auf Basis von EU-SILC berechnet werden. EU-SILC erfasst Haushaltseinkommen und Lebensstandard von Personen in Privathaushalten und ist die Datenquelle für die europäische und nationale Sozialberichterstattung.

Die Ausschöpfungsquote als Maß für die Anzahl erfolgreicher Befragungen hat sich als ein zentrales Qualitätskriterium von Stichprobenerhebungen etabliert. Neben mangelnder Vergleichbarkeit aufgrund unterschiedlicher Definitionen von Antwortausfällen und Berechnungsmethoden greift die alleinige Konzentration auf die Ausschöpfungsquote jedoch auch aus theoretischen Überlegungen zu kurz: Ein hohes Ausmaß an Ausfällen führt nur dann zu verzerrten Statistiken, wenn die Ausfallswahrscheinlichkeiten für verschiedene Teile der Stichprobe unterschiedlich hoch sind (vgl. Groves 2006). Die Literatur zum Fehler durch Antwortausfälle und Fallstudien anderer Längsschnitterhebungen weisen auf Zusammenhänge zwischen Armutsgefährdung, finanzieller Deprivation und Befragungsteilnahme hin.

Analysiert werden in dieser Arbeit Daten von vier vierjährigen EU-SILC-Paneln. Auf Basis der in Welle 1 erhobenen Merkmale werden die Antwortquoten für verschiedene Armutslagen dargestellt, sowie mittels logistischer Regression Antwortwahrscheinlichkeiten berechnet. Dabei werden sowohl das Gesamtergebnis, als auch die einzelnen Stufen im Befragungsprozess mit ihren unterschiedlichen Ausfallsmechanismen berücksichtigt. Verzichtet wird auf die Quantifizierung des Fehlers durch Antwortausfälle, ebenso kann nicht auf die Antwortausfälle in Welle 1 des Panels eingegangen werden.

Die in der Literatur beschriebenen Zusammenhänge treten großteils auch bei EU-SILC auf. Für die Armutslagen zeigt sich eine geringere Teilnahme am Panel von jenen Personen, die von finanzieller Deprivation betroffen sind, sowie von Arbeitslosen, eingebürgerten ÖsterreicherInnen und Personen mit ausländischer Staatsbürgerschaft. Für Armutsgefährdung und das Haushaltseinkommen liegen hingegen keine wesentlichen Unterschiede in der Panelteilnahme vor. Zudem haben im Vergleich zu den Armutslagen Kontakt- und Bearbeitungsmerkmale eine etwas stärkere Erklärungskraft für die Antwortwahrscheinlichkeiten. Insgesamt kann aber auch durch die Kombination dieser Faktoren nur ein geringer Teil der Unterschiede erklärt werden. In der Erhebungspraxis sollte dennoch überprüft werden, wie die Ausschöpfung für Gruppen mit sehr niedrigen Antwortwahrscheinlichkeiten an den Durchschnitt angeglichen werden kann, etwa indem geprüft wird, wie die begleitenden Maßnahmen zur Ausschöpfungssicherung während der Feldarbeit auf die einzelnen Gruppen wirken.



## **Abstract**

*This diploma thesis analyses the potential for nonresponse bias in the Austrian EU-SILC-survey (European Statistics of Income and Living Conditions), indicated by differing response patterns for different conditions of poverty. Conditions of poverty are defined here by risk-of-poverty and financial deprivation, both indicators based on EU-SILC-data. EU-SILC surveys household income and living conditions of private households to provide data for social statistics in Austria and the European Union.*

*Response rates are widely used as quality indicator of sample surveys. Comparability using this indicator is limited, however, due to non-standardised definitions of survey outcomes and response rate computation. Additionally, from a theoretical perspective focussing on response rates alone disregards an important aspect: Biased statistics do not result from low response rates only but also from differences in response probabilities for variables of interest (cf. Groves 2006). A review of the literature shows that such differences for conditions of poverty have been documented in other longitudinal surveys.*

*Data examined here are four four-year panels of the Austrian EU-SILC survey. Based on respondent characteristics collected in the first panel wave, for conditions of poverty response rates are calculated and response probabilities estimated by a logistic regression model, each for the total panel outcome and different types of nonresponse. Nonresponse bias itself is not quantified. Furthermore, nonresponse in wave 1 has not been considered.*

*Response behaviour documented in the literature corresponds strongly to the EU-SILC data. Regarding conditions of poverty, persons affected by financial deprivation, unemployed individuals, naturalised Austrian citizens and persons without Austrian citizenship show lower panel response. Household income and risk-of-poverty do not yield different response rates. Additionally, field- and contact characteristics explain differences in response probabilities somewhat better. All those factors only account for minor variation in survey outcomes. Nonetheless, during the data collection process, response rates for groups with low response probabilities should be increased, e.g. by scrutinizing how respondents react differently to field procedures and optimising the process accordingly.*

# Inhaltsverzeichnis

1 Einleitung.....	11
2 EU-SILC – Europäische Statistiken zu Einkommen und Lebensbedingung: die Erhebung in Österreich.....	13
3 Fehlerquellen und Qualitätssicherung bei Stichprobenerhebungen.....	16
4 Antwortausfälle und Panelmortalität – Statistischer Hintergrund.....	19
4.1 Definition von Antworten.....	20
4.2 Definition von Antwortausfällen.....	22
4.2.1 Stichprobenneutrale Ausfälle.....	23
4.2.2 Unbekannte Zugehörigkeit zur Grundgesamtheit.....	23
4.2.3 Ausfälle von Einheiten der Grundgesamtheit.....	24
4.2.4 Antwortausfälle im Längsschnitt.....	25
4.3 Kennzahlen für das Ausmaß von Antwortausfällen.....	26
4.4 Der Fehler durch Antwortausfälle.....	30
4.4.1 Auswirkungen von Antwortausfällen.....	30
4.4.2 Definition des Fehlers durch Antwortausfälle.....	31
4.4.3 Welche Ausfallmuster führen zu Verzerrungen?.....	33
4.4.4 Methoden zur Schätzung des Fehlers durch Antwortausfälle.....	35
5 Zentrale Indikatoren aus EU-SILC.....	39
5.1 Armutsgefährdung.....	40
5.2 Finanzielle Deprivation.....	41
5.3 Entstehungszusammenhänge von Armutsgefährdung und finanzieller Deprivation....	42
5.3.1 Einbindung in den Arbeitsmarkt.....	42
5.3.2 Haushaltskonstellation.....	43
5.3.3 Anspruch auf Sozialleistungen.....	43
5.3.4 Risikogruppen für Armutsgefährdung und finanzielle Deprivation.....	44
6 Der Zusammenhang von Antwortausfällen, Armutsgefährdung und finanzieller Deprivation .....	46
6.1 Lokalisierung.....	46
6.2 Kontaktierung.....	53
6.3 Kooperation.....	59
6.4 Zusammenfassung und Hypothesen.....	66

7 Antwortausfälle der EU-SILC-Panel.....	69
7.1 Panelstichprobe.....	69
7.2 Wave Nonresponse.....	69
7.3 Befragungsergebnis im Panel.....	70
7.4 Panelmortalität.....	72
7.5 Ausschöpfung der EU-SILC-Panel.....	74
8 Auswirkungen von Armutslagen auf Antwortausfälle bei EU-SILC.....	77
8.1 Datengrundlage und Operationalisierung.....	77
8.2 Antwort- und Bearbeitungsquoten.....	81
8.2.1 Armutgefährdung und finanzielle Deprivation.....	81
8.2.2 Kovariaten von Armutslagen.....	85
8.3 Geschätzte Antwortwahrscheinlichkeiten .....	90
8.3.1 Armutslagen.....	92
8.3.2 Kovariaten von Armutslagen.....	96
9 Diskussion der Ergebnisse.....	100
10 Ausblick.....	102
11 Literaturverzeichnis.....	104
Anhang.....	112
Anhang 1 Verteilungen.....	113
Anhang 2 Modellparameter.....	117
Anhang 3 Erklärung zum selbständigen Abfassen der Arbeit.....	120
Anhang 4 Lebenslauf.....	121

## Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Panelstichproben der Rotationen R4/2004, R1/2005, R2/2006 und R3/2007.....	69
Tabelle 2: Wave Nonresponse bei EU-SILC.....	70
Tabelle 3: Befragungsergebnis der EU-SILC-Panel.....	72
Tabelle 4: Ausschöpfungsquoten des Haushalts der EU-SILC-Panel.....	75
Tabelle 5: Datengrundlage für die Analyse.....	78
Tabelle 6: Anteil der Personen in Armutslagen von Welle 1 bis Welle 4.....	81
Tabelle 7: Antwortquoten und Bearbeitungserfolg nach Armutgefährdung und finanzieller Deprivation.....	82
Tabelle 8: Veränderungsraten in den Armutslagen bei vollständigem Panel.....	85
Tabelle 9: Antwortquoten und Bearbeitungserfolg von Risikogruppen.....	86
Tabelle 10: Antwortquoten nach Haushaltstyp und Armutslagen.....	87
Tabelle 11: Antwortquoten für Hautaktivität, Bildung, Region und Rechtsverhältnis an der Wohnung.....	89
Tabelle 12: Einflussfaktoren auf Antwort- und Eintrittswahrscheinlichkeiten.....	91
Tabelle 13: Geschätzte Wahrscheinlichkeiten nach Armutslagen.....	95
Tabelle 14: Geschätzte Wahrscheinlichkeiten von Risikogruppen und Haushaltstypen.....	96
Tabelle 15: Geschätzte Antwortwahrscheinlichkeiten nach Hauptaktivität, Bildung, Region und Rechtsverhältnis an der Wohnung.....	97
Tabelle 16: Geschätzte Antwortwahrscheinlichkeiten für Kontakt- und Bearbeitungsmerkmale.....	98
Tabelle 17: Verteilung der Armutslagen.....	113
Tabelle 18: Verteilung von Alter, Geschlecht und Haushaltstyp.....	114
Tabelle 19: Verteilung von Hauptaktivität, Bildung, Region und Rechtsverhältnis an der Wohnung.....	115
Tabelle 20: Verteilung von Kontakt- und Bearbeitungsmerkmalen.....	116
Tabelle 21: Modellparameter der logistischen Regressionen.....	118

## Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Rotationsdesign der EU-SILC-Panel.....	14
Abbildung 2: Fehlerquellen von Befragungsdaten.....	17
Abbildung 3: Hauptgruppen von Befragungsergebnissen der AAPOR-Klassifikation und der Rechtsgrundlage von EU-SILC.....	20
Abbildung 4: Kausale Modelle des Fehlers durch Antwortausfälle.....	34
Abbildung 5: Einflussfaktoren auf Mobilität und Lokalisierung.....	48
Abbildung 6: Einflussfaktoren auf erfolgreichen Kontakt.....	54
Abbildung 7: Einflussfaktoren auf Kooperation und Verweigerung.....	60
Abbildung 8: Hypothesen zum Zusammenhang von Antwortausfällen und Einflussfaktoren für Armutsgefährdung und finanzieller Deprivation.....	68
Abbildung 9: Befragungsergebnisse bei EU-SILC.....	71
Abbildung 10: Verlauf der Panelmortalität der EU-SILC-Panel.....	74
Abbildung 11: Operationalisierung von Armutsgefährdung und finanzieller Deprivation.....	79
Abbildung 12: Operationalisierung der Kovariaten auf Armutslagen.....	80
Abbildung 13: Panelmortalität nach Armutsgefährdung in Welle 1.....	83
Abbildung 14: Panelmortalität nach finanzieller Deprivation in Welle 1.....	84
Abbildung 15: Geschätzte Antwortwahrscheinlichkeiten nach Haushaltseinkommen.....	93
Abbildung 16: Geschätzte Antwortwahrscheinlichkeiten nach finanzieller Deprivation.....	94



# 1 Einleitung

Diese Arbeit leistet einen Beitrag zur bereits sehr umfangreichen Qualitätsberichterstattung der in Österreich von Statistik Austria durchgeführten sozialstatistischen Erhebung EU-SILC<sup>1</sup>. EU-SILC liefert Daten zu Haushaltseinkommen und Lebensstandard. Die auf EU-SILC basierenden Indikatoren wie Armutsgefährdung und finanzielle Deprivation sind von hohem sozialpolitischem Interesse und werden sowohl für die nationale als auch die EU-Sozialberichterstattung herangezogen. Im Rahmen der Europa 2020 Strategie wurden etwa Ziele zur Verringerung von sozialer Benachteiligung beschlossen, deren Erreichung in den Mitgliedsstaaten anhand von EU-SILC-Daten gemessen wird (vgl. European Commission 2010).

Um die Dauer und Veränderung von Armutslagen beobachten zu können, werden die RespondentInnen der EU-SILC-Stichprobe vier Jahre hintereinander befragt. Dabei ist das Ziel, eine möglichst hohe Anzahl der Personen in der Stichprobe in allen vier Jahren befragen zu können. Das ist jedoch nur zum Teil möglich, ein Anteil der Stichprobe scheidet durch einen Antwortausfall aus dem Panel aus. Die Methodenforschung der empirischen Sozialforschung widmet diesem Thema hohe Aufmerksamkeit, da verschiedene Qualitätskriterien von Stichprobenerhebungen durch Antwortausfälle beeinflusst werden.

Diese Arbeit beschäftigt sich mit dem Fehler durch Antwortausfälle in der Längsschnittkomponente von EU-SILC in Österreich. Im Zentrum steht die Frage, ob die Struktur der Antwortausfälle im Längsschnitt, die sogenannte „Panelmortalität“ (Rendtel: 1995), auf Verzerrungen in den zentralen Ergebnissen von EU-SILC, den Indikatoren Armutsgefährdung und finanzielle Deprivation hinweist. Im spezifischen Stichprobendesign von EU-SILC, wo mehrere Panelstichproben in einem Rotationsdesign auch jährliche Querschnittstichprobe bilden, kann Panelmortalität die Qualität der Ergebnisse doppelt beeinflussen: sowohl bei der Analyse von Veränderungen über die Zeit im Längsschnitt als auch bei Statistiken für einen konkreten Zeitpunkt im Querschnitt. Die von Statistik Austria entwickelten Modelle für die Nonresponse-Gewichtung im Längsschnitt weisen bereits darauf hin, dass es unterschiedliches Antwortverhalten im Hinblick auf Einkommensverhältnisse und benachteiligte Lebenslagen gibt (Statistics Austria 2006: 13ff, 2007: 13ff, 2008: 17ff; 2009: 16ff). Die Resultate dieser Analyse ergänzen die in der Qualitätsberichterstattung zu EU-SILC enthaltene Dokumentation der Antwortausfälle, vor allem Ausfallsquoten und Beschreibung der Ausfallsgewichte (vgl. VO (EG) 28/2004). Der in dieser Arbeit angelegte inhaltliche Fokus auf den Fehler durch Antwortausfälle wird auch in Eurostats „ESS Handbook for Quality Reports“ (European Commission

---

1 EU-SILC: **E**uropean Community **S**tatistics on **I**ncome and **L**iving **C**onditions, Europäische Gemeinschaftsstatistiken zu Einkommen und Lebensbedingungen.  
Die österreichische und europäische Qualitätsberichterstattung ist online zugänglich:  
[http://www.statistik.at/web\\_de/frageboegen/private\\_haushalte/eu\\_silc/index.html#index10](http://www.statistik.at/web_de/frageboegen/private_haushalte/eu_silc/index.html#index10) (15.1.2012)  
[http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/income\\_social\\_inclusion\\_living\\_conditions/quality](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/income_social_inclusion_living_conditions/quality) (15.1.2012)

2009: 54) empfohlen.

Die Ergebnisse der Analyse können dazu verwendet werden, die Maßnahmen während der Feldarbeit, aber auch die Ausfallsgewichtung auf ihre Treffsicherheit zu überprüfen und für Gruppen mit unterschiedlichem Antwortverhalten spezielle Maßnahmen für vorbeugende Maßnahmen während der Datenerhebung zu entwickeln. Nach der Beschreibung des Designs von EU-SILC in Kapitel 2 und der Einordnung des Fehlers durch Antwortausfälle in die Fehlertheorie von Stichprobenerhebungen in Kapitel 3 werden in Kapitel 4 Antworten und Antwortausfälle definiert. Danach werden die Auswirkungen von Antwortausfällen umrissen und die statistischen Grundlagen des Fehlers durch Antwortausfälle dargestellt. Da die Eigenschaften der nicht befragten Stichprobenelemente in den für die Erhebung relevanten Variablen meist nicht bekannt sind, muss eine Verzerrung mithilfe von Hilfsvariablen geschätzt werden. Den Abschluss dieses Kapitels bildet ein Überblick über mögliche Quellen für diese Hilfsvariablen und Designs zur Analyse von Verzerrungen bei Antwortausfällen, wobei ihre Eignung für die Analyse der Daten von EU-SILC geprüft wird.

Die Indikatoren Armutsgefährdung und finanzielle Deprivation stehen im Zentrum der Analysen an den EU-SILC-Daten, da sie zentrale Ergebnisse der EU-SILC-Erhebung darstellen und sich auch wesentliche methodische Elemente der Erhebung wie zulässige Schwankungsbreiten und Stichprobengröße auf den Indikator Armutsgefährdung beziehen. In Kapitel 5 werden die Definitionen dieser Indikatoren präsentiert und die damit inhaltlich zusammenhängenden Merkmalen dargestellt. Aus den theoretischen Grundlagen des Fehlers durch Antwortausfälle geht hervor, dass von einer Verzerrung der Ergebnisse auszugehen ist, wenn die zentralen Indikatoren mit den Antwortausfällen zusammenhängen. Vor der empirischen Analyse der EU-SILC-Daten wird daher in Kapitel 6 in einem Literaturüberblick untersucht, ob für diese Merkmale bereits bei anderen Panelerhebungen unterschiedliche Ausfallwahrscheinlichkeiten oder verzerrte Ergebnisse aufgrund des Fehlers durch Antwortausfälle berichtet wurden. Die Antwortausfälle bei EU-SILC werden in Kapitel 7 dargestellt. Im Kapitel 8 werden die Ergebnisse der empirischen Analyse zu den Auswirkungen von Armutslagen auf die Teilnahme an den EU-SILC-Paneln präsentiert. Die Diskussion der Ergebnisse in Kapitel 9 führt zu einer Einschätzung der Verzerrung der Indikatoren aus EU-SILC sowie zu Empfehlungen für die Feldarbeit und die Panelpflege bei EU-SILC. Schlussfolgerungen aus den Ergebnissen und Ausblick auf weitere Forschung schließen die Arbeit ab.

## 2 EU-SILC – Europäische Statistiken zu Einkommen und Lebensbedingung: die Erhebung in Österreich

Die inhaltliche Konzeption und das Erhebungsdesign von EU-SILC werden von Statistik Austria jährlich in Methodenberichten dokumentiert. Im folgenden wird, wenn nicht anders angegeben, auf die Dokumentation zu EU-SILC 2007 (Till et al. 2009) Bezug genommen.

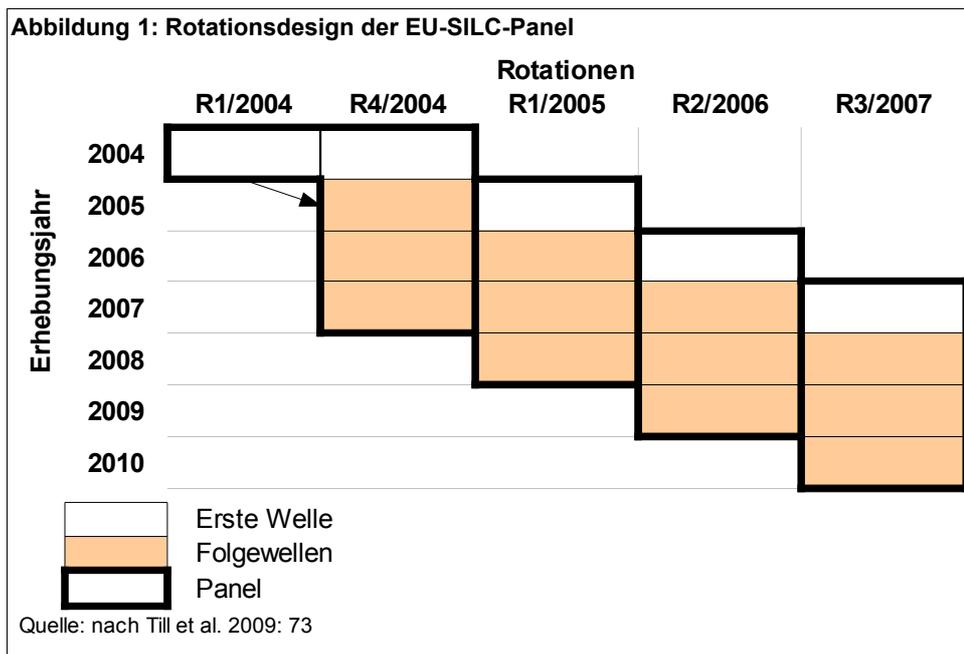
Die Erhebung EU-SILC ist eine in allen EU-Mitgliedsstaaten durchgeführte, durch Verordnungen gesetzlich geregelte, Output-harmonisierte Erhebung, die für die Sozialberichterstattung Informationen über die Lebenssituation der Menschen in Privathaushalten bereitstellt. In Österreich wird EU-SILC von Statistik Austria im Auftrag des Bundesministeriums für Soziales und Konsumentenschutz seit 2003 einmal jährlich durchgeführt, bis 2007 wurde auch ein Finanzierungsbetrag von Eurostat geleistet. Inhaltlich soll EU-SILC Daten zu Lebensbedingungen und Einkommen von Haushalten liefern. Auf Basis von EU-SILC lassen sich Aussagen über Höhe und Verteilung der Haushaltseinkommen österreichischer Privathaushalte machen, die Armutsgefährdungsschwelle und -quote in Österreich wird mit EU-SILC-Daten berechnet und es werden Daten zu Beschäftigung, Wohnen, Gesundheit und finanzieller Situation erhoben (Till et al. 2009: 21). Die Erhebungseinheiten von EU-SILC sind Haushalte. Es werden Merkmale des Haushalts erhoben, aber auch alle im Haushalt lebenden Personen ab 16 Jahren<sup>2</sup> persönlich befragt.

Die Stichprobe von EU-SILC umfasst in Österreich jährlich rund 6.000 Privathaushalte. Die Längsschnittkomponente von EU-SILC wurde 2004 begonnen und wird als Panel geführt, es werden also „die Werte der gleichen Variablen [...] zu mehreren Zeitpunkten, jedoch auf der Grundlage einer identischen Stichprobe erhoben. Die einzelnen Erhebungen eines Panels werden als Panelwellen bezeichnet.“ (Diekmann 2000: 267). Zusätzlich gibt es wechselnde Fragen zu Zusatzmodulen.

Das Panel hat ein Viertel-Rotationsdesign, das heißt die Querschnittsstichprobe eines Jahres setzt sich aus vier zeitlich versetzt gestarteten Panelstichproben zusammen, die jeweils vier Befragungswellen durchlaufen. Nach vier Jahren wird jedes einzelne Panel durch eine neue Stichprobe ersetzt. Bislang liegen Daten für vier vollständige Panel vor, die in Abbildung 1 dargestellt sind: Rotation R4/2004, R1/2005, R2/2006 und R3/2007. In das Panel der Rotation R4/2004 ist aufgrund von zu hohen Antwortausfällen in Welle 2 auch die Stichprobe von R1/2004 eingeflossen (Till-Tentschert et al. 2007: 66)

---

2 Zum Stichtag 1. Jänner vor der Erstbefragung.



Für die Bruttostichprobe der ersten Welle werden Wohnadressen von Privathaushalten aus dem Zentralen Melderegister gezogen (Till et al. 2009: 73). 2004, 2005 und 2006 handelte es sich dabei um eine einfache Wahrscheinlichkeitsstichprobe, 2005 wurden auch Substitutionsadressen ausgegeben (Statistics Austria 2006: 7ff, 16ff). 2007 wurde die Wahrscheinlichkeitsstichprobe nach den Erhebungssprengeln geschichtet (Statistics Austria 2008: 7ff). Als Stichprobenpersonen in die Panelstichprobe aufgenommen werden alle Personen ab 14 Jahren<sup>3</sup>, die zum Zeitpunkt der Befragung in den Haushalten der Nettostichprobe von Welle 1 lebten. Sie sollen in den drei Jahren nach der ersten Welle noch einmal jährlich befragt werden. Die Erhebungseinheit ist dabei der ganze Haushalt, die Stichprobeneinheiten in der Panelstichprobe sind Personen.

Für die Befragungen in den Folgewellen werden die Stichprobenpersonen im nächsten Jahr wieder kontaktiert und mit ihrem ganzen Haushalt befragt. Die meisten Personen bleiben in ihrem Ursprungshaushalt, also an ihrer ursprünglichen Adresse und in einem unveränderten Haushalt, so dass hier eine weitgehende Übereinstimmung besteht. Wenn eine Stichprobenperson aber umgezogen ist, wird sie an ihrer neuen Adresse mit den neuen Haushaltsmitgliedern befragt. Genauso werden an der ursprünglichen Adresse neue Mitbewohner ebenfalls befragt, solange sie mit einer Stichprobenperson zusammenleben. (VO (EG) 1982/2003: Anhang Tabelle 2)

Stichprobenpersonen scheiden aus der Stichprobe aus, wenn sie nicht mehr Teil der von der Erhebung erfassten Grundgesamtheit der Bevölkerung in österreichischen Privathaushalten

<sup>3</sup> Zum Stichtag 1. Jänner vor der Erstbefragung.

sind. Das geschieht mit dem Tod der Stichprobenperson, aber auch durch Umzug in einen Privathaushalt im Ausland oder in sogenannten Anstalts- oder Gemeinschaftshaushalte, wie zum Beispiel Seniorenheime, Wohngemeinschaften für Jugendliche oder Gefängnisse. (VO (EG) 1982/2003: Anhang Tabelle 2)

EU-SILC wurde bis 2006 als persönliche, computerunterstützte Befragung (CAPI) durchgeführt.<sup>4</sup> 2005 gab es den ersten Wechsel des Erhebungsinstituts. Im Erhebungsjahr 2007 wurde die erste Welle der Rotation R3/2007 von den InterviewerInnen von Statistik Austria selbst durchgeführt und in den Folgewellen von R1/2005 und R2/2006 wurden telefonische Befragungen (CATI) getestet. 2008 kam es zum zweiten Wechsel des Erhebungsinstituts: Die Feldarbeit aller Rotationen wurde durch Statistik Austria übernommen und CATI als vorrangige Befragungsmethode in den Folgewellen eingeführt. Die Erstbefragung wird weiterhin als CAPI-Befragung durchgeführt.

Die Stichprobenhaushalte werden durch Ankündigungsschreiben und Folder über die Befragung informiert, in den Folgewellen erhalten die Haushalte seit 2008 auch einige Ergebnisse aus den Vorwellen in einem Newsletter. Zusätzlich gibt es eine Hotline und Informationen im Internet. Anfänglich erhielten Haushalte für ihre Teilnahme an der Befragung ein Incentive von 10€ in Form eines Einkaufsgutscheins, seit 2008 erhält jeder erfolgreich befragte Haushalt 15€. Zusätzlich gab es in den meisten Wellen auch ein kleines Sachincentive oder eine Publikation von Statistik Austria für die Stichprobenhaushalte. Zur Panelpflege bekommen die Haushalte im Panel um die Weihnachtszeit eine Weihnachtskarte und werden um Informationen zu Veränderungen im Haushalt oder Umzügen gebeten.<sup>5</sup>

Die InterviewerInnen sind meist mehrere Jahre für EU-SILC im Einsatz, besonders im CAPI-Stub. Vor den ersten EU-SILC-Befragungen werden alle InterviewerInnen persönlich geschult. In den folgenden Jahren werden sie persönlich oder schriftlich über Veränderungen informiert und an die wesentlichen methodischen Eckpunkte erinnert. Zusätzlich erhalten sie einen Übungsfragebogen und bei schriftlicher Information wird ihr Wissen anhand von Fragen zur Erhebung überprüft.

---

4 In wenigen Ausnahmefällen wurden telefonische Befragungen durchgeführt.

5 Zwischen den Erhebungen 2007 und 2008 sowie 2008 und 2009 wurden die Haushalte nicht kontaktiert.

### 3 Fehlerquellen und Qualitätssicherung bei Stichprobenerhebungen

Stichprobenerhebungen sind eine wesentliche Methode in den Sozialwissenschaften, um Erkenntnisse über soziale Phänomene zu erlangen. Dieses Wissen fließt wiederum in viele Gesellschaftsbereiche zurück und ist insbesondere dort, wo politische Entscheidungen auf sozialstatistischen Ergebnissen aufbauen, relevant für die Lebensbedingungen breiter Bevölkerungsschichten. Um so wichtiger ist es, die verwendeten Methoden zur Gewinnung dieser Ergebnisse kritisch zu betrachten und Prozesse zur Qualitätssicherung zu implementieren, die Verbesserungspotentiale aufzeigen können.

Bis aus einem Fragebogen und einer Stichprobe eine Statistik im Sinne der quantitativen Zusammenfassung von Einzelbeobachtungen (Groves et al. 2004: 2) vorliegt, wird ein aufwändiger Prozess durchlaufen. Dabei treten sowohl per definitionem als auch ungewollt Fehler auf. Eine Abweichung zwischen dem Wert der Statistik und dem nicht beobachtbaren wahren Wert des interessierenden Konstrukts in der Grundgesamtheit ist die Folge. Dieser Fehler wird auch „Total Survey Error“ genannt (Groves et al. 2004: 49).

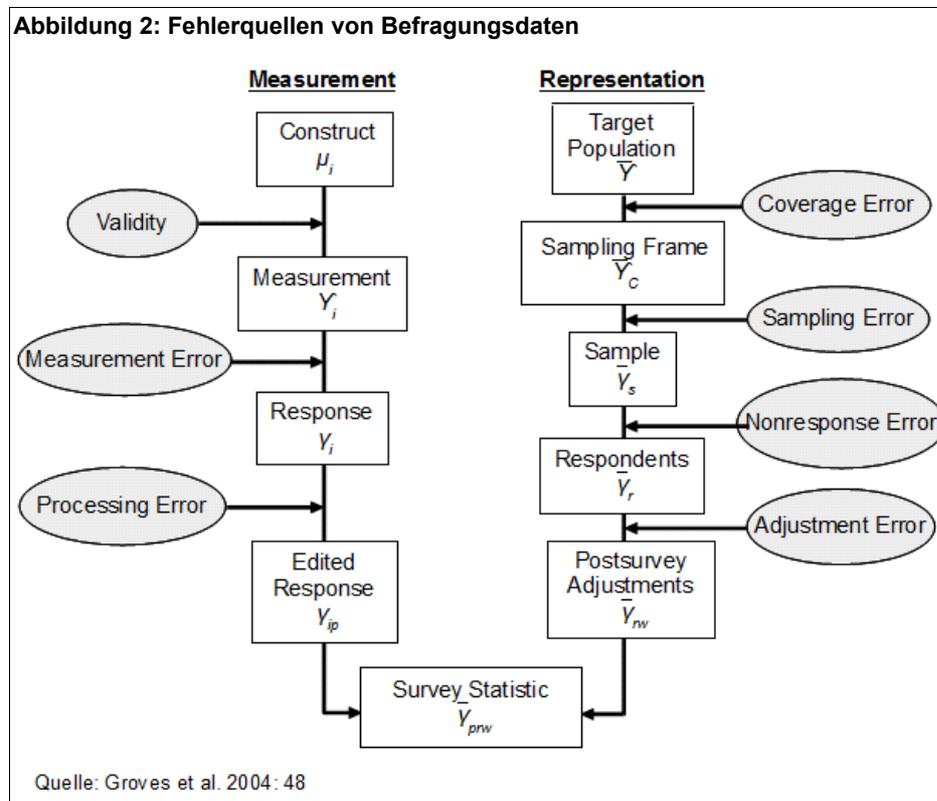
Der Total Survey Error setzt sich aus einzelnen Fehlern in den verschiedenen Bearbeitungsschritten von Befragungsdaten zusammen. Abbildung 2 stellt diese einzelnen Fehler in der Übersicht von Groves et al. (2004: 48) dar. Dabei treten einerseits Fehler bei den einzelnen Messungen auf (in der Abbildung links):

- fehlende Validität des Messinstruments für die Messung des interessierenden Konstrukts,
- Messfehler (engl. Measurement Error), wenn die erhobenen Daten nicht dem wahren Wert des Konstrukts entsprechen
- Editierungsfehler (engl. Processing Error) beim Codieren der Messung oder bei der Datenaufbereitung nach der Erhebung

Andererseits entstehen Fehler bei der Repräsentation oder der Inferenz (in der Abbildung rechts), dem Schließen von Stichprobenwerten auf die Grundgesamtheit:

- Fehler des Stichprobenrahmens (engl. Coverage Error), wenn dieser nicht mit der Grundgesamtheit übereinstimmt
- Stichprobenfehler (engl. Sampling Error) bei der Inferenz auf die Grundgesamtheit, die eine Unschärfe der Ergebnisse mit sich bringen
- Fehler durch Antwortausfälle (engl. Nonresponse Error) bei fehlenden Messungen

- Anpassungsfehler (engl. Adjustment Error) in den Gewichten, die Fehler in den drei vorhergehenden Schritten ausgleichen sollen



Im Zentrum dieser Arbeit steht der Fehler durch Antwortausfälle, der also nur eine von vielen Fehlerquellen bei einer Stichprobenerhebung darstellt. Dem Fehler durch Antwortausfällen bei Befragungen wird jedoch immer mehr Beachtung geschenkt, da viele AutorInnen (vgl. Diekmann 2000, de Leeuw/de Heer 2002) eine Zunahme von Antwortausfällen bei Erhebungen in industrialisierten Ländern in den letzten Jahrzehnten konstatieren oder zumindest erhöhte Schwierigkeiten und Anforderungen an die Durchführung von Erhebungen feststellen (Schnell 1997: 42f). Dadurch werden Befürchtungen genährt, dass durch die größere Zahl an Antwortausfällen der Fehler durch Antwortausfälle im Vergleich zu den anderen Fehlerquellen einen größeren Beitrag zur Verzerrung der Ergebnisse dieser Erhebungen beitragen könnte (vgl. Groves 2006). Daher ist es wichtig, Instrumente zur Bewertung des Fehlers durch Antwortausfälle zu entwickeln, um den Fehler bei konkreten Erhebungsdaten bewerten zu können.

Die transparente Dokumentation der Antwortausfälle und Untersuchungen zu systematischen Antwortausfällen bestimmter Gruppen sind somit wesentliche Bestandteile der Qualitätssicherung und Qualitätsberichterstattung von Erhebungen. Sie sollen gewährleisten,

dass die Auswirkungen der Antwortausfälle in den Ergebnissen abgeschätzt und so weit als möglich über Ausfallsgewichte bereinigt werden können. Die idealere Strategie wäre aber, Verzerrungen schon bei der Datenerhebung abzufangen und daher sollten auch Rückschlüsse auf die Entstehung der Verzerrungen durch Antwortausfälle bei der Datenerhebung selbst gezogen werden können. Bei wiederholten Befragungen oder ähnlichen Erhebungen könnten diese Erkenntnisse dann einfließen und bestimmte Ursachen für Verzerrungen vermieden werden. Hierzu soll diese Arbeit für EU-SILC in Österreich einen Beitrag leisten.

Die Notwendigkeit begleitender Maßnahmen zur Datenerhebung wie Ankündigungsschreiben oder Incentives sind Standards, die zur Vermeidung von Antwortausfällen durch die Erhebungsorganisationen eingesetzt werden. Dabei wird meist dem Gießkannenprinzip gefolgt und alle Stichprobeneinheiten werden gleich behandelt, obwohl im Hinblick auf den Fehler durch Antwortausfälle zu berücksichtigen ist, dass bestimmte Maßnahmen zwar zu weniger Antwortausfällen verhelfen, die Verzerrung durch den Fehler unter Umständen dadurch aber größer werden kann (Groves 2006). Da Antwortausfälle per definitionem Informationsdefizite bedeuten und Verzerrungen stark vom inhaltlichen Fokus der Erhebung abhängen (Groves et al. 2004), stößt man bei der Analyse auf viele unbekannte Faktoren, die nur geschätzt werden können. Auch in der Literatur sind hinsichtlich ihres Einflusses auf den Fehler durch Antwortausfälle wenig verallgemeinerbare, experimentell abgesicherte 'Gold Standards' zu finden, an die sich Erhebungsorganisationen bei der praktischen Durchführung von Erhebungen halten können. Um sicher zu gehen, werden begleitende Maßnahmen zur Datenerhebung ohne Berücksichtigung unerwünschter Folgen meist wenig differenziert (Groves 2006).

## 4 Antwortausfälle und Panelmortalität – Statistischer Hintergrund

Die Antwortausfälle zu dokumentieren ist eine Grundvoraussetzung für die Beurteilung ihrer Auswirkungen auf die Qualität von erhobenen Daten. Als ersten Schritt umfasst die Dokumentation die Befragungsergebnisse für jede Einheit der Stichprobe und die Gründe für die Antwortausfälle (AAPOR 2011: Abschnitt 12), was bei EU-SILC auch in der zugrunde liegenden Verordnung (VO (EG) 1981/2003: Anhang 5.3.) festgeschrieben ist. Die Kenntnis der Gründe für Antwortausfälle sind wichtig, um die Zahlen bei Sekundäranalysen sinnvoll interpretieren zu können. Für die Erhebungsorganisation selbst liefert die Übersicht über die verschiedenen Gründe von Antwortausfällen Hinweise auf Schwachstellen in der Bearbeitung der Stichprobe, auf die mit entsprechenden Maßnahmen zielgerichtet reagiert werden kann. Die Verteilung der Befragungsergebnisse in der Stichprobe ist auch für die Berechnung von Kennzahlen für das Ausmaß der Antwortausfälle notwendig, die den zweiten Schritt der Dokumentation von Antwortausfällen darstellen (vgl. Kapitel 7)

Die Ausfallgründe und das Ausmaß der Antwortausfälle sollten sich zusätzlich über verschiedene Erhebungen vergleichen lassen. In der Praxis werden für verschiedene Erhebungen die verschiedensten Klassifikationen von Bearbeitungsergebnissen sowie darauf basierenden Berechnungsarten für das Ausmaß der Antwortausfälle verwendet, sodass wenig Vergleichbarkeit und Transparenz zwischen verschiedenen Erhebungen besteht. Ein Überblick über die Antwortausfällen in verschiedenen Erhebungen ist dadurch erschwert. Die American Association for Public Opinion Research (AAPOR) bemüht sich um Standardisierung in diesem Bereich und gibt die „Standard Definitions. Final Dispositions of Case Codes and Outcome Rates for Surveys“ (2011) heraus. Darin wird eine umfassende Klassifikation von Befragungsergebnissen sowie Formeln für die Berechnung des Ausmaßes von Antwortausfällen bei verschiedenen Stichprobendesigns und Erhebungsmethoden dargestellt, die in die Praxis übernommen werden sollten. Für eine vergleichbare Darstellung der Antwortausfälle bei EU-SILC werden die Antwortausfälle daher gemäß der von der AAPOR vorgeschlagenen Systematik dargestellt.

Die rechtliche Grundlage von EU-SILC verlangt eine Erfassung der Befragungsergebnisse für die Stichprobeneinheiten in vier umfassenden Kategorien (VO (EG) 1981/2003: Anhang 5.3.), die sich mit den vier von der AAPOR (2011: 7) empfohlenen Hauptgruppen von Befragungsergebnissen decken (Abbildung 3). Die Kategorien erfassen einerseits, ob die ausgewählte Stichprobeneinheit tatsächlich zur Grundgesamtheit der Stichprobe gehört (engl. eligible cases), andererseits, ob die Bearbeitung zu einer Antwort oder einem Antwortausfall ge-

führt hat.

**Abbildung 3: Hauptgruppen von Befragungsergebnissen der AAPOR-Klassifikation und der Rechtsgrundlage von EU-SILC**

	<b>AAPOR</b>	<b>EU-SILC-Verordnung</b>
a)	Interviews	Zu befragende und erfolgreich befragte Einheiten
b)	Eligible cases that are not interviewed (non-respondents)	Zu befragende, aber nicht erfolgreich befragte Einheiten
c)	Cases of unknown eligibility	Einheiten, die nicht erfolgreich befragt wurden und für die nicht ermittelt werden konnte, ob sie zu befragen waren
d)	Cases that are not eligible	Ausgewählte Einheiten, die nicht zu befragen waren

Quelle: AAPOR 2011: 7, VO [EG] Nr. 1981/2003: Anhang 5.3.

Stichprobeneinheiten, die nicht zur Grundgesamtheit gehören, sind „stichprobenneutrale“ (Diekmann 2000: 359) oder „qualitätsneutrale“ (Rendtel 1995: 132) Ausfälle (engl. not eligible), die in Kategorie d) enthalten sind. Kategorie c) enthält die Einheiten, bei denen die Zugehörigkeit zur Grundgesamtheit nicht geprüft werden konnte, etwa wenn keine Bearbeitung der Einheit stattgefunden hat. Die Gruppen a) und b) enthalten die Einheiten, die zur Grundgesamtheit gehören und für die entweder a) eine Antwort (interview) oder b) ein Antwortausfall (nonresponse) vorliegen. Die Kategorie a) wird auch als Nettostichprobe bezeichnet

Die Abgrenzung der Ausfälle b) - d) von den Antworten a) allgemein und bei EU-SILC im speziellen wird in Kapitel 4.1 beschrieben, die Antwortausfälle b) - d) werden im Anschluss in Kapitel 4.2 dargestellt.

## 4.1 Definition von Antworten

Im Rahmen einer Datenerhebung werden mit einem Messinstrument Daten erhoben und aufgezeichnet. In den Sozialwissenschaften ist das Messinstrument häufig ein Fragebogen, bei dem Fragen direkt an Personen gerichtet werden. Die Bereitschaft einer Person, einen Fragebogen zu beantworten, wird dabei als Antwort im Sinne einer Zustimmung zur Teilnahme interpretiert. Dabei müssen die konkreten Antworten auf die Fragen im Fragebogen noch gar nicht berücksichtigt werden. Bei EU-SILC sind die Stichprobeneinheiten der Längsschnitt-Stichprobe zwar Personen, die zu befragenden Erhebungseinheiten sind aber Haushalte. Deshalb entspricht eine Antwort bei EU-SILC der Teilnahme eines ganzen Haushalts an der Befragung, das Ergebnis ist im Idealfall ein vollständig erhobener Fragebogen.

In einem zweiten Schritt muss nach der Erhebung aber überprüft werden, ob bei der Antwort im Sinne der Teilnahme an der Befragung auch die gewünschten Daten erhoben werden konnten. Neben eindeutigen Fällen von Antwortausfällen und vollständigen Antworten gibt es Zwischenstufen, bei denen in einem bearbeiteten Fragebogen nicht alle einzelnen Fragen (items) beantwortet wurden. Diese Art von Antwortausfällen wird entsprechend 'Item Nonresponse' genannt (Diekmann 2000: 364). Bei EU-SILC können einzelne Fragen mit „Weiß nicht“ beantwortet oder die Antwort verweigert werden, was mit „Keine Angabe“ codiert ist.

Bei einer Haushaltserhebung wie EU-SILC ist der Fragebogen für den ganzen Haushalt meist in mehrere Fragebogenteile aufgeteilt: bei EU-SILC gibt es einen 'Haushaltsfragebogen' und 'Personenfragebögen' für die einzelnen Haushaltsmitglieder. Daher kann es vorkommen, dass Fragebögen mit fehlenden Personenfragebögen<sup>6</sup> vorliegen.

