

Was kann man am Beispiel des SOEP bezüglich Nonresponse lernen?

Schräpler, Jörg-Peter

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Schräpler, J.-P. (2000). Was kann man am Beispiel des SOEP bezüglich Nonresponse lernen? *ZUMA Nachrichten*, 24(46), 118-150. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-211189>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

WAS KANN MAN AM BEISPIEL DES SOEP BEZÜGLICH NONRESPONSE LERNEN?¹

JÖRG-PETER SCHRÄPLER

Die vorliegende Untersuchung beschäftigt sich mit dem Ausfallprozeß in der Basiserhebung des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP). Neben einer detaillierten Deskription der Ausfälle in der ersten Welle, werden Multilevelmodelle verwendet, um den Prozeß der Interviewteilnahme in Abhängigkeit von Befragten-, Interviewer- und Situationsmerkmalen zu erklären. Hierbei wird zwischen Erreichbarkeit und Kooperationsbereitschaft der Befragten und zusätzlich zwischen Erst- und Nachbearbeitung differenziert. Durch diese Erweiterung besteht die Möglichkeit, auch die Konvertierung von Verweigerern in der Erstbearbeitung bei der Modellierung mit zu berücksichtigen.

The following study describes the process of non-response in the first wave in the German Socio-Economic Panel (GSOEP). Multilevel statistical modelling is used to explore the influence of characteristics of respondents and interviewers on non-contacts and refusal rates. In addition, a further distinction between first treatment (contact) and followup treatment (contact) allows us to analyse the converted respondents who first decided to refuse but then did participate when contacted again.

1. Problemstellung

Unit-Nonresponse bei standardisierten Datenerhebungen stellt eines der wichtigsten methodischen Problemfelder in der Sozialforschung dar. Die Differenz, zwischen den aus der Auswahlgrundlage ausgewählten Fällen und der tatsächlich realisierten Stichprobe, hat dabei vielfältige Ursachen (vgl. hierzu z.B. Schnell 1997). Für die empirische Forschung ist es dann oftmals sehr hilfreich, wenn der zugrundeliegende Ausfallprozeß modelliert werden kann. Im folgenden wird versucht, für die Basiserhebung

¹ Ich danke insbesondere Prof. Gert G. Wagner (DIW, Europa Universität Viadrina Frankfurt/Oder) für seine hilfreichen Kommentare und seine umfassende Unterstützung.

des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP), den auftretenden Ausfallprozeß darzustellen und hierbei insbesondere die Bedeutung von Befragten-, Interviewer-, und Situationsmerkmalen offenzulegen.

Obwohl die Basiserhebung des SOEP mittlerweile fast 15 Jahre zurückliegt, wurde hierfür bislang noch keine detaillierte Ausfallstudie durchgeführt². Dies ist insofern erstaunlich, da der SOEP-Datensatz besonders gute Möglichkeiten bietet, derartige Analysen durchzuführen. So wird neben der Protokollierung der Erhebungsmethode auch der Bearbeitungsverlauf und wichtige persönlichen Merkmale der Interviewer erfaßt (vgl. hierzu Schräpler/Wagner 1999; Schräpler 1999; Rietschlager 1996; Rietschlager/Wagner 1991).

2. Hypothesen und bisherige empirische Ergebnisse in bezug auf die Teilnahmeentscheidung von Befragten

In den meisten Untersuchungen zu diesem Thema wird das Teilnahmeverhalten von Befragten als ein Ergebnis einer nach Kosten-Nutzen-Erwägungen erfolgten Entscheidung zwischen möglichen Handlungsalternativen modelliert (vgl. hierzu z.B. Salaske 1997; Esser 1986). Eine Person wird demnach an einer Befragung teilnehmen, wenn bei der Kosten-Nutzen Abwägung der Teilnahme, der Nutzen, den sie aus der Teilnahme erzielen würde, vergleichsweise höher ist, als der Nutzen, der aus der Nicht-Teilnahme resultiert. Im allgemeinen sind aber die relevanten Nutzen- als auch die Kostenaspekte nur relativ gering ausgeprägt, so daß die Entscheidung zur Teilnahme meist aus einer Art von Indifferenz erfolgt. So spielen bei der Entscheidung insbesondere auch zufällige Faktoren und Situationsmerkmale eine wichtige Rolle (vgl. Esser 1986). Andererseits lassen sich aber auch Merkmalskonstellationen begründen, in denen Kosten- oder Nutzenaspekte überwiegen und dann zu einem überdurchschnittlichen Verweigerungs- oder Teilnahmeverhalten führen können. Eine Übersicht über mögliche Kosten- und Nutzenaspekte, die für oder gegen eine Teilnahme sprechen, wird in Anlehnung an Esser (1986) z.B. von Salaske (1997) zusammengestellt.