Deshalb wird zwischen vollständigen und unvollständigen Antworten unterschieden (AAPOR 2011: 20). Unvollständige Antworten werden dabei als Fragebögen definiert, bei denen trotz der fehlenden Teile für die Zielsetzung der Erhebung insgesamt ausreichend Informationen vorliegen und deshalb für die Analyse verwendet werden. Abgebrochene Fragebögen werden hingegen nicht für die Analyse herangezogen und als Ausfall gewertet. Zur Abgrenzung von unvollständigen Antworten und Abbrüchen empfiehlt die AAPOR, vorweg Entscheidungskriterien festzulegen. Je mehr Item Nonresponse dabei als Antwort zugelassen wird, desto stärker kann das Datenmaterial für einzelne Variablen dadurch verringert werden (ebd.). Ebenso wie Unit Nonresponse kann das zu Verzerrungen der statistischen Schätzer auf Basis dieser Daten führen (Groves et al. 2004: 187). Das Ausmaß von Unit Nonresponse und Item Nonresponse zusammen muss vor einer Analyse daher auch variablenspezifisch geprüft werden und mögliche Gegenmaßnahmen wie Imputationen getroffen werden (Groves et al. 2004: 189, Diekmann 2000: 364f).

Die AAPOR-Richtlinien (2011: 20) sehen eine Beurteilung nach dem Anteil der beantworteten Fragen am gesamten Fragebogen, nach dem Anteil der tatsächlich im Interview gefragten Fragen und dem Anteil der Antworten auf die zentralen Fragen vor. Die konkreten Entscheidungskriterien sind von Erhebung zu Erhebung unterschiedlich. Für das deutsche SOEP gilt als Mindestanforderung, dass „der Haushalts-Fragebogen und mindestens ein Personen-Fragebogen auswertbar vorliegen“ (Siegel et al. 2008: 46) – was genau dabei unter „auswertbar“ zu verstehen ist, ist dort nicht angeführt. Für EU-SILC verweist die Verordnung (EG) 1982/2003 zu Stichprobenauswahl und Weiterbefragung (Anhang 7.1) nur auf Maßnahmen, die fehlende Informationen „durch geeignete statistische Gewichtungungsverfahren

---

<sup>6</sup> Bei EU-SILC wird die Befragung der Personen erst durchgeführt, wenn der Haushaltsfragebogen beantwortet wurde. Fehlende Haushaltsfragebögen kommen daher in den EU-SILC-Daten nicht vor.

und/oder Imputationsverfahren“ ausgleichen sollen, legt aber nicht fest, ab wann ein Fragebogen als vollständig gewertet werden kann.

Für die österreichischen EU-SILC-Daten wurden daher von Statistik Austria eigene Kriterien für die Vollständigkeit eines Fragebogens entwickelt und nur bei Vorhandensein der notwendigen Item Response wird ein Fragebogen für die Analyse berücksichtigt. EU-SILC-Fragebögen werden in Österreich nur als Antwort eingestuft, wenn einerseits höchstens ein Fragebogen von erwerbstätigen Haushaltsmitgliedern fehlt und wenn der Personenfragebogen der HauptverdienerIn im Haushalt vorliegt. Zusätzlich dürfen im Haushaltsfragebogen und in den einzelnen Personenfragebögen nicht mehr als 20% der mit der inhaltlichen Relevanz und der Anzahl der Folgefragen gewichteten Fragen unbeantwortet sein und im Durchschnitt über die Personenfragebögen nicht mehr als 10% fehlen. Auch die Datenqualität im Längsschnitt wird berücksichtigt. So liegt auch weniger Gesamtinformation vor, wenn ein Fragebogen eines Haushaltsmitglieds schon über mehrere Jahre hinweg fehlt oder meist von einer dritten Person beantwortet wurde. Zeigt sich nach dieser Prüfung, dass zusammengenommen nur rudimentäre Informationen vorliegen, die keine sinnvolle Analyse zulassen, wird der Haushalt als Antwortausfall eingestuft (Statistics Austria 2009: 34).

Im Panel wird im folgenden von einer Antwort gesprochen, wenn in allen Panelwellen eine Antwort für den jeweiligen Haushalt der Stichprobenperson vorliegt.

## 4.2 Definition von Antwortausfällen

Das Gegenteil der Antwort, den Antwortausfall (engl. Nonresponse), beschreibt Diekmann (2000: 359) als Verweigerung oder als das Fehlen eines Interviews wegen Nichterreichbarkeit und erwähnt dabei auch schon häufige Gründe für Antwortausfälle. Unabhängig von den Gründen definieren Groves et al. (2004: 169) Nonresponse ganz allgemein als „failure to obtain measurements on sampled units“. Ein Antwortausfall liegt demnach dann vor, wenn auf die Anfrage zur Teilnahme an der Befragung nicht kooperativ reagiert wird oder die Anfrage gar nicht gestellt werden kann. Damit ist auch kein Fragebogen für diese Erhebungseinheit (unit) vorhanden und man spricht von „Unit Nonresponse“ (Rendtel 1995: 129). Antworten von Einheiten, die zu wenige Informationen enthalten, werden als Gegenstück zu den oben beschriebenen unvollständigen Antworten als Antwortausfall eingestuft, etwa abgebrochene Befragungen (vgl. Kapitel 4.1).

#### **4.2.1 Stichprobenneutrale Ausfälle**

Der Stichprobenrahmen kann Fälle enthalten, die nicht zur Grundgesamtheit der Erhebung gehören: die „stichprobenneutralen“ (Diekmann 2000: 359) Ausfälle (engl. ineligible, Groves et al. 2004: 183). Die Stichprobeneinheiten, die zur Grundgesamtheit gehören, bilden die „bereinigte Bruttostichprobe“ (engl. eligible respondents, Schnell 1997: 55).

Bei Längsschnitterhebungen definieren die Kriterien für die Weiterverfolgung, ob Stichprobeneinheiten auch in der nächsten Welle weiterhin zur Grundgesamtheit der Stichprobe gehören. Die Stichprobeneinheiten, die nicht mehr zur Grundgesamtheit gehören, bilden die stichprobenneutrale Ausfälle d). Sie spiegeln die Veränderung der Grundgesamtheit im Lauf der Zeit wieder und werden daher auch „natürliche“ Ausfälle genannt (Rendtel 1995: 197).

Stichprobenneutrale Ausfälle haben keinen Einfluss auf den Fehler durch Antwortausfälle, da der Fehler die Abweichung vom Wert einer Statistik in der Grundgesamtheit betrifft und neutrale Ausfälle eben nicht der Grundgesamtheit angehören (vgl. Kapitel 4.4.2). Deshalb wird nach der Definition der Gültigkeit das Hauptaugenmerk auf die Antwortausfälle von gültigen Stichprobeneinheiten gelegt. Stichprobenneutrale Ausfälle führen aber trotzdem zu einer Verringerung der Längsschnittstichprobe, was im Lauf der Zeit zu verringerten Fallzahlen bei Gruppen, die eine höhere Wahrscheinlichkeit haben, die Grundgesamtheit zu verlassen.

Zu den stichprobenneutralen Ausfällen gehören Ausfälle aufgrund des Todes von RespondentInnen, aber auch Veränderungen von Merkmalen, durch die die Grundgesamtheit definiert wird. Bei EU-SILC besteht die Grundgesamtheit aus allen in Privathaushalten lebenden Menschen in Österreich (VO (EG) 1982/2003: Anhang 2.). Ein stichprobenneutraler Ausfall ist daher der Umzug in einen Anstalts- oder Gemeinschaftshaushalt oder ein Umzug ins Ausland.

#### **4.2.2 Unbekannte Zugehörigkeit zur Grundgesamtheit**

Die Zugehörigkeit von Stichprobeneinheiten zur Grundgesamtheit zu prüfen ist nicht immer möglich, etwa bei unauffindbaren oder nicht angetroffenen Stichprobeneinheiten. Zu dieser Gruppe gehören auch unbearbeitete Fälle, sogenannte „administrative“ Ausfälle (Cobben 2009: 13). Als häufige Gründe für administrative Ausfälle führt Cobben eine hohe Anzahl an Stichprobeneinheiten pro InterviewerIn oder Dienstverhinderung von InterviewerInnen an. Bei EU-SILC gibt es administrative Ausfälle, die zur Verkleinerung der Stichprobe nicht mehr bearbeitet wurden (vgl. Kapitel 7). Als konservative Vorgehensweise empfiehlt die AAPOR (2008: 22) die Einstufung dieser Stichprobeneinheiten als zur Grundgesamtheit gehörende

Fälle.

### **4.2.3 Ausfälle von Einheiten der Grundgesamtheit**

Die rechtliche Grundlage von EU-SILC schreibt die Dokumentation der Antwortausfälle von gültigen Stichprobeneinheiten in verschiedenen Kategorien vor: „Konnte eine Einheit nicht erfolgreich befragt werden, sind die Gründe dafür anzugeben. Dabei sollte zumindest nach Hauptkategorien wie 'nicht angetroffen', 'Auskunft verweigert' und 'nicht in der Lage zu antworten' (z. B. krankheitsbedingt) unterschieden werden. Ebenso sind die Einheiten zu beschreiben, die nicht kontaktiert wurden oder der Kategorie 'ungewiss' angehören.“ (VO (EG) 1981/2003: Anhang 5.3.).

Diese Vorgehensweise entspricht der in der Literatur vorherrschenden Meinung, dass es „inhaltlich verschiedene Ausfallgründe [gibt]. Diese sollten nach Möglichkeit nicht in einer einzigen Variable „Ausfall“ vermengt werden.“ (Rendtel 1995: 143). Die Differenzierung gewährleistet auch eine klarer abgegrenzte statistische Modellierung mit höherer Erklärungskraft für die verschiedenen Ausfallsprozesse (Groves 2006: 649). Besonders für Verbesserungen der Feldorganisation und zielgruppenorientierten Maßnahmen zur Erhöhung der Ausschöpfung ist das eine wichtige Voraussetzung (Groves 2006: 668f).

Rendtel (1995: 206) beschreibt den Befragungsprozess sequentiell in „zwei Stufen mit ganz unterschiedlichen Problemstrukturen [...]: Die Erreichbarkeit der Haushalte und die Antwortbereitschaft der Personen, nachdem sie vom Interviewer erreicht wurden“. Für einen erfolgreichen Abschluss der Befragung muss jeder dieser Schritte nacheinander zu einem positiven Ergebnis kommen (Rendtel 1995: 144).

Lepkowski und Couper (2002: 261f) legen ihr Basismodell des Befragungsprozesses ähnlich, aber differenzierter an, damit es sich auf alle Stichproben-Erhebungen übertragen lässt. So würde bei reinen Querschnitterhebungen, wenn Befragte nur ein einziges Mal interviewt werden, das Erreichen der Stichprobeneinheiten in einem Schritt ablaufen. Bei Längsschnitterhebungen wie EU-SILC sind aber der zweiten Welle zwei Stufen notwendig, um RespondentInnen wieder zu erreichen, da zuerst die Kontaktdaten wie Adresse oder Telefonnummern aktualisiert werden müssen. Damit umfasst ihr Modell des Befragungsprozesses drei Stufen: die Lokalisierung des aktuellen Wohnorts, die Kontaktierung der RespondentInnen und schließlich ihre Kooperationsbereitschaft.

Ausfälle bei der Lokalisierung entstehen, wenn sich bei persönlichen Befragungen der Wohnort der Personen in der Panelstichprobe zwischen den Panelwellen geändert hat und die

neue Adresse nicht recherchiert werden kann:

*"The first major source of loss from a panel survey is due to the geographical mobility of sample members. If respondents move and, despite all efforts, cannot be traced, they are effectively lost from the survey. Moreover, the respondents who are most likely to be geographically mobile tend to differ from those who maintain a stable home address."* (Laurie et al. 1999: 269).

Je nach Befragungsmethode müssen immer jene Kontaktdaten aktuell und verfügbar sein, die für den Kommunikationsweg bei der Befragung verwendet werden, für telefonische Befragungen beispielsweise auch die Telefonnummer.

Ausfälle bei der Kontaktierung definiert Lynn (2009: 55) als „Failure to communicate with a selected sample unit and to inform the unit of their selection for the survey“. Die Kontaktdaten sind in dieser Stufe bekannt, es kann aber trotzdem kein direkter Kontakt zu den RespondentInnen hergestellt werden (Rendtel 1995: 144).

Hat eine Kontaktierung stattgefunden, kann ein Ausfall noch durch mangelnde Kooperation entstehen. Lynn (2009: 55) beschreibt diese Ausfälle als „Failure to obtain usable survey data from an eligible selected sample unit“. Dabei spielt die Bereitschaft und die Fähigkeit zur Befragung der Stichprobenpersonen eine Rolle (Rendtel 1995: 144). Ausfallsgründe sind in diesem Stadium einerseits Verweigerungen, andererseits gesundheitlich bedingte Befragungsunfähigkeit oder fehlende Sprachkenntnisse in der Sprache, in der die Befragung durchgeführt wird.

Groves et al. (2004: 170) führt die prinzipielle Befragungsfähigkeit als eigene Stufe im Befragungsprozess an. Dieser Ausfallstyp hat im Vergleich zu anderen Ausfällen geringe Fallzahlen, und wird daher selten explizit untersucht. Bei bestimmten Gesellschaftsgruppen können diese Ausfälle aber größeres Gewicht haben, etwa bei MigrantInnen oder älteren Menschen (Groves et al. 2004: 178). Das größte Ausmaß der Ausfälle machen bei vielen Erhebungen Kontaktschwierigkeiten und Verweigerungen aus. Daher beschäftigen sich viele Analysen von Ausfallsprozesse hauptsächlich mit diesen Ausfallgründen (Vgl. de Leeuw/de Heer 2002). Auch Rendtel (1995) fokussiert seine Analyse von Ausfällen des deutschen Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) auf Erreichbarkeit und Befragungsbereitschaft der RespondentInnen.

#### **4.2.4 Antwortausfälle im Längsschnitt**

EU-SILC ist eine Panelerhebung, daher muss auch auf die zeitliche Dimension der Antwortausfälle in diesem Erhebungsdesign eingegangen werden. Das Ziel eines Panels ist die Er-

hebung von Antworten für die Stichprobe in allen Wellen des Panels. Durch Ausfälle in einzelnen oder einer Reihe von Wellen kommt es vor, dass für eine Stichprobeneinheit nicht in allen Wellen der Erhebung eine Antwort vorliegt.

Wenn nur eine oder mehrere Wellen ausgelassen werden, in einer späteren Welle aber wieder eine Teilnahme erfolgt, handelt es sich um sogenannte „Wave Nonresponse“ (Hanefeld 1987: 190), einer Sonderform von Item Nonresponse im Längsschnitt (Kalton 1986). Die Personen oder Haushalte, die wieder am Panel teilnehmen, werden auch „Rückkehrer“ (Siegel et al. 2008: 45) genannt. Wave Nonresponse ist dabei nur ab der zweiten Welle und bis zur vorletzten Welle des Panels möglich. Ausfälle in der ersten Welle können nicht in die Panelstichprobe aufgenommen werden, da die Personen überhaupt nicht erfasst werden konnten. In der letzten Welle sind Ausfälle automatisch endgültig, da es keine Fortsetzung des Panels über diese Welle hinaus gibt.

Je nach Erhebungsdesign und Art des Ausfalls werden Ausfälle in der nächsten Welle wieder kontaktiert oder automatisch als endgültiger Ausfall aus dem Panel gewertet. Beim deutschen Sozio-ökonomischen Panel „Leben in Deutschland“ (SOEP) ist eine maximale Wave Nonresponse von zwei Wellen möglich (Rendtel 1995: 39), als „temporär“ eingestufte Ausfälle werden in der nächsten Welle wieder kontaktiert (Siegel et al. 2008: 44f). Bei EU-SILC ist vorgesehen, dass alle Personen aus in der ersten Welle kontaktierten Haushalten nach einem späteren Ausfall in die Stichprobe der nächsten Welle aufgenommen werden, wenn sie nicht verweigert haben, sondern aus einem anderen Grund nicht an der Erhebungswelle teilgenommen haben (VO (EG) 1982/2003: Anhang 6, Tabelle 2). Die maximal mögliche Wave Nonresponse beträgt jedoch nur eine Welle.

Wird eine Stichprobeneinheit nach einer Wave Nonresponse nicht mehr kontaktiert oder kommt es zu Wave Nonresponse in allen folgenden Wellen, ist ein endgültiger Ausfall aus dem Panel eingetreten. Meist treten in jeder Panelwelle einige Fälle auf, für die das zutrifft. Rendtel (1995: 16) bezeichnet diese fortlaufende Verringerung der Stichprobengröße „in Abgrenzung zur natürlichen Mortalität als "Panelmortalität". Er verweist auch auf den in der englischen Literatur verwendeten Begriff der „panel attrition“, der eine „Abnutzung“ der Stichprobe beschreibt.

### **4.3 Kennzahlen für das Ausmaß von Antwortausfällen**

Ausschöpfung und Ausfallsquote geben Aufschluss über die relative Häufigkeit der Antworten bzw. Antwortausfälle im Vergleich zur Stichprobengröße. Zur Berechnung der wesentlichen Kennzahlen zu Antwortausfällen werden stichprobenneutrale Ausfälle von der Bruttostichpro-

be ausgeschlossen. Übrig bleibt die bereinigte Bruttostichprobe  $n_b$ , die sich zusammensetzt aus den Antworten  $r$  (entspricht Kategorie a) vgl. Abbildung 3) und den Antwortausfällen  $m$  – der Anzahl der Antwortausfälle von Einheiten der Grundgesamtheit und den Einheiten, bei denen nicht bekannt ist, ob sie zur Grundgesamtheit gehören (entspricht Kategorie b) und c) vgl. Abbildung 3).

$$n_b = r + m \quad (4.1)$$

Die Ausschöpfung  $RR$  gibt an, wie hoch der Anteil der Antworten an der bereinigten Stichprobe ist (vgl. Response Rate 2 in AAPOR 2011: 44, Diekmann 2000: 359, Groves et al. 2004: 184):

$$RR = \frac{r}{n_b} \quad (4.2)$$

Das Gegenstück zur Ausschöpfung bildet die Ausfallsquote  $NR$ , die den Anteil der Antwortausfälle an der bereinigten Stichprobe ausweist:

$$NR = \frac{m}{n_b} \quad (4.3)$$

Die Befragungsergebnisse müssen eindeutig zu  $r$ ,  $m$  oder den nicht zur Grundgesamtheit gehörenden Einheiten zugeordnet werden. Erst wenn die einzelnen Ergebnisse eindeutig definiert sind, kann die Ausschöpfung einheitlich berechnet und zwischen Erhebungen verglichen werden (AAPOR 2011: 4). Groves et al. (2004: 183) führen die notwendige Berücksichtigung von Erhebungsdesign und Qualität des Stichprobenrahmens, aus dem die Stichprobe gezogen wurde, für die Definition dieser Gruppen an. Wenn nicht für alle Fälle die Zugehörigkeit zur Grundgesamtheit bekannt ist, muss die Größe der bereinigten Stichprobe geschätzt werden. Eine Schätzung ist auch notwendig, wenn in der Stichprobe Cluster gezogen werden, von denen nicht bekannt ist, wie viele Einheiten enthalten sind. Bei der Ziehung von Haushalten, in denen alle Personen befragt werden sollen, kann zum Beispiel keine Ausschöpfung auf Personenebene berechnet werden, wenn die Anzahl der Personen nicht für alle Haushalte bekannt ist. andererseits um die Berücksichtigung von unterschiedlichen Ziehungswahrscheinlichkeiten bei komplexeren Stichproben. Bei komplexeren Stichprobendesigns müssen unter Umständen unterschiedliche Ziehungswahrscheinlichkeiten in die Berechnung der Ausschöpfung durch Gewichtung einfließen. Die AAPOR (2011: 44ff) definiert deshalb die Ausschöpfung in verschiedenen Varianten, die sich durch unterschiedliche Abgrenzungen von  $r$ ,  $m$  und unterschiedlichen Grundgesamtheiten ergeben. Damit die Berechnung der publizierten Ausschöpfung einer Erhebung kritisch geprüft werden kann und al-

ternative Varianten berechnet werden können, fordert die AAPOR (2011: 51) die Veröffentlichung der Fallzahlen zu den verschiedenen Bearbeitungsergebnissen.

Die Befragungsergebnisse und die daraus gebildeten Gruppen  $r$ ,  $m$  zu standardisieren ist besonders relevant, weil die Ausschöpfung als Qualitätskriterium<sup>7</sup> von Erhebungen herangezogen wird (AAPOR 2011: 4): In Lehrbüchern wird oft eine möglichst hohe Ausschöpfung empfohlen beziehungsweise werden Mindestausschöpfungen angeführt, die eine gute Qualität gewährleisten würden<sup>8</sup> (Groves 2006: 647). Zum Beispiel bewertet Diekmann (2000: 359) eine Ausschöpfung von 70% als „noch recht gutes Ergebnis, das keineswegs bei allen Umfragen erreicht wird“. Von InterviewerInnen durchgeführte allgemeine Bevölkerungserhebungen ließen eine Ausschöpfung „zwischen 50 und 70%“ erwarten. Für EU-SILC ist laut Verordnung (EG) 1981/2003 (Anhang 5.1) eine „möglichst hohe Antwortquote zu erzielen“. Unterhalb einer Ausschöpfung von 60% in der ersten Welle erlaubt die Verordnung im Notfall das Ersetzen von bestimmten Adressen der ursprünglich gezogenen Stichprobe (VO (EG) 1981/2003: Anhang 5.5). Diese Maßnahme kann aber nur die Fallzahlen der Nettostichprobe erhöhen – die Ausschöpfung wird sich dadurch nur schwer erhöhen lassen (vgl. AAPOR 2011: 11f).

Auf Erhebungsorganisationen und AuftraggeberInnen lastet daher der Druck, hohe Ausschöpfungen zu erzielen. Zusätzlich werden schwammige Definitionen von Befragungsergebnissen verwendet, durch die „manches getan werden [kann], um die Ausschöpfungsquote in besserem Licht erstrahlen zu lassen“ (Diekmann 2000: 360). Diese Kombination führt – wie Groves et al. (2004: 182) es ausdrücken – zu einer „checkered history of unethically presenting deflated estimates of nonresponse to give the appearance of high-quality statistics“.

Für Diekmann (2000: 360) ist in Zusammenhang mit der korrekten Berechnung von Ausschöpfung und Ausfallsquote vor allem die saubere Definition der stichprobenneutralen Ausfälle von Bedeutung. Nur diese reduzieren den Nenner in (4.2) und (4.3), sodass bei der gleichen Anzahl von Antworten die Ausschöpfung erhöht und die Ausfallsquote verringert wird. Diekmann (2000: 361) führt als Beispiel eine Erhebung an, bei der eine Ausschöpfung von 62,6% publiziert wurde, bei strenger Definition der stichprobenneutralen Ausfälle hingegen eine Ausschöpfung von 52,6% berechnet wird.

In der Längsschnittkomponente von EU-SILC sind die Stichprobeneinheiten nicht mehr Haushalte, sondern es werden Personen weiterverfolgt (vgl. S. 14f). Dadurch wird die Be-

---

<sup>7</sup> Vgl. dazu Abschnitt 4.4.1 zu Auswirkungen von Antwortausfällen unten.

<sup>8</sup> Für eine kritischen Diskussion dieser Einschätzung vgl. S. 33 zum Zusammenhang zwischen Ausfallsquote und der Größe des Fehlers durch Antwortausfälle.

rechnung der Ausschöpfungsquoten komplexer und es gibt eine Reihe von Darstellungsmöglichkeiten, wie auch Taylor et al. (2010: A4-26) für das British Household Panel feststellen. Eine Möglichkeit ist die „Wave-on-Wave Response Rate“ (ebd.), die den Anteil der in zwei aufeinanderfolgenden Panelwellen zweimal befragten Personen angibt. Eine andere Variante stellt die „Longitudinal Response Rate“ (ebd.) dar, die über die erfolgreich befragten Personen einer Welle relativ zur Nettostichprobe aus der ersten Panelwelle informiert. Berücksichtigt werden muss dabei jeweils, dass Personen im Laufe des Panels aus der Panelgrundgesamtheit ausscheiden können, oder aber auch die Altersgrenze erreichen, ab der Kinder persönlich befragt werden Taylor et al. (ebd.).

Taylor et al (ebd.) weisen auch darauf hin, dass aus der Erhebungsperspektive während der Feldarbeit bei Haushaltsbefragungen der Haushalt im Vordergrund steht, da Haushaltsmerkmale und Daten für bestimmte Haushaltsmitglieder erhoben werden sollen, etwa nach einer bestimmten Altersgrenze. Ebenso sprechen zentrale Indikatoren auf Haushaltsebene, wie bei EU-SILC etwa das Haushaltseinkommen, und der Klumpungseffekt zwischen den Mitgliedern des gleichen Haushalts für eine Betrachtung auf Haushaltsebene. Das Problem für die Berechnung von Ausschöpfungsquoten auf Haushaltsebene, sind Unsicherheiten bei der Zugehörigkeit zur Grundgesamtheit, so Taylor et al. (ebd.). Auch bei EU-SILC werden Haushalte nicht weiterbefragt, wenn alle Stichprobenmitglieder eines Haushalts in der nächsten Welle etwa in einem Anstaltshaushalt leben. Andererseits entstehen auch neue Haushalte, wenn Personen in Splithaushalte umziehen (vgl. S. 70). Dadurch gibt es in den verschiedenen Wellen eine unterschiedliche Anzahl an Haushalten in der Stichprobe, was Vergleiche zwischen den Wellen auf Haushaltsebene schwierig macht.

Auf Personenebene gibt es hingegen neben der Definition von Antwort und Antwortausfällen auf Haushaltsebene (vgl. Kapitel 4.1) auch die Möglichkeit, das Ergebnis der Befragung der einzelnen Haushaltsmitglieder zu berücksichtigen. Bei EU-SILC würde auf dieser Beobachtungsebene mehr Wave Nonresponse auftreten, da einzelne Haushaltsmitglieder nicht an der Befragung teilnehmen, die Befragung des Haushalts unter bestimmten Voraussetzung trotzdem als Antwort gewertet wird. Solche fehlenden Fragebogenteile werden bei EU-SILC aber vollständig imputiert, sodass schlussendlich Daten für diese Personen verfügbar sind (Till et al. 2009: 77). Auf Personenebene müssen auch Proxy-Interviews, wo Dritte Auskunft über die Zielperson geben, gesondert berücksichtigt werden (AAPOR 2011: 12; vgl. Till et al. 2009: 74).

Um einen genauen Überblick über das Ausmaß von Antwortausfällen im Längsschnitt zu bekommen, ist es daher notwendig, eine Kombination verschiedener Kennzahlen auf Haus-

halts- und Personenebene, Wave-on-Wave- und Längsschnittquoten für Antworten und Antwortausfälle anzugeben (AAPOR 2011: 12, für das British Household Panel vgl. Taylor et al. 2010, für das deutsche Sozio-ökonomische Panel vgl. Siegel et al. 2008, Kroh/Spieß 2006).

## **4.4 Der Fehler durch Antwortausfälle**

### **4.4.1 Auswirkungen von Antwortausfällen**

Groves et al. (2004: 45) konstatieren, dass bei sozialwissenschaftlichen Befragungen die Antworten so gut wie nie für 100% der Bruttostichprobe vorliegen. Ein Blick auf einige laufende Längsschnitterhebungen bestätigt das: Für das Britische Haushaltspanel (BHPS) werden bei der ersten Welle 1991 74% (Taylor et al 2010: Tabelle 17) berichtet, für Welle 18 2008 84% (Taylor et al 2010: Tabelle 19). Das deutsche Sozio-ökonomische Panel „Leben in Deutschland“ (SOEP) verzeichnete über alle Teilstichproben gesehen in der ersten Welle 1984 62% Ausschöpfung (Hanefeld 1987: 184), 2008 in Welle 25 95% (Siegel et al. 2008: 43). Eine Ausschöpfung von weniger als 100% kann potentiell Probleme bei der Hochrechnung nach sich ziehen, zu geringen Fallzahlen und zu Verzerrungen der Ergebnissen führen.

Groves (2006: 670) führt an, dass die Inferenzstatistik und die ihr zugrunde liegende Wahrscheinlichkeitstheorie für die einwandfreie Schätzung von Werten für die Grundgesamtheit eigentlich Messungen für die gesamte Stichprobe benötigen. Diese Voraussetzung sei durch Antwortausfälle nicht gegeben und unverzerrte Hochrechnungen wären unter Umständen nicht möglich. Cobben (2009: 14) weist darauf hin, dass sich durch Antwortausfälle die Varianz der Schätzer vergrößert und dadurch die Ergebnisse der Erhebung ungenauer werden. Zufallsstichproben sind für Groves (2006: 670) trotz dieser Konsequenzen die beste verfügbare Methode, da alternativen Designs noch problematischere Annahmen zugrunde liegen.

In Panelerhebungen kann Panelmortalität die zur Verfügung stehenden Längsschnittdaten deutlich verringern, wie Rendtel (1995: 16) beschreibt: „Obwohl die erhebungsbedingten Ausfälle in einem Panel von einer Befragungswelle auf die nächste gering sind [...] ist der kumulative Effekt dieser Ausfälle beträchtlich.“ Beim deutschen SOEP wären bei einer Panelmortalität pro Welle von rund 5% der zu befragenden Personen innerhalb von acht Wellen so ein Drittel aller TeilnehmerInnen ausgeschieden. Damit trotz der Panelmortalität genug Fallzahlen für eine Analyse vorliegen, müssen wirksame Maßnahmen gegen Ausfälle getroffen werden und die Stichprobe der ersten Welle groß genug angelegt werden (Watson/Wooden 2009: 159). Auch die Gestaltung der Weiterverfolgungsregeln von Welle zu Welle beeinflusst die Größe der Stichprobe im Längsschnitt (Rendtel 1995: 39).

Schließlich kann der Fehler durch Antwortausfälle die Ergebnisse auf Basis einer Stichprobe verfälschen (Watson/Wooden 2009: 159).

#### 4.4.2 Definition des Fehlers durch Antwortausfälle

Krenzke et al. (2005) definieren den Fehler durch Antwortausfälle (engl. nonresponse error oder nonresponse bias) als „bias due to the failure of some selected persons in the sample to respond to the survey“ (Krenzke et al. 2005: 3258). Verzerrungen durch Antwortausfälle bei einzelnen Merkmalen einer Erhebung können aber auch durch Item-Nonresponse auftreten (Diekmann 2000: 364), wie es Eurostat berücksichtigt, die den Fehler durch Antwortausfälle als „difference between the statistics computed from the collected data and those that would be computed if there were no missing values“ (European Commission 2009: 48) definieren.

Zur Veranschaulichung führen Groves et al. (2004: 59) ein Beispiel an: Die Fähigkeiten einer Schulklasse sollen durch eine Prüfung gemessen werden. Am Tag der Prüfung kommen aber gerade die SchülerInnen mit Problemen in diesem Fach nicht zur Schule. Das Klassenergebnis ist an diesem Tag dadurch durchschnittlich besser, als wenn auch die abwesenden SchülerInnen den Test mitgemacht hätten: der Durchschnitt ist verzerrt. Das Ausmaß des Fehlers durch Antwortausfälle ist die Differenz zwischen den Durchschnittsbewertungen des tatsächlichen Testergebnisses und des „wahren Werts“ des Prüfungsergebnisses bei Anwesenheit aller SchülerInnen.

Diese Darstellungen machen deutlich, dass ein Fehler durch Antwortausfälle trotz Antwortausfällen nicht in jedem Fall auftritt. Voraussetzungen für eine Verzerrung sind „(1) The response rate is relatively low, and (2) the difference between the characteristics of respondents and nonrespondents is relatively large.“ (Krenzke et al. 2005: 3258, vgl. auch Groves et al. 2004:59).

Eine einfache Formel für den Fehler durch Antwortausfälle *Bias* des Stichprobenmittelwerts  $\bar{y}_r$  der Befragten  $r$  – ohne Berücksichtigung anderer Fehlerquellen wie von Messfehlern – ist diese von Groves (2006: 648) dokumentierte Notation:

$$Bias(\bar{y}_r) = \left( \frac{M}{N} \right) (\bar{Y}_r - \bar{Y}_m) \quad (4.4)$$

Bei einer Befragung teilzunehmen oder nicht wird dabei als unveränderliche Eigenschaft der Einheiten in der Grundgesamtheit betrachtet.  $M$  stellt die Anzahl der Einheiten mit Antwortausfällen dar,  $N$  die Gesamtgröße der Grundgesamtheit. Das Verhältnis dieser Grup-

pen, die Ausfallsquote  $M/N$ , stellt dabei das Risiko dar, mit dem sich der Unterschied zwischen Mittelwerten in der Grundgesamtheit der Befragten  $\bar{Y}_r$  und der Einheiten mit Antwortausfällen  $\bar{Y}_m$  im Stichprobenmittelwert manifestiert. Wenn es keine Antwortausfälle gibt, kommt es demnach zu keinem Fehler.

Bei dieser Sichtweise müssten sich für alle Erhebungen in der gleichen Grundgesamtheit ähnliche Ausfallsquoten zeigen, was empirisch aber nicht der Fall ist. Daher wird heute die Teilnahme an Befragungen als eine Zufallsvariable betrachtet (Groves 2006: 468). Am Beispiel des arithmetischen Mittels stellt Bethlehem (2002, zit. nach Groves 2006: 649f) den Fehler durch Antwortausfälle auf Basis dieser Zufallsvariable dar:

$$Bias(\bar{y}_r) \approx \frac{\sigma_{y\rho}}{\bar{\rho}} \quad (4.5)$$

Teilnahme oder Antwortausfall sind die möglichen Ergebnisse dieser Zufallsvariable, die für eine Einheit  $i$  der Grundgesamtheit mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit  $\rho_i$  für die Antwort und  $1-\rho_i$  für den Antwortausfall auftreten.  $\bar{\rho}$  ist die durchschnittliche Antwortwahrscheinlichkeit in der Grundgesamtheit für alle Stichproben mit gleichem Design und gleicher Erhebungsorganisation.

Das Ausmaß des Fehlers ist aber neben der Ausfallsquote auch von der Stärke des Unterschieds zwischen den Befragten und den Antwortausfällen abhängig. Über die Kovarianz  $\sigma_{y\rho}$  zwischen der erhobenen Variable  $y$  und der Antwortwahrscheinlichkeit  $\rho$  sind unterschiedlich große Fehler durch Antwortausfälle bei verschiedenen Variablen in einer Erhebung möglich und stellen den inhaltlichen Zusammenhang zwischen der erhobenen Variable und der Antwortwahrscheinlichkeit dar.

So wie die Antwortwahrscheinlichkeit  $\rho$  können auch die einzelnen Stufen des Befragungsprozesses (vgl. Kapitel 4.2.3) als jeweils voneinander abhängige Zufallsvariablen betrachtet werden.

Bei Anwendung der Wahrscheinlichkeitstheorie zur Hochrechnung von verzerrten Stichprobenergebnissen werden auch die geschätzten Werte für die Grundgesamtheit verzerrt.<sup>9</sup> Manche AutorInnen sehen das Problem hauptsächlich bei der Schätzung von Anteilen in der Grundgesamtheit (Punktschätzer): So sind nach Diekmann (2000: 364) die Verzerrungen bei der Untersuchung von Zusammenhängen geringer und unproblematischer als bei Punkt-

---

<sup>9</sup> Es gibt statistische Verfahren, um die Verzerrung vor der Hochrechnung auszugleichen. Für die bei EU-SILC verwendete Nonresponse-Gewichtung vgl. Statistics Austria 2006: 13ff, 2007: 13ff, 2008: 17ff, 2009: 16ff.

schätzern. Groves et al. (2004: 180f) weisen jedoch explizit auf die Verzerrung von Modellschätzern durch Nonresponse hin, wodurch Zusammenhänge über- oder unterschätzt werden würden. Demnach sollte der Fehler durch Antwortausfälle bei keiner Analyse auf der Basis unvollständiger Stichprobenerhebungen vernachlässigt werden.

Welches Ausmaß an Verzerrung durch Antwortausfälle ist bei Stichprobenerhebungen zu erwarten? Groves (2006: 657ff) führte eine Metaanalyse von Studien durch, in denen ein Fehler durch Antwortausfälle geschätzt wurde. Er kommt zum Ergebnis, dass der mittlere Fehler von 335 untersuchten Mittelwerten durchschnittlich 9% des Stichprobenschätzers, im Median 4% beträgt. Für 191 standardisierte dichotome Variablen beträgt er durchschnittlich 5%, im Median 3% der Standardabweichung.

Die Höhe der Ausfallsquote korreliert nach seiner Analyse hingegen nicht stark mit dem Fehler durch Antwortausfälle, sodass von der Ausfallsquote allein nicht auf die Verzerrung der Ergebnisse geschlossen werden kann (Groves 2006: 662). Zusätzlich sind vor allem innerhalb der einzelnen Studien sehr große Unterschiede zwischen den Fehlern durch Antwortausfälle bei verschiedenen Variablen zu beobachten (Groves 2006: 663).

Groves (2006: 663f) schließt daraus, dass Maßnahmen zur Erhöhung der Ausschöpfung deshalb nicht im Hinblick auf eine allgemeine Verringerung der Antwortausfälle getroffen werden dürfen, sondern sie müssen genau die Gruppen zu einer höheren Teilnahme bringen, die im Hinblick auf die zentralen Statistiken den Fehler durch Antwortausfälle verursachen. Ansonsten könnte eine Verringerung der Ausfallsquote sogar einen höheren Fehler durch Antwortausfälle mit sich ziehen. Die Verringerung der Antwortausfälle kann nur das Potential der Verzerrung verringern, da der Anteil der Antwortausfälle in der Stichprobe größer wird.

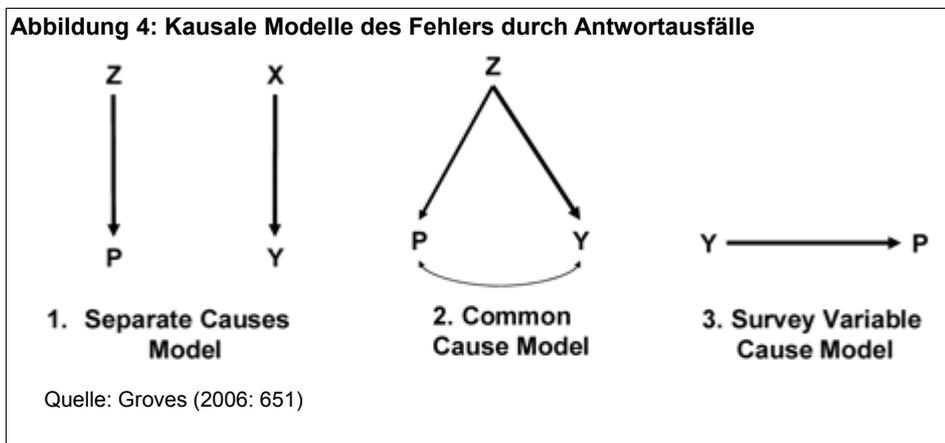
#### **4.4.3 Welche Ausfallsmuster führen zu Verzerrungen?**

Aus der Definition des Fehlers durch Antwortausfälle (vgl. Formel (4.5)) geht hervor, dass es einen Zusammenhang zwischen der interessierenden Statistik und den Antwortausfällen geben muss, damit der Fehler auftritt: „Bias flows from nonresponse when the causes of the nonresponse are linked to the survey statistics measured“ (Groves et al. 2004: 179). Bei zufälligen, also von der Statistik unabhängigen Antwortausfällen besteht kein Unterschied zwischen den relevanten Eigenschaften von Befragten und Nicht-Befragten, daher kommt es auch zu keinem Fehler durch Antwortausfälle.

Bei der Analyse von Antwortausfällen steht daher der Versuch im Vordergrund, die Systematik der Antwortausfälle aufzudecken und zu beschreiben, um daraus auf den Fehler durch

Antwortausfälle der Statistik schließen zu können. Je nach dem Muster der Antwortausfälle können verschiedene Maßnahmen getroffen werden, die den Fehler bereinigen oder verhindern sollen. Dabei bleibt es immer beim Versuch, die Systematik der Antwortausfälle zu beschreiben, da für die nicht befragten Stichprobeneinheiten die relevantesten Merkmale möglicherweise nicht beobachtet werden können und Verzerrungen statistisch nicht vollständig ausgeschlossen werden können: „in practice, researchers cannot know which situation they are facing“ (Groves et al. 2004: 178).

Die theoretischen Grundlagen sind hingegen klar definiert. Groves (2006: 650f) beschreibt kausale Modelle des Fehlers durch Antwortausfälle, wovon die ersten drei in Abbildung 4 wiedergegeben sind. Dabei stellt P die Antwortwahrscheinlichkeit dar, Y den erhobenen Wert der Statistik und X und Z andere Merkmale der Stichprobeneinheiten.



Die Pfeile stellen Zusammenhänge zwischen den Variablen dar. Weitere von Groves dargestellte Modelle berücksichtigen auch andere Fehlerquellen wie Messfehler. Da dieser Fehler ebenfalls schwierig beobachtbar ist, wird in dieser Arbeit nicht darauf eingegangen<sup>10</sup>. Die drei im folgenden beschriebenen Modelle gehen daher davon aus, dass Y keinen anderen Verzerrungen als jenen durch den Fehler durch Antwortausfälle unterliegt.

Das erste von Groves (2006: 650) dargestellte Modell 'Separate Causes Model' entspricht Antwortausfällen, die er nach Little und Rubin (2002) als 'Completely Missing at Random' (CMAR) einstuft. Die Antwortwahrscheinlichkeit und die erhobene Statistik haben in diesem Modell völlig unterschiedliche Einflussfaktoren. Es gibt dadurch keinen Zusammenhang zwischen der Statistik und den Antwortausfällen, also auch keinen Fehler durch Antwortausfälle.

Das zweite Modell nennt Groves (2006: 650f) 'Common Cause Model'. Die Antwortausfälle und die erhobene Variable stehen in Zusammenhang mit der gleichen Variable Z. Dieses Mo-

<sup>10</sup> Analysen des Fehlers durch Antwortausfälle und des Messfehlers sind etwa möglich, wenn Verwaltungsdaten mit Befragungsdaten verglichen werden können, vgl. die Analyse von Olson (2006) zu „Survey Participation, Nonresponse Bias, Measurement Error Bias, and Total Bias“

dell stuft Groves als 'Missing at Random' (MAR) ein, da innerhalb der gleichen Kategorien von Z keine Unterschiede in der Antwortwahrscheinlichkeit vorliegen. Wenn Z auch für die Einheiten mit Antwortausfällen bekannt ist, kann der Fehler durch Antwortausfälle nachträglich über Ausfallsgewichte statistisch ausgeglichen und eine unverzerrte Statistik berechnet werden. Die Antwortausfälle in diesem Modell werden daher auch 'ignorierbare' Antwortausfälle genannt (Groves et al. 2004: 180).

Das dritte Modell ist das 'Survey Variable Cause Model', bei dem die für die Statistik relevante Variable direkt die Antwortwahrscheinlichkeit beeinflusst. Daraus entstehen Ausfälle, die nach der Klassifikation von Little und Rubin (2002) 'Not Missing at Random' (NMAR) sind. Groves et al. (2004: 180) konstatieren: „there is no way that the statistic among respondents can be made free of nonresponse bias (without making heroic assumptions about the status of the nonrespondents)“. Diese Art des Zusammenhangs führt nach Groves zu 'nicht ignorierbaren' Antwortausfällen, die nicht statistisch ausgeglichen werden können.

Im Idealfall würden sich unterschiedliche Antwortwahrscheinlichkeiten durch eine Reihe von Merkmalen ausreichend erklären lassen, wie es das Modell 2 darstellt. Hat das Modell eine gute Erklärungskraft, so ist es weniger gewagt, relativ unverzerrte Ergebnisse anzunehmen. Die durch Z abgedeckten Merkmale müssen dann nur in Ausfallsgewichte einfließen, die die bekannten Verzerrungen ausgleichen. Neben der nachträglichen Bereinigung des Fehlers durch Antwortausfälle mit statistischen Methoden können aus Z aber auch bestimmte Gruppen mit höheren Ausfallsquoten identifiziert werden. Das Erhebungsdesign sollte so angepasst werden, damit die Ausfallsquote dieser Gruppen im Verhältnis zu den Gruppen mit besserer Ausschöpfung verringert wird (Groves 2006: 668f).

Das Zutreffen des ersten Modells der völligen Unabhängigkeit ist hingegen sehr unwahrscheinlich (Groves 2006: 650). Wenn aber die mit Y zusammenhängenden Merkmale Z keine Unterschiede in der Antwortwahrscheinlichkeit zeigen, und schwer nachzuweisen, da in der Praxis meist nur wenige Merkmale für alle Einheiten der Stichprobe bekannt sind. Auch das dritte Modell ist statistisch schwer zu belegen, da die interessierende Variable Y eben in der Befragung erhoben werden soll und selten aus anderen Quellen für die gesamte Stichprobe bekannt ist.

#### **4.4.4 Methoden zur Schätzung des Fehlers durch Antwortausfälle**

Wie können aber die Ausfallsmuster in der Praxis und insbesondere bei Längsschnit-terhebungen getestet werden und die Größe des Fehlers durch Antwortausfälle berechnet werden? Den oben beschriebenen Ausfallsmustern entsprechend müssen für die Untersu-

chung des Fehlers durch Antwortausfälle ein Set von Merkmalen Z verfügbar sein, die sowohl für Einheiten mit Antwortausfällen als auch für die Antwortenden bekannt sind. Die Merkmale Z müssen überdies in starkem Zusammenhang mit der Statistik von Interesse stehen (vgl. auch Bethlehem et al. 2011: 123). Sind die Merkmale Z identifiziert, so liefert die Untersuchung der Ausfallwahrscheinlichkeit für die von Z gebildeten Gruppen den Hinweis auf Verzerrungen: sind sie unterschiedlich, so liegt ein Fehler durch Antwortausfälle vor; sind sie aber nicht signifikant verschieden, so deutet das auf unverzerrte Ergebnisse hin.

Die Art des Fehlers durch Antwortausfälle bringt mit sich, dass viele Informationen über einen Teil der Stichprobeneinheiten nicht verfügbar sind. Die Auswahl an möglichen Merkmalen Z für die empirische Überprüfung ist also eingeschränkt und entspricht nicht den idealen Bedingungen. Auch Eurostat bleibt in den Empfehlungen für die Qualitätsberichterstattung in diesem Punkt deshalb eher unbestimmt:

*„Normally there is some evidence, although rarely firm, [on the average differences between the respondents and nonrespondents with respect to survey variables], which should be included in the quality report in the form of a qualitative assessment. [...] The remaining and more difficult issue is how to obtain information on nonresponse bias. The basic approach is to compare the response and nonresponse strata with respect to any variables that are available for both these strata.“* (European Commission 2009: 51)

Groves (2006: 654ff) und Schnell (1997: 134ff) beschreiben die am häufigsten verwendeten Datenquellen der Merkmale Z. Zusammenfassend lassen sich diese Methoden in vier Typen einteilen:

1. Vergleich der Einheiten mit Antwortausfällen und Antworten anhand von Zusatzdaten wie Stichprobenrahmen, Screenings, Interviewereinschätzungen, Nacherhebungen bei Einheiten ohne Antworten, aus Verwaltungsdaten, Zensus oder anderen Quellen
2. Überprüfung der Repräsentativität der berechneten Statistik durch Kohärenzvergleiche mit anderen Statistiken für die gleiche Grundgesamtheit
3. Vergleich von einfacher und schwieriger zu erhaltenden Antworten unter der Annahme, dass Einheiten mit Antwortausfällen Ähnlichkeiten zu den am widerwilligsten Antwortenden haben ('Kontinuum der Ausfallsneigungen')
4. Vergleich der Statistik bei Verwendung unterschiedlicher Methoden zur nachträglichen Bereinigung von Fehlern

Jedes dieser Verfahren hat Vorteile, aber auch Schwächen, weshalb Groves (2006: 657) die Anwendung verschiedener Verfahren empfiehlt. Das erste Verfahren der Verwendung von Zusatzinformationen steht und fällt mit der Verfügbarkeit von geeigneten Datenquellen. Gerade in einem Panel wie EU-SILC stehen jedoch alle Informationen aus der Vorwelle zur Verfügung und es besteht daher eine gute Datengrundlage für diese Methode. Bei der Interpretati-

on der Ergebnisse ist allerdings zu beachten, dass durch die Zeitspanne zwischen den Wellen Veränderungen in diesen Merkmalen nicht abgebildet werden (Rendtel 1995: 353f), gerade solche Veränderungen aber die Ausfallwahrscheinlichkeit beeinflussen können (vgl. Kapitel 6).

Die Prüfung der Repräsentativität durch Vergleich mit anderen Statistiken ist für Längsschnittdaten nicht ohne weiteres durchführbar. Schnell (1997: 135f) betont, dass die Grundgesamtheiten der verglichenen Datenquellen übereinstimmen müssen und die jeweiligen Schwankungsbreiten bekannt sein müssen. Meist stehen für Vergleiche aber nur Daten für Querschnittpopulationen zur Verfügung, was die Vergleichbarkeit mit Ergebnissen für Längsschnittpopulationen einschränkt. Der mögliche Beitrag der unterschiedlichen Populationen zu den vorgefundenen Unterschieden müsste geschätzt werden, um die realen Abweichungen zu erhalten. Außerdem sind gerade die zentralen Variablen einer Erhebungen selten überhaupt in anderen Datenquellen verfügbar. So bleiben für Vergleiche nur üblicherweise verwendete soziodemographische Variablen übrig, die unter Umständen aber wenig mit den zentralen Variablen zusammenhängen und daher keine umfassenden Rückschlüsse auf Verzerrungen eben dieser Variablen zulassen (Schnell 1997:135f, Groves 2006: 655).

Die dritte Methode stufen sowohl Schnell (1997: 148f) als auch Groves (2006: 656) als ungeeignet für eine Schätzung der Verzerrung durch Antwortausfälle, weil die Ähnlichkeiten zwischen den Einheiten mit Antwortausfällen und den widerwilligsten Antwortenden in den meisten Fällen nicht nachgewiesen werden können. Für die Analyse von Panelmortalität liegen jedoch mehr Informationen für ausfallende Einheiten vor und die Ähnlichkeit zum Zeitpunkt der vorherigen Welle kann überprüft werden.

Auch die vierte Methode basiert nach Groves (2006: 656) auf nicht überprüfbaren Annahmen. Trotzdem gesteht er der Methode zu, dass damit gute Datenqualität belegt werden kann, wenn mit verschiedenen Methoden ähnliche Schätzer für die Statistik berechnet werden. Zeigen die Ergebnisse allerdings große Unterschiede, liefert diese Methode keine Hinweise, welcher der bessere Schätzer ist und wo die Probleme liegen. Da im Rahmen dieser Arbeit keine Ausfallsgewichte berechnet werden, wird diese Methode nicht verwendet.

Um die Analyse für EU-SILC in Österreich durchzuführen, werden daher im Anschluss in Kapitel 5 zuerst die zentralen Indikatoren von EU-SILC beschrieben und jene Merkmale aus der Literatur herausgearbeitet, die diesen Indikatoren in Zusammenhang stehen. Daraufhin werden Ergebnisse von anderen Längsschnitterhebungen untersucht, ob dort Zusammenhänge dieser Variablen mit der Antwortwahrscheinlichkeit belegt wurden (Kapitel 6). In Kapitel 7 wird ein Überblick über die Antwortausfälle der EU-SILC Panel gegeben und in Kapitel 8

schließlich die Antwortwahrscheinlichkeiten für verschiedene Gruppen auf Unterschiede untersucht.

## 5 Zentrale Indikatoren aus EU-SILC

In Kapitel 6 werden die Einflussfaktoren auf eine erfolgreiche Durchführung der Befragung dargestellt. Dabei spielen neben den Merkmalen der RespondentInnen auch Erhebungsorganisation und Elemente der Feldarbeit eine Rolle für die Antwortwahrscheinlichkeit. Dadurch verringern sich zwar die Fallzahlen, jedoch sind die Statistiken nicht unbedingt verzerrt, die auf Basis dieser Daten berechnet werden (vgl. Kapitel 4.4.1). Verzerrungen bei der Hochrechnung entstehen nur, wenn sich der Institutswechsel nicht auf alle Personen gleich auswirkt, sondern wenn sich bei verschiedenen Gruppen die Antwortwahrscheinlichkeit in unterschiedlichem Ausmaß verändert. Diese Gruppen können sich im Hinblick auf jede einzelne erhobene Variable  $Y$  in einer Erhebung unterscheiden (vgl. Kapitel 4.4.2 und 4.4.3). Da eine umfassende Untersuchung aller Variablen des EU-SILC-Datensatzes im Rahmen dieser Arbeit nicht möglich ist, wird besonderes Augenmerk auf jene Variablen und Indikatoren gelegt, die die Hauptergebnisse der Erhebung darstellen.

Zentrale sozialstatistische Indikatoren auf Basis von EU-SILC sind Armutsgefährdung und finanzielle Deprivation. Im folgenden werden Eigenschaften der Stichprobenpersonen herausgearbeitet, die mit dem inhaltlichen Fokus von EU-SILC in Zusammenhang stehen. Merkmale der Feldarbeit und der Erhebungsorganisation werden nicht zur Untersuchung auf Verzerrungen berücksichtigt, weil sie nicht kausal mit den interessierenden Indikatoren zusammenhängen (vgl. Rendtel 1995: 282). Wenn sich die Einflussfaktoren auf Armutsgefährdung und finanzielle Deprivation mit Merkmalen überlappen, die in den einzelnen Ausprägungen unterschiedliche Antwortwahrscheinlichkeiten aufweisen, so ist das ein Hinweis auf systematische Antwortausfälle und damit Verzerrungen in den Ergebnissen (vgl. Beschreibung der Zusammenhänge zwischen  $Y$ ,  $Z$  und  $R$  des 'Common Cause Model' in Kapitel 4.4.3).

Zu diesem Zweck werden in diesem Kapitel als erstes die in der österreichischen Sozialberichterstattung genannten Einflussfaktoren auf Armutsgefährdung und finanzielle Deprivation dargestellt. Anschließend werden Theorien zu Antwortausfällen und Ergebnisse von anderen Längsschnitterhebungen dahingehend untersucht, welche Erkenntnisse zu systematischen Ausfällen aufgrund dieser Einflussfaktoren vorliegen. Die herausgearbeiteten Zusammenhänge bilden als Arbeitshypothesen die Grundlage für die Analyse der Antwortausfälle in den EU-SILC-Daten in Kapitel 8.

## 5.1 Armutsgefährdung

Der Indikator Armutsgefährdung zeigt Benachteiligung aufgrund von niedrigem Einkommen. Die Armutsgefährdung von Personen in Privathaushalten wird in Österreich und der EU relativ zur Einkommensverteilung innerhalb des jeweiligen Landes gemessen. Als armutsgefährdet gilt jemand mit einem Einkommen unter der Armutsgefährdungsschwelle, die mit 60% des Medianeinkommens<sup>11</sup> definiert ist. Der Anteil der armutsgefährdeten Personen an der Gesamtbevölkerung in Privathaushalten wird als Armutsgefährdungsquote bezeichnet (Lamei/Till-Tentschert 2005: 349f).

Ein wichtiger Aspekt des Konzepts Armutsgefährdung ist der Haushaltskontext. Demnach bestimmt nicht nur das eigene Einkommen, sondern auch die Einkommen der anderen Haushaltsmitglieder den eigenen Lebensstandard (ebd.: 349). Zur Messung der Armutsgefährdung wird deshalb das aus allen laufenden Nettoeinkommen aller Haushaltsmitglieder bestehende äquivalisierte Nettohaushaltseinkommen verwendet: Erwerbseinkommen ebenso wie Sozialleistungen, Kapitaleinkommen oder Zahlungen zwischen Haushalten sind in diesem Einkommen enthalten und werden deswegen in EU-SILC erhoben. Um Schwankungen im Einkommen auszugleichen, wird das gesamte Einkommen eines Kalenderjahres verwendet (Till-Tentschert et al. 2009a: 36f). Fehlende Einkommensangaben werden während der Datenaufbereitung imputiert<sup>12</sup>, sodass ein vollständiges Jahreseinkommen zur Verfügung steht (Till-Tentschert et al. 2009a: 14f). Um alle Personen unabhängig von der Größe ihres Haushalts miteinander vergleichen zu können, wird das verfügbare Haushaltseinkommen äquivalisiert. Das bedeutet, dass das Pro-Kopf-Einkommen der Haushaltsmitglieder mit einem angenommenen unterschiedlichen Bedarf nach der Anzahl und dem Alter der Personen im Haushalt gewichtet wird. Dazu wird die EU-Skala herangezogen, bei der die erste Person mit einem Gewicht von 1, jede weitere Person ab 14 Jahren mit 0,5 und jedes Kind unter 14 Jahren mit 0,3 bewertet wird. Das Haushaltseinkommen wird durch die Summe dieser Gewichte dividiert und jedem Haushaltsmitglied als persönliches äquivalisiertes Nettohaushaltseinkommen zugewiesen (Lamei/Till-Tentschert 2005: 350f).

Für Österreich ergeben sich daraus im Jahr 2008 folgende Zahlen (Till-Tentschert et al. 2009a: 48ff): der Median des jährlichen äquivalisierten Haushaltseinkommens lag bei 19.011 €. Die Armutsgefährdungsschwelle entsprach demnach für einen Einpersonenhaushalt 11.406 € an verfügbarem Jahreseinkommen<sup>13</sup> oder 951 € pro Monat. Umgerechnet für einen

---

11 Der Median teilt die Einkommensverteilung in zwei Hälften: 50% der Personen haben ein höheres Einkommen, 50% haben ein niedrigeres Einkommen als der Median.

12 Imputation ist die Schätzung von fehlenden Werten einer Variable mit statistischen Methoden (Diekmann 2000: 553).

13 Im Einpersonenhaushalt ist das verfügbare Haushaltseinkommen gleich dem äquivalisierten Haushaltseinkommen, da das

Haushalt bestehend aus Eltern und zwei Kindern lag die Schwelle bei 23.953 € jährlich oder 1.996 € monatlich. Rund eine Million Menschen in Österreich (12% der Bevölkerung in Privathaushalten) hatte ein niedrigeres äquivalisiertes Haushaltseinkommen als die Armutgefährdungsschwelle: im Median lag es bei jährlich 9.662 €.

## 5.2 Finanzielle Deprivation

Zur Messung von Benachteiligungen wird als Ergänzung zum Einkommenskonzept in EU-SILC der Lebensstandard auch direkt gemessen, indem die Verfügbarkeit und der erzwungene Verzicht von bestimmten Ausstattungsmerkmalen, Konsumgütern oder Aktivitäten erhoben wird (Lamei/Till-Tentschert 2005: 351f). Jene Merkmale, die von der Bevölkerung mehrheitlich als „absolut notwendig“ eingestuft wurden (Weiss/Till-Tentschert 2008), definiert Statistik Austria als den österreichischen Mindestlebensstandard (Till et al. 2009: 47f). Finanziell depriviert sind demnach jene Personen, die sich mindestens zwei Merkmale des österreichischen Mindeststandards nicht leisten können. Der Mindestlebensstandard besteht aus diesen sieben Merkmalen (Till et al. 2009: 48):

- Die Wohnung angemessen warm zu halten
- Regelmäßige Zahlungen (Miete, Betriebskosten, Kreditrückzahlungen, Wohnnebenkosten, Gebühren für Wasser-, Müllabfuhr und Kanal, sonstige Rückzahlungsverpflichtungen) in den letzten 12 Monaten rechtzeitig zu begleichen
- Notwendige Arzt- oder Zahnarztbesuche in Anspruch zu nehmen
- Unerwartete Ausgaben bis zu 900€ aus eigenen Mitteln finanzieren zu können (z.B. für Reparaturen)
- Neue Kleidung bei Bedarf zu kaufen
- Jeden zweiten Tag Fleisch, Fisch (oder entsprechende vegetarische Speisen) zu essen
- Freunde oder Verwandte einmal im Monat zum Essen einzuladen.

Nach den Ergebnissen von Till-Tentschert et al. (2009a: 85f) waren 2008 20% der österreichischen Bevölkerung von diesem Mindestlebensstandard ausgeschlossen. Rund ein Drittel davon ist auch armutsgefährdet (6% der Bevölkerung). Diese doppelte Problemlage wird als 'manifeste Armut' bezeichnet (Till-Tentschert et al. 2009a: 87).

## **5.3 Entstehungszusammenhänge von Armutsgefährdung und finanzieller Deprivation**

Die jährlichen Berichte von Statistik Austria zu Haushaltseinkommen und Lebensbedingungen analysieren die Entstehungszusammenhänge von Armutsgefährdung und finanzieller Deprivation. Drei Hauptfaktoren werden angeführt, die die Höhe des Haushaltseinkommens und damit das Armuts- und Deprivationsrisiko wesentlich beeinflussen: die Einbindung in den Arbeitsmarkt, die Haushaltskonstellation und den Zugang zu Sozialleistungen. Im folgenden wird auf die Veröffentlichung zu EU-SILC 2008 Bezug genommen (Till-Tentschert et al. 2009a).

### **5.3.1 Einbindung in den Arbeitsmarkt**

Erwerbseinkommen stellen den größten Anteil am Gesamtvolumen der Haushaltseinkommen in Österreich dar und machen rund zwei Drittel des äquivalisierten Haushaltseinkommen aus (Till-Tentschert et al. 2009b: 66f). Pensionen mit 20% und Sozialleistungen mit 11% sind im Vergleich deutlich geringere Bestandteile der Haushaltseinkommen. Dementsprechend problematisch wirkt sich der Verlust oder Rückgang des Erwerbseinkommens aus, sei es durch Arbeitslosigkeit, unregelmäßige oder prekäre Beschäftigung oder aufgrund von gesundheitlich bedingter Erwerbsunfähigkeit (Till-Tentschert et al. 2009a: 48). Ebenso prekär ist die Situation für Personen, die keiner Erwerbsaktivität, sondern unbezahlten Tätigkeiten wie Betreuungspflichten oder Hausarbeit nachgehen. Das Äquivalenzeinkommen dieser Personengruppen liegt im Median bis zu 30% unter dem österreichischen Mittel.

Geringe Erwerbsbeteiligung geht häufig mit einem Bildungsabschluss einher, der nicht über die Pflichtschule hinausgeht. Arbeitslosigkeit und Tätigkeiten in niedrig qualifizierten Bereichen sind für diese Gruppe ebenfalls häufiger als für höher qualifizierte Personen (Schwabe et al. 2011: 88ff). Dadurch ist sowohl ihr Erwerbseinkommen niedriger (Moser/Fasching 2011: 78) als auch die Ersatzraten durch Sozialtransfers im Fall von Arbeitslosigkeit oder Pensionierung.

Frauen und MigrantInnen aus Drittstaaten sind seltener erwerbstätig als österreichische Männer. Frauen arbeiten auch häufiger Teilzeit und sind ebenso wie MigrantInnen aus Drittstaaten öfter arbeitslos als Männer (Kytir/Moser 2010: 129ff, Moser et al. 2010: 138ff, Baldaszi et al. 2010: 50, 56). MigrantInnen sind zusätzlich noch häufiger in niedrig qualifizierten Jobs tätig, wodurch ihr Erwerbseinkommen deutlich unterdurchschnittlich ist

---

(Stadler/Wiedenhofer-Galik 2009: 46, Baldaszi et al. 2010: 52).

### **5.3.2 Haushaltskonstellation**

Haushaltstyp und Haushaltseinkommen bestimmen, über welche Einkommen ein Haushalt verfügt und wie viele Personen davon leben müssen. Weniger Haushaltsmitglieder im Erwerbsalter bedeuten dabei weniger Erwerbseinkommen, gleichzeitig können Einkommensausfälle schlechter durch andere Einkommensbezieher aufgefangen werden. Auch deshalb sind Personen, die alleine leben, häufiger armutsgefährdet (16% der Männer und über 20% der Frauen) als die Gesamtbevölkerung (12%) (Till-Tentschert et al. 2009a: 68f).

Die Anzahl der Kinder beeinflusst ebenfalls den Lebensstandard im Haushalt. Mehr Kinder bedeuten bei gleichem Einkommen einen niedrigeren Lebensstandard für alle Haushaltsmitglieder, da sie kein Einkommen beisteuern können, aber versorgt werden müssen. Gleichzeitig bedeuten Kinder auch Betreuungspflichten, die vor allem im Vorschulalter zu einer Einschränkung der Erwerbsmöglichkeiten führen – hauptsächlich für die Mütter. Familienleistungen können finanzielle Belastungen allerdings abfedern: besonders bis zum zweiten Kind<sup>14</sup> ist die Armutsgefährdung von Familien sogar unterdurchschnittlich (ein Kind 9%, zwei Kinder 10%), insbesondere, wenn die Mutter auch erwerbstätig ist. Familien mit drei oder mehr Kindern sind mit 20% Armutsgefährdeten überdurchschnittlich betroffen, ebenso Familien mit Kindern im Vorschulalter (0-3 Jahre 14%, 4-6 Jahre 16%) (ebd.: 69f).

Das gleichzeitige Auftreten von eingeschränkten Erwerbsmöglichkeiten im Haushalt und Betreuungsaufgaben resultiert besonders für Ein-Eltern-Haushalte mit nur einer erwachsenen Person und mindestens einem Kind in überdurchschnittlicher Armutsgefährdung. Fast ein Drittel der Personen, die in diesem Haushaltstyp leben, sind armutsgefährdet (29%) (ebd.). MigrantInnen aus Drittstaaten haben im Durchschnitt mehr Kinder als ÖsterreicherInnen ohne Migrationshintergrund (Baldaszi et al. 2010: 39). Dadurch müssen von den in dieser Gruppe schon geringeren Erwerbseinkommen und Sozialtransfers durchschnittlich auch mehr Personen leben, was die Ressourcenknappheit weiter verschärft (ebd.: 60).

### **5.3.3 Anspruch auf Sozialleistungen**

Sozialleistungen tragen beim Wegfall von Erwerbstätigkeit als Pension, Arbeitslosengeld oder Sozialhilfe zur Erhaltung des Lebensstandards bei, sind aber auch Ausgleich für höhere Kosten in bestimmten Lebenslagen wie der Familiengründung oder bei Pflegebedürftigkeit

---

<sup>14</sup> 'Kinder' bedeutet hier Kinder und Jugendliche unter 16 Jahren sowie abhängige junge Erwachsene von 16 bis 26 Jahren, die mit mindestens einem Elternteil zusammenleben und nicht erwerbstätig sind (Till-Tentschert et al. 2009a: 183).

(Till-Tentschert et al. 2009a: 75). Insgesamt wäre die Armutsgefährdungsquote ohne Sozialleistungen und Pension (bei gleicher Schwelle) mit 43% mehr als drei Mal so hoch (ebd.: 77). Pensionen, vor allem aber Sozialleistungen sind können Erwerbseinkommen jedoch nicht im gleichen Maß ersetzen, sodass Personen in Haushalten mit diesen Haupteinkommensquellen nur ein unterdurchschnittliches Äquivalenzeinkommen zur Verfügung haben und mit der Abhängigkeit von Transferleistungen häufig auch Armutsgefährdung einhergeht (ebd.: 78f).

Fast ein Viertel der allein wohnenden Frauen, die hauptsächlich von Pensionen leben, ist trotz des Pensionseinkommens armutsgefährdet (ebd.: 79). Durch wenig oder lückenhafte Erwerbstätigkeit im Erwerbsalter haben sie häufig nur einen niedrigen oder gar keinen eigenen Pensionsanspruch und sind Ausgleichszulagenbezieherinnen. Der Ausgleichszulagenrichtsatz lag 2008 mit 855 €<sup>15</sup> um 96 € unter der Armutsgefährdungsschwelle für Einpersonenhaushalte von 951 € pro Monat (ebd.: 53).

Überdurchschnittliche Anteile von Sozialleistungen (ohne Pensionen) am Nettohaushaltseinkommen haben auch allein lebende Personen ohne Pension<sup>16</sup>, Haushalte mit Kindern sowie Haushalte, in denen behinderte Personen im Erwerbsalter, Arbeitslose oder MigrantInnen aus Drittstaaten leben (ebd.: 76). Diese Gruppen sind mit Ausnahme der Haushalte mit ein oder zwei Kindern trotz der Sozialleistungen überdurchschnittlich häufig armutsgefährdet (ebd.: 79, 81).

### **5.3.4 Risikogruppen für Armutsgefährdung und finanzielle Deprivation**

Till-Tentschert et al. (2009a: 55) weisen für den Großteil der oben genannten Personengruppen mit erhöhtem Armutsrisiko auch ein unterdurchschnittliches Medianeinkommen aus und definieren diese durch Armutsgefährdung und finanzielle Deprivation besonders belasteten Gruppen als Risikogruppen. Das Teilnahmeverhalten dieser Risikogruppen an den EU-SILC-Paneln ist von besonderem Interesse, weil auf Basis von EU-SILC auch über diese Gruppen differenzierte Aussagen möglich sein sollen. Methodische Probleme bei der Analyse sind dabei geringe Fallzahlen der Risikogruppen in der Stichprobe, die durch Antwortausfälle nicht verkleinert werden sollen, als auch die Befürchtung, dass besonders stark betroffene Gruppen für den Zweck der Erhebung gar nicht erreicht werden können.

Bei den von Till-Tentschert et al. (2009a: 55) ausgewiesenen Risikogruppen handelt sich um:

- Ein-Eltern-Haushalte
- Allein lebende Frauen

---

<sup>15</sup> 12 Mal im Jahr gerechnet, ohne Einmalzahlungen und Heizkostenzuschuss.

<sup>16</sup> Ein etwaiger Pensionsbezug macht in diesen Haushalten weniger als 50% des äquivalisierten Haushaltseinkommens aus.

- Personen in Haushalten mit:
  - Langzeitarbeitslosigkeit (eine Person mindestens 12 Monate) oder mit Sozialleistungen als Haupteinkommensquelle
  - mindestens einer Person aus einem Drittstaat<sup>17</sup>
  - mindestens drei Kindern
  - jüngstem Kind zwischen vier und sechs Jahren
  - Behinderung bei mindestens einer Person im Erwerbsalter<sup>18</sup>

Die wesentlichen Merkmale, die Armutsgefährdung und finanzielle Deprivation beeinflussen und sich daher für die Analyse der Antwortausfälle entsprechend der Fragestellung dieser Arbeit eignen, lassen sich so zusammenfassen:

- Ausmaß der Erwerbstätigkeit (aktuelle und frühere Erwerbstätigkeit)
- Erwerbstätigkeit der Frauen im Haushalt
- Berufliche Stellung
- Arbeitslosigkeit
- Haupteinkommensquelle und Höhe des Einkommens
- Bildung und Qualifikation
- Haushaltsgröße
- Anzahl und Alter der Kinder im Haushalt
- Gesundheitszustand
- Migrationshintergrund
- Urbanisierungsgrad

---

17 Drittstaat: Staat außerhalb von EU und EFTA

18 Erwerbsalter: 20-64 Jahre, Behinderung: „subjektiv wahrgenommene starke Einschränkung seit mindestens einem halben Jahr bei Tätigkeiten des normalen Alltagslebens“ (Till-Tentschert et al. 2009a: 193)

## **6 Der Zusammenhang von Antwortausfällen, Armutsgefährdung und finanzieller Deprivation**

Analysen von Panelmortalität schließen häufig die gängigsten sozio-demographischen Variablen wie Alter, Geschlecht, Bildung und Indikatoren für den sozioökonomischen Status ein (Watson/Wooden 2009: 164), da diese meist in Zusammenhang mit den inhaltlich relevanten Variablen einer Erhebung gesetzt werden. Dementsprechend gibt es eine Reihe von Studien, die den Einfluss der für Armutsgefährdung und finanzielle Deprivation ausschlaggebenden Merkmale (vgl. Kapitel 5.3) auf Antwortausfälle untersucht haben. Deren Ergebnisse werden in diesem Kapitel dargestellt. Dabei wird hauptsächlich auf Längsschnittstudien von Privathaushalten zurückgegriffen, deren methodische Eckpunkte mit EU-SILC vergleichbar sind. Studien zu einmaligen Querschnittbefragungen oder der ersten Welle eines Panels werden nicht berücksichtigt, da es Hinweise gibt, dass die Antwortausfälle in diesem Design eine andere Struktur aufweisen als die Ausfälle im Längsschnitt (Schnell 1997: 141f).

Der Literaturüberblick wird nach den drei Stufen des Befragungsprozesses gegliedert, wie sie von Lepkowski und Couper (2002: 260ff) für Längsschnittbefragungen vorgeschlagen werden: Lokalisierung, Kontaktierung und Kooperation (vgl. Kapitel 4.2.3). Auch wenn es um die Verzerrung durch die Gesamtheit der Antwortausfälle geht, können durch die differenzierte Beschreibung die einzelnen Prozesse besser nachvollzogen werden und Verbesserungspotentiale in den einzelnen Stufen abgelesen und implementiert werden, sowohl für die weitere Feldarbeit insgesamt als auch spezifische Gesellschaftsgruppen.

### **6.1 Lokalisierung**

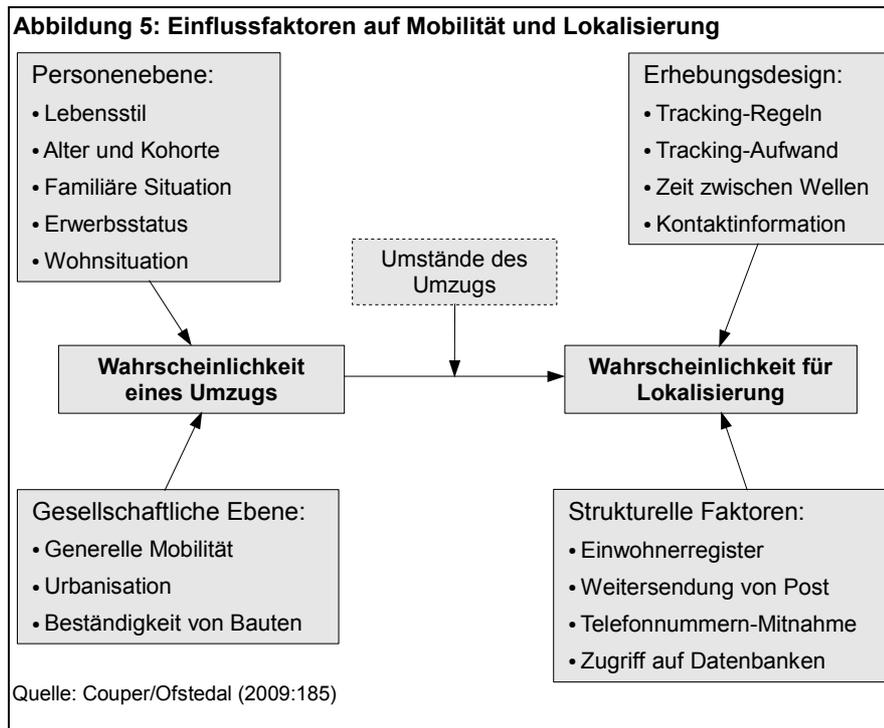
Bei den Personen, die bei einer Folgebefragung noch an der gleichen Adresse wie in der Vorwelle leben, waren die InterviewerInnen zum Teil schon selbst vor Ort und die Lokalisierung ist daher meist unproblematisch. Die Lokalisierung fordert die Erhebungsorganisation bei Längsschnittbefragungen nur dann heraus, wenn eine Stichprobenperson übersiedelt ist. Dabei stellt die Schwierigkeit nicht die geographische Mobilität an sich dar, sondern das Recherchieren der neuen Adresse, dem sogenannten „Tracking“ (Laurie et al. 1999). Je länger ein Panel läuft, desto größer ist die Anzahl der geographisch mobilen Personen in der Stichprobe und entsprechend mehr Lokalisierungen sind auch mit Adressrecherchen verbunden (Lepkowski/Couper 2002: 260).

Betrachtet man andere Panelerhebungen, so stellen nicht lokalisierte RespondentInnen den geringsten Anteil an den Antwortausfällen dar (Couper/Ofstedal 2009: 184, vgl. etwa für das

PSID Couper/Ofstedal 2009: 192, für das SIPP Kalton et al 1998: 45, für das SOEP Siegel et al. 2008: 30). Durch den Einsatz effektiver Tracking-Methoden können Lokalisierungsquoten von mindestens 90% erreicht werden (Groves/Hansen 1996: 5, zit. nach Couper/Ofstedal 2009: 192, für Überblick über Tracking-Methoden vgl. Laurie et al. 1999, Couper/Ofstedal 2009: 190). Durch die geringen Fallzahlen sind Analysen nicht immer möglich und nur wenige Arbeiten unterscheiden daher zwischen Ausfällen auf Grund von Lokalisierungen und jenen aufgrund von fehlendem Kontakt. Es können auch Unschärfen zwischen diesen Ausfallsarten entstehen, wenn etwa eine Adresse vergebens weiterhin zu kontaktieren versucht wird, an der die RespondentInnen gar nicht mehr wohnen. Für die Datenverfügbarkeit bestimmter nachfolgend dargestellter Subgruppen kann der Ausfall durch Lokalisierung dennoch eine wesentliche Bedeutung haben.

Couper und Ofstedal (2009) haben Lokalisierung gesondert analysiert, weshalb ihre Ergebnisse im folgenden zur Hypothesenbildung verwendet werden. Die AutorInnen analysieren Mobilität und Lokalisierungsaufwand für zwei U.S. amerikanische Panelerhebungen: die Erhebungswellen 2003 und 2005 der seit 1968 laufenden Panel Study of Income Dynamics (PSID) und die Health and Retirement Study (HRS), die seit 1992 besteht und in der mehrere Kohorten von über 50-jährigen Personen geführt werden. Sowohl im PSID und im HRS finden die Erhebungswellen alle zwei Jahre statt. Ergänzend wird auf Arbeiten von Lepkowski und Couper (2002), Uhrig (2008), Buck (2000), Winkels und Withers (2000) und Gray et al. (1996) Bezug genommen.

In Abbildung 5 stellen Couper und Ofstedal (2009: 185) die Bereiche dar, die den Rahmen für Lokalisierungen bilden: Persönliche und gesellschaftliche Faktoren beeinflussen die Wahrscheinlichkeit eines Umzugs, während die Umstände des Umzugs, das Erhebungsdesign und strukturelle Faktoren dann die Wahrscheinlichkeit der Lokalisierung durch die Erhebungsorganisation nach einem Umzug bestimmen.



Ihrer Ansicht nach spielt für eine erfolgreiche und effiziente Lokalisierung das Erhebungsdesign eine wesentliche Rolle. Darunter fallen etwa die Gestaltung der Tracking-Prozeduren, die Zeitspanne zwischen zwei Erhebungswellen und die verfügbaren Kontaktinformationen. Auf gesellschaftlicher Ebene beeinflusst die generelle Mobilität der Bevölkerung die Anzahl der mobilen Stichprobenpersonen. Strukturelle Faktoren wie das Vorhandensein von Einwohnerregistern können die Lokalisierung erleichtern. Dieser Hintergrund ist beim Vergleich von Erhebungen aus verschiedenen Ländern und mit verschiedenen Designs zu beachten. In den USA wechselt etwa ein größerer Anteil der Bevölkerung jährlich den Wohnsitz, als das in Österreich der Fall ist (Couper/Ofstedal 2009: 185). EU-SILC hat außerdem ein nur 4-jähriges Panel, sodass die Entwicklung der Stichprobe durch Antwortausfälle aufgrund von fehlender Lokalisierung im Vergleich zu jahrzehntelang laufenden Panels nicht so extrem ausfallen dürften.

Durch die Fokussierung auf Ausfälle, die im Zusammenhang mit dem Armutsrisiko stehen, interessieren in weiterer Folge vor allem die Einflussfaktoren auf Personenebene. Welche der in Kapitel 5.3.4 beschriebenen Gruppen mit erhöhtem Armutsrisiko weisen eine höhere geographische Mobilität auf oder haben nach einem Umzug eine geringere Lokalisierungswahrscheinlichkeit? Als wesentliche Überschneidungen können die aktuelle Lebensphase, Bildung, Beruf, Einkommen und frühere Mobilität herausgearbeitet werden.

„By their very nature, moves are associated with change“ befinden Couper und Ofstedal (2009: 183). Demnach sind vor allem jene Personen mobiler, deren Lebenssituation sich gerade wandelt, etwa durch den Eintritt in eine neue Lebensphase (Lepkowski/Couper 2002: 260ff) oder die sich in einer Art Übergangszeit befinden, wo es mit hoher Wahrscheinlichkeit noch zu Veränderungen kommen wird (Couper/Ofstedal 2009). Die Lokalisierungswahrscheinlichkeit wird dabei von den Umständen des Umzugs bestimmt, also wie lang im Voraus diese Veränderungen geplant sind und ob die Entscheidung darüber von der Zielperson selbst getroffen wird: langfristig geplante und selbstbestimmte Umzüge führen zu besserer Lokalisierbarkeit, während unvorhersehbare Veränderungen aufgrund externer oder unbeeinflussbarer Faktoren wie etwa Verschlechterungen des Gesundheitszustandes die Lokalisierungswahrscheinlichkeit verringern (Couper/Ofstedal 2009: 186).

Auf die Lokalisierungswahrscheinlichkeit wirkt sich auch die Zahl der Kontaktdaten aus, die öffentlich oder über Kontaktpersonen zugänglich sind. Wenn nur eine Person aus einem Haushalt umzieht, dienen die anderen Haushaltsmitglieder als Kontaktpersonen, während beim Umzug des gesamten Haushalts erst Kontaktpersonen recherchiert werden müssen. Uhrig (2008: 4) erwähnt als Einflussfaktor für die Lokalisierung auch die „willingness to be found“. Wer nicht gefunden werden will, hält die Anzahl der verfügbaren Kontaktdaten so gering wie möglich (Couper/Ofstedal 2009: 187).

Vor allem das junge Erwachsenenalter ist eine Zeit, in der ein Umzug wahrscheinlicher ist als im höheren Alter (Couper/Ofstedal 2009: 186, Buck 2000: 267, Lepkowski/Couper 2002: 260ff, Marik-Lebeck 2009: 37). Die Richtung der Mobilität geht dabei hauptsächlich vom ländlichen in den städtischen Raum, wo es mehr Bildungsmöglichkeiten und Arbeitsplätze gibt (Statistik Austria 2010), dadurch gehen diese Umzüge über weitere Distanzen (Buck 2000: 257). Über kürzere Distanzen geht ein Umzug in diesem Alter eher, wenn er im Zusammenziehen mit einer PartnerIn führt.

Da diese Umzüge meist Auszüge aus dem Haushalt der Eltern sind, sind durch die an der Adresse verbleibende Familie Kontaktpersonen vorhanden, die Auskunft über die neue Adresse geben können und die Lokalisierung sollte bei Kooperation des Elternhaushalts keine Probleme bereiten. Couper und Ofstedal (2009: 188) zeigen jedoch, dass umgezogene Schulabgänger unterdurchschnittlich häufig lokalisiert werden können und auch Winkels und Withers (2000: 95) führen für das niederländische sozioökonomische Panel (SEP) den Auszug aus dem Elternhaus als den Hauptgrund für Antwortausfälle von ursprünglich bei den Eltern lebenden jungen Erwachsenen an.

Mit der Höhe der Bildung steigt auch die geographische Mobilität, befinden Lepkowski und

Couper (2002: 360) und Couper und Ofstedal (2009: 186) unisono. Buck (2000: 267) beobachtet im British Household Panel Survey (BHPS) hingegen nur für die mittleren Bildungsabschlüsse eine höhere Mobilität, was sich mit der höheren Mobilität der Studierenden deckt. Für über 50-jährige ist der Zusammenhang im HRS jedoch umgekehrt und die niedriger gebildeten sind mobiler (Couper/Ofstedal 2009: 197). Auch niedrig qualifizierte Personen und Personen mit prekären Jobs sind mobiler als der Durchschnitt (Couper/Ofstedal 2009: 186, Buck 2000: 267). Gray et al. (1996: 172) stellen bei einer Zeit zwischen den Wellen von sieben Jahren hingegen keinen Einfluss der Bildung auf die Lokalisierung fest.

Berufliche Veränderungen sind bei unter 50-Jährigen in allen Altersgruppen mit höherer Mobilität verbunden (Couper/Ofstedal 2009: 186, Lepkowski/ Couper 2002: 360ff). Beruflich bedingte Umzüge führen dabei häufig über größere Distanzen in eine andere Region, was die Lokalisierung durch den Abbruch von Beziehungen am früheren Wohnort erschweren könnte (Couper/Ofstedal 2009: 187f, Buck 2000: 257). Winkels und Withers (2000: 95) warnen deshalb vor einer Verzerrung der Panelstichprobe, die beruflich mobile Personen und Personen mit Einkommensveränderungen schlechter erfasst als Personen in stabileren Arbeits- und Einkommensverhältnissen. Nach einem Umzug zeigen Gray et al. (1996: 173) jedoch, dass Erwerbstätige auch nach längeren Zeiträumen zwischen den Panelwellen einfacher zu lokalisieren sind als arbeitslose Personen. Das könnte nach Couper und Ofstedal (2009: 186) an der längerfristigen Planung in diesen Fällen liegen. Auch Uhrig (2008: 36) führt die schlechtere Kontaktierbarkeit von Arbeitslosen im BHPS auf Umzüge wegen einer neuen Erwerbstätigkeit oder der Arbeitssuche in einem anderen Gebiet an. Für Umzüge von Selbständigen nach einer Insolvenz prognostizieren sie hingegen eine schwierigere Lokalisierung, da zum Schutz vor Gläubigern weniger Kontaktdaten hinterlassen werden (ebd.: 187). Das Beenden einer Erwerbstätigkeit nach Pensionierungen führt im PSID (ebd.: 186) ebenfalls zu höherer Mobilität. Im HRS zeigt sich erst für die mindestens 80-jährigen Personen eine größere Umzugswahrscheinlichkeit, was aber eher den Effekt von Verschlechterungen im Gesundheitszustand in diesem Alter darstellen dürfte (Couper/Ofstedal 2009: 199), als den direkten Effekt von Pensionierungen.