In vielen Untersuchungen wurde festgestellt, daß bei älteren Befragungspersonen der Anteil an Nonresponse höher liegt, als in anderen Altersgruppen. Als mögliche Ursache wird dabei neben gesundheitlichen Gründen (Herzog/Rogers 1996) des öfteren auf eine größere Kriminalitätsfurcht älterer Personen hingewiesen (Fitzgerald/Fuller 1982: 8; DeMaio 1980: 227; Goyder 1987: 100). Es wird vermutet, daß die Angst vor

² In ihrer Dissertation analysiert Hanefeld (1987) gruppiertes Datenmaterial.

einem unmittelbaren Kontakt mit fremden Personen, als zu berücksichtigende Transaktionskosten, die Teilnahmeentscheidung mit beeinflusst. Gestärkt wird dieses Argument z.B. durch aktuelle kriminologische Untersuchungen, wie des Kriminologischen Forschungsinstitut Niedersachsen e.V. (KFN), welche zeigen, daß mit dem Alter das Sicherheitsverhalten deutlich zunimmt. Die steigende Vorsicht älterer Menschen ist danach die rationale Konsequenz einer wahrgenommenen Verletzlichkeit (Greve/Hosser/Wetzels 1996).

Eine größere Furcht, eine unbekannte Person in die Wohnung einzulassen, wird außer bei älteren Menschen vor allem auch bei Frauen vermutet (Morton-Williams 1993). So zeigen Untersuchungen zum Thema subjektive Sicherheit, daß es speziell Frauen und alte Menschen sind, die starke subjektive Unsicherheitsgefühle in unübersichtlichen Situationen und Fremden gegenüber empfinden (Lehne 1996), und die geringere Kooperationsbereitschaft von weiblichen und älteren Befragten erklären könnte (Koch 1997).

Ein weiteres typisches Phänomen sämtlicher Erhebungen der Umfrageinstitute ist der sogenannte „Mittelstands-Bias“, den einige Autoren allerdings als einen reinen Bildungseffekt ansehen (Schnell 1997). So zeigen multivariate Analysen neueren Datums, daß eine höhere Bildung auch zu einer höheren Kooperationsbereitschaft führt (z.B. Koch 1998: 39; Hartmann/Schimpl-Neimanns 1992). Begründet wird die höhere Verweigerungsrate weniger gebildeter Personen mit der für sie unterstellten geringeren subjektiven Bedeutsamkeit der meisten Untersuchungsthemen und den unklaren Konsequenzbefürchtungen der Teilnahme (Schnell 1997: 206). Ein weiteres Argument liefert Birkelbach (1998: 145) mit dem Hinweis, daß auch die Befürchtung, der Interviewsituation möglicherweise nicht gewachsen zu sein, ein Einflußfaktor für eine Verweigerung darstellt.

In der Nonresponse-Literatur wird bei face-to-face Befragungen auch von einer verringerten Kooperationsbereitschaft in großstädtischen Regionen ausgegangen (Koch 1997; Goyder 1987; DeMaio 1980). So wird angenommen, daß subjektive Unsicherheitsgefühle in anonymen Wohngegenden, wie z.B. Wohnviertel mit größeren Wohneinheiten, Hochhäusern und Häusern mit vielen Mietparteien stärker ausgeprägt sind und dann die Teilnahme an Umfragen eher verweigert wird.

In einer ganzen Reihe von Untersuchungen (z.B. Koch 1991) konnte zudem festgestellt werden, daß die Entscheidung des Befragten, an einer Erhebung teilzunehmen, auch von dem jeweiligen Interviewer, mit dem der Befragte es gerade zu tun hat und seinen Eigenschaften abhängt. Neben Alter und Geschlecht kann auch die Erfahrung, die Motivation, die Kleidung und vor allem auch sein Verhalten von Bedeutung für die

Teilnahmeentscheidung sein. Oft reichen dann minimale Anreize und eine „soziale Kompetenz“ des Interviewers aus, um eventuelle vorhandene Befürchtungen auf Seiten des Befragten zu zerstreuen (Esser 1986: 41).

Obwohl eine Differenzierung der Ausfälle nach Kooperationsbereitschaft und Nichterreichbarkeit notwendig ist, wird in vielen empirischen Analysen leider nicht die Verweigerungsrate, sondern nur die Ausschöpfungsquote insgesamt als abhängige Größe von diversen Interviewermerkmalen betrachtet (z.B. Koch 1991; Singer/Frankel/Glassmann 1983). So stellte Koch (1991: 44) für den ALLBUS 1986 fest, daß Frauen eine höhere Ausschöpfung als Männer aufweisen. Außerdem scheint das Alter eine gewisse Rolle zu spielen; so liegt die Ausschöpfungsquote der über 64jährigen über derjenigen der 18-24jährigen Interviewer (Koch 1991). Weitere Einflußfaktoren waren die Berufstätigkeit und Bildung des Interviewers, nicht erwerbstätige Interviewer wie etwa Hausfrauen und Rentner scheinen erwerbstätigen Interviewern sowie Schülern und Studenten überlegen zu sein. Interviewer mit Realschulabschluß waren erfolgreicher, als die mit Abitur oder Hauptschulabschluß.