Für den Bezug von Sozialleistungen (Food Stamp Program) oder niedrigem Einkommen können Couper und Ofstedal (2009: 192) keinen Einfluss auf die Mobilität feststellen, ebenso hat im HRS in der Altersgruppe ab 50 Jahren das Einkommen keinen Einfluss auf die Mobilität (Couper/Ofstedal 2009: 199). Höhere Mobilität bei höherem Einkommen berichtet jedoch Buck (2000: 267) für das BHPS. Die Umzüge finden in diesem Fall eher großräumig statt. Andererseits haben auch große finanzielle Probleme zwangsläufig Mobilität zur Folge, wenn

es zur Delogierung kommt – sei es, weil die Wohnkosten zu hoch oder das Einkommen zu niedrig ist. Groves und Couper (2002: 30) beobachten ebenfalls eine doppelt so hohe Umzugswahrscheinlichkeit von Personen mit einem jährlichen Haushaltseinkommen unter 10.000 USD im Vergleich zu Personen mit einem jährlichen Haushaltseinkommen von über 75.000 USD. In Großbritannien zeigen die Daten des BHPS, dass die Umzüge von Personen in Sozialwohnungen häufiger über kürzere Distanzen erfolgen (Buck 2000: 257f), gleichzeitig sind Umzüge aufgrund zu hoher Wohnkosten aber als ungeplante und vor allem ungewollte Umzüge zu klassifizieren (Buck 2000: 261f), was nach der Argumentation von Couper und Ofstedal zu schwierigerer Lokalisierbarkeit führen könnte. Die Höhe der Wohnkosten im Vergleich zum Einkommen wurde in diesen Arbeiten nicht untersucht, es ist aber bei relativ zum Einkommen sehr hohen Wohnkosten wahrscheinlich, dass ein Teil der Mobilität bei Niedrigeinkommenshaushalten durch den Wechsel zu einer leistbareren Wohnmöglichkeit entsteht, noch bevor es zu einer Delogierung kommt.

Im Haushaltskontext spielen für die geographische Mobilität vor allem zentrale Ereignisse und Veränderungen in der Familie oder im Familienstand eine Rolle. Buck (2000: 259) weist darauf hin, dass per definitionem alle Veränderungen der Haushaltskonstellation außer Geburt, Tod und rein formalen Änderungen des Familienstandes mit Ein- oder Auszügen einhergehen. Dementsprechend sind die länger verheirateten Paare in stabiler Familienzusammensetzung am seltensten mobil und ziehen, wenn doch, eher innerhalb der gleichen Gemeinde um (Buck 2000: 261f). Wahrscheinlicher sind hingegen Umzüge nach dem Eingehen einer Partnerschaft, rund um die Geburt von Kindern, aber auch nach Scheidung oder Verwitwung (Couper/Ofstedal 2009: 186; 192; 199, Buck 2000: 267, Lepkowski/Couper 2002: 260ff, Winkels/Withers 2000: 95).

Die Ergebnisse bezüglich der verheirateten Paare sind zum Teil widersprüchlich: Winkels/Withers (2000: 95) zeigen eine höhere Mobilität verheirateter Paare, die anderen AutorInnen aber eine geringere Mobilität dieser Gruppe. Das dürfte am größeren Einfluss der Geburt von Kindern als der Eheschließung auf die Mobilität zu tun haben: Kinder als zusätzliche Haushaltsmitglieder führen zu Überbelag und durch die geänderten Anforderungen, die die bisherige Wohnung des Paares nicht erfüllt, zu entsprechender Unzufriedenheit mit der Wohnung oder der Wohnumgebung (Buck 2000: 267, 257f). Wird nun das erste Kind in einer Gesellschaft eher unehelich geboren, sind die unehelichen Paare mobiler. Wenn die Paare aber häufiger vor dem ersten Kind heiraten, sind diese mobiler. Singles sind ebenfalls mobiler, da ihr Familienstand weniger stabil ist und sich mit der Aufnahme einer Beziehung auch häufig die Wohnungssituation ändert (Couper/Ofstedal 2009: 192).

Mobilität aus familiären oder wohnungsbezogenen Gründen findet häufig in der gleichen Gemeinde oder im Bezirk statt (Couper/Ofstedal 2009: 187f, Buck 2000: 257f). Durch die geringe Distanz bleibt der Kontakt zum sozialen Umfeld am früheren Wohnort in größerem Maße bestehen und die Lokalisierung wird erleichtert (Couper/Ofstedal 2009: 187f). Plötzliche Veränderungen wie Todesfälle oder Trennungen, aber auch Namenswechsel nach Heirat oder Scheidung können die Wiederauffindbarkeit erschweren (Couper/Ofstedal 2009: 186f, Winkels/Withers 2000: 95). Durch größere Distanz zwischen alter und neuer Adresse ist auch die Lokalisierungswahrscheinlichkeit geringer, wenn Erwachsene wieder bei ihren betagten und unter Umständen pflegebedürftigen Eltern einziehen (Buck 2000: 261f).

MigrantInnen haben selbst oder in ihrer Familie schon Migrationserfahrungen gemacht. Neben der schon realisierten transnationalen Migration sind sie aber auch in ihrem Zielland mobiler als die Bevölkerung ohne Migrationshintergrund (Marik-Lebeck 2009): 33, eigene Berechnungen, Lepkowski/Couper 2002: 263, Couper/Ofstedal 2009: 192). Eine Ausnahme bildet das höhere Alter: im HRS konnte das in der Altersgruppe 50+ nicht nachgewiesen werden (Couper/Ofstedal 2009: 199). Von den mobilen MigrantInnen ist auch die Lokalisierungswahrscheinlichkeit niedriger als bei der übrigen mobilen Bevölkerung (Lepkowski/Couper 2002: 263, Couper/Ofstedal 2009: 188). Lepkowski und Couper (2002: 263f) führen das auf geringere Kooperation von Kontaktpersonen zurück, die keine Angaben über den Verbleib der Stichprobenperson weitergeben, weil geringeres Vertrauen gegenüber den InterviewerInnen und den beteiligten Institutionen besteht. Geringere „willingness to be found“ (Uhrig 2008: 4) kann auch durch einen prekären Aufenthaltsstatus oder bei Problemen mit bürokratischen Auflagen bestehen (vgl. auch Johnson et al. 2002).

Nicht nur transnationale MigrantInnen, sondern auch reine BinnenmigrantInnen sind nach der ersten Wanderung weiterhin mobiler als die noch nie übersiedelten Gruppen. Buck (2000: 256f) weist etwa nach, dass von den Personen mit bereits einem Umzug während des Panels rund ein Viertel in der Panellaufzeit noch mindestens ein weiteres Mal umzieht. Auch Uhrig (2008: 25) interpretiert die geringeren Kontaktaufnahmen mit in den letzten 2 Jahren verzogenen RespondentInnen als Lokalisierungsproblem durch die höhere Mobilität dieser Gruppe. Erklärt werden kann das über die Theorie der sozialen Integration, wonach eine stärkere Beteiligung am Gemeinschaftsleben des Wohnorts die geographische Mobilität vermindert, oder – wenn doch ein Umzug stattfindet – die Lokalisierung erleichtert (Lepkowski/Couper 2002: 360ff, Couper/Ofstedal 2009: 186f). Zeichen für geringere soziale Integration am Wohnort und damit höhere zukünftige Mobilität sind kurze Wohndauer in der Wohnung, ein Zweitwohnsitz, Unzufriedenheit mit der Wohnumgebung, der Wunsch um-

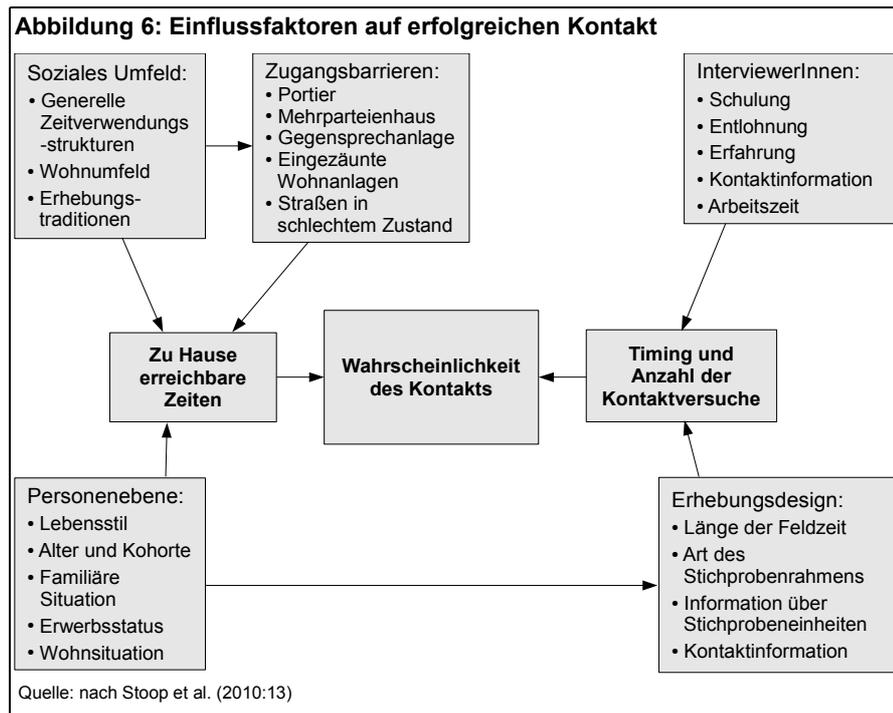
zuziehen oder ein bereits geplanter Umzug (Couper/Ofstedal 2009: 192, 197, Buck 2000: 267, Uhrig 2008: 31). Ob das Rechtsverhältnis als Indikator für die Integration am Wohnort gesehen werden kann, ist umstritten: Lepkowski und Couper (2002: 360ff) sehen höhere Integration von EigentümerInnen, ebenso führt Uhrig (2008: 30) die schlechtere Kontaktierbarkeit von MieterInnen auf deren höhere Mobilität zurück. Couper und Ofstedal (2009: 192) beobachten allerdings keine höhere Mobilität bei MieterInnen. In Großbritannien sind die MieterInnen hingegen deutlich mobiler als die EigentümerInnen. MieterInnen ziehen aber hauptsächlich in der näheren Umgebung um, während EigentümerInnen im Falle eines Umzugs eher weiter wegziehen (Buck 2000: 258). Die unterschiedlichen Ergebnisse liegen zum Teil an der unterschiedlichen Struktur des Wohnungsmarktes in verschiedenen Ländern und zu unterschiedlichen Zeitpunkten.

## 6.2 Kontaktierung

Wie die Lokalisierung ist auch die Kontaktierung im Längsschnitt einfacher als bei der ersten Befragung, da schon einmal ein erfolgreicher Kontakt zustande gekommen ist (Lepkowski/Couper 2002). Das gilt vor allem für jene Personen, deren Lebensrhythmus sich seit der letzten Befragung nicht geändert hat. Im Optimalfall stehen den InterviewerInnen die Kontaktinformationen aus der letzten Welle zur Verfügung, damit sie ihre Kontaktversuche auf die Arbeitszeiten und Terminwünsche der RespondentInnen anpassen können. Ändern sich die für die Kontaktierung relevanten Lebensumstände, kann die Kontaktaufnahme mit höherem Aufwand für die Erhebungsorganisation und die InterviewerInnen verbunden sein, da die Kontaktversuche auf Basis der Vorjahresinformationen nicht optimal geplant werden können.

Stoop et al. (2010: 13) geben einen Überblick über die Einflussfaktoren auf die Kontaktwahrscheinlichkeit im Querschnitt (Abbildung 6), der auch auf Längsschnittbefragungen übertragen werden kann. Wesentlich sind auf Seiten der RespondentInnen die Zeiten, an denen sie zu Hause anzutreffen sind, auf Seiten der Erhebungsorganisation die Zeiten und Anzahl der Kontaktversuche. Zu einer höheren Kontaktwahrscheinlichkeit kommt es demnach, wenn der Zeitpunkt der Kontaktversuche bestmöglich auf jene Zeiten abgestimmt ist, an denen die RespondentInnen auch zu Hause erreichbar sind (Watson/Wooden 2009). Auf Seiten der Erhebungsorganisation und der InterviewerInnen ist es daher von Vorteil, Eigenschaften der RespondentInnen zu kennen und über Wissen zu verfügen, wie daraus die optimalen Kontaktzeitpunkte abgeleitet werden können. Die Bedeutung dieses Faktors ist im Längsschnitt verstärkt, da zusätzlich Informationen über die RespondentInnen aus den letzten Wel-

len verfügbar sind – vorausgesetzt, sie sind optimal verwaltet und sind für die InterviewerInnen zugänglich. Grundsätzlich muss die Feldzeit lang genug sein, damit die InterviewerInnen ausreichend Kontaktversuche durchführen und diese nach Wochentagen und Tageszeiten variieren können (Watson/ Wooden 2009: 161). Nicoletti und Buck (2004: 15) schätzen daher die konkrete Erhebungsorganisation und Feldsituation als bedeutender für den Kontaktierungserfolg ein, als die Charakteristika der RespondentInnen.



Im Zusammenhang mit Armutsgefährdung und Deprivation interessieren jedoch wieder vor allem die Einflussfaktoren, die auf der Personenebene und über das soziale Umfeld die zu Hause verbrachte Zeit beeinflussen. Den zeitlichen Rahmen der persönlichen Zeitverwendungsmuster stellen dabei die gesellschaftlich geprägten Zeitstrukturen dar, wie übliche Essens- und Arbeitszeiten sowie Öffnungszeiten von Geschäften und Einrichtungen. Alter, Erwerbsstatus, Familie und Lebensstil, aber auch die Wohnsituation bestimmen schließlich für jedeN einzelneN die konkreten Zeiten, an denen sie nicht zu Hause anzutreffen sind. Die soziale Integration der RespondentInnen in ihr soziales Umfeld wirkt sich ebenfalls auf die Kontaktwahrscheinlichkeit aus. Kontakt Hindernisse können die Kontaktierung erschweren, auch wenn die RespondentInnen zum Zeitpunkt eines Kontaktversuchs eigentlich zu Hause sind. Darunter fallen bei face-to-face-Befragungen die baulichen Merkmale des Wohnumfelds, etwa Zugangsbarrieren bei Mehrparteienhäusern wie verschlossene Eingangstüren, Gegensprechanlagen oder der Zustand der Zufahrtsstraßen zum Wohngebiet.

Nachfolgend werden die Ergebnisse der Studien von Nicoletti und Peracchi (2005), Uhrig

(2008), Nicoletti und Buck (2004) und Watson und Wooden (2009) zur Kontaktierung bei Längsschnitterhebungen untersucht. Nicoletti und Peracchi verwenden die ersten fünf Wellen des 1994 gestarteten European Community Household Panels (ECHP) aus mehreren europäischen Ländern. Das ECHP ist die Vorgängererhebung von EU-SILC und damit inhaltlich sehr gut vergleichbar. Uhrigs Analyse basiert auf dem British Household Panel Survey (BHPS), von dem er die ersten 14 Wellen verwendet und damit eine deutlich längere Zeitspanne abdeckt als die vierjährigen EU-SILC-Panel. Nicoletti und Buck haben sich ebenfalls mit dem ECHP und dem BHPS befasst, zusätzlich jedoch auch mit dem deutschen sozioökonomischen Panel (SOEP). Dadurch können sie auf länder- und erhebungsspezifische Einflüsse auf die Kontaktwahrscheinlichkeit eingehen. Watson und Wooden (2009) geben einen Überblick über bereits vorliegende Ergebnisse zur Panelmortalität bei verschiedenen Studien und sie legen selbst Analysen zu HILDA vor, einem australischen Haushaltspanel mit den Schwerpunkten Erwerbstätigkeit, Einkommen und Familie. Sie verwenden die ersten vier Wellen dieser 2001 gestarteten Erhebung. Zu berücksichtigen ist jedoch, dass in keiner dieser Studien die Lokalisierung getrennt von der Kontaktierung untersucht wurde und der vorwiegende Ausfallsgrund daher nicht immer eindeutig der Kontaktierung zugeordnet werden kann (vgl. Kapitel 6.1).

Bei Haushaltsbefragungen wird zuerst meist der Kontakt zu einer Auskunftsperson im Haushalt gesucht, die erste Auskünfte über die Haushaltsmitglieder gibt und den Haushaltsteil des Fragebogens beantwortet. In Mehrpersonenhaushalten, in denen neben der Zielperson noch andere, unter Umständen häufiger zu Hause erreichbare Personen leben, kann leichter eruiert werden, wann die Zielperson zu Hause erreichbar ist und der nächste Kontaktversuch darauf abgestimmt werden. Dementsprechend wird dem Haushaltstyp Einfluss auf die Kontaktwahrscheinlichkeit zugesprochen (Watson/Wooden 2009: 165f). Es ist dabei aber nicht die Anzahl der Haushaltsmitglieder ausschlaggebend, sondern die Anzahl der Kinder im Haushalt: Leben mehrere Erwachsene ohne Kinder zusammen, ist die Kontaktaufnahme schwieriger, Kinder im Haushalt erhöhen hingegen die Kontaktwahrscheinlichkeit. Das zeigen sowohl Uhrig (2008: 26f) im BHPS als auch Nicoletti und Peracchi (2005: 777) im ECHP. Begründet wird die höhere Kontaktwahrscheinlichkeit mit den längeren Zeiten, die wegen der Kinderbetreuung in der Wohnung verbracht werden (Watson/Wooden 2009: 170). Watson und Wooden (2009: 172) kommen für die australische HILDA-Erhebung allerdings auf gegenteilige Ergebnisse: Kinder im Haushalt gehen dort mit einer niedrigeren Kontaktwahrscheinlichkeit einher, während die Zahl der Erwachsenen keinerlei Unterschied für die Kontaktaufnahme macht. Verheiratete Personen haben bei HILDA hingegen eine höhere Kontaktwahrscheinlichkeit (Watson/Wooden 2009: 172).

Unterschiedliche Zeitverwendungsstrukturen von jüngeren und älteren Personen können ebenfalls unterschiedliche Kontaktwahrscheinlichkeiten bedingen. So sind nach Watson und Wooden (2009: 161) bei vielen Erhebungen jüngere Personen schwieriger zu kontaktieren als ältere Menschen. Watson und Wooden (2009: 172) für HILDA sowie Uhrig (2008: 22) für das BHPS kommen ebenfalls zu diesem Ergebnis: die Kontaktwahrscheinlichkeit steigt dort mit dem Alter monoton an. Zu berücksichtigen ist, dass dieser Zusammenhang zu einem Teil auch auf Lokalisierungsproblemen im jungen Erwachsenenalter beruht (vgl. Kapitel 6.1).

Nach der höchsten abgeschlossenen Ausbildung beobachtet Uhrig (2008: 38) für das BHPS keine unterschiedlichen Kontaktwahrscheinlichkeiten. Watson und Wooden (2009), Nicoletti und Peracchi (2005) sowie Nicoletti und Buck (2004) sprechen der Bildung ebenfalls keinen Einfluss zu und verwenden sie deshalb nicht für die Schätzung der Kontaktwahrscheinlichkeiten.

Für die Bedeutung des Erwerbsstatus auf die Kontaktwahrscheinlichkeit sind die Ergebnisse der von Watson und Wooden (2009: 167) ausgewerteten Studien nicht eindeutig: Es finden sich sowohl Beispiele für eine leichtere als auch für eine schwierigere Kontaktaufnahme zu Erwerbstätigen im Vergleich zu nicht erwerbsaktiven oder arbeitslosen Personen. Auch Nicoletti und Buck (2004: 12, 20ff) verwenden den Erwerbsstatus in ihrem Modell nicht, weil sich sowohl nach Ländern als auch nach Erhebungen unterschiedliche Auswirkungen zeigen. So haben im SOEP sowohl arbeitslose als auch andere nicht erwerbstätige Personen schlechtere Kontaktwahrscheinlichkeiten, während im deutschen ECHP keine signifikanten Unterschiede bestehen. Im britischen ECHP haben inaktive Personen wiederum eine erhöhte Kontaktwahrscheinlichkeit, im BHPS hingegen arbeitslose Personen seltener erfolgreiche Kontakte. Uhrig (2008: 37) beobachtet im BHPS ebenfalls eine niedrigere Kontaktwahrscheinlichkeit von Arbeitslosen im Vergleich zu Vollzeit-Erwerbstätigen, führt das im Hinblick auf die höhere Mobilität von arbeitslosen Personen aber hauptsächlich auf Lokalisierungsprobleme zurück (vgl. Kapitel 6.1).

Uhrig (2008: 37) beobachtet aber auch Unterschiede in der Kontaktwahrscheinlichkeit, wenn stärker innerhalb der Hauptaktivitäten differenziert wird: Wenn die Erwerbstätigkeit mit mehr als 45 Wochenstunden deutlich über das normale Vollzeitausmaß hinausgeht, liegt im BHPS eine schlechtere Kontaktierbarkeit dieser Personen in der nächsten Welle vor. Zwischen Teil- und Vollzeit-Erwerbstätigen besteht jedoch kein Unterschied. Bei HILDA (Watson/Wooden 2009: 172) ergeben sich ähnliche Ergebnisse: Erwerbstätigen mit mehr als 54 Wochenstunden sind schlechter zu kontaktieren, die höchsten Kontaktwahrscheinlichkeiten haben andere Erwerbstätige. Im BHPS haben bei den nicht erwerbstätigen Personen nur erwerbsunfähige

ge Personen eine höhere Kontaktwahrscheinlichkeit als Vollzeit-Erwerbstätige, PensionistInnen sind hingegen gleich häufig kontaktierbar (Uhrig 2008: 37). Die uneinheitlichen Ergebnisse deuten daraufhin, dass eine tiefergehende Differenzierung notwendig ist, um über Länder und Erhebungen verallgemeinerbare Aussagen treffen zu können.

Im Zusammenhang mit Erwerbstätigkeit sei auch der Unterschied in der Kontaktwahrscheinlichkeit von Männern und Frauen erwähnt: Im BHPS (Uhrig 2008: 23) und bei HILDA (Watson/Wooden 2009: 172) sind Männer insgesamt schlechter erreichbar als Frauen (Uhrig 2008: 23), auch wenn für Erwerbstätigkeit kontrolliert wird. Faktoren wie Alter und Geschlecht erklären auch die bessere Kontaktierbarkeit von RespondentInnen mit erwerbstätigen PartnerInnen oder von BefürworterInnen der 'male breadwinner'-Familie (Uhrig 2008: 38, 42).

Eine besonders aussagekräftige Variable, um den Fehler durch Antwortausfälle beim Indikator 'Armutsgefährdung' zu prüfen, ist das äquivalisierte Haushaltseinkommen, das ja die Berechnungsgrundlage des Indikators darstellt (vgl. Kapitel 5.1). Im ECHP finden Nicoletti und Peracchi (2005: 779) keine unterschiedlichen Kontaktwahrscheinlichkeiten nach der Höhe des äquivalisierten Haushaltseinkommens. Im BHPS haben Personen im niedrigsten Einkommensquintil eine etwas niedrigere, jene im höchsten Quintil eine deutlich niedrigere Kontaktwahrscheinlichkeit als Personen mit mittlerem Einkommen (Uhrig 2008: 39). Watson und Wooden (2009: 175) haben das Haushaltseinkommen nicht für ihr Kontakt-Modell verwendet.

Subjektiv empfundene finanzielle Schwierigkeiten spielen dabei im BHPS keine Rolle für die Kontaktwahrscheinlichkeit (Uhrig 2008: 40). Werden die Angaben zum Einkommen von RespondentInnen in einer Befragungswelle jedoch verweigert, sind diese Personen sowohl im BHPS als auch im ECHP in der nächsten Welle seltener kontaktierbar (Nicoletti/Peracchi 2005: 779, Uhrig 2008: 39).

MigrantInnen und ethnische Minderheiten sind nach Watson und Wooden (2009: 165) eine Gruppe mit niedrigeren Kontaktwahrscheinlichkeiten als die Mehrheitsbevölkerung (vgl. auch Johnson 2002). Vorsicht ist allerdings bei der Übertragung der Ergebnisse geboten, da etwa angesichts unterschiedlicher Bevölkerungs- und Zuwanderungsstrukturen in Großbritannien die niedrigere Kontaktwahrscheinlichkeit von 'non-whites' bei Uhrig (2008: 34) nicht ohne weiteres auf MigrantInnen in Österreich übertragen werden kann. Er schreibt aber allgemein Personen mit Sprachproblemen eine niedrigere Kontaktierbarkeit zu. Auch Watson und Wooden (2009: 172) kommen zu diesem Ergebnis. Es sei aber auch hier darauf verwiesen, dass Lokalisierung nicht getrennt beobachtet wurde und eventuell ein Teil der unterschiedlichen

Kontaktwahrscheinlichkeiten auf Lokalisierungsprobleme dieser mobileren Gruppe zurückzuführen sind. Die unterdurchschnittliche Kontaktwahrscheinlichkeit von MigrantInnen kann zu einem hohen Grad über den Urbanisierungsgrad des Wohnorts erklärt werden, wo spezifische Schwierigkeiten für die Kontaktaufnahme auftreten (Feskens et al. 2007: 400, Groves/Couper 1998, Watson/Wooden 2009: 160).

Diese Schwierigkeiten im städtischen Bereich bestehen „even in a panel study“, wie Uhrig (2008: 30) auf die eigentlich besseren Kontaktinformationen in Längsschnitterhebungen verweist. Kontakthindernisse baulicher Natur wie Gegensprechanlagen und verschlossene Eingangstüren zu Mehrparteienhäusern erschweren demnach auch die erneute Kontaktaufnahme mit RespondentInnen bei persönlichen Befragungen (Watson/Wooden 2009: 160). Dementsprechend haben RespondentInnen in Häusern mit eigenem Eingang im BHPS und bei HILDA höhere Kontaktquoten als Personen, die in Mehrparteienhäusern oder Wohnungen leben (Uhrig 2008: 30, Watson/Wooden 2009: 172). Im ECHP und in HILDA bestehen deswegen auch zu EigentümerInnen höhere Kontaktchancen als zu MieterInnen (Nicoletti/Peracchi 2005: 777, Watson/Wooden 2009: 172). Eine längere Wohndauer an der aktuellen Adresse wird ebenfalls mit höheren Kontaktwahrscheinlichkeiten in Verbindung gebracht (Nicoletti/Peracchi 2005: 777, Watson/Wooden 2009: 172), obwohl auch hier durch den Zusammenhang von kürzerer Wohndauer und höherer geographischer Mobilität ein Teil der Ausfälle auf Schwierigkeiten bei der Lokalisierung zurückzuführen sein wird (vgl. Kapitel 6.1).

Kontaktschwierigkeiten aufgrund der geographischen Lage können aber auch in den am abgelegensten und dünnsten besiedelten Gebieten sowie wirtschaftlich schwachen Regionen auftreten (Watson/Wooden 2009: 172). Dort wäre zwar die individuelle Zugänglichkeit durch die baulichen Strukturen unproblematisch, die niedrigeren Kontaktwahrscheinlichkeiten in diesen Gebieten sind jedoch durch die größeren Distanzen begründet, die die InterviewerInnen für jeden Kontaktversuch zurücklegen müssen.

Soziale Integration ins Wohnumfeld wird häufig mit Wohnungseigentum und Betreuungspflichten operationalisiert (Watson/Wooden 2009: 161), die beide mit höheren Kontaktwahrscheinlichkeiten verbunden werden. Uhrig (2008: 45f) verwendet in diesem Zusammenhang auch die Partizipation in Organisationen als Indikator für soziale Integration. RespondentInnen, die in mehr als drei Organisationen Mitglied sind, sind demnach ebenfalls leichter zu kontaktieren. Politische Partizipation und die bloße Aktivität in Organisationen ohne Mitgliedschaft hat im BHPS jedoch keinen Einfluss auf die Kontaktwahrscheinlichkeit.

### 6.3 Kooperation

Nach der Kontaktaufnahme muss die Kooperation der RespondentInnen erreicht werden, was den komplexesten Teil des gesamten Befragungsprozesses darstellt. Handelt es sich bei Lokalisierung und Kontaktierung hauptsächlich um Antwortausfälle aufgrund administrative Probleme, spielen bei der Anfrage zur Teilnahme an der Erhebung auch Dimensionen wie Werte und Einstellungen sowie psychologische und situationsspezifische Aspekte eine wesentliche Rolle.

Der Hauptgrund für einen Antwortausfall in dieser Stufe des Befragungsprozesses ist eine Verweigerung, „a decision by a selected sample unit not to respond to the survey“ (Lynn 2009: 55). Ein anderer möglicher Ausfallsgrund ist die fehlende Befragungsfähigkeit der RespondentInnen, etwa durch Krankheit oder geringe Sprachkenntnisse (Lynn 2009: 49). Diese Probleme treten aber seltener auf als Verweigerungen, da oft nicht alle Haushaltsmitglieder betroffen sind und sie auf Ebene der einzelnen Person durch Proxyinterviews<sup>19</sup> oder Übersetzungen überbrückt werden können.

Abbildung 7 gibt einen Überblick über die Einflussfaktoren auf die Kooperation. Das Setting, in dem ein großer Teil des Entscheidungsprozesses abläuft, ist die Interaktion zwischen InterviewerIn und RespondentIn. Groves und Couper (2002: 35) zählen vier Bereiche auf, die die Entscheidung der RespondentInnen für oder gegen die Kooperation beeinflussen. Es handelt sich dabei auf Seiten der RespondentInnen um den gesellschaftlichen Hintergrund und ihr soziales Umfeld, sowie ihre persönlichen Eigenschaften und ihre Haushaltssituation. Auf Seiten der Erhebungsorganisation sind das Erhebungsdesign und die Eigenschaften der InterviewerInnen zu berücksichtigen.

Im Detail führen Groves und Couper (2002: 36f) für das soziale Umfeld die Häufigkeit von Erhebungsanfragen in einer Gesellschaft an, die gesellschaftlichen Einstellungen zu Erhebungen und jene von bestimmten Subgruppen ebenso wie die Einstellungen des direkten sozialen Umfelds, der Urbanisierungsgrad der Wohnumgebung und die persönlichen Einstellungen der RespondentInnen. Diese können sich je nach Erhebungsdesign unterschiedlich auswirken, also nach Erhebungsmethode, Thema der Befragung, Erhebungsorganisation, Auftraggeber oder Zweck der Befragung verschiedene Reaktionen auslösen.

---

<sup>19</sup> Proxyinterview: Informationen der eigentlichen RespondentIn werden den InterviewerInnen von einer dritten Person mitgeteilt.



Wenn das Thema der Befragung mit den persönlichen Interessen der RespondentInnen überlappt, ist eine höhere Kooperation an der Erhebung zu erwarten. Das kann jedoch zu einem höheren Fehler durch Antwortausfälle führen, da das Interesse vermutlich mit den persönlichen Erfahrungen oder Einstellungen der RespondentInnen zu tun hat und sich RespondentInnen und ausfallende Personen demnach in diesem Punkt sehr stark unterscheiden (Groves et al. 2002: 176). Incentives sollen für die weniger interessierten RespondentInnen einen alternativen Anreiz für die Kooperation bieten, um die unterschiedlichen Antwortquoten der Gruppen mit unterschiedlich hohem Interesse auszugleichen und den Fehler durch Antwortausfälle zu verringern (Groves et al. 2004: 179).

Lynn (2009: 44) verweist darauf, dass die RespondentInnen auch die Belastung bewerten, mit der die Erhebung voraussichtlich verbunden sein wird. Kriterien dafür sind etwa der zeitliche Aufwand, die kognitiven Anforderungen, die Sensibilität des Themas und das Risiko, das mit der Beantwortung der Fragen verbunden wird, etwa wenn es um illegale oder sozial unerwünschte Verhaltensweisen geht. Diese Belastungen können als Opportunitätskosten gesehen werden, die je nach RespondentIn unterschiedlich hoch eingeschätzt werden (Groves et al. 2002: 176). Für diese Einschätzung werden auch Erfahrungen bei früheren Befragungssituationen herangezogen, im Längsschnitt natürlich auch jene der Befragung in der Vorwelle (Watson/Wooden 2009: 163).

Zusätzlich spielt nach Groves et al. (2002: 176) auch der Grad der sozialen Isolation der RespondentInnen eine Rolle: Bei hoher sozialer Isolation ist der persönliche Zugang der InterviewerInnen zu den RespondentInnen erschwert, etwa bei RespondentInnen mit sehr niedrigem oder sehr hohem sozioökonomischen Status, wenigen sozialen Beziehungen oder geringem Vertrauen zu gesellschaftlichen Institutionen und anderen Menschen.

Die Interaktion der InterviewerInnen mit den ausgewählten Personen ist ein zentraler Moment im Befragungsprozess (Lynn 2009: 43f). Die RespondentInnen werden mit der Anfrage zur Teilnahme an der Erhebung konfrontiert<sup>20</sup> und müssen sich während des Gesprächs mit der InterviewerIn entweder zur Kooperation entscheiden, also für die Teilnahme an der Befragung, oder sie verweigern und versuchen die Interaktion abzubrechen. Die RespondentInnen nehmen dabei die Person der InterviewerIn mit ihrem Auftreten und Aussehen wahr, was ebenfalls ihre Reaktion beeinflusst. Das Auftreten und Verhalten der InterviewerInnen selbst ist wiederum geprägt von ihrer Schulung, ihrer Erfahrung und ihren Erwartungen an die Situation, etwa ob die RespondentInnen leicht oder schwer zur Kooperation zu bewegen sein werden. Im Optimalfall verstärken die Eigenschaften und Aussagen der InterviewerInnen die vorhandenen Interessen und Wünsche der RespondentInnen und schwächen gleichzeitig ihre Vorbehalte ab (Groves et al. 2004: 189f).

Die Anfrage zur Kooperation wird von RespondentInnen und InterviewerInnen auf Basis psychologischer Prinzipien (Groves/Cialdini/Couper 1992, zit. nach Lynn 2009: 43) und kommunikationstheoretischen 'Skripts' (Groves/Couper 2002: 41, Schnell 1997: 161ff) verhandelt. Die RespondentInnen verfolgen bewusst oder unbewusst bestimmte Strategien zur Entscheidungsfindung sowie zur Durchsetzung dieser Entscheidung. Die InterviewerInnen wollen hingegen von vornherein Verweigerungen vermeiden, wenden zur Reaktion auf dennoch auftretende Verweigerungen aber auch spezifische Überzeugungsstrategien an (Lynn 2009: 42). Um Hinderungsgründe auszuräumen, die aus der momentanen Situation entstehen, etwa Zeitknappheit, Krankheit oder Todesfälle in der Familie reagieren sie etwa durch das Anbieten eines späteren Termins (Lynn 2009: 43).

Groves, Singer und Corning (2000) liefern mit der 'leverage-saliency-theory of survey participation' ein Modell für die Entscheidungsfindung der RespondentInnen, das die einzelnen Einflussfaktoren zusammenführt. Die AutorInnen argumentieren, dass sich die verschiedenen involvierten Faktoren gegenseitig beeinflussen und je nach Kombination zu unterschiedli-

---

<sup>20</sup> Ein Ankündigungsschreiben vor der Kontaktaufnahme durch die InterviewerInnen, das im Vorfeld über die Erhebung informiert, wird hier nicht berücksichtigt, da durch die ankündigende Darstellung noch kein Handlungsbedarf auf Seiten der RespondentInnen besteht. Manche RespondentInnen teilen ihre Verweigerung jedoch schon nach Erhalt der Ankündigung mit (Lynn 2009: 38). Anders verhält sich die Situation bei postalischen oder online Befragungen, wo die Interaktion nur schriftlich erfolgt und danach bereits eine Handlung erwartet wird.

chen Ergebnissen führen. Die RespondentInnen würden während ihrer Entscheidungsfindung die einzelnen Faktoren einerseits nach ihrer ansprechenden oder abstoßenden Wirkung bewerten und andererseits danach gewichten, wie viel Bedeutung sie den jeweiligen Faktoren zumessen. Je nach den eigenen Präferenzen wird daher die Entscheidung von RespondentIn zu RespondentIn unterschiedlich ausfallen. Ein Thema kann etwa für eine Respondentin so interessant sein, dass es schwerer wiegt als die als zu lang eingeschätzte Dauer der Befragung und sie sich zur Teilnahme entschließt, während für einen anderen das gleiche Thema so negativ assoziiert ist, dass andere positiv besetzte Faktoren das nicht ausgleichen können und er verweigert. Ein wesentlicher Schluss daraus ist, dass Befragte sehr unterschiedlich auf den Kontakt durch die InterviewerInnen reagieren und die Anfrage daher möglichst gut an die jeweilige RespondentIn angepasst werden muss, um erfolgreich zu sein.

Beim ersten Kontakt mit einer Erhebungsanfrage bei Querschnittsbefragungen oder in der ersten Panelwelle werden die Entscheidung zu einer Verweigerung meist sehr schnell getroffen (Groves et al. 2002: 175). Schnell (1997: 157) erklärt dies durch die relativ geringe Bedeutung, die die RespondentInnen einer Erhebung im Allgemeinen beimessen. Dadurch liegt für die RespondentInnen eine sogenannte 'low-cost-situation' vor, also eine Entscheidung, deren Ausgang für sie weder großen Nutzen noch hohe Kosten mit sich bringt. Schnell weist darauf, dass solche Entscheidung sehr spontan getroffen werden, was 'mental coin-flipping' genannt wird. Dadurch ist die Entscheidung nicht vorhersehbar und kann von unzähligen situationsspezifischen Merkmalen beeinflusst sein. Das erklärt auch, weshalb ein Teil der ursprünglichen Verweigerungen bei einer erneuten Kontaktierung doch zur Kooperation bereit ist (Groves et al. 2002: 175).

Lepkowski und Couper (2002: 261f) sowie Schnell (1997: 141ff) verweisen auf die unterschiedlichen Voraussetzungen der Kooperation bei Quer- und Längsschnittbefragungen: Ab der zweiten Welle im Längsschnitt kennen die RespondentInnen schon mehr Details über die Erhebung, etwa über den genauen Ablauf, die Dauer, die Schwierigkeiten bei der Beantwortung der Fragen, unter Umständen ist sogar der/die gleiche InterviewerIn wieder eingesetzt. Die RespondentInnen sind auch über die wiederholte Befragung im Panel informiert. Das führt dazu, dass einerseits mehr Informationen für die Entscheidung herangezogen werden können, andererseits zwischen den Wellen auch mehr Zeit für die Entscheidungsfindung besteht. Das bedeutet eine bessere Entscheidungsgrundlage und einen bewusster durchdachten Entscheidungsprozess. So könnten Befragungen in der Vorwelle, die sich für die Befragten wider erwarten als sehr unangenehm herausgestellt haben, dazu führen, dass die weite-

re Teilnahme im Panel abgelehnt wird. In die andere Richtung könnten Bedenken über Datenschutz oder betrügerische Absichten zerstreut werden, wenn sich inzwischen herausgestellt hat, dass keine negativen Folgen aus der Teilnahme erwachsen sind.

Obwohl dadurch im Längsschnitt die Entscheidungen besser nachvollziehbar sind und weniger von scheinbar zufälligen Faktoren beeinflusst sind, bleibt die statistische Nachvollziehbarkeit des Kooperationsprozesses schwierig. Die psychologischen Prozesse und die Details der Interaktion zwischen InterviewerInnen und RespondentInnen werden in den üblicherweise dokumentierten Metadaten einer sozialwissenschaftlichen Erhebung nicht erfasst. Groves und Couper (2002: 37) argumentieren jedoch für die Verwendung soziodemographischer Eigenschaften der RespondentInnen wie Alter, Bildung oder Haushaltstyp als Indikatoren für die psychologische Prädisposition der RespondentInnen und den Verlauf der Interaktion mit den InterviewerInnen. Daraus erklären sich auch die unterschiedlichen Kooperationsquoten nach diesen Merkmalen, obwohl kein direkter kausaler Zusammenhang mit Kooperation oder Verweigerung besteht. So kann höhere Bildung etwa das Interesse am Thema der Erhebung beeinflussen, aber auch mit einem höheren Selbstbewusstsein einhergehen. Allein lebende Personen könnten misstrauischer und ängstlicher gegenüber dem Besuch von Fremden in der Wohnung sein als Personen, deren Haushalt größer ist. Die von Groves und Couper vorgeschlagenen Merkmale hängen auch mit Armutsgefährdung und finanzieller Deprivation zusammen. In Folge werden deshalb die Ergebnisse zur Kooperation in Bezug auf diese Merkmale von Nicoletti und Peracchi (2005), Uhrig (2008), Nicoletti und Buck (2004) und Watsons und Woodens (2009)<sup>21</sup> für die Hypothesenbildung herangezogen. Uhrig hat dabei explizit Verweigerungen untersucht, die anderen die Kooperation insgesamt einschließlich Befragungsfähigkeit.

Je größer der Haushalt, insbesondere je mehr Erwachsene im Haushalt leben, desto niedriger ist die Kooperation im BHPS (Uhrig 2008: 26), ECHP, SOEP (Nicoletti/Buck 2004: 12) und bei HILDA (Watson/Wooden 2009: 178). Das könnte durch eine – tatsächliche oder empfundene – höhere RespondentInnenbelastung in größeren Haushalten begründet sein. So ist der organisatorische Aufwand, um mit allen Personen Termine zu vereinbaren, in größeren Haushalten höher. Die Befragungsdauer ist an sich zwar zwischen den Haushaltmitgliedern aufgeteilt, etwaige Proxy-Interviews müssen aber von anderen Haushaltmitgliedern übernommen werden und diese sind dadurch stärker belastet.

Die Ergebnisse zum Familienstand im BHPS gehen in eine ähnliche Richtung: Geschiedene und verwitwete Personen haben dort eine höhere Kooperationswahrscheinlichkeit als Perso-

---

21 Zur Datengrundlage dieser Arbeiten vgl. Kapitel 6.2

nen mit anderem Familienstand (Uhrig 2008: 25). Nicoletti und Peracchi (2005: 779) sehen im ECHP hingegen einen negativen Einfluss auf die Kooperationswahrscheinlichkeit, wenn Personen nicht in einer Partnerschaft zusammenleben. Nicoletti und Buck (2004: 19ff) beobachten das nur in den deutschen Stichproben des ECHP und des SOEP, aber nicht signifikant für die britischen Daten. Watson und Wooden (2009: 178) finden bei HILDA keine unterschiedlichen Kooperationswahrscheinlichkeiten nach Familienstand.

Im Haushalt lebende Kinder bedeuten in den meisten hier untersuchten Studien keine Unterschiede in der Kooperationswahrscheinlichkeit. Einzig Uhrig (2008: 26f) merkt für das BHPS einen Effekt für die Anzahl der Kinder unter 12 Jahren im Haushalt an: je mehr Kinder und je jünger diese sind, desto höher ist die Kooperationsbereitschaft.

Die jüngeren Erwachsenen haben neben einer niedrigeren Kontaktwahrscheinlichkeit auch eine niedrigere Kooperationswahrscheinlichkeit als die Personen mittleren Alters, die am wahrscheinlichsten kooperieren (Watson/Wooden 2009: 178, Nicoletti/Buck 2004: 12). Im höheren Alter gibt es zum Teil ebenfalls niedrigere Kontaktwahrscheinlichkeiten (Watson/Wooden: 2009: 178), zum Teil ist die Kontaktwahrscheinlichkeit im höheren Alter jedoch nicht niedriger als im mittleren Alter (Nicoletti/Buck 2004: 12). Uhrig (2008: 22) sieht eine geringere Kooperationswahrscheinlichkeit hingegen nur für die ältesten Personen, Nicoletti und Peracchi (2005: 779) stellen hingegen keine Unterschiede nach dem Alter fest.

Der 'Bildungsbias' in sozialwissenschaftlichen Erhebungen ist ein häufig beschriebenes Phänomen, wonach die Antwortbereitschaft mit höherer Bildung durch größeres Interesse an sozialwissenschaftlichen Themen zunimmt (Rendtel 1995: 144). Uhrig (2008: 38) beobachtet diesen Effekt im BHPS und Watson und Wooden (2009: 178) bei HILDA. Im ECHP ist der Bildungsbias nach den Analysen von Nicoletti und Peracchi (2005: 779) jedoch nicht vorhanden und auch Nicoletti und Buck (2004: 12) entfernen die Bildungsvariable aus ihrem Modell für das BHPS, SOEP und das ECHP, da kein signifikanter Zusammenhang nachweisbar ist. Ein Grund für die unterschiedlichen Ergebnisse könnte in der Beobachtung von Watson und Wooden (2009: 166) liegen, die bei ihrer Analyse von Ergebnissen anderer Studien zwar eine Tendenz zum Bildungsbias feststellen, allerdings ist das Ausmaß des Bias dort gering.

Nimmt man für vielbeschäftigte und unter Zeitdruck stehende Personen hohe Opportunitätskosten für eine Befragung an, so muss man annehmen, dass diese seltener kooperieren werden (vgl. „Busyness“-Hypothese von Abraham et al. 2006). Besonders betroffen sind davon Personen mit höherem Einkommen aufgrund stärkerer beruflicher Verpflichtungen und den damit verbundenen Stressfaktoren. Zusammen mit dem Bildungsbias führt dieses Phänomen zum sogenannten „Mittelschichtsbias“. Mittelschichtsbias bedeutet eine niedrigere

Kooperationswahrscheinlichkeit der unteren und oberen Gruppen in der Einkommensverteilung und damit eine überproportionale Beteiligung der Mittelschicht (Rendtel 1995: 17).

Im Längsschnitt kann der Mittelschichtsbias allerdings nur bedingt nachvollzogen werden. So haben in allen hier untersuchten Studien die Vollzeit-erwerbstätigen unabhängig von Einkommen und beruflicher Stellung niedrigere Kooperationswahrscheinlichkeiten als nicht erwerbstätige Personen (Uhrig 2008: 37, Watson/Wooden 2009: 178, Nicoletti/Peracchi 2005: 779, Nicoletti/Buck 2004: 12). Nur im BHPS haben Arbeitslose eine so niedrige Kooperationswahrscheinlichkeit wie die Vollzeit-Erwerbstätigen (Uhrig 2008: 37), in den anderen Studien haben sie mit den anderen nicht erwerbstätigen Personen vergleichbare Kooperationswahrscheinlichkeiten.

Nur Uhrig und Watson und Wooden haben in ihren Modellen auch das äquivalisierte Haushaltseinkommen<sup>22</sup> berücksichtigt, Uhrig zusätzlich auch die subjektiv bewertete finanzielle Situation. Während Watson und Wooden (2009: 178) keine unterschiedliche Kooperationswahrscheinlichkeit nach dem Haushaltseinkommen feststellen, so beobachtet Uhrig (2008: 39) eine höhere Kooperationswahrscheinlichkeit bei Personen im untersten Einkommensquintil im Vergleich zu den übrigen Einkommensgruppen. Dieses Ergebnis steht im Gegensatz zu den Erwartungen auf Basis der Bildungs- und Mittelschichtsbias-Hypothesen, die ja eine niedrigere Kooperationsbereitschaft erwarten lassen würden. Aber auch die Personen, deren Haushalt subjektiv empfunden in finanziellen Schwierigkeiten steckt, haben im BHPS eine höhere Kooperationswahrscheinlichkeit als jene ohne finanzielle Schwierigkeiten (Uhrig 2008: 40). Personen, die Angaben zum Einkommen verweigern, haben hingegen deutlich geringere Kooperationswahrscheinlichkeiten in der nächsten Welle (Uhrig 2008: 39, Watson/Wooden 2009: 177).

MigrantInnen sind vor allem durch Sprachbarrieren an der Befragungsteilnahme gehindert, Watson und Wooden (2009: 178) berichten etwa höhere Kooperationswahrscheinlichkeit für englischsprachige Personen als für jene mit schlechten Sprachkenntnissen in der Amtssprache. Obwohl sie bei guten Sprachkenntnissen eigentlich eine ähnlich hohe Kooperationsbereitschaft von MigrantInnen wie für die ansässige Bevölkerung erwarten (Watson/Wooden 2009: 165), haben bei HILDA nicht in Australien geborene Personen eine niedrigere Kooperationswahrscheinlichkeit (ebd: 178). Das könnte an subjektiv hoch empfundenen Opportunitätskosten liegen, etwa wenn Ängste bezüglich des Datenschutzes bestehen. Die Auswirkungen einer solchen Weitergabe können für MigrantInnen ungleich höher sein als für die Durchschnittsbevölkerung: würden zuständige Behörden über einen prekären Aufenthaltsstatus

---

<sup>22</sup> Für die Definition vgl. Kapitel 5.1.

oder illegale Erwerbstätigkeit informiert, kann das vom Verlust des Erwerbseinkommens, von Sozialleistungen oder Wohnbeihilfen bis hin zur Ausweisung und Abschiebung führen (Johnson et al. 2002). Im BHPS hat Migrationshintergrund jedoch keine Auswirkungen auf die Kooperationswahrscheinlichkeit, sondern werden wie beim Kontakt durch das hauptsächlich urbane Umfeld dieser Gruppe bestimmt (Uhrig 2008: 23, 34). Nicoletti und Peracchi sowie Nicoletti und Buck haben MigrantInnen nicht in ihren Modell berücksichtigt.

Im urbanen Bereich ist die Kooperationsbereitschaft geringer, zum einen Folge von stärkerer sozialer Isolation (Watson/Wooden 2009: 167), zum anderen aber auch auf geringere Hilfsbereitschaft und Reziprozität in den sozialen Kontakten zurückzuführen, die BewohnerInnen von Städten angesichts der täglichen Menge an Anfragen aufweisen (Schnell 1997: 174).

## 6.4 Zusammenfassung und Hypothesen

Wie wirken sich nun die Antwortausfälle in den einzelnen Stufen des Befragungsprozesses insgesamt auf das Befragungsergebnis aus? Uhrig (2008: 60ff) hat für das BHPS neben den Ausfällen bei Kontaktierung und Kooperation auch die gesamten Antwortausfälle modelliert. Seine Ergebnisse legen nahe, dass die signifikanten Merkmale für die Ausfälle in den einzelnen Stufen auch für die Antwortausfälle insgesamt von Bedeutung sind.

Zwei spezifische Konstellationen in den einzelnen Stufen führen in Uhrigs Analyse jedoch zu einer Veränderung der Signifikanz in der Gesamtbetrachtung: erstens betrifft dies Merkmale, die auf die Ausfälle in den einzelnen Stufen des Befragungsprozesses in die entgegengesetzte Richtung wirken, also die Wahrscheinlichkeit eines Ausfalls in der einen Stufe erhöhen, in einer anderen aber verringern. Insgesamt betrachtet haben diese Merkmale dann keine Bedeutung mehr für die Ausfallwahrscheinlichkeit. Zweitens sind es Merkmale, die auf mehrere Stufen in die gleiche Richtung wirken, in der einzelnen Stufe jedoch keine Signifikanz aufweisen. In Summe kann daraus trotzdem ein signifikanter Einfluss auf die Ausfallwahrscheinlichkeit resultieren.

Zum ersteren Typ der Ausnahmen gehören im BHPS bestimmte Hauptaktivitäten, insbesondere Erwerbstätigkeit mit mehr Wochenstunden als bei einer üblichen Vollzeittätigkeit, Betreuungspflichten und Hausarbeit oder ein Studium. Weiters das Haushaltseinkommen im niedrigsten Quintil, ein tertiärer Bildungsabschluss, die älteste Geburtskohorte in der Stichprobe, das Geschlecht und die Haushaltsgröße. Zum zweiten Typ der Ausnahmen gehört eine Teilzeit-Erwerbstätigkeit im Vergleich zu Vollzeit-Erwerbstätigkeit sowie mit einer berufstätigen PartnerIn zusammenzuleben.

Der Vergleich der verschiedenen Erhebungen in den vorangegangenen Abschnitten hat gezeigt, dass nicht alle Personen mit bestimmten Merkmale immer die gleichen Ausfallwahrscheinlichkeiten aufweisen. So sind die Ergebnisse nach der Hauptaktivität oder dem Alter sehr unterschiedlich. Zum gleichen Schluss kommen Behr et al. (2005) bei ihrer Analyse der Panelmortalität im ECHP. Der ECHP-Datensatz ermöglicht vergleichende Analysen über alle teilnehmenden Länder und die verschiedenen Wellen. Länderspezifische Eigenheiten führen zu unterschiedlichen Ausfallmustern, die schwer verallgemeinerbar sind, es zeigen sich aber auch innerhalb der Länder Unterschiede in den einzelnen Wellen des Panels und in gleichzeitig laufenden Panels mit anderem Erhebungsdesign (Behr et al. 2005: 503). So haben in den südeuropäischen Ländern und Irland eher Personen mit höheren Haushaltseinkommen erhöhte Ausfallsquoten, in den zentral- und nordeuropäischen Ländern jedoch eher die unteren Einkommensgruppen (ebd.: 496, vgl. auch Vandecasteele/Debels 2006).

In manchen Ländern wie auch in Österreich lässt sich wiederum kein Einfluss des Haushaltseinkommens nachweisen. Für Österreich zeigen Behr et al. (2005: 510) nur eine höhere Ausfallwahrscheinlichkeit der unter 30-jährigen, Einkommen oder Hauptaktivität spielen hingegen keine Rolle. Für alle untersuchten Länder gemeinsam betrachtet ist jedoch das Haushaltseinkommen ein signifikanter Indikator: je höher das Haushaltseinkommen, desto höher die Ausfallwahrscheinlichkeit. Höhere Ausfallwahrscheinlichkeiten treten ebenfalls bei unter 30-jährigen, bei verzogenen Haushalten und nicht verheirateten Personen auf. Niedrigere Ausfallwahrscheinlichkeiten haben hingegen Frauen, Personen mit tertiärer Bildung und nicht erwerbsaktive Personen.

Zusammengefasst gibt es für den Großteil der Merkmale, die einen hohen Einfluss auf Armutsgefährdung und Deprivation haben, auch empirische Belege für unterschiedliche Ausfallwahrscheinlichkeiten. Dadurch kann nicht ausgeschlossen werden, dass bezüglich dieser Merkmale verzerrte Schätzer berechnet werden. Wie sich die Datenlage bei EU-SILC in dieser Hinsicht darstellt, wird in Kapitel 8 analysiert. Als Ausgangsbasis für die empirische Untersuchung dienen aus der Literatur entwickelten Hypothesen, die in Abbildung 8 dargestellt sind.

**Abbildung 8: Hypothesen zum Zusammenhang von Antwortausfällen und Einflussfaktoren für Armutsgefährdung und finanzieller Deprivation**

---

<b>Einkommen und finanzielle Deprivation</b>	
H1	Die unterste Einkommensgruppe und Personen mit finanziellen Schwierigkeiten haben höhere Ausfallwahrscheinlichkeiten als Personen mit mittleren und höheren Einkommen ohne finanzielle Schwierigkeiten.

---

<b>Haushaltskonstellation</b>	
H2a	Personen aus größeren Haushalten, vor allem ohne Kinder, haben eine höhere Ausfallwahrscheinlichkeit, vor allem durch schwierigere Kontaktierung und weniger Kooperationsbereitschaft.
H2b	Personen in Haushalten mit jüngeren Kindern haben eine höhere Kooperationsbereitschaft. Durch Schwierigkeiten bei der Lokalisierung durch Umzüge nach der Familiengründung ist insgesamt jedoch keine niedrigere Antwortwahrscheinlichkeit zu erwarten.
H2c	Personen ohne PartnerIn im Haushalt sind mobiler und daher schwieriger zu lokalisieren, haben zum Teil aber eine höhere Kooperationsbereitschaft, was insgesamt zu einer durchschnittlichen bis niedrigeren Antwortwahrscheinlichkeit führt.
H2d	Personen im mittleren Alter haben die höchste Antwortwahrscheinlichkeit, junge Erwachsene die niedrigste. Auch bei den ältesten Personen könnte die Antwortwahrscheinlichkeit etwas niedriger sein.
H2e	Männer haben eine niedrigere Antwortwahrscheinlichkeit als Frauen.

---

<b>Hauptaktivität</b>	
H3	Teilzeit erwerbstätige und erwerbsunfähige Personen haben die höchste Antwortwahrscheinlichkeit. Arbeitslose, Studierende und Erwerbstätige mit sehr hoher Wochenstundenzahl die niedrigste Antwortwahrscheinlichkeit.

---

<b>Bildung und Qualifikation</b>	
H4	Höhere Bildung lässt eine höhere Antwortwahrscheinlichkeit erwarten.

---

<b>Wohnintegration</b>	
H5	Personen mit Wohnungseigentum haben höhere Antwortwahrscheinlichkeiten als MieterInnen.

---

<b>Region</b>	
H6	Personen in urbanen Gebieten und in abgelegenen, strukturschwachen Regionen haben niedrigere Antwortwahrscheinlichkeiten.

---

<b>Migrationshintergrund</b>	
H7	MigrantInnen haben eine niedrigere Antwortwahrscheinlichkeit als die übrige Bevölkerung.

---

## 7 Antwortausfälle der EU-SILC-Panel

Bevor die Antwortwahrscheinlichkeiten für verschiedene Gruppen verglichen werden, werden als Bezugsrahmen in diesem Kapitel die Panelstichprobe und die Antwortausfälle der EU-SILC-Panel insgesamt dargestellt.

### 7.1 Panelstichprobe

In Tabelle 1 sind die Stichprobengrößen der vier berücksichtigten EU-SILC Panelrotationen in Welle 1 dargestellt. Insgesamt wurden in den vier Rotationen in 8.444 Haushalten 17.218 Stichprobenpersonen ins Panel aufgenommen. Die Panelstichprobe von Rotation R4/2004 ist mit 4.834 Personen am umfangreichsten, da auch die Personen aus Rotation R1/2004 in dieses Panel aufgenommen wurden. Rotation R1/2005 hat mit 4.022 Personen die kleinste Panelstichprobe. Die Rotationen R2/2006 hat mit 4.174 Personen eine ähnliche Größe wie Rotation R3/2007 mit 4.188 Personen.

**Tabelle 1: Panelstichproben der Rotationen R4/2004, R1/2005, R2/2006 und R3/2007**

	Gepooltes Panel	Rotation			
		R4/2004 <sup>2)</sup>	R1/2005	R2/2006	R3/2007
n					
<b>Adressen in Welle 1</b>					
Bereinigte Bruttostichprobe <sup>1)</sup>	14.276	3.721	3.747	3.534	3.274
Nettostichprobe	8.444	2.276	1.986	2.058	2.124
<b>Personen in Haushalten</b>					
= Panelstichprobe	17.218	4.834	4.022	4.174	4.188

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2007, eigene Berechnungen. - 1) Bereinigt um stichprobenneutrale Ausfälle in Welle 1. 2) Inklusive Stichprobe der Rotation 1 von 2004, die ins Panel der Rotation 4 eingegangen ist.

### 7.2 Wave Nonresponse

Bei EU-SILC in Österreich gibt es in den drei untersuchten Rotationen für 755 Personen eine Lücke in erhobenen Daten durch Wave Nonresponse (Tabelle 2). Der höchste Anteil an Wave Nonresponse besteht in Welle 2 der Rotation R4/2004, wo für 11% der Panelstichprobe erst in Welle 3 wieder Daten erhoben werden konnten. Trotz der niedrigeren Wave Nonresponse in Welle 3 (2%) hat R4/2004 dadurch mit insgesamt 13% von allen Rotationen die höchste Wave Nonresponse. In R1/2005 beträgt der Anteil insgesamt 3%, in R2/2006 sind überhaupt nur zwei und in R3/2007 nur 6 Personen betroffen.

**Tabelle 2: Wave Nonresponse bei EU-SILC**

	Gepooltes Panel		Rotation							
			R4/2004		R1/2005		R2/2006		R3/2007	
	n	in %	n	in %	n	in %	n	in %	n	in %
<b>Panelstichprobe</b>	17.218	100	4.834	100	4.022	100	4.174	100	4.188	100
<b>Personen mit Wave Nonresponse</b>	761	4	615	13	138	3	2	0	6	0
davon in										
Welle 2	654	4	512	11	137	3	1	0	4	0
Welle 3	107	1	103	2	1	0	1	0	2	0

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen.

Das seltene Vorkommen von Wave Nonresponse in Rotation R2/2006 und R3/2007 liegt daran, dass die Praxis der Weiterverfolgung von Personen mit Wave Nonresponse ab EU-SILC 2008 in Österreich beendet wurde und seitdem alle Antwortausfälle als endgültige Ausfälle behandelt und nicht mehr in die Stichprobe der nächsten Welle aufgenommen werden. Daher kann Wave Nonresponse in R2/2006 und R3/2007 nur noch beim Sonderfall der sogenannten Fusion von Stichprobenhaushalten (VO (EG) 1981/2003: Anhang 1 j) vorkommen. Ein Fusionshaushalt entsteht, wenn eine Stichprobenperson aus ihrem ursprünglichen Haushalt (Ursprungshaushalt) in einen anderen Haushalt (Splithaushalt) auszieht, in einer der nächsten Wellen aber wieder im Ursprungshaushalt lebt und dort befragt wird (vgl. S. 14). Wave Nonresponse tritt unter diesen Voraussetzungen dann auf, wenn die ausgezogene Person nicht befragt werden konnte, während sie im Splithaushalt lebte.

Für Längsschnittauswertungen werden häufig 'balanced panels', also die Teilstichprobe mit vollständigen Angaben in allen Panelwellen, oder Daten von aufeinanderfolgenden Wellen verwendet. Die lückenhaften Daten von Rückkehrern können für diese Analysedesigns nicht verwendet werden. Aus diesem Grund wird bei der Analyse der EU-SILC-Panel im folgenden die Wave Nonresponse der Erhebungsjahre 2004 bis 2007 wie ein endgültiger Ausfall aus dem Panel behandelt und die Antworten aus den Wellen nach der Wave Nonresponse nicht berücksichtigt.

### 7.3 Befragungsergebnis im Panel

Abbildung 9 stellt die einzelnen Ausprägungen vor, mit denen Antwortausfälle bei EU-SILC in Österreich dokumentiert werden und wie diese einzelnen Ausfallstypen den in Kapitel 4.2 dargestellten Gruppen von Antwortausfällen zugeordnet werden. Der administrative Ausfall, bei dem die Zugehörigkeit zur Grundgesamtheit unbekannt ist, umfasst nicht bearbeitete Adressen und Verkleinerungen der Stichprobe während der Panellaufzeit. Ausfälle bei der Lokalisierung sind nicht gefundene oder nicht recherchierbare Adressen. Wenn an der letz-

ten bekannten Adresse bei der nächsten Befragung das Gebäude nicht mehr vorhanden ist, die Wohnung leer steht oder andere Bewohner vorgefunden werden, bedeutet das einen Umzug der Stichprobenpersonen und damit eine nicht erfolgreiche Lokalisierung, wenn die aktuelle nicht recherchiert werden konnte. Die Kontaktierung konnte nicht stattfinden, wenn während der Feldarbeit kein Zugang zur Adresse möglich ist, nie jemand an der Adresse angetroffen wird oder der Haushalt über den gesamten Zeitraum der Feldarbeit nicht zu Hause ist. Mangelnde Kooperation liegt vor, wenn die Mitarbeit von vornherein verweigert wird oder die Mitarbeit Mitten in der Befragung abgebrochen wird. Die Befragungsfähigkeit kann beeinträchtigt sein durch mangelnde Sprachkenntnisse und fehlende Möglichkeit der Übersetzung, oder durch Krankheit oder Behinderung – wobei hier der ganze Haushalt betroffen sein kann oder immer nur die nicht befragungsfähigen Haushaltsmitglieder angetroffen werden.

**Abbildung 9: Befragungsergebnisse bei EU-SILC**

Administrativer Ausfall	Lokalisierung	Kontaktierung	Kooperation	Befragungsfähigkeit
Adresse nicht bearbeitet  Stichprobenreduktion	Adresse unauffindbar	Kein Zugang zur Adresse (zB Hochwasser)	Mitarbeit verweigert	Kein Bewohner spricht genügend Deutsch
	Gebäude nicht existent (zB Abriss)	Niemand anwesend	Mitarbeit abgebrochen	Keine auskunftsfähige Person anwesend
	Keine Wohnung (Büro, Lokal, Fabrik uÄ)	Gesamter Haushalt ist während Feldarbeit vorübergehend abwesend		Haushalt kann nicht antworten (Krankheit, Behinderung usw.)
	Wohnung leerstehend			Sonstiger Ausfallsgrund
	Kein Bewohner mit Hauptwohnsitz			

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010

Tabelle 3 gibt eine Übersicht über die Befragungsergebnisse der vier Panelstichproben von 2004 bis 2010. Von 17.218 Stichprobenpersonen konnte in den vier Panelstichproben der Haushalt von 8.739 Personen in jeder Panelwelle erhoben werden. Pro Rotation liegen für 50% bis 52% der Panelstichprobe Antworten vor. In R4/2004 ist der Anteil der Antworten mit 52% am höchsten, gefolgt von R1/2005 mit 51%. Aus R2/2006 und R3/2007 haben mit 50% die wenigsten Stichprobeneinheiten ein vollständiges Panel beantwortet. 491 Antworten sind in den vier Rotationen insgesamt in mindestens einer Welle als unvollständige Antworten einzustufen, was 2-4% der Panelstichproben ausmacht.

In 35% bis 45% der Panelstichprobe trat in den vier Rotationen ein Antwortausfall bei Einheiten der Grundgesamtheit auf, in R4/2004 am häufigsten, in R3/2007 am seltensten. 4 bis 5% der Stichprobe konnten nicht mehr lokalisiert werden, 1 bis 2% waren nicht mehr befragungsfähig. Am stärksten schwanken die Anteile der Ausfälle bei Kontaktierung und aufgrund von Verweigerungen. R/2004 hat 12% Ausfälle bei Kontaktierung, in den anderen Rotationen liegt der Anteil unter 10%. Der Anteil der Verweigerungen ist in den drei älteren Rotationen sehr ähnlich mit 27 bis 28%. In Rotation 3/2007 liegt er nur bei 22%.

**Tabelle 3: Befragungsergebnis der EU-SILC-Panel**

	Gepooltes Panel		Rotation							
			R4/2004		R1/2005		R2/2006		R3/2007	
	n	in %	n	in %	n	in %	n	in %	n	in %
<b>Panelstichprobe</b>	17.218	100	4.834	100	4.022	100	4.174	100	4.188	100
Antworten	8.739	51	2.525	52	2.052	51	2.070	50	2.092	50
davon mit unvollständigen Antworten	491	3	101	2	110	3	115	3	165	4
Ausfälle Gesamt	8.479	49	2.309	48	1.970	49	2.104	50	2.096	50
Ausfälle von Einheiten der Grundgesamtheit	6.968	40	2.174	45	1.606	40	1.708	41	1.480	35
davon										
Lokalisierung	752	4	172	4	218	5	202	5	160	4
Kontaktierung	1.452	8	559	12	276	7	261	6	356	9
Verweigerung	4.497	26	1.338	28	1.071	27	1.187	28	901	22
Nicht befragungsfähig	267	2	105	2	41	1	58	1	63	2
Zugehörigkeit zur Grundgesamtheit nicht bekannt	1.015	6	0	0	244	6	256	6	515	12
davon										
Nicht bearbeitet	144	1	0	0	23	1	62	1	59	1
Stichprobenreduktion	871	5	0	0	221	5	194	5	456	11
Stichprobenneutrale Ausfälle	496	3	135	3	120	3	140	3	101	2

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen. - Personen in Haushalten.

1% der Stichprobe wurde in den drei seit 2005 gestarteten Rotationen nicht bearbeitet. Bis auf eine Ausnahme betrifft das nur das Erhebungsjahr 2008. In R4/2004 gibt es keine unbearbeiteten Fälle. Bei den anderen administrativen Ausfällen bei EU-SILC handelt es sich um Fälle, die im Erhebungsjahr 2008 aus der Panelstichprobe entfernt wurden, um eine Verkleinerung der Längsschnittstichprobe zu erreichen. Dazu wurden ganze Haushalte durch eine geschichtete Zufallsauswahl ausgewählt und aus dem Panel genommen (Till-Tentschert et al. 2009a: 8f). 221 Stichprobenpersonen der Rotation R1/2005, 194 Stichprobenpersonen aus R2/2006 und 456 Stichprobenpersonen aus R3/2007 wurden 2008 deshalb nicht weiterbefragt. Das entspricht 5%, in R3/2007 sogar 11% der in Welle 1 ins Panel aufgenommenen Stichprobenpersonen. Stichprobenneutrale Ausfälle machen in R4/2004 und Rotation 1/2005 und 2/2006 3%, in der 2007 gestarteten Rotation 2 % der Panelstichprobe aus.

## 7.4 Panelmortalität

Tabelle 3 weist für die EU-SILC Panelstichproben der Rotationen R4/2004, R1/2005, R2/2006 und R3/2007 das Befragungsergebnis nach Abschluss des gesamten Panels, also aller vier Wellen aus. In allen Rotationen liegt für mindestens die Hälfte der Stichprobenpersonen ein vollständiges Panel vor. In R2/2006 und R3/2007 mit liegen 50% Antwortausfällen die höchste Panelmortalität vor, gefolgt von R1/2005 mit 49%. In R4/2004 ist die Panelmortalität mit 47% am niedrigsten. In Absolutzahlen hat das vollständige Panel der Rotati-

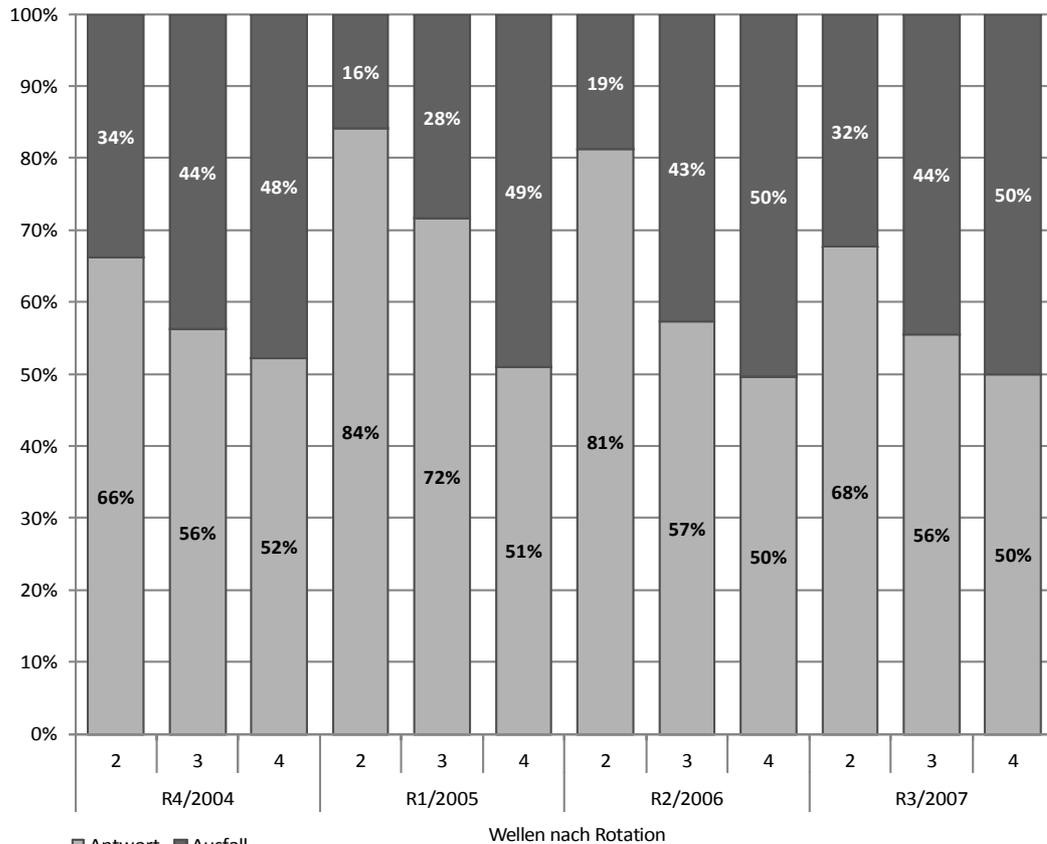
on R4/2004 auch die größte Fallzahl (2.543 Personen). Durch einen größeren Stichprobenumfang haben R2/2006 und R3/2007 trotz häufigerer Antwortausfälle eine etwas größere Nettostichprobe als R1/2005 (2.081 und 2.102 im Vergleich zu 2.065 Personen).

Betrachtet man die Akkumulation der Antwortausfälle über die vier Wellen, so kann der Verlauf der Panelmortalität beobachtet werden. Hinter den sehr ähnlichen Ergebnissen am Ende des Panels verbergen sich in den einzelnen Wellen sehr unterschiedliche Häufigkeiten von Antwortausfällen, wie in Abbildung 10 zu sehen ist. Rotation R4/2004 und R3/2007 verzeichnet in Welle 2 fast drei Viertel der gesamten Panelmortalität, weil 33% bzw. 32% der Stichprobenpersonen aus dem Panel ausfallen. Dieses hohe Ausmaß an Ausfällen in einer einzigen Welle findet sich in den beiden anderen Rotation nicht wieder, da sich darin vor allem die Anfangsschwierigkeiten der Implementierung des Längsschnittdesigns nach einem Wechsel des Erhebungsinstituts widerspiegeln. In Rotation 3/2007 ist rund ein Drittel der Ausfälle zwar auf den administrativen Ausfall wegen der Stichprobenreduktion zurückzuführen, trotzdem wäre der Anteil der Ausfälle in dieser Welle höher als in der zweiten Welle der übrigen beiden Rotationen (vgl. Tabelle 3). In diesen anderen Rotationen ist die höchste Panelmortalität im Jahr 2008 zu verzeichnen, als die Panelstichproben verkleinert wurden (vgl. Kapitel 7.3): in Welle 4 von R1/2005 sind 21% der Panelstichprobe ausgefallen, in Welle 3 von R2/2006 24%. Die Antwortausfälle der 2008 weiterbefragten Stichprobenpersonen machen im Erhebungsjahr 2008 mit 15% in R1/2005 und 19% in R2/2006 jedoch trotzdem einen höheren Anteil an der Stichprobe aus als bei der vorangegangenen Welle. Dazu könnten wie in Welle 2 von Rotation R1/2004 die umfangreichen Änderungen bei der Feldarbeit bei EU-SILC 2008 beigetragen haben: Es fand erneut ein Wechsel des Feldarbeitsinstituts statt und mit telefonischen Befragungen (CATI) wurde neben den persönlichen Befragungen (CAPI) ein neuer Befragungsmodus eingeführt.<sup>23</sup> Über alle Rotationen gesehen lagen in Wellen ohne Institutswechsel die Ausfälle damit bei höchstens 18% der Panelstichprobe: R1/2005 in Welle 2 und 3 (15% bzw. 12%), R2/2006 in Welle 2 (18%) sowie R3/2007 in Welle 3 (12%). In R4/2004 ab Welle 3 (9% bzw. 4%) und in R2/2006 und R3/2007 in Welle 4 (8% bzw. 5%) lagen die Ausfälle unter 10%.

---

23 CAPI: Computer Assisted Personal Interviewing, face-to-face; CATI: Computer Assisted Telephone Interviewing

**Abbildung 10: Verlauf der Panelmortalität der EU-SILC-Panel**



Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen. - Personen in Haushalten in % der Panelstichprobe in Welle 1.

R1/2004 und R3/2007 sind damit die einzigen Rotationen, auf die der von anderen Panelerhebungen zu erwartende Verlauf einer abnehmenden, also langsamer voranschreitenden Panelmortalität mit hohen Ausfällen in Welle 2 und danach immer geringeren Ausfällen pro Welle zutrifft (vgl. für das SOEP Kroh/Spieß 2006, BHPS Uhrig 2008, ECHP Behr et al. 2002). Grafisch drückt sich das in Abbildung 10 in einer immer flacher werdenden Kurve der im Panel verbleibenden Personen aus.

## 7.5 Ausschöpfung der EU-SILC-Panel

Das relative Ausmaß der Antworten kann auch durch die Ausschöpfungsquote ausgedrückt werden (vgl. Kapitel 4.3). Dadurch wird auch die Veränderung der Grundgesamtheit berücksichtigt, indem die Bruttostichprobe um die stichprobenneutralen Ausfälle bereinigt wird (vgl. Formel (4.1) und (4.2)). In Tabelle 4 sind die Ausschöpfungsquoten auf Haushalts- und Personenebene dargestellt, sowohl für die gesamte Panellaufzeit von vier Wellen als auch von Welle zu Welle. Auf Haushaltsebene ist zu berücksichtigen, dass in jeder Welle zusätzliche Splithaushalte durch Teilung von Haushalten entstehen. Diese werden zur Bruttostichprobe

der Welle hinzugerechnet.

Die Ausschöpfung für die gesamte Paneldauer liegt auf Personenebene über alle Panel bei 52%. In Rotation R4/2004 ist diese Quote mit 54% am höchsten, in R1/2005 liegt sie bei 53% und in den Rotationen R2/2006 und R3/2007 bei 51%. Auf Haushaltsebene liegt die Ausschöpfung außer in R4/2004 niedriger als auf Personenebene: in R3/2007 bei 46%, in R2/2006 bei 50%, in R1/2005 bei 49% und insgesamt bei 50%.

**Tabelle 4: Ausschöpfungsquoten des Haushalts der EU-SILC-Panel**

	Gepooltes Panel		Rotation							
			R4/2004		R1/2005		R2/2006		R3/2007	
	Personen	Haushalte	Personen	Haushalte	Personen	Haushalte	Personen	Haushalte	Personen	Haushalte
<b>Ausschöpfungsquoten</b>										
Gesamt	52%	50%	54%	54%	53%	49%	51%	50%	51%	46%
Wellen einzeln										
Welle 2	75%	72%	67%	66%	85%	85%	82%	82%	68%	60%
Welle 3	82%	80%	86%	85%	86%	85%	72%	68%	83%	82%
Welle 4	86%	83%	94%	93%	72%	66%	88%	88%	91%	90%
<b>Berechnungsgrundlage</b>										
<b>Panelstichprobe</b>	17.218	8.444	4.834	2.276	4.022	1.986	4.174	2.058	4.188	2.124
<b>Welle 2</b>										
Bruttostichprobe	17.218	8.444	4.834	2.276	4.022	1.986	4.174	2.058	4.188	2.124
Stichprobenneutrale Ausfälle	204	180	62	55	37	32	59	50	46	43
Neue Splithaushalte	n.z.	645	n.z.	118	n.z.	58	n.z.	113	n.z.	354
Antworten	12.800	6.447	3.197	1.541	3.380	1.707	3.391	1.731	2.832	1.468
<b>Welle 3</b>										
Bruttostichprobe	12.800	6.447	3.197	1.541	3.380	1.707	3.391	1.731	2.832	1.468
Stichprobenneutrale Ausfälle	180	158	44	39	52	44	50	45	34	30
Neue Splithaushalte	n.z.	466	n.z.	82	n.z.	94	n.z.	202	n.z.	88
Antworten	10.312	5.378	2.719	1.354	2.878	1.488	2.390	1.279	2.325	1.257
<b>Welle 4</b>										
Bruttostichprobe	10.312	5.378	2.719	1.354	2.878	1.488	2.390	1.279	2.325	1.257
Stichprobenneutrale Ausfälle	112	102	29	28	31	28	31	29	21	17
Neue Splithaushalte	n.z.	378	n.z.	56	n.z.	201	n.z.	59	n.z.	62
Antworten	8.739	4.717	2.525	1.291	2.052	1.103	2.070	1.152	2.092	1.171

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen. - Antwort: Erfolgreiche Befragung des gesamten Haushalts.

Berechnung der Ausschöpfungsquoten: Personen: Gesamt: Antworten in Welle 4/(Panelstichprobe – neutrale Ausfälle aller Wellen); Wellen einzeln: Antworten/(Antworten der Vorwelle – neutrale Ausfälle in der Welle). - Haushalte: Gesamt: Antworten in Welle 4/(Panelstichprobe – neutrale Ausfälle aller Wellen + Splithaushalte aus allen Wellen);

Wellen einzeln: Antworten/(Antworten der Vorwelle – neutrale Ausfälle in der Welle + neue Splithaushalte in der Welle).

In den einzelnen Wellen steigt in einem Panel die Ausschöpfung üblicherweise mit jeder Welle an, da die Gruppen mit höherer Ausfallwahrscheinlichkeit stärker ausfallen und ein immer höherer Anteil an Personen mit höherer Antwortwahrscheinlichkeit im Panel verbleibt. Insgesamt ist das auch bei den EU-SILC-Paneln der Fall: In Welle 2 beträgt die Ausschöpfung 75% auf Personenebene bzw. 72% auf Haushaltsebene. In Welle 3 schon 82% bzw. 80% und in Welle 4 86% bzw. 83%. In Welle 2 ist die Ausschöpfung in Rotation 2/2004 mit 67%

bzw. 66% am niedrigsten, gefolgt von Rotation R3/2007 mit 68 bzw. 60%. In Rotation 3/2007 wurde die Welle 2 aber im Erhebungsjahr 2008 erhoben, daher ist hier die Stichprobenreduktion mit ein Grund für die niedrigere Ausschöpfung. Im Erhebungsjahr 2008 ist die Stichprobenreduktion auch der Grund für die niedrigere Ausschöpfung als in der Vorwelle von Welle 4 in R1/2005 und Welle 3 in R2/2006. In den anderen Wellen liegt die Ausschöpfung auf Personenebene durchwegs über 80%, in Welle 4 von R4/2004 und R3/2007 sogar über 90%.

Durch Stichprobenverkleinerung können die Ausfälle, die direkt bei der Bearbeitung der Stichprobe entstehen, nicht isoliert über das gesamte Panel miteinander verglichen werden. Nimmt man für die aus dem Panel entfernten Personen die gleiche Ausschöpfung an, wie sie für die verbliebenen Haushalte eingetreten ist, so ist das Bearbeitungsergebnis in R1/2005 und R3/2007 über das gesamte Panel am erfolgreichsten. Die Bearbeitung von R2/2006 ist mit R4/2004 vergleichbar.

## 8 Auswirkungen von Armutslagen auf Antwortausfälle bei EU-SILC

Der Literaturüberblick in Kapitel 6 hat gezeigt, dass alle Merkmale, die auf Armutsgefährdung und Deprivation wirken, auch mit unterschiedlichen Ausfallwahrscheinlichkeiten einhergehen können. Da die Merkmale zum Teil in unterschiedliche Richtungen wirken und nicht immer signifikante Unterschiede auftreten, werden die konkret bei EU-SILC in Österreich auftretenden Ausfallmuster im folgenden untersucht.

### 8.1 Datengrundlage und Operationalisierung

In der Längsschnittkomponente von EU-SILC besteht ab der zweiten Welle aus den Vorwellen viel Wissen über die Antwortausfälle. Dieses kann genutzt werden, für die zentralen EU-SILC-Statistiken mögliche Verzerrungen durch Antwortausfälle im Längsschnitt abzuschätzen, die dem in Kapitel 4.4.3 dargestellten Common Cause Model entsprechen. Die Untersuchung von Panelmortalität hat einen strukturellen Vorteil gegenüber der Untersuchung von Antwortausfällen im Querschnitt: Die Ausgangsbasis für das Panel bilden jene Personen, bei denen bereits eine erste Befragung durchgeführt werden konnte. Dadurch steht für die Panelstichprobe ein rich sampling frame zur Verfügung, also ein Stichprobenrahmen mit sehr vielen Informationen über die Stichprobenpersonen. Damit kann eine Analyse wie im ersten in Kapitel 4.4.4 beschriebenen Verfahren durchgeführt werden. Durch die wiederholte Befragung der gleichen Merkmale im Panel liegen auch die zentralen Indikatoren aus der früheren Welle vor, was besonders hilfreich für die Einschätzung von Verzerrungen durch Antwortausfälle bei eben diesen Merkmalen ist (Lynn 2009: 54).

In die Datengrundlage der Analyse wird nur ein Teil der Panelstichprobe eingeschlossen (vgl. Rendtel 1995: 194):

- (1) in Welle 1 in das Panel aufgenommene Stichprobenpersonen,
- (2) die während der Dauer des Panels in der Grundgesamtheit verblieben sind, d.h. nicht verstorben, ins Ausland oder in einen Anstaltshaushalt verzogen sind,
- (3) und die in allen vier Panelwellen bearbeitet werden sollten, d.h. die wegen der Stichprobenreduktion ausgeschlossenen Fälle werden nicht berücksichtigt, da für diese der Ausfallsprozess bekannt ist.

Für die Analyse verbleiben damit in allen vier Rotationen 15.851 Fälle, die in Tabelle 5 dargestellt sind. 55% davon sind Antworten und 45% Antwortausfälle.

**Tabelle 5: Datengrundlage für die Analyse**

	Gepooltes Panel		Rotation							
			R4/2004		R1/2005		R2/2006		R3/2007	
	n	in %	n	in %	n	in %	n	in %	n	in %
<b>Gesamt</b>	15.851	100	4.699	100	3.681	100	3.840	100	3.631	100
Antworten	8.739	55	2.525	54	2.052	56	2.070	54	2.092	58
davon mit unvollständigen Antworten	491	3	101	2	110	3	115	3	165	5
Ausfälle Gesamt	7.112	45	2.174	46	1.629	44	1.770	46	1.539	42
Ausfälle von Einheiten der Grundgesamtheit	6.968	44	2.174	46	1.606	44	1.708	44	1.480	41
davon										
Lokalisierung	752	5	172	4	218	6	202	5	160	4
Kontaktierung	1.452	9	559	12	276	7	261	7	356	10
Verweigerung	4.497	28	1.338	28	1.071	29	1.187	31	901	25
Nicht befragungsfähig	267	2	105	2	41	1	58	2	63	2
Nicht bearbeitet	144	1	0	0	23	1	62	2	59	2

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen. - Personen in Haushalten.

Als Antworten gelten Fälle mit einer Antwort in jeder der vier Wellen des Panels (vgl. Kapitel 4 und 7). Als Grund für den Ausfall aus dem Panel wird der Ausfallgrund herangezogen, der in der letzten Welle der Bearbeitung des Falles im Panel stattfand (vgl. Kapitel 7.3). Die vier EU-SILC-Rotationen werden für die folgenden Analysen gepoolt. Einerseits stehen dadurch in kleineren Gruppen höhere Fallzahlen zur Verfügung. Andererseits werden so die doch starken Veränderungen bei der Feldarbeit in den verschiedenen Erhebungsjahren durch verschiedene Erhebungsorganisationen und unterschiedliche Vorgehensweisen in verschiedenen Jahren geglättet. Das Ziel ist ja, von solchen Bearbeitungsmerkmalen unabhängige Unterschiede zu erfassen, und die Zusammenhänge mit den inhaltlich wesentlichen Merkmalen der Erhebung zu untersuchen. Der Ausfallsprozess in Welle 1 kann aber auch die Ausfälle in den Folgewellen beeinflussen, etwa wenn mit den sogenannten „hard-to-get-households“ (Lynn/Clarke 2002: 329) oder „reluctant respondents“ (ebd.) in Welle 1 mit hohem Aufwand doch noch eine Befragung durchgeführt werden kann, diese sich aber nicht langfristig an das Panel binden wollen, sondern in Welle 2 ausfallen. Die Analysen von Lynn und Clarke (2002: 328f) zeigen, dass sich diese Gruppen bei Merkmalen in Zusammenhang mit Einkommen und Erwerbstätigkeit von den leicht zu befragenden unterscheiden können. In dem hier verwendeten Untersuchungsdesign würden diese Fälle nur auffallen, wenn sie in Welle 1 befragt werden. Da diese Verzerrungen in den einzelnen Rotationen unterschiedlich ausfallen können, wird für die Rotationen kontrolliert.

Im folgenden werden nach den im Literaturüberblick identifizierten relevanten Merkmalen Quoten für den Verbleib im Panel berechnet sowie Antwortwahrscheinlichkeiten prognostiziert. Die Antwortwahrscheinlichkeiten werden multivariat mithilfe logistischer Regressionen

und der Maximum-Likelihood-Schätzung berechnet (vgl. z.B. Best/Wolf 2010, Backhaus et al. 2003). Wenn die Antwortquoten bzw. Antwortwahrscheinlichkeiten stark unterschiedlich ausfallen, ist das ein Hinweis auf Verzerrungen in Bezug auf die erklärenden Merkmale. Die Standardfehler zum Testen der Unterschiede werden mit der Prozedur für komplexe Stichprobendesigns des Statistikprogramms SAS berechnet. Dadurch wird das Stichprobendesign in der ersten Welle berücksichtigt, insbesondere die Klumpung der Stichprobenpersonen in den Haushalten und in Rotation 3/2007 die Stratifizierung über die Bundesländer. Die Analysen werden anhand der ungewichteten Stichprobe vorgenommen, da die Gewichtung hauptsächlich die Antwortausfälle in Welle 1 ausgleicht. Das beeinflusst zwar das Gewicht der Ausfälle einzelner Stichprobenpersonen bei der Hochrechnung, ist für die Analyse der Verzerrung in der Stichprobe zwischen Welle 1 und Welle 4 aber nicht relevant.

Die Operationalisierung von Armutslagen sowie dem Großteil der ausgewählten Kovariaten, Kontakt- und Bearbeitungsmerkmale entspricht den von Till-Tentschert et al. (2009a) verwendeten Definitionen. Die Programmierung der Merkmale wurde vom SILC-Team bei Statistik Austria für diese Arbeit zur Verfügung gestellt. In Abbildung 11 und 12 sind die Definitionen dargestellt. Die Verteilungen der Merkmale finden sich im Anhang in Tabelle 17 bis 20.

**Abbildung 11: Operationalisierung von Armutgefährdung und finanzieller Deprivation**

Hypothese	Merkmal (bezogen auf Welle 1)	Beschreibung
H1 Einkommen und finanzielle Deprivation	Äquivalisiertes Netto-Haushaltseinkommen	Netto-Haushaltseinkommen: Erwerbseinkommen, Sozialleistungen, Kapitaleinkommen und Zahlungen zwischen Haushalten aller Haushaltsmitglieder des Kalenderjahrs vor der Befragung. Äquivalisierung: Berechnung von Personeneinkommen, gewichtet mit EU-Skala (erste Person hat Gewicht von 1, jede weitere Person ab 14 Jahren 0,5 und jedes Kind unter 14 Jahren 0,3).
	Armutgefährdung	Das äquivalisierte Haushaltseinkommen einer Person beträgt weniger als 60% des Medians des Haushaltseinkommens.
	Einkommensgruppen	Niedrig: Armutgefährdung Mittel: Äquivalisiertes Haushaltseinkommen beträgt 60-120% des Medians des äquivalisierten Haushaltseinkommens Hoch: Äquivalisiertes Haushaltseinkommen beträgt mehr als 120% des Medians des äquivalisierten Haushaltseinkommens
	Finanzielle Deprivation	Mind. zwei dieser Merkmale sind nicht leistbar: die Wohnung angemessen warm zu halten, regelmäßige Zahlungen in den letzten 12 Monaten rechtzeitig zu begleichen, notwendige Arzt- oder Zahnarztbesuche, unerwartete Ausgaben bis zu 900€ aus eigenen Mitteln finanzieren zu können, neue Kleidung bei Bedarf zu kaufen, jeden zweiten Tag Fleisch, Fisch (oder entsprechende vegetarische Speisen) zu essen, Freunde oder Verwandte einmal im Monat zum Essen einzuladen.
	Armutslagen	Kein Mangel: weder armutsgefährdet noch finanziell depriviert. Einkommensmangel: armutsgefährdet, aber keine finanzielle Deprivation. Teilhabemangel: keine Armutgefährdung, aber finanzielle Deprivation. <b>Manifeste Armut: armutsgefährdet und finanziell depriviert.</b>
	Risikogruppen	Haushalte mit ... Langzeitarbeitslosigkeit: Haushalt in dem mind. eine Person mind. 12 Monate arbeitslos war Haupteinkommensquelle Sozialleistungen: ohne Langzeitarbeitslosenhaushalte. Behinderung: Personen im Erwerbsalter (20-64 Jahre) jüngstem Kind zwischen 4-6 Jahren

Quelle: Till et al. 2008: 95ff, Till et al. 2009: 181ff.

**Abbildung 12: Operationalisierung der Kovariaten auf Armutslagen**

Hypothese	Merkmal (bezogen auf Welle 1)	Beschreibung
H2 Haushalts- konstellation	Anzahl der Erwachsenen und Kinder im Haushalt	Kind: alle Kinder bis 16 Jahre sowie nicht erwerbstätige Kinder zwischen 16-27 Jahre
	PartnerIn im Haushalt	
	Alter	Zum Stichtag 1. Jänner vor der Befragung.
	Geschlecht	
	Haupteinkommensquelle	mit Pension: Haushalt mit Haupteinkommensquelle Pension ohne Pension: andere Haupteinkommensquelle
H3 Hauptaktivität	Derzeitige Hauptaktivität	Selbsteinschätzung: Vollzeit erwerbstätig Teilzeit erwerbstätig (erwerbstätig umfasst unselbständige, selbständige oder mithelfende Erwerbstätigkeit) Pension Arbeitslos Haushalt: Elternkarenz, Haushaltsführend, Betreuungspflichten, nicht erwerbsfähig aufgrund einer gesundheitlichen Beeinträchtigung, sonstige nicht erwerbstätige In Ausbildung: SchülerIn, Studierende, PraktikantIn
	Höchste abgeschlossene Ausbildung	Im formalen Bildungssystem. Max. Pflichtschule: Kein Pflichtschulabschluss oder Pflichtschule Lehre/mittlere Schule: Lehre (Berufsschule, Meister-, Werkmeisterausbildung, 'Krankenpflegeschule, Andere berufsbildende mittlere Schule Matura: AHS-Oberstufe, Berufsbildende höhere Schule Normalform und Kolleg, Abiturientenlehrgang Universität: Universität, Akademie, Fachhochschule Erstabschluss oder Doktoratsstudium
H4 Bildung und Qualifikation	Rechtsverhältnis an der Wohnung	Eigentum: Haus- oder Wohnungseigentum Miete: Miete einer Gemeindewohnung oder Genossenschaftswohnung, sonstige Hauptmiete, Untermiete, mietfreies Haus (nicht Eigentümer) oder mietfreie Wohnung (nicht Eigentümer)
H5 Wohn- integration	Einwohnerzahl in der Region	Wien Gemeinden mit mehr als 100.000 EinwohnerInnen (Graz, Linz, Salzburg, Innsbruck) Gemeinden mit mehr als 10.000 EinwohnerInnen Gemeinden mit höchstens 10.000 EinwohnerInnen
H6 Region	Personen in Haushalten mit	
H7 Migrations- hintergrund	AusländerInnen	AusländerInnen: Personen ohne EU- oder EFTA-Staatsbürgerschaft
	Eingebürgerten	Eingebürgerte: Personen, die die österreichischer Staatsbürgerschaft angenommen haben und davor keine EU- oder EFTA-Staatsbürgerschaft besaßen. Ohne Haushalte mit AusländerInnen
<b>Kontakt- und Bearbeitungsmerkmale</b>		
Kontakt	Festnetztelefon	Im Haushalt gibt es ein Festnetztelefon
	Art des Gebäudes	Einfamilienhaus Zweifamilien- oder Reihenhauses Mehrparteienhaus mit 0-9 Wohneinheiten Mehrparteienhaus mit 10+ Wohneinheiten Anderes Gebäude (z.B. Schulwartzwohnung in der Schule)
Mobilität	Jahr des Einzugs	Einzugs- oder Geburtsjahr, bezogen auf das am längsten im Haushalt lebende Haushaltsmitglied.
	Mobilität des Haushalts	Während des Panels wurde dokumentiert: Umzug Kein Umzug
InterviewerInnen und Erhebungsorganisation	Anzahl erfolgreicher Befragungen pro interviewerIn	
	Anzahl bearbeiteter Adressen pro InterviewerIn	
	Monat des Feldendes	
Item-Nonresponse	Anteil des erhobenen Betrags am Haushaltseinkommen	Bezogen auf das Netto-Haushaltseinkommen. Fehlende Angaben zu Einkommensbeträgen werden imputiert.
	Mittlere Item-Nonresponse in Personenfragebögen des Haushalts	Ausmaß der Item-Nonresponse bei allen Fragen des Personenfragebogens, gewichtet nach Anzahl der dadurch fehlenden Folgefragen in der Filterführung. Fragen zum Einkommen sind ebenfalls höher gewichtet.
	Art der Erhebung des Personenfragebogen	Persönliches Interview Proxyinterview: Auskunft zur Zielperson durch anderes Haushaltsmitglied

Quelle: Till et al. 2008: 95ff, Till et al. 2009: 181ff.

## 8.2 Antwort- und Bearbeitungsquoten

### 8.2.1 Armutsgefährdung und finanzielle Deprivation

In Folge wird geprüft, ob sich die Ausfallmuster von Personen in benachteiligten Lebenslagen von jenen mit höherem Lebensstandard unterscheiden. Einen ersten Hinweis gibt, ob sich der Anteil der Personen in Armutslagen in Welle 1 an den insgesamt befragten in dieser Welle von diesem Anteil in Welle 4 unterscheiden. In Tabelle 6 sind die Werte dargestellt. In Welle 1 machen finanziell deprivierte Personen 13,1% der hier betrachteten Untergruppe der Nettostichprobe aus. In Welle 4 beträgt der Anteil der Personen, die in Welle 1 finanziell depriviert waren, nur mehr 11,6% und ist damit leicht, aber signifikant zurückgegangen. Für Armutsgefährdete besteht keine signifikanten Unterschiede zwischen Welle 1 und Welle 4 bestehen (13% in Welle 1 bis 3, 12% in Welle 4). Auch für die Verkreuzung von Armutsgefährdung und finanzieller Deprivation sind die Anteile nahezu unverändert. Implizit bedeutet das, dass sich die Ausfallsquoten der finanziell deprivierten Personen von jenen der armutsgefährdeten und jenen ohne Mangel unterscheiden werden.

**Tabelle 6: Anteil der Personen in Armutslagen von Welle 1 bis Welle 4**

Merkmal in Welle 1	Anteil an befragten Personen			
	Welle 1	Welle 2	Welle 3	Welle 4
	in % (SE)			
<b>Finanziell depriviert</b>	13,1 (0,4)	12,6 (0,5)	12,2 (0,5)	11,6 (0,5)
<b>Armutsgefährdet</b>	13,1 (0,4)	12,9 (0,5)	13 (0,5)	12,8 (0,5)
<b>Armutslagen</b>				
Kein Mangel	78,1 (0,5)	78,6 (0,6)	78,8 (0,6)	79,4 (0,6)
Einkommensmangel	8,9 (0,3)	8,8 (0,4)	9 (0,4)	9,1 (0,5)
Teilhabemangel	8,9 (0,4)	8,5 (0,4)	8,3 (0,4)	7,9 (0,4)
Manifeste Armut	4,2 (0,2)	4,1 (0,3)	4 (0,3)	3,7 (0,3)
n	15.851	12.093	9.979	8.739

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen.

Tabelle 7 stellt die Antwortquoten für die Ausfälle von Welle 1 bis Welle 4 nach diesen Merkmalen dar. In dieser Darstellung sind Unterschiede zwischen den Gruppen deutlicher zu erkennen als in Tabelle 6. In Welle 1 finanziell deprivierte Personen unterscheiden sich mit einer Antwortquote von 49% mit 95%-Sicherheit von den nicht finanziell deprivierten Personen, die zu 56% auch in Welle 4 befragt wurden. Finanziellen Deprivation wird aus sieben Merk-

male gebildet, die ebenfalls in der Tabelle angeführt sind (vgl. Kapitel 5.2). Besonders niedrige Antwortquoten haben jene Gruppen, deren Haushalte es sich nicht leisten können, Zahlungen rechtzeitig zu begleichen (46%), bei Bedarf neue Kleider zu kaufen (47%) und unerwartete Ausgaben selbst begleichen zu können (51%). Armutsgefährdete Personen fallen hingegen nicht wesentlich öfter aus dem Panel aus als die anderen Einkommensgruppen. Bemerkenswert ist auch, dass sich auch die höchste Einkommensgruppe nicht signifikant von den anderen unterscheidet.

**Tabelle 7: Antwortquoten und Bearbeitungserfolg nach Armutsgefährdung und finanzieller Deprivation**

Merkmal in Welle 1	n	Antwort in 4 Wellen	Quoten erfolgreicher Bearbeitung im Befragungsprozess				
			Bearbeitung	Lokalisierung <sup>1)</sup>	Kontakt <sup>2)</sup>	Kooperation <sup>3)</sup>	Befragungsfähig <sup>4)</sup>
			in % der Panelstichprobe (SE)				
<b>Gesamt</b>	15.851	55,1 (0,6)	99,1 (0,1)	95,2 (0,2)	90,3 (0,4)	66,7 (0,6)	97 (0,2)
<b>Haushalt kann sich nicht leisten ...</b>							
Zahlungen rechtzeitig zu begleichen	419	46,1 (3,5)	98,6 (0,9)	89,8 (2,1)	80,9 (2,8)	67,3 (4,2)	95,5 (1,9)
notwendigen Arztbesuch	362	55,2 (4)	99,7 (0,3)	92,2 (1,9)	87,4 (2,9)	73,9 (4,1)	93 (2,4)
jeden 2. Tag Fleisch, Fisch oder eine vegetarische Speise	1.537	51 (1,9)	99 (0,4)	94,1 (0,9)	87,8 (1,3)	66,2 (2,1)	94,2 (1,1)
neue Kleider zu kaufen	1.206	47,4 (2,1)	99,3 (0,4)	92,7 (1,1)	85,7 (1,5)	64,6 (2,4)	93,2 (1,3)
die Wohnung angemessen warm zu halten	545	51 (3,2)	99,3 (0,5)	92,1 (1,6)	92 (1,7)	64 (3,6)	94,9 (1,7)
unerwartete Ausgaben zu tätigen	3.748	51 (1,2)	98,9 (0,2)	92,8 (0,6)	88,2 (0,8)	65,8 (1,3)	95,9 (0,6)
Freunde zum Essen einzuladen	801	49,6 (2,5)	98,9 (0,5)	92,7 (1,2)	91,3 (1,4)	63 (2,8)	94,1 (1,4)
<b>Finanziell depriviert (mit mind. 2 dieser Benachteiligungen)</b>							
Ja	2.075	48,7 (1,6)	99,1 (0,3)	92,2 (0,8)	87 (1,1)	64,8 (1,8)	94,7 (0,9)
Nein	13.776	56,1 (0,7)	99,1 (0,1)	95,7 (0,2)	90,8 (0,4)	67 (0,7)	97,4 (0,3)
<b>Einkommensgruppen</b>							
Niedrig (Armutsgefährdet)	2.074	53,8 (1,6)	99,3 (0,2)	92 (0,9)	86,8 (1,1)	70 (1,7)	96,7 (0,7)
Mittel	12.298	55,1 (0,7)	99 (0,1)	95,7 (0,3)	90,8 (0,4)	65,9 (0,7)	97,1 (0,3)
Hoch	1.479	57,5 (1,9)	99,6 (0,3)	95,4 (0,7)	90,6 (1,1)	69 (2)	96,7 (0,8)
<b>Armutslagen</b>							
Kein Mangel	12.373	56 (0,7)	99,1 (0,1)	95,9 (0,2)	91 (0,4)	66,6 (0,7)	97,3 (0,3)
Einkommensmangel	1.403	56,5 (2)	99,4 (0,3)	94 (1)	88,5 (1,3)	69,9 (2,1)	97,8 (0,6)
Teilhabemangel	1.404	49,1 (2)	99,1 (0,4)	94,2 (0,8)	88,8 (1,3)	62,4 (2,3)	94,9 (1,1)
Manifeste Armut	671	48 (2,6)	99,3 (0,4)	88 (1,9)	82,9 (2,2)	70,4 (2,9)	94,2 (1,6)

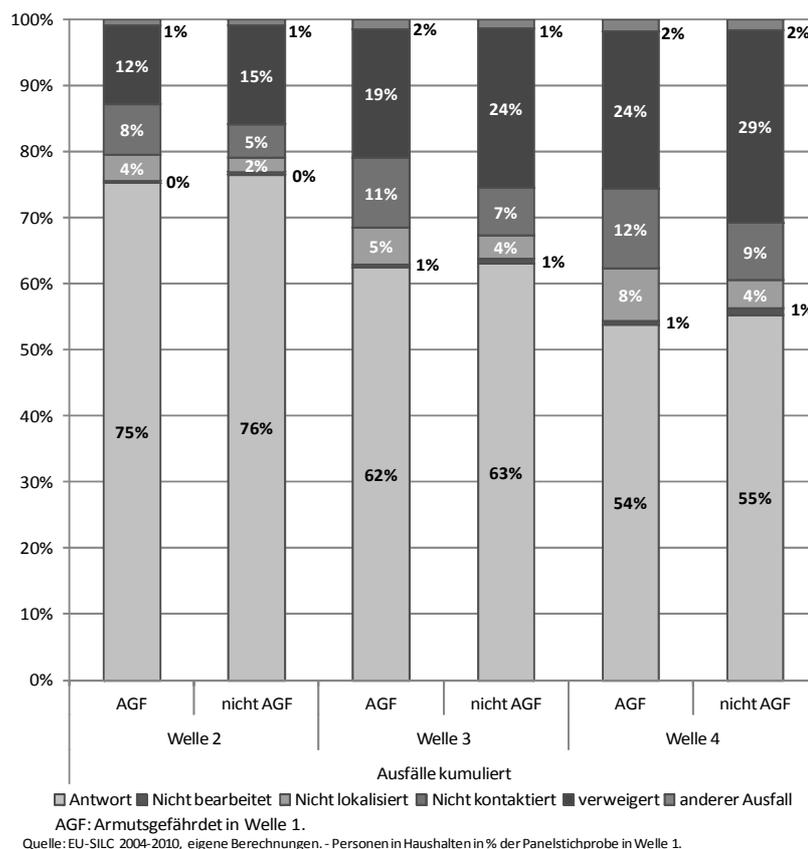
Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen. - 1) bei erfolgter Bearbeitung. - 2) bei erfolgter Lokalisierung. - 3) bei erfolgtem Kontakt. - 4) bei erfolgter Kooperation.

Finanzielle Deprivation geht demnach mit höheren Ausfallsquoten einher als niedriges Ein-

kommen. Das zeigt sich auch bei Betrachtung der Armutslagen: Von Teilhabemangel und manifester Armut betroffene Personen haben Antwortquoten von unter 50%, während nur von Einkommensmangel oder keinem Mangel betroffene Personen deutlich höhere Antwortquoten aufweisen (57% bzw. 56%).

Die ebenfalls in Tabelle 7 dargestellten Bearbeitungsquoten in den einzelnen Stufen des Befragungsprozesses können Hinweise auf die Ursachen der unterschiedlichen Panelmortalität geben. Die Quote der jeweiligen Stufe stellt dar, für wie viele der in der Stufe bearbeiteten Fälle eine erfolgreiche Bearbeitung vorliegt. Nur die Fälle werden berücksichtigt, für die die Bearbeitung der Vorstufe erfolgreich war. Für die nicht erfolgreich bearbeiteten ist die Stufe gleichbedeutend mit dem Ausfallgrund aus dem Panel. Die Lokalisierungsquote von insgesamt 95% bedeutet, dass 95% der bearbeiteten Fälle in jeder Welle des Panels erfolgreich lokalisiert werden konnten, 5% sind aber aufgrund nicht möglicher Lokalisierung aus dem Panel ausgeschieden.

**Abbildung 13: Panelmortalität nach Armutsgefährdung in Welle 1**

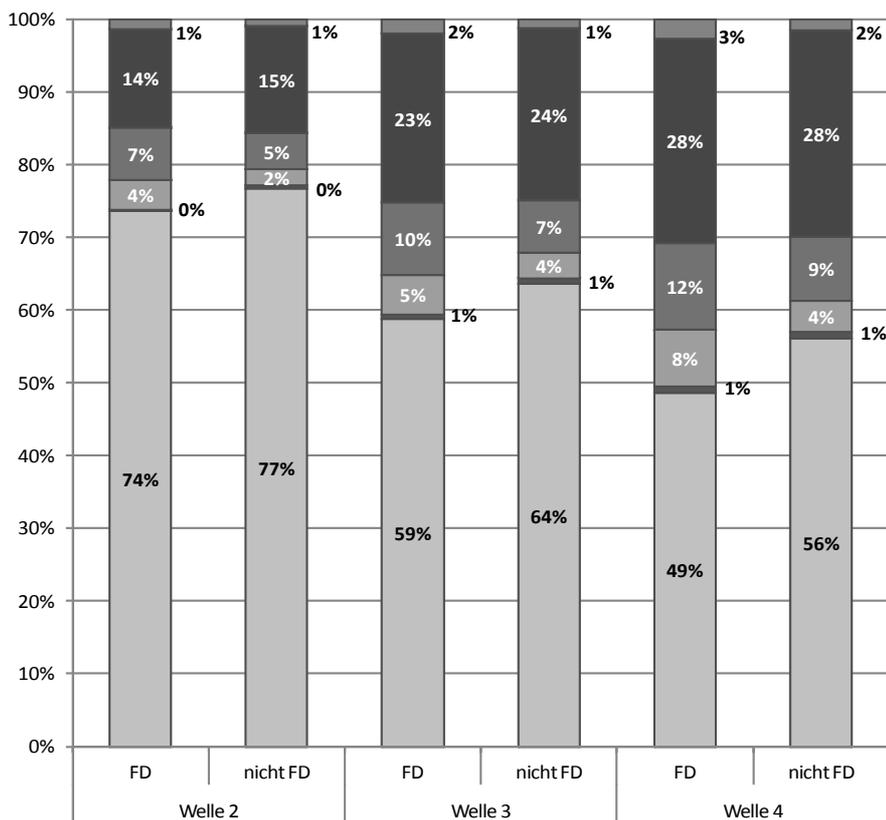


Die Panelmortalität über Welle 2 bis 4 ist in Abbildung 13 dargestellt. Sie zeigt, dass die Ausfallgründe sich zwischen Armutsgefährdeten und nicht armutsgefährdeten unterscheiden, aber die Struktur von Welle zu Welle gleich bleibt. Im Ergebnis ist wie schon oben beschrie-

ben nur ein geringfügiger Unterschied in der Antwortquote auszumachen. Bei den armutsgefährdeten Personen sind Ausfälle bei der Lokalisierung und der Kontaktierung häufiger. Bei den nicht armutsgefährdeten Personen kommt es hingegen öfter zu Verweigerungen.

Für die finanziell deprivierte Gruppe sind Schwierigkeiten bei Lokalisierung und Kontaktierung häufigere Ausfallsgründe. Auch aufgrund von fehlender Befragungsfähigkeit kann die Befragung öfter als bei anderen Gruppen nicht fortgesetzt werden, was aber nur einen geringen Teil der Ausfälle ausmacht. Die niedrigere Antwortquote von finanziell deprivierten Personen zeichnet sich ab Welle 2 ab (Abbildung 14). Ebenso wie bei den Armutsgefährdeten sind Lokalisierungs- und Kontaktquoten für finanziell deprivierte Personen niedriger als für die nicht deprivierte Gruppe. Da die Verweigerungsraten aber ähnlich hoch sind, schlägt sich das auf die Gesamtantwortquote durch.

**Abbildung 14: Panelmortalität nach finanzieller Deprivation in Welle 1**



■ Antwort ■ Nicht bearbeitet ■ Nicht lokalisiert ■ Nicht kontaktiert ■ verweigert ■ anderer Ausfall

FD: Finanzielle Deprivation in Welle 1.

Quelle: EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen. - Personen in Haushalten in % der Panelstichprobe in Welle 1.

### 8.2.2 Kovariaten von Armutslagen

Armutsgefährdung oder finanzielle Deprivation sind keine unveränderlichen Merkmale. Daher kann vom Status einer Person in Welle 1 nicht direkt auf den Status in späteren Wellen geschlossen werden. Andere Problemlagen, die zum Zeitpunkt der ersten Befragung noch nicht so deutlich waren, können sich später verfestigen. Wenn solche Gruppen unterschiedlich von Antwortausfällen betroffen sind, werden die Schätzer für Armutsgefährdung und Deprivation in späteren Wellen verzerrt sein, weil die realen Veränderungen über die Zeit nicht vollständig abgebildet werden können und sich die Panelpopulation selektiv verändert.

**Tabelle 8: Veränderungsraten in den Armutslagen bei vollständigem Panel**

Merkmal in Welle 1	Gleicher Status in Welle 4	Wechsel zu			
		Kein Mangel	Einkommensmangel	Teilhabemangel	Manifeste Armut
in % (SE)					
<b>Finanziell depriviert</b>	47.1 (2.3)	-	-	-	-
<b>Armutsgefährdet</b>	36.7 (2)	-	-	-	-
<b>Armutslagen</b>					
Kein Mangel	89.2 (0.5)	-	3.5 (0.3)	6.2 (0.4)	1.1 (0.2)
Einkommensmangel	21.7 (2)	58.8 (2.4)	-	9.6 (1.5)	9.8 (1.3)
Teilhabemangel	30.5 (2.7)	52.7 (2.8)	6.1 (1.2)	-	10.7 (1.5)
Manifeste Armut	34.9 (3.5)	25.5 (3.5)	14.6 (2.4)	24.9 (3.3)	-
n	8.734				

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen.

In Tabelle 8 wird dargestellt, wie stabil die Merkmale Armutsgefährdung und finanzielle Deprivation der bis Welle 4 im Panel verbliebenen Personen sind. Die geringsten Veränderungen treten bei Personen auf, die in Welle 1 von keinem Mangel betroffen waren: 89% aus Welle 1 finden sich auch in Welle 4 wieder in dieser Gruppe. Finanzielle Deprivation hat eine geringere, aber ebenfalls hohe Dauerhaftigkeit (47%). Bei den armutsgefährdeten Personen haben 37% auch in Welle 4 ein entsprechend niedriges Haushaltseinkommen. Vollständig befragte Personen mit reinem Einkommensmangel haben sich am stärksten verändert: nur noch 22% sind in Welle 4 in dieser Situation, fast 60% haben zu diesem Zeitpunkt keinen Mangel mehr zu verzeichnen. Bei jeweils 10% hat sich die Situation verschlechtert und es besteht Teilhabemangel oder manifeste Armut. Personen mit Teilhabemangel in Welle 1 verbleiben zu 31% auch nach vier Jahren in dieser Lage, über die Hälfte sind in Welle 4 jedoch ohne Mangel (53%). Bei 11% hat sich auch die Einkommenssituation verschlechtert und sie leben in Welle

4 in manifester Armut. Die Gruppe, die schon in Welle 1 manifest arm ist, erlebt in 35% der Fälle keine Veränderung. Bei 25% hat sich jedoch die Einkommenssituation verbessert und es besteht nur mehr Teilhabemangel, bei 15% besteht nur noch Einkommensmangel. Für 26% hat sich die Situation so weit verbessert, dass kein Mangel mehr besteht. Verschiedene Gruppen haben unterschiedliche Wahrscheinlichkeiten solcher Übertritte in bzw. Austritte aus benachteiligten Lebenslagen (vgl. Till et al. 2009). Daher ist es sinnvoll, die Ausfallwahrscheinlichkeiten auch nach Merkmalen zu betrachten, die stark mit Armutsgefährdung und finanzieller Deprivation in Zusammenhang stehen und die auch Merkmale umfassen, die sich über die Zeit weniger stark verändern (vgl. Kapitel 5.3).

**Tabelle 9: Antwortquoten und Bearbeitungserfolg von Risikogruppen**

Merkmal in Welle 1	n	Antwort in 4 Wellen	Quoten erfolgreicher Bearbeitung im Befragungsprozess				
			Bearbeitung	Lokalisierung	Kontakt	Kooperation	Befragungsfähig
			in % der Panelstichprobe (SE)				
<b>Gesamt</b>	15.851	55,1 (0,6)	99,1 (0,1)	95,2 (0,2)	90,3 (0,4)	66,7 (0,6)	97 (0,2)
<b>Haushalte mit ...</b>							
Langzeitarbeitslosigkeit	641	48,4 (3,1)	98,9 (0,6)	93,4 (1,4)	85,3 (2,3)	63,8 (3,6)	96,3 (1,4)
Haupteinkommensquelle Sozialleistungen	989	56,5 (2,4)	99 (0,4)	93,1 (1,3)	87,5 (1,5)	71,5 (2,6)	98,1 (0,8)
AusländerInnen	1.193	41,4 (2,3)	98,9 (0,4)	88,5 (1,5)	81,9 (1,9)	59,6 (2,8)	96,9 (1,1)
Eingebürgerten	542	39,9 (3,3)	98,3 (0,8)	89,1 (2,1)	86,9 (2,4)	58,1 (3,8)	90 (2,9)
Behinderung	1.682	54,2 (2)	99,3 (0,3)	95,2 (0,8)	91,8 (1)	64,9 (2,2)	96,1 (0,9)
jüngstem Kind zwischen 4-6 Jahren	904	59,2 (2,5)	98,7 (0,6)	95,7 (0,9)	91,9 (1,3)	68,8 (2,6)	99,1 (0,6)
Mehrpersonenhaushalt mit mind. 3 Kindern	1.188	62,9 (2,5)	99,5 (0,3)	95,7 (1,1)	92 (1,5)	72,3 (2,6)	99,2 (0,5)
Ein-Eltern-Haushalte	533	52,3 (2,7)	100 (0)	92,5 (1,4)	83,8 (2,2)	68,3 (3)	98,9 (0,8)
<b>Alleinlebende Frauen</b>							
mit Haupteinkommensquelle Pension	791	56,9 (1,8)	99 (0,4)	96,3 (0,7)	93,8 (0,9)	72,1 (1,7)	88,2 (1,4)
mit anderer Haupteinkommensquelle	596	54,2 (2)	99,3 (0,3)	93,6 (1)	85,4 (1,5)	69,6 (2,1)	98,2 (0,7)

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen. - Personen in Haushalten.

Die in Kapitel 5.3.4 beschriebenen Risikogruppen für Armutsgefährdung und finanzieller Deprivation umfassen einen Teil dieser Merkmale. In Tabelle 9 sind die Antwortquoten insgesamt und der Stufen im Bearbeitungsprozess dargestellt. Besonders niedrige Antwortquoten haben Personen in Haushalten mit AusländerInnen aus Drittstaaten oder mit eingebürgerten ÖsterreicherInnen. Der Bearbeitungserfolg dieser Haushalte ist über den gesamten Befra-

gungsprozess niedriger als bei anderen Haushaltstypen, mit Ausnahme der Kontaktierung von Haushalten mit Eingebürgerten und der Befragungsfähigkeit bei Haushalten mit ausländischen StaatsbürgerInnen, die sich nicht signifikant von den anderen Haushalten unterscheiden.

Tabelle 10: Antwortquoten nach Haushaltstyp und Armutslagen

Merkmal in Welle 1	Antwort in 4 Wellen									
	Gesamt		Kein Mangel		Einkommensmangel		Teilhabemangel		Manifeste Armut	
	n	in % (SE)	n	in % (SE)	n	in % (SE)	n	in % (SE)	n	in % (SE)
<b>Gesamt</b>	15.851	55,1 (0,6)	12.373	56 (0,7)	1.403	56,5 (2)	1.404	49,1 (2)	671	48 (2,6)
<b>Männer</b>	7.510		5.990	56 (1)	597	56 (2)	647	47 (2)	276	47 (3)
Bis 19 Jahre	772	49,2 (2)	548	49,5 (2,4)	89	58,4 (5,9)	95	46,3 (5,5)	40	32,5 (8,6)
20 bis 39 Jahre	2.391	49,8 (1,1)	1.896	51,8 (1,2)	195	47,7 (3,7)	213	40,8 (3,4)	87	32,2 (5,1)
40 bis 64 Jahre	3.247	57 (0,9)	2.671	57,8 (1)	202	56,9 (3,5)	263	49,8 (3,1)	111	55,9 (4,7)
65 Jahre +	1.100	61,6 (1,5)	875	60,7 (1,7)	111	69,4 (4,4)	76	57,9 (5,9)	38	68,4 (7,6)
<b>Frauen</b>	8.341		6.383	57 (1)	806	57 (2)	757	51 (2)	395	49 (3)
Bis 19 Jahre	719	49,9 (2)	537	52 (2,3)	79	44,3 (6,1)	69	47,8 (6,3)	34	35,3 (8,9)
20 bis 39 Jahre	2.617	50,7 (1)	1.991	52,6 (1,1)	252	47,6 (3,3)	241	45,6 (3,3)	133	38,3 (4,3)
40 bis 64 Jahre	3.487	60,6 (0,8)	2.800	60,8 (0,9)	264	64,4 (3)	299	56,2 (2,9)	124	59,7 (4,4)
65 Jahre +	1.518	55,3 (1,3)	1.055	55,1 (1,5)	211	62,1 (3,3)	148	48,6 (4,1)	104	53,8 (4,9)
<b>Haushalte mit Pension</b>										
Zusammen	3.344	61 (1,1)	2.543	61 (1,3)	372	64,5 (3,3)	264	55,3 (4)	165	63,6 (4,3)
Alleinlebende Männer	186	61,8 (3,6)	141	61,7 (4,1)	14	64,3 (12,8)	17	52,9 (12,1)	14	71,4 (12,1)
Alleinlebende Frauen	791	56,9 (1,8)	470	56,4 (2,3)	139	63,3 (4,1)	93	48,4 (5,2)	89	58,4 (5,2)
Mehrpersonenhaushalt	2.367	62,4 (1,5)	1.932	62 (1,6)	219	65,3 (5)	154	59,7 (6)	62	69,4 (8,3)
<b>Haushalte ohne Pension</b>										
Zusammen	12.507	53,6 (0,7)	9.830	54,8 (0,8)	1.031	53,6 (2,4)	1.140	47,6 (2,3)	506	42,9 (3,2)
Alleinlebende Männer	618	51,3 (2)	428	53,3 (2,4)	72	44,4 (5,9)	73	50,7 (5,9)	45	44,4 (7,4)
Alleinlebende Frauen	596	54,2 (2)	392	56,9 (2,5)	86	58,1 (5,3)	65	43,1 (6,1)	53	41,5 (6,8)
Mehrpersonenhaushalt ohne Kinder	4.323	50,1 (1,2)	3.604	51,1 (1,3)	264	50,8 (4,4)	347	42,1 (4,2)	108	43,5 (6,8)
Haushalte mit Kindern	6.994	55,8 (1)	5.428	57,1 (1,1)	611	55,5 (3,4)	655	50,7 (3,2)	300	42,7 (4,4)
Ein-Eltern-Haushalt	535	52,5 (2,7)	291	56,7 (3,7)	92	44,6 (6,6)	83	61,4 (6,1)	69	34,8 (7,5)
Mehrpersonenhaushalt mit einem Kind	2.645	53,4 (1,6)	2.166	53,5 (1,8)	157	53,5 (6,4)	249	49 (5,4)	73	65,8 (7,9)
Mehrpersonenhaushalt mit 2 Kindern	2.626	55,6 (1,6)	2.173	57,3 (1,8)	169	59,8 (6,3)	206	45,6 (5,8)	78	26,9 (7,9)
Mehrpersonenhaushalt mit mind. 3 Kindern	1.188	62,9 (2,5)	798	66,9 (3)	193	58,5 (6,9)	117	55,6 (8,2)	80	43,8 (9,9)

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen.

Den häufigsten Verbleib im Panel verzeichnen Mehrpersonenhaushalte mit mindestens drei Kindern, da sie mit 72% eine deutlich erhöhte Kooperationsquote aufweisen. Die anderen Risikogruppen verzeichnen durchschnittliche Antwortquoten und unterscheiden sich nicht signifikant von anderen Haushaltstypen.

In Tabelle 10 sind weitere Haushaltskonstellationen dargestellt, insbesondere die Unterscheidung nach Pensionen als Haupteinkommensquelle sowie der Anzahl der Kinder und Erwachsenen im Haushalt. Personen in Haushalten, deren Haupteinkommensquelle Pensionsleistungen sind, verbleiben häufiger im Panel, vor allem wenn sie nicht alleine leben. Wenn das Einkommen im Haushalt größtenteils aus anderen Quellen kommt, haben Personen in Haushalte mit mehr als zwei Kindern niedrigere Ausfallsquoten, vor allem wenn mehr als eine erwachsene Person im Haushalt lebt. Nach den Armutslagen haben in den Haushalten ohne Pension Personen mit Teilhabemangel und manifest Arme niedrigere Antwortquoten als Personen ohne Mangel. In der Gruppe der Haushalte mit Kindern fallen manifest arme Familien häufiger aus dem Panel aus, als Familien ohne Mangel.

Antwortquoten nach Alter und Geschlecht sind ebenfalls in Tabelle 10 angeführt. Zwischen Männern und Frauen zeigt sich kein Unterschied, aber die jeweils unterste Altersgruppe hat niedrigere Antwortquoten als die Gruppe ab 40 Jahre. Bei den unter 20-39jährigen fallen sowohl bei Männern als auch bei Frauen manifest Arme und jene mit Teilhabemangel signifikant häufiger aus dem Panel aus, als die Personen dieser Altersgruppe, die nicht von einem dieser Mängel betroffen sind.

Tabelle 11 weist die Antwortquoten nach der Haupttätigkeit der höchsten abgeschlossenen Bildung, der Einwohnerzahl in der Region und dem Rechtsverhältnis an der Wohnung aus. Personen in Ausbildung, Arbeitslose und Vollzeit Erwerbstätige haben die niedrigsten Antwortquoten. Am häufigsten verbleiben PensionistInnen über vier Wellen im Panel. Unterschiede nach den Armutslagen gibt es bei Vollzeit Erwerbstätigen, wo manifest Arme noch häufiger aus dem Panel ausscheiden als jene ohne Mangel. Bei PensionistInnen hat die Gruppe mit Teilhabemangel niedrigere Antwortquoten als die Gruppe mit Einkommensmangel. In der unter Haushalt zusammengefassten Gruppe haben jene ohne Mangel höhere Antwortquoten als die finanziell deprivierten Personen, jene mit Einkommensmangel geben öfter in allen vier Wellen Auskunft als die manifest Armen in dieser Gruppe.

**Tabelle 11: Antwortquoten für Hautaktivität, Bildung, Region und Rechtsverhältnis an der Wohnung**

Merkmal in Welle 1	Antwort in 4 Wellen									
	Gesamt		Kein Mangel		Einkommensmangel		Teilhabemangel		Manifeste Armut	
	n	in % (SE)	n	in % (SE)	n	in % (SE)	n	in % (SE)	n	in % (SE)
<b>Gesamt</b>	15.851	55,1 (0,6)	12.373	56 (0,7)	1.403	56,5 (2)	1.404	49,1 (2)	671	48 (2,6)
<b>Haupttätigkeit</b>										
Vollzeit erw erbstätig	6.734	51,9 (0,8)	5.674	52,8 (0,9)	379	50,1 (2,9)	571	47,5 (2,7)	110	38,2 (4,9)
Teilzeit erw erbstätig	1.558	58,5 (1,3)	1.270	59 (1,4)	136	55,1 (4,4)	109	53,2 (5,1)	43	67,4 (7,2)
Pension	3.852	60,8 (0,9)	2.987	60,9 (1,1)	360	67,2 (2,7)	334	53,3 (3,2)	171	61,4 (4)
Arbeitslos	570	47,9 (2,2)	271	46,9 (3,1)	72	58,3 (5,9)	110	43,6 (5,3)	117	47,9 (5,2)
Haushalt	1.671	58,9 (1,2)	1.107	62,7 (1,5)	264	57,2 (3,1)	153	50,3 (4,1)	147	42,2 (4,4)
in Ausbildung	961	46,8 (1,8)	710	49,7 (2,2)	124	39,5 (5,2)	76	38,2 (5,6)	51	37,3 (7,7)
<b>Höchster Bildungsabschluss</b>										
Max. Pflichtschule	4.318	52,8 (1)	2.855	53,4 (1,2)	564	58,2 (2,6)	540	46,7 (2,8)	359	49 (3,3)
Lehre/mittlere Schule	7.338	55,5 (0,7)	6.008	56,1 (0,8)	502	57 (2,7)	627	50,1 (2,5)	201	51,2 (4,1)
Matura	2.520	55,7 (1,2)	2.125	57,3 (1,2)	197	44,7 (4,2)	137	49,6 (4,8)	61	47,5 (7,1)
Universität	1.171	59,9 (1,7)	1.032	60,4 (1,8)	72	65,3 (6,5)	49	55,1 (7,1)	18	27,8 (10,8)
<b>Einwohnerzahl in der Region</b>										
Wien	2.709	42,9 (1,3)	2.016	44,2 (1,6)	233	41,2 (4,4)	267	37,8 (4)	193	38,9 (4,7)
>100.000	1.304	52,4 (2)	993	54,3 (2,3)	115	42,6 (6,5)	142	50,7 (5,9)	54	42,6 (7,9)
>10.000	2.539	56,3 (1,5)	1.967	56,9 (1,7)	218	58,3 (5,1)	250	53,2 (4,7)	104	48,1 (6,6)
<=10.000	9.297	58,8 (0,8)	7.395	59,3 (0,9)	837	62,2 (2,6)	745	51,4 (2,9)	320	54,4 (4)
<b>Rechtsverhältnis an der Wohnung</b>										
Eigentum	10.647	58,2 (0,8)	8.714	58,7 (0,8)	818	62,6 (2,5)	653	48,9 (3)	258	50,7 (4,4)
Miete	5.204	48,9 (1)	3.544	49,4 (1,2)	542	46,9 (3)	725	49,2 (2,7)	393	46,1 (3,3)

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen.

Nach dem Bildungsabschluss haben Personen mit Universitätsabschluss die höchste Antwortquoten. Sie haben signifikant höhere Antwortquoten als Personen, die keinen oder Pflichtschulabschluss haben. HochschulabsolventInnen, die von manifester Armut betroffen sind, haben niedrigere Antwortquoten als jene ohne Mangel oder jene mit Einkommensmangel. Unter den Maturanten haben die Personen mit Einkommensmangel niedrigere Antwortquoten als die Gruppe ohne Mangel.

Betrachtet man die verschiedenen Regionen nach ihrer Einwohnerzahl, so fällt Wien mit deutlich niedrigeren Antwortquoten als die anderen Regionen auf. Nach den Armutslagen unterscheiden sich die Antwortquoten in den Regionen mit höchstens 10.000 Einwohnerinnen, wo Personen ohne Mangel und mit Einkommensmangel eine höhere Teilnahme am Panel

verzeichnen als die Gruppe mit Teilhabemangel.

### 8.3 Geschätzte Antwortwahrscheinlichkeiten

Nun ist in der multivariaten Analyse zu prüfen, ob die bivariat festgestellten Unterschiede in den Antwortquoten bestehen bleiben, wenn für andere Merkmale kontrolliert wird. Einerseits erfolgt diese Kontrolle innerhalb der für Armutgefährdung und finanzieller Deprivation wesentlichen Einflussfaktoren, andererseits werden als Kontrollvariablen Kontakt- und Bearbeitungsmerkmale, sogenannte Metainformationen, die die Organisation der Feldarbeit, Barrieren für Kontakt und Lokalisierung sowie den Einstieg der RespondentInnen ins Panel beschreiben. Tabelle 12 gibt eine Übersicht über die drei verschiedenen Modelle, die mittels logistischer Regressionen jeweils für die Antwort in allen vier Wellen, die erfolgreiche Lokalisierung, die erfolgreiche Kontaktierung und die erreichte Kooperation berechnet wurden (vgl. Kapitel 8.1). Die separate Modellierung der drei Schritte im Befragungsprozess, in denen der Großteil der Antwortausfälle passiert, gibt Hinweise, wo die Ausfälle passieren und damit wie den Ausfällen entgegengewirkt werden kann.

Für jedes Modell wird die Richtung des Zusammenhangs für Merkmale angegeben, wobei ein signifikanter positiver Koeffizient einen positiven Zusammenhang zwischen dem Merkmal und der Eintrittswahrscheinlichkeit bedeutet, ein signifikanter negativer Koeffizient einen negativen Zusammenhang<sup>24</sup>. Mittels Wald-Statistik wurde geprüft, ob sich die einzelnen Koeffizienten signifikant von Null unterscheiden, das heißt die Schätzung beeinflussen (Backhaus et al. 2003).

Mit Modellanpassungsstatistiken wird durch den Likelihood-Ratio-Test geprüft, ob sich die Likelihood des Modells vom restriktivsten Modell, dem Nullmodell<sup>25</sup>, unterscheidet. Bei genesteten Modellen können die Werte auch zwischen Modellen verglichen werden. Wenn der Test ergibt, dass die Koeffizienten des Modells signifikant von Null verschieden sind, bedeutet das eine bessere Modellanpassung und Schätzung durch das erweiterte Modell. R<sup>2</sup>-Statistiken sind bei der logistischen Regression ein Maß dafür, wie groß die Verbesserung der Schätzung durch das Modell ist. Werte nahe Null zeigen eine geringe Modellverbesserung, Werte nach eins eine sehr hohe Modellanpassung – die empirisch aber kaum erreicht werden kann. (Best/Wolf 2010, Backhaus et al. 2003)

---

24 Die Regressionskoeffizienten und Odds-Ratios sowie die Fallzahlen sind in Anhang 1 in Tabelle 13 dargestellt. Im folgenden wird nur auf die geschätzten Wahrscheinlichkeiten eingegangen, da diese einfacher zu interpretieren sind (vgl. Best/Wolf 2010: 832)

25 Beim Nullmodell sind alle Regressionskoeffizienten auf null gesetzt und nur die Konstante wird berücksichtigt.

Tabelle 12: Einflussfaktoren auf Antwort- und Eintrittswahrscheinlichkeiten

Merkmal in Welle 1	Antwort in 4 Wellen			Lokalisierung			Kontakt			Kooperation		
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 1	Modell 2	Modell 3
	Richtung des Einflusses											
<b>Äquivalisiertes Haushaltseinkommen</b>	n.s.		n.s.	n.s.		n.s.	+		+	n.s.		n.s.
<b>Finanzielle Deprivation</b>	-		-	n.s.		n.s.	n.s.		n.s.	n.s.		n.s.
<b>Kovariaten von Armutsgefährdung und finanzieller Deprivation</b>												
<b>Haushaltstyp</b>												
Anzahl der Kinder im Haushalt	+		+	n.s.		n.s.	n.s.		n.s.	n.s.		n.s.
Anzahl der Erwachsenen im Haushalt	-		-	n.s.		n.s.	n.s.		n.s.	-		-
PartnerIn im Haushalt	+		+	+		+	+		+	+		+
<b>Hauptaktivität</b>												
<b>Vollzeit erwerbstätig</b>	-		-	-		n.s.	-		-	-		-
In Ausbildung	-		-	-		n.s.	-		-	-		-
<b>Hochschulabschluss</b>	+		+	n.s.		+	n.s.		n.s.	+		+
<b>Wohneigentum</b>	+		n.s.	+		n.s.	+		n.s.	n.s.		n.s.
<b>Haushalt mit</b>												
AusländerInnen <sup>1)</sup>	-		-	-		-	-		n.s.	n.s.		n.s.
Eingebürgerten <sup>2)</sup>	-		-	-		-	n.s.		n.s.	-		n.s.
<b>Kontakt- und Bearbeitungsmerkmale</b>												
Wien	-		-	-		-	-		-	-		n.s.
Festnetztelefon	+		+	n.s.		n.s.	+		+	+		+
Kein Umzug während des Panels	+		+	+		+	n.s.		n.s.	-		-
Jahr des Einzugs	n.s.		-	n.s.		n.s.	-		-	n.s.		n.s.
Zweifamilien oder Reihenhaushalt	+		+	n.s.		n.s.	n.s.		n.s.	+		n.s.
<b>InterviewerInnen und Erhebungsorganisation</b>												
Anzahl erfolgreicher Befragungen pro InterviewerIn	-		-	n.s.		n.s.	n.s.		n.s.	-		-
Anzahl bearbeiteter Adressen pro InterviewerIn	+		+	n.s.		n.s.	n.s.		n.s.	+		+
Monat des Feldendes	+		+	-		-	+		+	n.s.		n.s.
<b>Item-Nonresponse</b>												
Anteil des erhobenen Betrags am Haushaltseinkommen	+		+	n.s.		n.s.	+		+	+		n.s.
Mittlere Item-Nonresponse in Personenfragebögen des Haushalts	-		-	n.s.		n.s.	-		-	-		-
Nicht persönlich befragt (Proxyinterview)	-		-	n.s.		n.s.	-		n.s.	-		-
<b>Modellanpassungstatistiken</b>												
Likelihood Ratio Chi <sup>2</sup>	508	730	1.016	343	2.623	2.680	321	655	731	321	394	731
df	11	11	22	11	11	22	11	11	22	11	11	22
Max-neu skaliertes R <sup>2</sup>	,04	,06	,08	,07	,49	,50	,05	,09	,10	,05	,04	,10
n	15.849	15.805	15.804	15.705	15.661	15.660	14.953	14.919	14.918	13.501	13.470	13.469

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen. - Personen in Haushalten. - n.s.: Regressionskoeffizient nicht signifikant bei  $\alpha=0,05$ . - Kategoriale Variablen wurden dichotomisiert, äquivalisiertes Einkommen logarithmiert, Einzugsjahr zentriert.

Modell 1 enthält neben dem äquivalisierten Haushaltseinkommen und der finanziellen Deprivation jene Kovariaten von Armutslagen, die in der multivariaten Betrachtung die Antwortwahrscheinlichkeit verändern. Das ist zuerst der Haushaltstyp mit der Anzahl der Erwachsenen und der Anzahl der Kinder im Haushalt, sowie der Information, ob eine Person mit einer PartnerIn zusammenlebt. Von den Hauptaktivitäten sind Vollzeit erwerbstätig und Ausbildung in das Modell aufgenommen worden, ebenso wie Hochschulabschluss, Wohneigentum – im Gegensatz zu Miete – und das Zusammenleben mit StaatsbürgerInnen aus Drittstaaten oder eingebürgerten ÖsterreicherInnen. Modell 2 umfasst die oben beschriebenen Kontakt- und

Bearbeitungsmerkmale. Modell 3 kombiniert die Merkmale aus Modell 1 und Modell 2, um zu prüfen, ob die Bedeutung der inhaltlich relevanten Merkmale bestehen bleibt, wenn für methodische Faktoren kontrolliert wird. Urbanisierungsgrad und Jahr des Einzugs in die Wohnung werden dabei als Kontaktmerkmale betrachtet, da sich das Muster der Antwortquoten für die verschiedenen Armutslagen nicht verändert, sondern sich nur das Niveau verändert (vgl. Tabelle 11). Die Güte der Modellanpassung ist für Modell 3 meist doppelt so hoch wie für die inhaltlich relevanten Variablen alleine. Da das auch ein Effekt der größeren Zahl an verwendeten Variablen sein kann (vgl. Best/Wolf: 844), kann in Modell 2 die Anpassung auf Basis der Kontakt- und Bearbeitungsmerkmale abgelesen werden. Diese ist bis auf die Modellierung der Kooperation durchwegs höher als für Modell 1. Der besonders hohe Wert bei der Modellierung der Lokalisierung entsteht durch die Aufnahme des Merkmals Umzug während des Panels. Der Großteil der Lokalisierungsprobleme findet bei Umzügen statt, ansonsten nur bei schwer auffindbaren Adressen. Das Merkmal zum Umzug ist damit das einzige, dass sich nicht auf Welle 1 beschränkt sondern alle Wellen bis zum Ende des Panels oder einem Ausfall umfasst. Begründet ist das durch die Möglichkeit, den Umzug auch für die Ausfälle beobachten zu können.

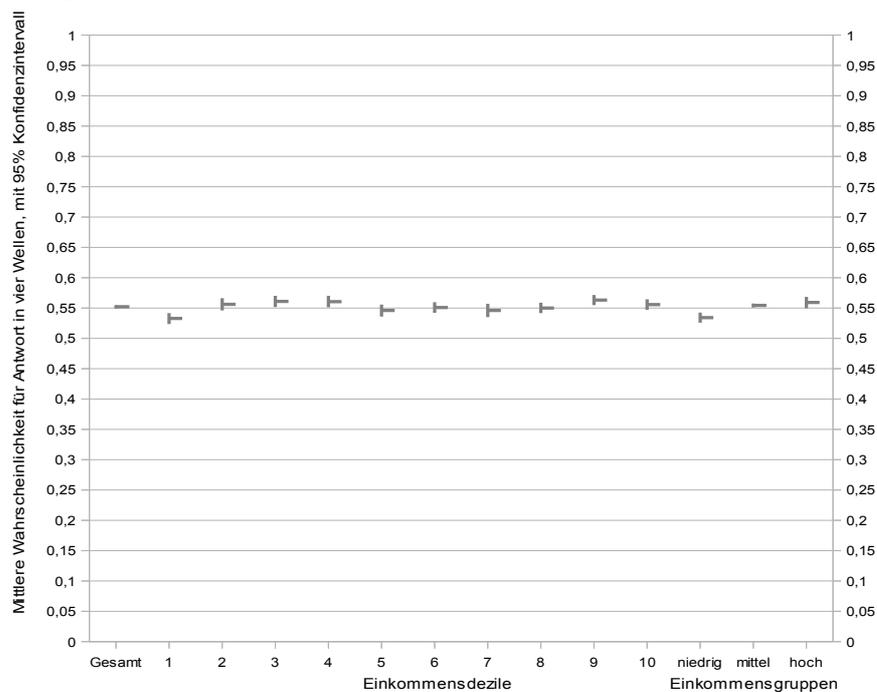
### **8.3.1 Armutslagen**

Für das äquivalisierte Haushaltseinkommen ist für die Wahrscheinlichkeit einer Antwort in allen vier Wellen kein Einfluss nachweisbar, ebenso wenig für Lokalisierung und Kooperation. Einzig die Kontaktwahrscheinlichkeit steigt mit dem Einkommen an, auch wenn in Modell 3 für Feldmerkmale kontrolliert wird. Die mit Modell 3 geschätzte mittlere Antwortwahrscheinlichkeit für die Einkommensdezile und die drei Einkommensgruppen sind in Abbildung 15 dargestellt (vgl. Tabelle 13). Obwohl das äquivalisierte Haushaltseinkommen insgesamt keinen signifikanten Einfluss hat, weist das unterste Dezil mit 95% Sicherheit mit durchschnittlich 0,53 eine niedrigere geschätzte Antwortwahrscheinlichkeiten auf als für die meisten höheren Einkommensdezile mit einer prognostizierten Antwortwahrscheinlichkeit von rund 0,56. Ausnahmen sind die Dezile 5, 7 und 8, für die Antwortwahrscheinlichkeiten von rund 0,55 geschätzt werden, die sich nicht signifikant von Dezil 1 unterscheiden.

Teilt man die Einkommensverteilung in drei Gruppen, wobei die niedrigste Gruppe gleichbedeutend mit den armutsgefährdeten Personen ist, so hat auch hier die niedrigste Gruppe niedrigere Antwortwahrscheinlichkeiten (0,55) als die mittlere und höhere Einkommensgruppe (0,55 bzw. 0,56). Die letzteren beiden Gruppen unterscheiden sich nicht signifikant voneinander. Da das Merkmal Armutsgefährdung in alternativen Modellierungen keinen signifi-

kant von Null verschiedenen Regressionskoeffizienten aufweist, deutet das darauf hin, dass sich die armutsgefährdeten Personen über andere Merkmale, die mit einer niedrigeren Antwortwahrscheinlichkeit einhergehen, von den Haushalten mit höheren Einkommen unterscheiden und ihre Antwortwahrscheinlichkeit dadurch niedriger ist.

**Abbildung 15: Geschätzte Antwortwahrscheinlichkeiten nach Haushaltseinkommen**

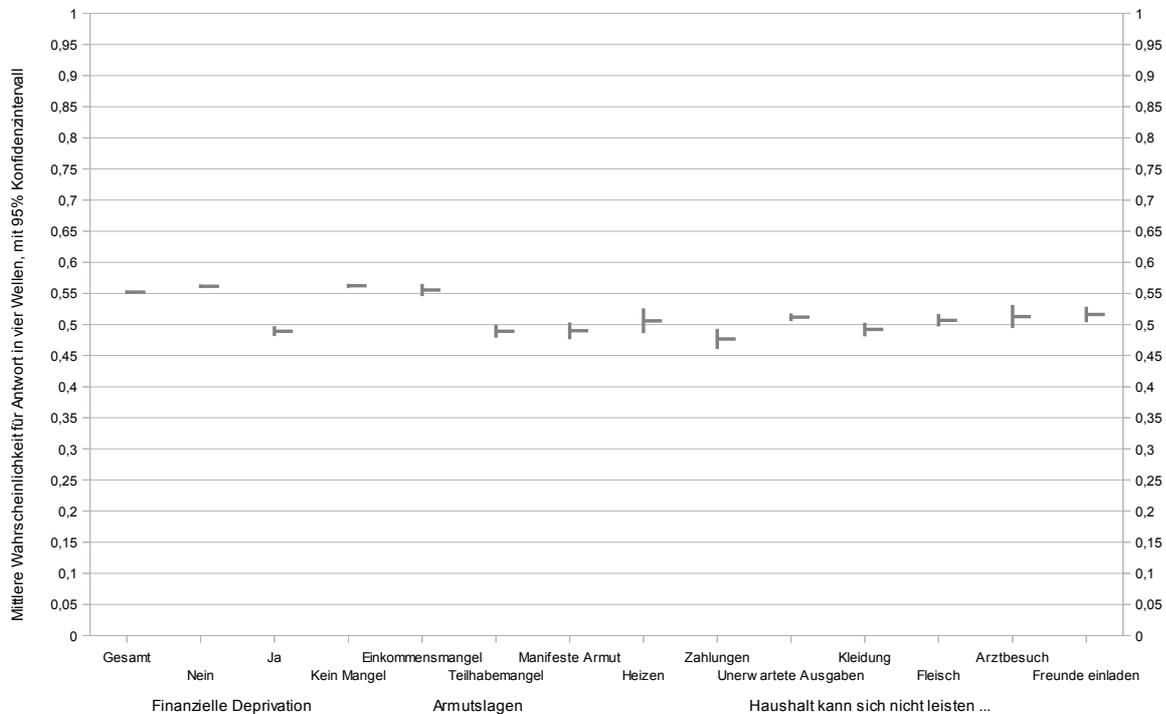


Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen.

So ist rund die Hälfte der Armutsgefährdeten auch finanziell depriviert. Sind die Unterschiede nach dem äquivalisierten Haushaltseinkommen zwar vorhanden, aber im Ausmaß relativ gering, so sind die Differenzen nach der finanziellen Deprivation deutlich größer. In Abbildung 16 sind die mittleren prognostizierten Wahrscheinlichkeiten aus Modell 3 für eine Antwort in allen vier Panelwellen für den Indikator finanzielle Deprivation und die einzelnen Merkmale des Indikators abgebildet, sowie die Verkreuzung von finanzieller Deprivation mit der Armutsgefährdung zu den Armutslagen. Für finanziell deprivierte Personen wird eine Antwortwahrscheinlichkeit von 0,49 prognostiziert, für die nicht betroffene Gruppe durchschnittlich 0,56 (vgl. Tabelle 13). Für die Betroffenheit von finanzieller Deprivation müssen mindestens zwei Probleme vorliegen (vgl. Kapitel 5.2). Unterdurchschnittlichen Antwortwahrscheinlichkeit beobachtet man aber bereits bei den einzelnen Merkmalen finanzieller Deprivation. Die niedrigste Antwortwahrscheinlichkeit haben dabei Personen, deren Haushalt mit regelmäßigen Zahlungen im Rückstand ist (0,48) oder wenn bei Bedarf keine neue Kleidung gekauft werden kann (0,49). Mit 95% Sicherheit über 0,5 liegen die Antwortwahrscheinlichkeiten für Personen in Haushalten, in denen unerwartete Ausgaben nicht selbst finanziert werden können

(0,51) und die es sich nicht mindestens einmal pro Monat leisten können, Freunde nach Hause einzuladen (0,52).

**Abbildung 16: Geschätzte Antwortwahrscheinlichkeiten nach finanzieller Deprivation**



Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen.

Aus der Kombination mit der Armutgefährdung wird deutlich, dass reiner Einkommensmangel die Antwortwahrscheinlichkeit nicht verringert (0,56), sondern sie sich nicht von der Gruppe ohne Mangel unterscheidet (0,56). Finanzielle Deprivation hingegen senkt die Antwortwahrscheinlichkeit deutlich, egal ob gemeinsam mit Armutgefährdung in manifester Armut oder als reiner Teilhabemangel mit einem Einkommen über der Armutgefährdungsschwelle (jeweils 0,49). In der Modellierung von Lokalisierung, Kontakt und Kooperation ist finanzielle Deprivation kein signifikanter Faktor, der Unterschied kumuliert sich erst im Gesamtmodell. Die mittleren Wahrscheinlichkeiten für die Schritte im Befragungsprozess in Tabelle 13 zeigen aber schon jeweils niedrigere Eintrittswahrscheinlichkeiten für eine erfolgreiche Bearbeitung.

Tabelle 13: Geschätzte Wahrscheinlichkeiten nach Armutslagen

Merkmal in Welle 1	n	Modell 3			
		Antwort in 4 Wellen	Lokalisierung <sup>1)</sup>	Kontakt <sup>2)</sup>	Kooperation <sup>3)</sup>
		Mittlere Eintrittswahrscheinlichkeit (SE)			
<b>Gesamt</b>	15.804	0.552 (0.001)	0.952 (0.001)	0.9 (0.001)	0.668 (0.001)
<b>Haushalt kann sich nicht leisten ...</b>					
Zahlungen rechtzeitig zu begleichen	413	0.477 (0.008)	0.919 (0.011)	0.843 (0.007)	0.648 (0.008)
notwendigen Arztbesuch	361	0.513 (0.009)	0.929 (0.013)	0.88 (0.005)	0.669 (0.01)
jeden 2. Tag Fleisch, Fisch oder eine vegetarische Speise	1.531	0.507 (0.005)	0.932 (0.005)	0.88 (0.003)	0.656 (0.005)
neue Kleider zu kaufen	1.198	0.492 (0.006)	0.921 (0.006)	0.86 (0.004)	0.663 (0.005)
die Wohnung angemessen w arm zu halten	544	0.51 (0.01)	0.93 (0.01)	0.88 (0.01)	0.65 (0.01)
unerwartete Ausgaben zu tätigen	3.741	0.512 (0.003)	0.928 (0.003)	0.874 (0.002)	0.661 (0.003)
Freunde zum Essen einzuladen	796	0.516 (0.006)	0.936 (0.007)	0.883 (0.004)	0.668 (0.006)
<b>Finanziell depriviert (mit mind. 2 dieser Benachteiligungen)</b>					
Ja	2.064	0.489 (0.004)	0.923 (0.005)	0.866 (0.003)	0.654 (0.004)
Nein	13.740	0.561 (0.002)	0.957 (0.001)	0.905 (0.001)	0.67 (0.001)
<b>Enkommensgruppen</b>					
Niedrig (Armutsgefährdet)	2.066	0.534 (0.004)	0.931 (0.005)	0.871 (0.003)	0.685 (0.003)
Mittel	12.259	0.554 (0.002)	0.955 (0.001)	0.904 (0.001)	0.664 (0.002)
Hoch	1.479	0.559 (0.005)	0.959 (0.004)	0.906 (0.002)	0.67 (0.005)
<b>Enkommensdezile</b>					
1	1.700	0.533 (0.005)	0.93 (0.005)	0.87 (0.004)	0.68 (0.003)
2	1.494	0.556 (0.005)	0.95 (0.005)	0.9 (0.003)	0.68 (0.004)
3	1.505	0.561 (0.005)	0.96 (0.004)	0.9 (0.003)	0.68 (0.004)
4	1.440	0.561 (0.005)	0.96 (0.004)	0.9 (0.003)	0.67 (0.004)
5	1.552	0.546 (0.005)	0.95 (0.004)	0.9 (0.003)	0.66 (0.005)
6	1.572	0.551 (0.004)	0.96 (0.003)	0.9 (0.002)	0.66 (0.004)
7	1.512	0.546 (0.006)	0.95 (0.005)	0.91 (0.002)	0.66 (0.005)
8	1.724	0.55 (0.004)	0.96 (0.004)	0.91 (0.002)	0.66 (0.004)
9	1.579	0.563 (0.004)	0.96 (0.004)	0.91 (0.002)	0.67 (0.004)
10	1.726	0.556 (0.004)	0.96 (0.003)	0.91 (0.002)	0.67 (0.004)
<b>Armutslagen</b>					
Kein Mangel	12.345	0.562 (0.002)	0.958 (0.001)	0.908 (0.001)	0.668 (0.002)
Einkommensmangel	1.395	0.555 (0.005)	0.949 (0.005)	0.884 (0.004)	0.685 (0.004)
Teilhabemangel	1.393	0.489 (0.005)	0.937 (0.005)	0.877 (0.003)	0.64 (0.005)
Manifeste Armut	671	0.49 (0.007)	0.895 (0.011)	0.845 (0.006)	0.685 (0.005)

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen. - 1) bei erfolgter Bearbeitung. - 2) bei erfolgter Lokalisierung. - 3) bei erfolgtem Kontakt. - 4) bei erfolgter Kooperation.

### 8.3.2 Kovariaten von Armutslagen

Von den Risikogruppen für Armutsgefährdung werden für Personen in Haushalten mit eingebürgerten ÖsterreicherInnen oder mit Nicht-EU- oder EFTA-Staatsbürgerschaft die niedrigsten mittleren Antwortwahrscheinlichkeiten über alle vier Wellen prognostiziert (0,399 bzw. 0,415, Tabelle 14). Auch Personen in Haushalten mit Langzeitarbeitslosen haben niedrigere Antwortwahrscheinlichkeiten von 0,474. Für Haushalte mit der Haupteinkommensquelle aus Sozialleistungen haben durchschnittliche (0,549), Haushalte mit behinderten Personen im Erwerbsalter leicht unterdurchschnittliche Antwortwahrscheinlichkeiten (0,522).

**Tabelle 14: Geschätzte Wahrscheinlichkeiten von Risikogruppen und Haushaltstypen**

Merkmal in Welle 1	n	Antwort in 4 Wellen	95% Konfidenzintervall	
			untere Grenze	obere Grenze
Mittlere geschätzte Wahrscheinlichkeit aus Modell 3				
<b>Gesamt</b>	15.851	0,552	0,549	0,555
<b>Haushalte mit ...</b>				
Langzeitarbeitslosigkeit	641	0,474	0,458	0,489
Haupteinkommensquelle Sozialleistungen	989	0,549	0,536	0,562
AusländerInnen	1.193	0,415	0,404	0,425
Eingebürgerten	542	0,399	0,383	0,414
Behinderung	1.682	0,522	0,511	0,534
jüngstem Kind zwischen 4-6 Jahren	904	0,579	0,566	0,592
<b>Haushalte mit Pension</b>				
Zusammen	3.344	0,606	0,602	0,611
Alleinlebende Männer	186	0,604	0,588	0,620
Alleinlebende Frauen	791	0,607	0,600	0,613
Mehrpersonenhaushalt	2.367	0,607	0,601	0,613
<b>Haushalte ohne Pension</b>				
Zusammen	12.507	0,537	0,534	0,541
Alleinlebende Männer	618	0,510	0,501	0,518
Alleinlebende Frauen	596	0,517	0,508	0,527
Mehrpersonenhaushalt ohne Kinder	4.323	0,508	0,502	0,514
<b>Haushalte mit Kindern</b>				
Ein-Eltern-Haushalt	535	0,551	0,540	0,563
Mehrpersonenhaushalt mit einem Kind	2.645	0,530	0,523	0,538
Mehrpersonenhaushalt mit 2 Kindern	2.626	0,580	0,573	0,586
Mehrpersonenhaushalt mit mind. 3 Kindern	1.188	0,580	0,567	0,592

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen. - Personen in Haushalten.

Ist das jüngste Kind hingegen zwischen vier und sechs Jahre alt, so haben die Haushaltsmitglieder etwas höher Antwortwahrscheinlichkeiten (0,579). Von den Haushalten mit Kindern haben die Haushalte mit mehr als einem Erwachsenen und 2 oder mehr Kindern die höchste Antwortwahrscheinlichkeit (0,58). Ein-Eltern-Haushalte haben eine durchschnittliche Antwortwahrscheinlichkeit (0,551), während für Mehrpersonenhaushalte mit nur einem Kind eine niedrigere Antwortwahrscheinlichkeit geschätzt wird (0,53). Eine noch etwas niedrigere Antwortwahrscheinlichkeit erhalten Haushalte ohne Pension ohne Kinder. Die höchsten Antwortwahrscheinlichkeiten weisen Haushalte mit der Haupteinkommensquelle aus Pensionsleistungen mit 0,604 auf.

**Tabelle 15: Geschätzte Antwortwahrscheinlichkeiten nach Hauptaktivität, Bildung, Region und Rechtsverhältnis an der Wohnung**

Merkmal in Welle 1	n	Antwort in 4 Wellen	95% Konfidenzintervall	
			untere Grenze	obere Grenze
Mittlere geschätzte Wahrscheinlichkeit aus Modell 3				
<b>Gesamt</b>	15.851	0,552	0,549	0,555
<b>Haupttätigkeit</b>				
Vollzeit erw erbstätig	6.734	0,519	0,516	0,523
Teilzeit erw erbstätig	1.558	0,591	0,585	0,597
Pension	3.852	0,604	0,600	0,608
Arbeitslos	570	0,503	0,492	0,514
Haushalt	1.671	0,589	0,583	0,595
in Ausbildung	961	0,468	0,459	0,477
<b>Höchster Bildungsabschluss</b>				
Max. Pflichtschule	4.318	0,540	0,535	0,545
Lehre/mittlere Schule	7.338	0,558	0,555	0,562
Matura	2.520	0,529	0,523	0,535
Universität	1.171	0,600	0,592	0,608
<b>Einwohnerzahl in der Region</b>				
Wien	2.709	0,429	0,423	0,436
>100.000	1.304	0,550	0,541	0,559
>10.000	2.539	0,577	0,571	0,583
<=10.000	9.297	0,581	0,577	0,584
<b>Rechtsverhältnis an der Wohnung</b>				
Eigentum	10.647	0,583	0,579	0,586
Miete	5.204	0,489	0,484	0,494

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen.

In Tabelle 15 sind die geschätzten Antwortwahrscheinlichkeiten für die Hauptaktivität, Ausbildung, Region und Rechtsverhältnis an der Wohnung dargestellt. Für die Hauptaktivität zeigt sich das gleiche Muster wie schon für die bivariaten Zusammenhänge: hohe Antwortwahrscheinlichkeiten für Teilzeit Erwerbstätige, PensionistInnen, Haushaltsführende, Betreuungspflichtigen oder Erwerbsunfähig, während Vollzeit-Erwerbstätigkeit, Arbeitslosigkeit und Ausbildung zu niedrigeren Antwortwahrscheinlichkeiten führen. In der multivariaten Betrachtung haben Personen mit höchstens Pflichtschulabschluss oder jene mit Matura die niedrigsten Antwortwahrscheinlichkeiten, Lehre oder mittlere Schule liegt leicht über dem Durchschnitt und Personen mit Hochschulabschluss erreichen ähnlich hohe Antwortwahrscheinlichkeiten wie PensionistInnen.

**Tabelle 16: Geschätzte Antwortwahrscheinlichkeiten für Kontakt- und Bearbeitungsmerkmale**

Merkmal in Welle 1	n	Antwort in 4 Wellen	95% Konfidenzintervall	
			untere Grenze	obere Grenze
Mittlere geschätzte Wahrscheinlichkeit aus Modell 3				
<b>Gesamt</b>	15.851	0,552	0,549	0,555
<b>Festnetztelefon</b>				
Ja	11.975	0,576	0,573	0,579
Nein	3.876	0,477	0,472	0,482
<b>Umzug während des Panels</b>				
Ja	2.025	0,419	0,412	0,427
Nein	13.826	0,571	0,569	0,574
<b>Gebäudeart</b>				
Einfamilienhaus	7.234	0,575	0,571	0,579
Zweifamilien- oder Reihenhauses	2.301	0,622	0,616	0,629
Mehrparteienhaus mit höchstens 9 Wohneinheiten	2.261	0,541	0,534	0,548
Mehrparteienhaus mit 10 oder mehr Wohneinheiten	3.876	0,474	0,468	0,480
Anderes Gebäude	179	0,549	0,525	0,574
<b>Anteil des erhobenen Betrags am Haushaltseinkommen</b>				
Vollständig erhoben	8.842	0,574	0,570	0,578
Teilweise erhoben	6.663	0,528	0,523	0,532
Gesamter Betrag imputiert	345	0,450	0,427	0,472
<b>Art der Erhebung des Personenfragebogens</b>				
Persönliches Interview	12.991	0,568	0,565	0,570
Proxyinterview	2.860	0,480	0,475	0,486

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen.

Nach der Einwohnerzahl in der Region sind wiederum RespondentInnen in Wien am selten-

ten über vier Wellen im Panel. Die anderen Großstädte liegen im Durchschnitt, die anderen Regionen überdurchschnittlich. Dementsprechend ist auch die Antwortwahrscheinlichkeit von MieterInnen deutlich niedriger als von EigentümerInnen.

Zum Vergleich sind in Tabelle 16 auch die Antwortwahrscheinlichkeiten für die Kontakt- und Bearbeitungsmerkmale dargestellt. Festnetztelefon, lange Wohndauer in der Wohnung, sowie keine Umzüge während dem Panel erleichtern die Befragung und führen zu höheren Antwortwahrscheinlichkeiten. Mehrparteienhäuser erschweren hingegen die Kontaktaufnahme. Anzeichen für Schwierigkeiten bei der ersten Befragung oder eine ablehnende Haltung gegenüber der Befragung ist der Anteil des erhobenen Betrags am Haushaltseinkommen. Fehlende Bestandteile werden imputiert, und hohe bis vollständige Imputationen gehen mit niedrigeren Antwortwahrscheinlichkeiten im Laufe des Panels einher. Auf persönlicher Ebene sind auch Haushalte mit Proxyinterviews stärker gefährdet, aus dem Panel auszufallen, da entweder nicht alle Personen einfach erreichbar sind oder ein Teil des Haushalts die Befragungsteilnahme ablehnt.

## 9 Diskussion der Ergebnisse

Die in Kapitel 6 aus der Literatur herausgearbeiteten Hypothesen über die Antwortwahrscheinlichkeit im Längsschnitt für Merkmale, die in Zusammenhang mit Armutsgefährdung und finanzieller Deprivation stehen, konnten größtenteils auch für EU-SILC nachgewiesen werden (vgl. Abbildung 8). Die Unterschiede in den Antwortwahrscheinlichkeiten bestehen auch, wenn für Kontakt- und Bearbeitungsmerkmale kontrolliert wird, die für sich genommen eine bessere Modellanpassung ermöglichen.

Das zentrale Interesse gilt der Antwortwahrscheinlichkeit von verschiedenen Einkommensgruppen und Armutslagen. Die Analysen zeigen, dass bei EU-SILC das unterste Einkommensdezil eine etwas niedrigere Antwortwahrscheinlichkeit als die meisten Gruppen mit höheren Einkommen hat. Insbesondere verzeichnen Personen in bereits verfestigte Armutslagen, in denen der Mindestlebensstandard für den Haushalt nicht mehr leistbar ist, im Laufe des Panels höhere Ausfallwahrscheinlichkeiten als nicht betroffene Gruppen. Der Einfluss finanzieller Deprivation ist damit stärker als Armutsgefährdung oder das Haushaltseinkommen (H1).

Für die Haushaltskonstellation konnte gezeigt werden, dass wie auch bei anderen Längsschnitterhebungen beobachtet wurde, bei EU-SILC Haushalte mit Kindern insgesamt eine höhere Antwortwahrscheinlichkeit aufweisen als jene ohne Kinder – allerdings nur, wenn man Haushalte ohne Pensionsbezug vergleicht. Wenn es nur ein Kind gibt oder wenn das jüngste Kind zwischen vier und sechs Jahre alt ist, ist die Antwortwahrscheinlichkeit allerdings niedriger als aus der Literatur zu erwarten war (H2a, H2b). Mit einer zusätzlichen Erwachsenen Person sinkt hingegen die Wahrscheinlichkeit der Teilnahme in allen Wellen (H2a), vor allem, wenn die Personen nicht in Partnerschaft leben. Personen, die mit PartnerIn im Haushalt leben, haben eine höhere Wahrscheinlichkeit, für die gesamte Dauer im Panel zu verbleiben (H2c). Das Alter der Stichprobenpersonen korreliert hoch mit der Hauptaktivität Ausbildung, dem Einzugsjahr des ersten Haushaltsmitglieds in die Wohnung, mit Partnerschaft und Kindern im Haushalt, weshalb das Alter nicht direkt die Antwortwahrscheinlichkeit beeinflusst. Haushalte mit Pensionsbezug, die Großteils im Pensionsalter sind, haben die höchsten Antwortwahrscheinlichkeit. Personen in Ausbildung haben eine der niedrigsten geschätzten Antwortwahrscheinlichkeiten, was eher jüngere Personen betrifft (H2d). Nach dem Geschlecht konnten keine Unterschiede festgestellt werden (H2e).

Personen in Ausbildung haben nach der Hauptaktivität die niedrigsten Antwortwahrscheinlichkeiten, gefolgt von arbeitslosen Personen und Vollzeit Erwerbstätigen. Teilzeit Erwerbstätige und PensionistInnen sowie Haushaltsführende, Personen mit Betreuungspflichten und

erwerbsunfähige Personen haben überdurchschnittliche hohe Antwortwahrscheinlichkeiten im Panel, was sich mit den Erfahrungen bei anderen Erhebungen deckt (H3).

Die weiteren Hypothesen zu Bildung, Wohnintegration, Urbanisierungsgrad und Migrationshintergrund können ebenfalls klar bestätigt werden: So haben Personen mit Universitätsabschluss eine deutlich höhere Wahrscheinlichkeit, im Panel zu verbleiben, als Personen mit anderen Bildungsabschlüssen (H4). Lebt ein Haushalt im eigenen Haus oder in einer Eigentumswohnung, ist die Antwortwahrscheinlichkeit über alle vier Wellen deutlich höher als für Personen, deren Haushalt in einer Mietwohnung lebt (H5). Die Lokalisierungs- und Kontaktschwierigkeiten für diese Gruppe entstehen aber vor allem durch das urbane Umfeld, in dem die meisten MieterInnen leben, vor allem in Wien. In den anderen größeren Landeshauptstädten ist die Antwortwahrscheinlichkeit dadurch nicht beeinflusst, ebenso haben Personen in Regionen mit wenig EinwohnerInnen keine unterdurchschnittliche Antwortwahrscheinlichkeit (H6). Migrationshintergrund, hier operationalisiert als zusammenleben mit Drittstaatsangehörigen oder eingebürgerten ÖsterreicherInnen ist hingegen das Merkmal, das mit den höchsten Ausfällen aus dem Panel einhergeht (H7). Aussagen über diese Population im Längsschnitt müssen davon ausgehen, dass die Anteile dieser Gruppe verzerrt sein können. Eine andere Erklärung sind Probleme bei der richtigen Einordnung von Ausfällen, wenn etwa Umzüge ins Ausland nicht als solche eingestuft werden.

In der Erhebung müssen vor allem die Lokalisierungs- und Kontaktquoten der finanziell deprivierten Personen erhöht werden sowie jene von MigrantInnen. Dazu gehört eine effektive Verwaltung der bereits erhobenen Kontaktinformationen und deren Aufbereitung für die nächste Welle. Die diesbezüglich erhobenen Informationen können für bestimmte Gruppen aber auch standardisiert erhoben werden, um ein vollständigeres Bild zu erhalten.. So könnten bei MigrantInnen geplante längere Aufenthalte im Herkunftsland erhoben werden, um die Kontaktaufnahme rechtzeitig davor oder danach zu ermöglichen. Eine andere Möglichkeit sind die Erhebung von Kontaktpersonen, die nach Umzügen oder Änderungen der Telefonnummer den Kontakt wiederherstellen können (vgl. Laurie et al. 1999).

## 10 Ausblick

Diese Arbeit liefert einen Einblick in die Auswirkungen von Armutslagen auf die Antwortwahrscheinlichkeit in der EU-SILC-Längsschnittkomponente. Das verwendete Untersuchungsdesign kann jedoch nicht alle Fragen beantworten, die im Zusammenhang mit Verzerrungen durch Antwortausfälle stellen. Ein großer offener Punkt sind etwa die Antwortausfälle in der ersten Welle des Panels. Diese wurden in dieser Arbeit nicht berücksichtigt, da über diese Stichprobeneinheiten weniger Daten zu den inhaltlich relevanten Merkmalen zur Verfügung stehen. Eine Verzerrung der Antwortausfälle in Welle 1 könnte über die Dauer des Panel unverändert bestehen bleiben, sich mit jeder Welle zusätzlich verzerren oder aber auch mit jeder Welle zurückgehen. Es ist daher nicht möglich, von den Ergebnissen dieser Arbeit auf den gesamten Befragungsprozess der Panelstichprobe zu schließen. Zusätzlich stellt sich im Rotationsdesign auch die Frage, wie ob durch die Kombination der verschieden alten Panelstichproben Verzerrungen in den Querschnittsschätzern entstehen.

Die Verordnung des Bundesministers für Arbeit, Soziales und Konsumentenschutz über die Statistik der Einkommen und Lebensbedingungen (Einkommens- und Lebensbedingungen-Statistikverordnung – ELStV 2010) ermöglicht für die EU-SILC-Rotationen die anonymisierte Verknüpfung von Befragungsdaten mit Daten aus der öffentlichen Verwaltung, etwa dem Hauptverband der österreichischen Sozialversicherungsträger, des Arbeitsmarktservice oder Einkommensteuerdaten, was weitreichende Möglichkeiten für die Methodenforschung eröffnet. Dadurch steht in Zukunft auch für die Antwortausfälle in Welle 1 eine umfangreichere Datengrundlage zur Verfügung, die zur Analyse der Antwortausfälle genutzt werden sollte. Diese Datengrundlage erlaubt in der Kombination mit Befragungsdaten außerdem die Quantifizierung des Fehlers durch Antwortausfälle für Merkmale wie Erwerbstätigkeit, Erwerbseinkommen oder Sozialleistungen. Messfehler können auf Basis dieser Daten ebenfalls beobachtet werden, sodass eine gemeinsame Betrachtung von Messfehlern und dem Fehler durch Antwortausfälle ermöglicht wird.

In dieser Arbeit wurden nur Eigenschaften aus Welle 1 als erklärende Variablen herangezogen. Veränderungen dieser Merkmale über die Zeit könnten Unterschiede in der Antwortwahrscheinlichkeit erklären, die in diesem Design nicht berücksichtigt werden. Welche Antwortwahrscheinlichkeit haben Personen, die große Einkommensverluste oder -zuwächse erleben oder die arbeitslos werden bzw. eine neue Arbeit finden? Für die Längsschnittbetrachtung von Armutsbioographien, wo es genau um die Abbildung und Analyse solcher Veränderungen geht, ist es höchst relevant, diese Gruppen unverzerrt in der Panelstichprobe zu erhalten. Dazu sind weitergehende Untersuchungen notwendig, die sich mit Methoden der Sur-

---

vival- und Ereignisanalyse mit den Ausfallprozessen von Welle zu Welle und den Auswirkungen von Veränderungen in zentralen Merkmalen der RespondentInnen befassen.

Die theoretischen Modelle zur Beschreibung der Stufen des Befragungsprozesses stellen umfassend die Einflussfaktoren für eine erfolgreich Befragungsteilnahme dar. Allerdings sind die methodischen Instrumente, die eine Einschätzung und Quantifizierung des Fehlers durch Antwortausfälle ermöglichen, noch nicht völlig in der Erhebungspraxis integriert. So lässt sich in den Lehrwerken noch kein Verfahren als Standardmethode in der empirischen Sozialforschung nachlesen, das für einen Großteil der Erhebungen und auf Basis weniger Voraussetzungen handhabbar wäre und auch schon in der Erhebungsplanung den Fehler durch Antwortausfälle abschätzen lässt. Ein Hindernis stellen dabei auch Stichprobenrahmen dar, die wenig Information über die nicht teilnehmenden Stichprobeneinheiten enthalten und das Fehlen finanzieller Mittel für den Einsatz von Nacherhebungen bei dieser Gruppe (vgl. Cobben 2009). Zum Teil erklärt sich daraus die einseitige Aufmerksamkeit, die den Ausschöpfungsquoten zuteil wird, da diese eine einfach verfügbare Maßzahl darstellen.

Im Idealfall sollten Maßnahmen zum Ausgleich des Fehlers schon vor dem Einsatz von Ausfallsgewichtungen ansetzen, da die Annahmen hinter der Ausfallsgewichtung nicht immer überprüft werden können (vgl. Häder 2010). Aus der Vielzahl von Einzelfallstudien, die zu Antwortausfällen vorliegen, können Metastudien die Einzelergebnisse zusammenfassen und verallgemeinerbare Effekte für einzelne Merkmale und Erhebungsdesigns herausarbeiten (vgl. Groves 2006). Zusätzlich können in experimentellen Designs die Wirkungen von Maßnahmen zur Erhöhung der Ausschöpfung auf bestimmte Zielgruppen untersucht werden, so dass nicht nach dem Gießkannenprinzip gehandelt werden muss. Die Kosten für diese Methodenforschung könnten durch den daraus folgenden effizienteren Einsatz von Mitteln bei Erhebungen ausgeglichen werden. Abschließend bleibt zu bemerken, dass die beschriebenen Lücken, die für Querschnitterhebungen bestehen, ebenfalls und noch weitreichender für Längsschnittdesigns vorliegen. So sind schon für die Berechnung der Ausschöpfung kaum konkrete Empfehlungen für die Berechnung im Längsschnitt vorhanden, da sich Handbücher und Standardwerke vornehmlich auf die häufiger durchgeführten Querschnitterhebungen konzentrieren. Die Empfehlungen für den Querschnitt lassen sich durch die höhere Komplexität, die mit der zeitlichen Dimension einhergeht, nicht ohne weiteres auf den Längsschnitt übertragen.

## 11 Literaturverzeichnis

- Abraham, Katharine G.; Maitland, Aaron & Bianchi, Suzanne M. (2006): Nonresponse in the American Time Use Survey: Who Is Missing from the Data and How Much Does It Matter? *Public Opinion Quarterly* 70 (5, Special Issue 2006), 676–703. DOI: 10.1093/poq/nfl037.
- Backhaus, Klaus; Erichson, Bernd; Plinke, Wulff & Weiber, Rolf (2003): *Multivariate Analysemethoden: Eine anwendungsorientierte Einführung*. 10., neu bearbeitete und erweiterte Auflage. Berlin: Springer.
- Baldaszi, Erika; Kytir, Josef; Marik-Lebeck, Stephan; Wisbauer, Alexander & Faßmann, Heinz (2010): *migration & integration: zahlen.daten.indikatoren 2010*. Wien. Online im Internet: URL: [http://www.statistik.at/web\\_de/dynamic/statistiken/bevoelkerung/wanderungen/publdetail?id=27&listid=27&detail=579](http://www.statistik.at/web_de/dynamic/statistiken/bevoelkerung/wanderungen/publdetail?id=27&listid=27&detail=579) [Stand 2012-01-16].
- Behr, Andreas; Bellgardt, Egon & Rendtel, Ulrich (2005): Extent and Determinants of Panel Attrition in the European Community Household Panel. *European Sociological Review* 21 (5), 489–512. DOI: 10.1093/esr/jci037.
- Best, Henning & Wolf, Christof (2010): Logistische Regression, in Wolf, Christof & Best, Henning (Hg.): *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, 827–854.
- Bethlehem, Jelke (2002): Weighting Nonresponse Adjustments Based on Auxiliary Information, in Groves, Robert M.; Dillman, Don A.; Eltinge, John L. & Little, Roderick (Hg.): *Survey nonresponse*. New York: Wiley, 275–288.
- Bethlehem, Jelke G.; Cobben, Fannie & Schouten, Barry (2011): *Handbook of nonresponse in household surveys*. Hoboken, NJ: Wiley. (Wiley series in survey methodology). Online im Internet: URL: <http://site.ebrary.com/lib/academiccompletetitles/home.action> [Stand 2012-01-16].
- Buck, Nick (2000): Using Panel Surveys to Study Migration and Residential Mobility, in Rose, David (Hg.): *Researching social and economic change: The uses of household panel studies*. London, New York: Routledge. (Researching Social and Economic Change, 13), 250–272.
- Cobben, Fannie (2009): *Nonresponse in sample surveys: Methods for analysis and adjustment*. Den Haag, Amsterdam: Statistics Netherlands. Online im Internet: URL: <http://www.cbs.nl/NR/rdonlyres/2C300D9D-C65D-4B44-B7F3-377BB6CEA066/0/2009x11cobben.pdf> [Stand 2011-05-22].

- Couper, Mick P. & Ofstedal, Mary B. (2009): Keeping in Contact with Mobile Sample Members, in Lynn, Peter (Hg.): *Methodology of longitudinal surveys*. Chichester: Wiley, 183–203.
- De Leeuw, Edith & de Heer, Wim (2002): Trends in Household Survey Nonresponse: A Longitudinal and International Comparison, in Groves, Robert M.; Dillman, Don A.; Eltinge, John L. & Little, Roderick (Hg.): *Survey nonresponse*. New York: Wiley, 41–54.
- Diekmann, Andreas (2000): *Empirische Sozialforschung: Grundlagen, Methoden, Anwendungen*. 6., durchgesehene Auflage. Reinbek bei Hamburg: Rowohlt Taschenbuch Verlag.
- European Commission (2009): *ESS Handbook for quality reports*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities. (Eurostat methodologies and working papers). Online im Internet: URL: [http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/ver-1/quality/documents/EHQR\\_FINAL.pdf](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/ver-1/quality/documents/EHQR_FINAL.pdf) [Stand 2011-05-28].
- European Commission (2010): *Europe 2020 – EU-wide headline targets for economic growth*. URL: [http://ec.europa.eu/europe2020/targets/eu-targets/index\\_en.htm](http://ec.europa.eu/europe2020/targets/eu-targets/index_en.htm) [Stand 2012-03-12].
- Feskens, Remco; Hox, Joop; Lensvelt-Mulders, Gerty & Schmeets, Hans (2007): Nonresponse Among Ethnic Minorities: A Multivariate Analysis. *Journal of Official Statistics* 23 (3), 387–408. Online im Internet: URL: <http://www.jos.nu/Articles/abstract.asp?article=233387> [Stand 2008-06-06].
- Gray, Rebecca; Campanelli, Pamela; Deepchand, Kavita & Prescott-Clarke, Patricia (1996): Exploring survey non-response: the effect of attrition on a follow-up of the 1984-85 health and life style survey. *The Statistician* 45 (2), 163–183. Online im Internet: URL: [www.jstor.org/stable/2988406](http://www.jstor.org/stable/2988406) [Stand 2010-10-07].
- Groves, Robert M. (2006): Nonresponse Rates and Nonresponse Bias in Household Surveys. *Public Opinion Quarterly* 70 (5, Special Issue), 646–675. DOI: 10.1093/poq/nfl033.
- Groves, Robert M.; Cialdini, Robert B. & Couper, Mick P. (1992): Understanding The Decision to Participate in a Survey. *Public Opinion Quarterly* 56 (4), 475. DOI: 10.1086/269338.
- Groves, Robert M. & Couper, Mick P. (2002): Designing Surveys Acknowledging Nonresponse, in Ploeg, Michele ver; Moffitt, Robert & Citro, Constance F. (Hg.): *Studies of welfare populations: Data collection and research issues*. Washington, DC: National Academy Press, 13–54. URL: <http://aspe.hhs.gov/hsp/welf%2Dres%2Ddata%2Dissues02/pdf/01.pdf> [Stand 2012-02-27].

- Groves, Robert M., Dillman, Don A., Eltinge, John L. & Little, Roderick (Hg.) (2002): *Survey nonresponse*. New York: Wiley.
- Groves, Robert M.; Fowler Jr., Floyd J.; Couper, Mick P.; Lepkowski, James M.; Singer, Eleanor & Tourangeau, Roger (2004): *Survey Methodology*. Hoboken: Wiley. (Wiley series in survey methodology).
- Groves, Robert M. & Hansen, S. E. (1996): *Survey Design Features to Maximize Respondent Retention in Longitudinal Surveys: Unpublished Report to the National Center for Health Statistics*. Ann Arbor, MI.
- Groves, Robert M.; Singer, Eleanor & Corning, Amy (2000): Leverage-Saliency Theory of Survey Participation. *Public Opinion Quarterly* 64 (3), 299–308. DOI: 10.1086/317990.
- Häder, Michael (2010): Auswahlverfahren. DOI: 10.1007/978-3-531-92187-7\_5, in Häder, Michael (Hg.): *Empirische Sozialforschung: Eine Einführung*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, 139–186. DOI: 10.1007/978-3-531-92187-7.
- Hanefeld, Ute (1987): *Das sozio-ökonomische Panel*. Frankfurt/Main: Campus-Verlag. (Sozio-ökonomische Daten und Analysen für die Bundesrepublik Deutschland, 1).
- Johnson, Timothy P.; Burris, J. & Owens, L. (2002): Culture and Survey Nonresponse, in Groves, Robert M.; Dillman, Don A.; Eltinge, John L. & Little, Roderick (Hg.): *Survey nonresponse*. New York: Wiley, 55–69.
- Kalton, Graham (1986): Handling Wave Nonresponse in Panel Surveys. *Journal of Official Statistics* 2 (3), 303–314. Online im Internet: URL: <http://www.jos.nu/Articles/abstract.asp?article=23303> [Stand 2012-02-16].
- Kalton, Graham; Winglee, Marianne; Rizzo, Louis; Jabine, Thomas; Levine, Daniel; Huggins, Vicki; King, Karen; Mack, Stephen & Brick, Pat D. (1998): *Survey of Income and Program Participation Quality Profile*. 3. Aufl. (SIPP Working Papers). Online im Internet: URL: [http://www2.census.gov/prod2/sipp/wp/SIPP\\_WP\\_230.pdf](http://www2.census.gov/prod2/sipp/wp/SIPP_WP_230.pdf) [Stand 2012-02-24].
- Krenzke, Thomas; van de Kerckhove, Wendy & Mohadjer, Leyla (2005): Identifying and Reducing Nonresponse Bias Throughout the Survey Process: *Proceedings of the Survey Research Methods Section, ASA*. URL: <http://www.amstat.org/sections/srms/proceedings/y2005/Files/JSM2005-000572.pdf> [Stand 2012-01-06].
- Kroh, Martin & Spieß, Martin (2006): *Documentation of sample sizes and panel attrition in the German Socio Economic Panel (SOEP) (1984 until 2005)*. (Data Documentation). Online im Internet: URL: [http://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw\\_01.c.44734.de/diw\\_datadoc\\_2006-015.pdf](http://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw_01.c.44734.de/diw_datadoc_2006-015.pdf) [Stand 2009-12-11].

- Kytir, Josef & Moser, Cornelia (2010): Erwerbstätigkeit, in Bundesministerin für Frauen und Öffentlichen Dienst im Bundeskanzleramt Österreich (Hg.): *Frauenbericht 2010: Bericht betreffend die Situation von Frauen in Österreich im Zeitraum von 1998 bis 2008*. Wien, 125–190. URL: <http://www.frauen.bka.gv.at/studien/frauenbericht2010> [Stand 2011-04-28].
- Lamei, Nadja & Till-Tentschert, Ursula (2004): Messung von Armutsgefährdung und Deprivation. *Statistische Nachrichten* (4), 349–358. Online im Internet: URL: [http://www.statistik.at/web\\_de/static/messung\\_von\\_armutsgefaehrdung\\_und\\_deprivation\\_003920.pdf](http://www.statistik.at/web_de/static/messung_von_armutsgefaehrdung_und_deprivation_003920.pdf) [Stand 2012-02-15].
- Laurie, Heather; Smith, Rachel & Scott, Lynne (1999): Strategies for Reducing Nonresponse in a Longitudinal Panel Survey. *Journal of Official Statistics* 15 (2), 269–282. Online im Internet: URL: <http://www.jos.nu/Articles/abstract.asp?article=152269> [Stand 2008-06-15].
- Lepkowski, James M. & Couper, Mick P. (2002): Nonresponse in Longitudinal Household Surveys, in Groves, Robert M.; Dillman, Don A.; Eltinge, John L. & Little, Roderick (Hg.): *Survey nonresponse*. New York: Wiley, 259–272.
- Little, Roderick J. & Rubin, Donald B. (2002): *Statistical analysis with missing data*. 2. Aufl. New York: Wiley. (Wiley series in probability and statistics).
- Lynn, Peter (Hg.) (2009): *Methodology of longitudinal surveys*. Chichester: Wiley.
- Lynn, Peter & Clarke, Paul (2002): Separating Refusal Bias and Non-Contact Bias: Evidence from UK National Surveys. *Journal of the Royal Statistical Society. Series D (The Statistician)* 51 (3), 319–333. DOI: 10.1111/1467-9884.00321.
- Marik-Lebeck, Stephan (2009): *Wanderungsstatistik 2008. inkl. Revision für 2002-2007*. Wien. Online im Internet: URL: [http://www.statistik.at/web\\_de/dynamic/statistiken/bevoelkerung/wanderungen/publdetail?id=27&listid=27&detail=542](http://www.statistik.at/web_de/dynamic/statistiken/bevoelkerung/wanderungen/publdetail?id=27&listid=27&detail=542) [Stand 2012-01-16].
- Moser, Cornelia & Fasching, Melitta (2011): *Arbeitsmarktstatistik. Jahresergebnisse 2010: Mikrozensus-Arbeitskräfteerhebung*. Wien. Online im Internet: URL: [http://www.statistik.at/web\\_de/services/publikationen/3/index.html](http://www.statistik.at/web_de/services/publikationen/3/index.html) [Stand 2011-04-28].
- Moser, Cornelia; Fasching, Melitta & Bauer, Barbara (2010): *Arbeitskräfteerhebung 2009: Ergebnisse des Mikrozensus*. Wien. Online im Internet: URL: [http://www.statistik.at/web\\_de/Redirect/index.htm?dDocName=058379](http://www.statistik.at/web_de/Redirect/index.htm?dDocName=058379) [Stand 2012-01-12].
- Nicoletti, Cheti & Buck, Nicholas N. (2004): *Explaining Interviewee Contact And Co-Operation In The British And German Household Panels*. Colchester. (Working Papers of the Institute for Social and Economic Research).

- Nicoletti, Cheti & Peracchi, Franco (2005): Survey response and survey characteristics: microlevel evidence from the European Community Household Panel. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)* 168 (4), 763–781. DOI: 10.1111/j.1467-985X.2005.00369.x.
- Olson, Kirsten (Special Issue 2006): Survey Participation, Nonresponse Bias, Measurement Error Bias, and Total Bias. *Public Opinion Quarterly* 70 (5), 737–758. DOI: 10.1093/poq/nfl038.
- Rendtel, Ulrich (1995): *Lebenslagen im Wandel: Panellausfälle und Panelrepräsentativität*. Frankfurt/Main: Campus-Verlag. (Sozio-ökonomische Daten und Analysen für die Bundesrepublik Deutschland, 8).
- Schnell, Rainer (1997): *Nonresponse in Bevölkerungsumfragen: Ausmaß, Entwicklung und Ursachen*. Opladen: Leske + Budrich. Online im Internet: URL: [http://kops.uni-konstanz.de/bitstream/handle/urn:nbn:de:bsz:352-opus-56148/Nonresponse\\_in\\_Bevoelkerungsumfragen.pdf?sequence=1](http://kops.uni-konstanz.de/bitstream/handle/urn:nbn:de:bsz:352-opus-56148/Nonresponse_in_Bevoelkerungsumfragen.pdf?sequence=1) [Stand 2012-02-15].
- Schwabe, Markus, Radinger Regina & Sommer-Binder, Guido (Hg.) (2011): *Bildung in Zahlen 2009/10: Schlüsselindikatoren und Analysen*. Wien: Statistik Austria. URL: [http://www.statistik.at/dynamic/wcmsprod/idcplg?IdcService=GET\\_NATIVE\\_FILE&dID=93359&dDocName=055469](http://www.statistik.at/dynamic/wcmsprod/idcplg?IdcService=GET_NATIVE_FILE&dID=93359&dDocName=055469) [Stand 2012-02-15].
- Siegel, Nico A.; Gensicke, Andrea; Stimmel, Salma & Stutz, Friedrich (2008): *SOEP 2008 Methodenbericht zum Befragungsjahr 2008 (Welle 25) des Sozio-oekonomischen Panels*. München. Online im Internet: URL: [http://www.diw.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw\\_01.c.340072.de/soepmeth\\_2008.pdf](http://www.diw.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw_01.c.340072.de/soepmeth_2008.pdf) [Stand 2012-01-22].
- Stadler, Bettina & Wiedenhofer-Galik, Beatrix (2009): *Arbeits- und Lebenssituation von Migrantinnen und Migranten in Österreich: Modul der Arbeitskräfteerhebung 2008*. Wien: Verl. Österreich.
- Statistics Austria (2006): *Intermediate Quality Report relating to the EU-SILC 2005 Operation: Austria*. Vienna. Online im Internet: URL: [http://circa.europa.eu/Public/irc/dsis/eusilc/library?l=/quality\\_assessment/quality\\_reports/at/2006\\_intermediate/\\_EN\\_1.0\\_&a=d](http://circa.europa.eu/Public/irc/dsis/eusilc/library?l=/quality_assessment/quality_reports/at/2006_intermediate/_EN_1.0_&a=d) [Stand 2012-02-17].
- Statistics Austria (2007): *Intermediate Quality Report relating to the EU-SILC 2006 Operation: Austria*. Vienna. Online im Internet: URL: [http://circa.europa.eu/Public/irc/dsis/eusilc/library?l=/quality\\_assessment/quality\\_reports/at/2006\\_intermediate/\\_EN\\_1.0\\_&a=d](http://circa.europa.eu/Public/irc/dsis/eusilc/library?l=/quality_assessment/quality_reports/at/2006_intermediate/_EN_1.0_&a=d)  
<http://circa.eu>

- ropa.eu/Public/irc/dsis/eusilc/library?  
l=/quality\_assessment/quality\_reports/at/2006\_intermediate/\_EN\_1.0\_&a=d [Stand 2012-02-17].
- Statistics Austria (2008): *Intermediate Quality Report relating to the EU-SILC 2007 Operation: Austria*. Vienna. Online im Internet: URL: [http://circa.europa.eu/Public/irc/dsis/eusilc/library?l=/quality\\_assessment/quality\\_reports/at/2007\\_intermediate/\\_EN\\_1.0\\_&a=d](http://circa.europa.eu/Public/irc/dsis/eusilc/library?l=/quality_assessment/quality_reports/at/2007_intermediate/_EN_1.0_&a=d) [Stand 2012-02-17].
- Statistics Austria (2009): *Intermediate Quality Report relating to the EU-SILC 2008 Operation: Austria*. Vienna. Online im Internet: URL: [http://circa.europa.eu/Public/irc/dsis/eusilc/library?l=/quality\\_assessment/quality\\_reports/at/intermediate\\_atpdf/\\_EN\\_1.0\\_&a=d](http://circa.europa.eu/Public/irc/dsis/eusilc/library?l=/quality_assessment/quality_reports/at/intermediate_atpdf/_EN_1.0_&a=d) [Stand 2012-02-17].
- Statistik Austria (2010): *Binnenwanderungen*. URL: [http://www.statistik.at/web\\_de/statistiken/bevoelkerung/wanderungen/binnenwanderungen/index.html](http://www.statistik.at/web_de/statistiken/bevoelkerung/wanderungen/binnenwanderungen/index.html) [Stand 2010-10-05].
- Stoop, Ineke; Billiet, Jaak; Koch, Armin & Fitzgerald, Rory (2010): *Improving Survey Response: Lessons learned from the European Social Survey*. Chichester, West Sussex, U.K: Wiley.
- Taylor, Marcia F.; Brice, John; Buck, Nick & Prentice-Lane, Elaine (2010): *British Household Panel Survey User Manual Volume A: Introduction, Technical Report and Appendices*. Colchester. Online im Internet: URL: [http://www.iser.essex.ac.uk/bhps/documentation/pdf\\_versions/volumes/bhpsvola.pdf](http://www.iser.essex.ac.uk/bhps/documentation/pdf_versions/volumes/bhpsvola.pdf) [Stand 2012-01-20].
- The American Association for Public Opinion Research (AAPOR) (2011): *Standard definitions: Final dispositions of case codes and outcome rates for surveys*. 7. Aufl. Online im Internet: URL: [http://www.aapor.org/AM/Template.cfm?Section=Standard\\_Definitions2&Template=/CM/ContentDisplay.cfm&ContentID=3156](http://www.aapor.org/AM/Template.cfm?Section=Standard_Definitions2&Template=/CM/ContentDisplay.cfm&ContentID=3156) [Stand 2012-01-07].
- Till, Matthias; Datler, Georg; Glaser, Thomas; Heuberger, Richard; Mahidi, Margareta; Skina, Magdalena; Kafka, Elisabeth & Lamei, Nadja (2009): *Einkommen, Armut und Lebensbedingungen: Ergebnisse aus EU-SILC 2007*. Wien.
- Till-Tentschert, Ursula; Glaser, Thomas; Heuberger, Richard; Kafka, Elisabeth; Lamei, Nadja; Skina, Magdalena & Till, Matthias (2009a): EU-SILC 2008, in Bundesministerium für Arbeit, Soziales u. (Hg.): *Armutsgefährdung in Österreich*. Wien. (Sozialpolitische

- Studienreihe des BMASK, 2), 17–195. URL: [http://www.statistik.at/web\\_de/static/eu-silc\\_2008eingliederungsindikatoren\\_\\_armutsgefaehrdung\\_in\\_oesterreich\\_bd\\_043350.pdf](http://www.statistik.at/web_de/static/eu-silc_2008eingliederungsindikatoren__armutsgefaehrdung_in_oesterreich_bd_043350.pdf) [Stand 2012-01-16].
- Till-Tentschert, Ursula; Glaser, Thomas; Heuberger, Richard; Kafka, Elisabeth; Lamei, Nadja; Skina, Magdalena & Till, Matthias (2009b): Tabellenband: Ergebnisse aus EU-SILC 2008, in Bundesministerium für Arbeit, Soziales u. (Hg.): *Armutsgefährdung in Österreich*. Wien. (Sozialpolitische Studienreihe des BMASK, 2). URL: [http://www.statistik.at/web\\_de/static/tabellenband\\_zu\\_eu-silc\\_2010.\\_armuts-\\_und\\_ausgrenzungsgefaehrdung\\_in\\_oeste\\_060385.pdf](http://www.statistik.at/web_de/static/tabellenband_zu_eu-silc_2010._armuts-_und_ausgrenzungsgefaehrdung_in_oeste_060385.pdf) [Stand 2012-01-16].
- Till-Tentschert, Ursula; Lamei, Nadja; Heuberger, Richard & Bönisch, Markus (2007): *Einkommen, Armut und Lebensbedingungen: Ergebnisse aus EU-SILC 2005*. 1. Aufl. Wien.
- Uhrig, Noah (2008): *The Nature and Causes of Attrition in the British Household Panel Study*. Colchester. (Working Papers of the Institute for Social and Economic Research). Online im Internet: URL: <http://www.iser.essex.ac.uk/publications/working-papers/iser/2008-05.pdf> [Stand 2012-01-15].
- Vandecasteele, Leen & Debels, Annelies (2006): Attrition in Panel Data: The Effectiveness of Weighting. *European Sociological Review* 23 (1), 81–97. DOI: 10.1093/esr/jcl021.
- VO (EG) 1981/2003: Verordnung (EG) Nr. 1981/2003 der Kommission vom 21. Oktober 2003 zur Durchführung der Verordnung (EG) Nr. 1177/2003 des Europäischen Parlaments und des Rates für die Gemeinschaftsstatistik über Einkommen und Lebensbedingungen (EU-SILC) im Hinblick auf die Aspekte der Feldarbeit und die Imputationsverfahren, in Amt für Veröffentlichungen der Europäischen Union (Hg.): *Amtsblatt der Europäischen Union* (L 298) 46, 23–28.
- VO (EG) 1982/2003: Verordnung (EG) Nr. 1982/2003 der Kommission vom 21. Oktober 2003 zur Durchführung der Verordnung (EG) Nr. 1177/2003 des Europäischen Parlaments und des Rates für die Gemeinschaftsstatistik über Einkommen und Lebensbedingungen (EU-SILC) im Hinblick auf die Regeln für die Stichprobenauswahl und die Weiterverfolgung, in Amt für Veröffentlichungen der Europäischen Union (Hg.): *Amtsblatt der Europäischen Union* (L 298) 46, 29–33.
- VO (EG) 28/2004: Verordnung (EG) Nr. 28/2004 der Kommission vom 5. Januar 2004 zur Durchführung der Verordnung (EG) Nr. 1177/2003 des Europäischen Parlaments und des Rates für die Gemeinschaftsstatistik über Einkommen und Lebensbedingungen (EU-SILC) im Hinblick auf den detaillierten Inhalt der Qualitätsberichte (Zwischenbericht und Abschlussbericht), in Amt für Veröffentlichungen der Europäischen Union (Hg.): *Amtsblatt*

*der Europäischen Union* (L 5) 47, 42–56.

- Watson, Nicole & Wooden, Mark (2009): Identifying Factors Affecting Longitudinal Survey Response, in Lynn, Peter (Hg.): *Methodology of longitudinal surveys*. Chichester: Wiley, 157–181.
- Weiss, Hilde & Till-Tentschert, Ursula (2008): *Entwicklung von Indikatoren zur Messung von Deprivation und direkter Beobachtung von Armutslagen in Wien*.
- Winkels, Jeroen W. & Withers, Suzanne D. (2000): Panel attrition, in Rose, David (Hg.): *Researching social and economic change: The uses of household panel studies*. London, New York: Routledge. (Researching Social and Economic Change, 13), 79–95.

# Anhang

## Anhang 1 Verteilungen

Tabelle 17: Verteilung der Armutslagen

Merkmal in Welle 1	n		Anteil in %	SE
	Personen	Haushalte		
<b>Gesamt</b>	15.851	7.821		
<b>Haushalt kann sich nicht leisten ...</b>				
Zahlungen rechtzeitig zu begleichen	419	231	2,6	0,2
notwendigen Arztbesuch	362	186	2,3	0,2
jeden 2. Tag Fleisch, Fisch oder eine vegetarische Speise	1.537	816	9,7	0,4
neue Kleider zu kaufen	1.206	664	7,6	0,3
die Wohnung angemessen w arm zu halten	545	291	3,4	0,2
unerwartete Ausgaben zu tätigen	3.748	2.032	23,6	0,5
Freunde zum Essen einzuladen	801	464	5,1	0,3
<b>Finanziell depriviert (mit mind. 2 dieser Benachteiligungen)</b>	2.075	1.140	13,1	0,4
<b>Äquivalisiertes Haushaltseinkommen</b>	15.851	7.821	17.920*	115,1
<b>Einkommensgruppen</b>				
Niedrig (Armutgefährdet)	2.074	1.193	13,1	0,4
Mittel	12.298	5.892	77,6	0,5
Hoch	1.479	736	9,3	0,4
<b>Armutslagen</b>				
Kein Mangel	12.373	5.903	78,1	0,5
Einkommensmangel	1.403	778	8,9	0,3
Teilhabemangel	1.404	725	8,9	0,4
Manifeste Armut	671	415	4,2	0,2
<b>Haushalte mit ...</b>				
Langzeitarbeitslosigkeit	641	294	4,0	0,3
Haupteinkommensquelle Sozialleistungen	989	528	6,2	0,3
AusländerInnen	1.193	508	7,5	0,4
Eingebürgerten	542	257	3,4	0,2
Behinderung	1.682	716	10,6	0,4
jüngstem Kind zwischen 4-6 Jahren	904	411	5,7	0,3

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen. - \*Median.

**Tabelle 18: Verteilung von Alter, Geschlecht und Haushaltstyp**

Merkmal in Welle 1	n		Anteil in %	SE
	Personen	Haushalte		
<b>Gesamt</b>	15.851	7.821		
<b>Männer</b>				
Bis 19 Jahre	772	683	10,3	0,4
20 bis 39 Jahre	2.391	2.271	31,8	0,5
40 bis 64 Jahre	3.247	3.219	43,2	0,5
65 Jahre +	1.100	1.093	14,6	0,4
<b>Frauen</b>				
Bis 19 Jahre	719	651	8,6	0,3
20 bis 39 Jahre	2.617	2.533	31,4	0,5
40 bis 64 Jahre	3.487	3.469	41,8	0,5
65 Jahre +	1.518	1.508	18,2	0,4
<b>Haushalte mit Pension</b>				
Zusammen	3.344	2.111	21,1	0,5
Alleinlebende Männer	186	186	1,2	0,1
Alleinlebende Frauen	791	791	5,0	0,2
Mehrpersonenhaushalt	2.367	1.134	14,9	0,4
<b>Haushalte ohne Pension</b>				
Zusammen	12.507	5.710	78,9	0,5
Alleinlebende Männer	618	618	3,9	0,2
Alleinlebende Frauen	596	596	3,8	0,2
Mehrpersonenhaushalt ohne Kinder	4.323	1.813	27,3	0,6
Haushalte mit Kindern	6.994	2.691	44,1	0,6
Ein-Eltern-Haushalt	535	361	3,4	0,2
Mehrpersonenhaushalt mit einem Kind	2.645	974	16,7	0,5
Mehrpersonenhaushalt mit 2 Kindern	2.626	960	16,6	0,5
Mehrpersonenhaushalt mit mind. 3 Kindern	1.188	396	7,5	0,4

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen.

Tabelle 19: Verteilung von Hauptaktivität, Bildung, Region und Rechtsverhältnis an der Wohnung

Merkmal in Welle 1	n		Anteil in %	SE
	Personen	Haushalte		
<b>Gesamt</b>	15.851	7.821		
<b>Haupttätigkeit</b>				
Vollzeit erw erbstätig	1.555	1.131	44,3	0,9
Teilzeit erw erbstätig	389	365	11,1	0,5
Pension	838	658	23,9	0,8
Arbeitslos	128	116	3,6	0,3
Haushalt	388	379	11,0	0,5
in Ausbildung	215	188	6,1	0,4
<b>Höchster Bildungsabschluss</b>				
Max. Pflichtschule	880	674	25,0	0,8
Lehre/mittlere Schule	1.770	1.224	50,4	0,9
Matura	548	449	15,6	0,7
Universität	315	252	9,0	0,6
<b>Einwohnerzahl in der Region</b>				
Wien	649	390	17,9	0,4
>100.000	306	168	8,4	0,7
>10.000	595	313	16,4	0,9
<=10.000	2.081	967	57,3	1,1
<b>Miete</b>	3.631	1.838	34,4	1,1

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen.

**Tabelle 20: Verteilung von Kontakt- und Bearbeitungsmerkmalen**

	n		Anteil in %	Arithmet- isches Mittel	SE
	Personen	Haushalte			
<b>Kontakt</b>					
Festnetztelefon	15.851	7.821	76		0,5
<b>Art des Gebäudes</b>					
Einfamilienhaus	7.234	3.112	46		0,6
Zw eifamilien- oder Reihenhaus	2.301	1.084	15		0,5
Mehrparteienhaus mit 0-9 Wohneinheiten	2.261	1.276	14		0,4
Mehrparteienhaus mit 10+ Wohneinheiten	3.876	2.256	24		0,5
Anderes Gebäude (z.B. Schulw artsw ohnung in der Schule)	179	93	1		0,1
<b>Mobilität</b>					
Jahr des Einzugs	15.806	7.798		1983	0,2
Umzug des Haushalts	15.851	7.821	13		0,4
<b>InterviewerInnen und Erhebungsorganisation</b>					
Anzahl erfolgreicher Befragungen pro Interview erIn	15.851	7.821		80,9	1,1
Anzahl bearbeiteter Adressen pro Interview erIn	15.851	7.821		121,6	1,9
Monat des Feldendes	15.851	7.821		8,9	0,0
<b>Item-Nonresponse</b>					
Anteil des erhobenen Betrags am Haushaltseinkommen	15.850	7.820	70		0,5
Keine Imputation	8.842	4.692	56		0,6
Teil imputiert	6.663	2.923	42		0,6
Vollständig imputiert	345	205	2		0,2
Mittlere Item-Nonresponse in Personenfragebögen des Haushalts	15.851	7.821		6,2	0,1
Proxyinterview	15.851	7.821	18		0,3

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen.

## **Anhang 2 Modellparameter**

Tabelle 21: Modellparameter der logistischen Regressionen

Merkmal in Welle 1	Antwort in 4 Wellen						Lokalisierung					
	Modell 1		Modell 2		Modell 3		Modell 1		Modell 2		Modell 3	
	Koeffizient (SE)	Odds Ratio	Koeffizient (SE)	Odds Ratio	Koeffizient (SE)	Odds Ratio	Koeffizient (SE)	Odds Ratio	Koeffizient (SE)	Odds Ratio	Koeffizient (SE)	Odds Ratio
<b>Konstante</b>	-0,4 (0,42)	,67	-0,63** (0,18)	,53	-1,15* (0,48)	,32	1,5 (0,78)	4,48	4,12** (0,47)	61,63	3,27** (1,07)	26,19
<b>Äquivalisiertes Haushaltseinkommen</b>	0,02 (0,04)	1,02			0,07 (0,05)	1,07	0,04 (0,08)	1,04			-0,01 (0,1)	,99
<b>Finanzielle Deprivation</b>	-0,08* (0,04)	,92			-0,08* (0,04)	,92	-0,13 (0,07)	,87			-0,07 (0,09)	,93
<b>Kovariaten von Armutsgefährdung und finanzieller Deprivation</b>												
<b>Haushaltstyp</b>												
Anzahl der Kinder im Haushalt	0,08** (0,03)	1,09			0,08** (0,03)	1,08	0,02 (0,06)	1,02			0,1 (0,07)	1,11
Anzahl der Erwachsenen im Haushalt	-0,19** (0,03)	,83			-0,2** (0,04)	,82	-0,02 (0,06)	,98			0,14 (0,08)	1,15
PartnerIn im Haushalt	0,13** (0,02)	1,14			0,12** (0,02)	1,13	0,25** (0,05)	1,28			0,12* (0,06)	1,13
<b>Hauptaktivität</b>												
Vollzeit erw erbstätig	-0,12** (0,02)	,89			-0,08** (0,02)	,93	-0,17** (0,04)	,85			-0,04 (0,05)	,96
In Ausbildung	-0,19** (0,04)	,83			-0,12** (0,04)	,89	-0,33** (0,08)	,72			-0,04 (0,09)	,96
<b>Hochschulabschluss</b>												
	0,08* (0,04)	1,08			0,13** (0,04)	1,13	-0,07 (0,08)	,94			0,22* (0,09)	1,24
<b>Wohneigentum</b>												
	0,16** (0,03)	1,17			0,02 (0,03)	1,02	0,39** (0,06)	1,47			-0,11 (0,08)	,89
<b>Haushalt mit</b>												
AusländerInnen <sup>1)</sup>	-0,23** (0,05)	,80			-0,17** (0,06)	,85	-0,38** (0,09)	,68			-0,39** (0,11)	,68
Eingebürgerten <sup>2)</sup>	-0,29** (0,07)	,75			-0,22** (0,07)	,80	-0,38** (0,12)	,69			-0,38* (0,15)	,68
<b>Kontakt- und Bearbeitungsmerkmale</b>												
Wien			-0,24** (0,03)	,79	-0,24** (0,04)	,79			-0,45** (0,07)	,64	-0,42** (0,08)	,66
Festnetztelefon			0,16** (0,03)	1,18	0,13** (0,03)	1,13			-0,01 (0,07)	,99	-0,06 (0,07)	,94
Kein Umzug während des Panels			0,25** (0,03)	1,28	0,21** (0,04)	1,23			2,25** (0,09)	9,50	2,26** (0,1)	9,59
Jahr des Einzugs			0 (0)	1,00	0* (0)	1,00			0 (0)	1,00	0 (0)	1,00
Zw eifamilien oder Reihenhaus			0,1** (0,04)	1,11	0,09* (0,04)	1,09			0,1 (0,11)	1,10	0,11 (0,1)	1,11
<b>InterviewerInnen und Erhebungsorganisation</b>												
Anzahl erfolgreicher Befragungen pro Interview erIn			0** (0)	1,00	0** (0)	1,00			-0,01 (0)	,99	-0,01 (0)	,99
Anzahl bearbeiteter Adressen pro Interview erIn			0* (0)	1,00	0* (0)	1,00			0 (0)	1,00	0 (0)	1,00
Monat des Feldendes			0,05** (0,02)	1,06	0,04* (0,02)	1,04			-0,14** (0,05)	,87	-0,14** (0,05)	,87
<b>Item-Nonresponse</b>												
Anteil des erhobenen Betrags am Haushaltseinkommen			0,17** (0,06)	1,19	0,16* (0,06)	1,17			0,04 (0,16)	1,04	0,12 (0,16)	1,13
Mittlere Item-Nonresponse in Personenfragebögen des Haushalts			-0,02** (0)	,98	-0,02** (0)	,98			0 (0,01)	1,00	0 (0,01)	1,00
Nicht persönlich befragt (Proxyinterview )			-0,19** (0,02)	,83	-0,12** (0,02)	,89			-0,02 (0,06)	,99	-0,04 (0,06)	,96

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen. - Personen in Haushalten. - n.s.: Regressionskoeffizient nicht signifikant bei  $\alpha=0,05$ . - Kategoriale Variablen wurden dichotomisiert, äquivalisiertes Einkommen logarithmiert, Einzugsjahr zentriert.

## Modellparameter (Fortsetzung)

Merkmal in Welle 1	Kontakt						Kooperation					
	Modell 1		Modell 2		Modell 3		Modell 1		Modell 2		Modell 3	
	Koeffizient (SE)	Odds Ratio										
<b>Konstante</b>	-0,14 (0,59)	,87	0,28 (0,31)	1,32	-1,42* (0,65)	,24	1,06* (0,52)	2,89	0,59** (0,21)	1,80	0,86 (0,56)	2,36
<b>Äquivalisiertes Haushaltseinkommen</b>	0,15* (0,06)	1,17			0,17** (0,06)	1,19	-0,02 (0,05)	,98			0,03 (0,05)	1,03
<b>Finanzielle Deprivation</b>	-0,07 (0,06)	,94			-0,05 (0,06)	,95	-0,03 (0,05)	,98			-0,04 (0,05)	,97
<b>Kovariaten von Armutsgefährdung und finanzieller Deprivation</b>												
<b>Haushaltstyp</b>												
Anzahl der Kinder im Haushalt	0,08 (0,05)	1,09			0,09 (0,05)	1,09	0,04 (0,03)	1,04			0,03 (0,03)	1,03
Anzahl der Erwachsenen im Haushalt	0,02 (0,07)	1,02			-0,07 (0,07)	,93	-0,25** (0,04)	,78			-0,26** (0,04)	,77
PartnerIn im Haushalt	0,12** (0,04)	1,13			0,14** (0,04)	1,15	0,08** (0,02)	1,09			0,08** (0,02)	1,09
<b>Hauptaktivität</b>												
Vollzeit erw. erbstätig	-0,18** (0,03)	,84			-0,08** (0,03)	,92	-0,12** (0,02)	,89			-0,1** (0,02)	,91
In Ausbildung	-0,3** (0,06)	,74			-0,19** (0,07)	,83	-0,14** (0,04)	,87			-0,11* (0,05)	,90
<b>Hochschulabschluss</b>	-0,1 (0,06)	,91			-0,02 (0,06)	,98	0,15** (0,04)	1,16			0,15** (0,05)	1,16
<b>Wohneigentum</b>	0,3** (0,05)	1,36			0,01 (0,05)	1,01	0,06 (0,03)	1,06			0,05 (0,04)	1,05
<b>Haushalt mit</b>												
AusländerInnen <sup>1)</sup>	-0,25** (0,08)	,78			-0,09 (0,08)	,91	-0,12 (0,06)	,88			-0,1 (0,07)	,91
Eingebürgerten <sup>2)</sup>	-0,08 (0,11)	,92			0,08 (0,11)	1,08	-0,19* (0,08)	,82			-0,16 (0,08)	,85
<b>Kontakt- und Bearbeitungsmerkmale</b>												
Wien			-0,48** (0,05)	,62	-0,46** (0,05)	,63			-0,06 (0,04)	,94	-0,08 (0,04)	,92
Festnetztelefon			0,32** (0,05)	1,38	0,29** (0,05)	1,33			0,1** (0,04)	1,10	0,08* (0,04)	1,08
Kein Umzug während des Panels			0,09 (0,06)	1,10	0,05 (0,06)	1,06			-0,29** (0,05)	,75	-0,34** (0,05)	,71
Jahr des Einzugs			-0,01** (0)	,99	-0,02** (0)	,99			0 (0)	1,00	0 (0)	1,00
Zw. eifamilien oder Reihenhaus			0,09 (0,07)	1,09	0,08 (0,07)	1,08			0,1* (0,04)	1,10	0,08 (0,04)	1,09
<b>InterviewerInnen und Erhebungsorganisation</b>												
Anzahl erfolgreicher Befragungen pro Interviewerin			0 (0)	1,00	0 (0)	1,00			-0,01** (0)	1,00	-0,01** (0)	,99
Anzahl bearbeiteter Adressen pro Interviewerin			0 (0)	1,00	0 (0)	1,00			0* (0)	1,00	0** (0)	1,00
Monat des Feldendes			0,16** (0,03)	1,18	0,15** (0,04)	1,16			0,04 (0,02)	1,04	0,03 (0,02)	1,03
<b>Item-Nonresponse</b>												
Anteil des erhobenen Betrags am Haushaltseinkommen			0,22* (0,11)	1,25	0,24* (0,11)	1,27			0,16* (0,07)	1,18	0,12 (0,07)	1,12
Mittlere Item-Nonresponse in Personenfragebögen des Haushalts			-0,01* (0)	,99	-0,01* (0)	,99			-0,02** (0)	,98	-0,02** (0)	,98
Nicht persönlich befragt (Proxyinterview)			-0,1* (0,04)	,90	-0,06 (0,04)	,94			-0,22** (0,03)	,80	-0,13** (0,03)	,88

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC 2004-2010, eigene Berechnungen. - Personen in Haushalten. - n.s.: Regressionskoeffizient nicht signifikant bei  $\alpha=0,05$ . - Kategoriale Variablen wurden dichotomisiert, äquivalisiertes Einkommen logarithmiert, Einzugsjahr zentriert.

### **Anhang 3 Erklärung zum selbständigen Abfassen der Arbeit**

Ich versichere, dass ich die vorliegende Arbeit selbständig verfasst habe. Ich habe keine anderen als die angegebenen Quellen und Hilfsmittel benutzt.

Ich habe die Arbeit bzw. Teile davon weder im In- noch im Ausland einerR BeurteilerIn zur Begutachtung als Prüfungsarbeit vorgelegt.

Wien, im März 2012

---

Unterschrift

## Anhang 4 Lebenslauf

Name Elisabeth KAFKA  
Geburtsdatum 27.03.1981

### **Ausbildung**

Seit 2007 Fortbildungen zu Methoden der empirischen Sozialforschung (u.a. des European Statistical Training Programme's und des Graduiertenzentrums Sozialwissenschaften der Universität Wien)  
Seit 2000 Diplomstudium Soziologie, Rechts-, Sozial- und Wirtschaftswissenschaftliche Studienrichtung, Universität Wien  
1991 – 1999 Bundesrealgymnasium Schloss Wagrain, Vöcklabruck

### **Berufserfahrung (auszugsweise)**

Seit 2007 Statistik Austria, Mitarbeiterin in EU-SILC-Projekten mit Schwerpunkt Erhebungsorganisation, Datenerhebung und Datenmanagement, derzeit Mitglied der Eurostat *Working Group Income and Living Conditions* und der Eurostat *Task Force on Material Deprivation*  
2004 – 2007 Freie Mitarbeiterin in EU-SILC-Projekten von Statistik Austria

### **Publikationen (auszugsweise)**

2011 Kafka, Elisabeth; Till-Tentschert, Ursula: Armut in Österreich mit besonderem Schwerpunkt auf Migrantinnen und Migranten. In: Biffel, Gudrun, Dimmel, Nikolaus: Handbuch für Migrationsmanagement in Österreich. Bendl Verlag. Wien.  
2010 Till-Tentschert, Ursula; Lamei, Nadja; Till, Matthias; Eiffe, Franz; Glaser, Thomas; Heuberger, Richard; Kafka, Elisabeth; Skina-Tabue, Magdalena: Armutsgefährdung und soziale Ausgrenzung. In: Sozialbericht 2009-2010. BMASK. Wien.  
2008 Till, Matthias; Lamei, Nadja; Heuberger, Richard; Kafka, Elisabeth; Datler, Georg: Einkommen, Armut und Lebensbedingungen in Österreich. Ergebnisse aus EU-SILC 2006. Statistik Austria. Wien.

### **Vorträge und Konferenzbeiträge (auszugsweise)**

2011 Österreichische Statistiktage 2011: Das Mixed Mode Design von EU-SILC in Österreich  
2010 Junge Volkshilfe – Podiumsdiskussion "Butterbrot für Alle? Kinder- und Jugendarmut in Wien"