Abschließend sei erwähnt, daß aufgrund des Erhebungsdesigns in der Regel sogenannte „area effects“ und Interviewereffekte nicht getrennt voneinander betrachtet werden können, da wie im SOEP auch die Zuweisung der Interviewer zu den Sample Points nicht zufällig erfolgt. Eine Ausnahme bilden hier die Nonresponse-Untersuchungen von Campanelli/O’Muirheartaigh (1999) sowie O’Muirheartaigh/Campanelli (1999) auf Basis eines interpenetrierten Sample Design Experiments in der 2. Welle des British Household Panel Study (BHPS).

3. Untersuchung der Ausfälle im SOEP

Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) ist eine seit 1984 laufende Längsschnittstudie deren Ziel es ist, eine Längsschnitt-Mikrodatenbasis für die Bundesrepublik Deutschland zu erstellen und die Analyse eines breiten Spektrums von sozio-ökonomischen Fragen zu ermöglichen (Wagner et al. 1994). Aus stichproben- und erhebungstechnischen Gründen wurde das SOEP in der Basiserhebung zunächst in zwei Teilstichproben A („Deutsche in der BRD“) und B („Ausländer in der BRD“) aufgeteilt. Seit 1990 wurden dann auch die neuen Bundesländer in der dritten Teilstichprobe C („Deutsche in der DDR“) mit einbezogen (vgl. Schupp/Wagner 1991 sowie Projektgruppe Sozio-oekonomisches Panel 1993). Zudem existiert seit 1994 eine Stichprobe D „Zuwanderer“ mit Haushalten, in denen mindestens eine Person lebte, die erst nach dem Start des SOEP nach Deutschland zogen. Die folgende Ausfallanalyse bezieht sich auf die

zum Startzeitpunkt des SOEP erhobene Teilstichprobe A, dessen Erhebung besser dokumentiert werden konnte als in den anderen Erhebungen.

3.1 Feldarbeit in der Basiserhebung

Für die Stichprobe A wurde ein Stichprobenumfang von 4500 Haushalten angestrebt. Die Stichprobenziehung erfolgte auf Basis des ADM-Ziehungsbandes von 1982, wobei 584 Sample-Points (Stimmbezirke) mittels eines mehrstufigen, geschichteten Stichprobenverfahrens zufällig ausgewählt wurden (vgl. Wagner/Schupp/Rendtel 1994: 76).

Für die Auswahl der in einem Sample-Point zu befragenden Haushalte wurde das Random-Route-Verfahren eingesetzt, bei dem jeder Interviewer eine Startadresse erhält, von der aus er nach festgelegten Regeln den Stimmbezirk begehen muß. Neben dem Einsatz von Reserveadressen wurde die Stichprobe in den Sample-Points, in denen die Ausschöpfung zu niedrig war (ca. 25 Prozent der Sample Points) mit zusätzlichen Adressen aufgestockt, wobei die letzte Adresse des ursprünglichen Begehungsweges als neue Startadresse gesetzt wurde. Letztendlich bestand das Adressenmaterial (Bruttostichprobe) aus insgesamt 7979 Adressen.

Tabelle 1: Endergebnis der Feldarbeit für Sample A in der ersten Erhebungswelle 1984 auf Haushaltsebene

	Bearbeitungsergebnis	
	N	%
ursprüngliche Bruttostichprobe	5840	100.0
+ eingesetzte Reserveadressen	1010	17.3
+ Bruttoaufstockung	1129	19.3
Bruttostichprobe	7979	100.0
- qualitätsneutraler Ausfall	460	5.8
bereinigter Stichprobenansatz	7519	100.0
- systematischer Ausfall	2906	38.6
- n.b. / keine Information	59	0.8
befragte Haushalte	4554	60.6

Quelle: SOEP Bruttodaten 1. Welle (eigene Berechnungen).

Die Tabelle 1 gibt dann das Endergebnis der Feldarbeit für Stichprobe A auf Haushaltsebene wieder. Je nachdem, ob durch bestimmte Ausfälle das Endergebnis verzerrt werden kann oder nicht, wird in der Umfrageforschung zwischen qualitätsneutralen und systematischen Ausfällen unterschieden. Im SOEP werden in der ersten Erhebung 1984, in Sample A, insgesamt 460 qualitätsneutrale Ausfälle registriert. Bei 4554 vollständig realisierten Interviews und $7979 - 460 = 7519$ bereinigten Bruttoadressen entspricht dies einer Ausschöpfungsquote von 60.6 Prozent.

Tabelle 2: Aufschlüsselung der Ausfälle auf Haushaltsebene

	Ausfälle			
	systematisch		qualitätsneutral	
	N	%	N	%
Adresse falsch / nicht auffindbar			81	17.6
Wohnung / Haus unbewohnt			153	33.3
Kein Privathaushalt			38	8.3
Falsche Nationalität			188	40.9
Haushalt teilweise bearbeitet	61	2.0		
Haushalt nicht erreicht	243	8.2		
Verweigert	2403	81.0		
Sprachschwierigkeiten	16	0.5		
Ausfall trotz schriftl. / telef. Zusage	183	6.2		
n.b. / keine Information	59	2.0		
insgesamt	2965	100.0		

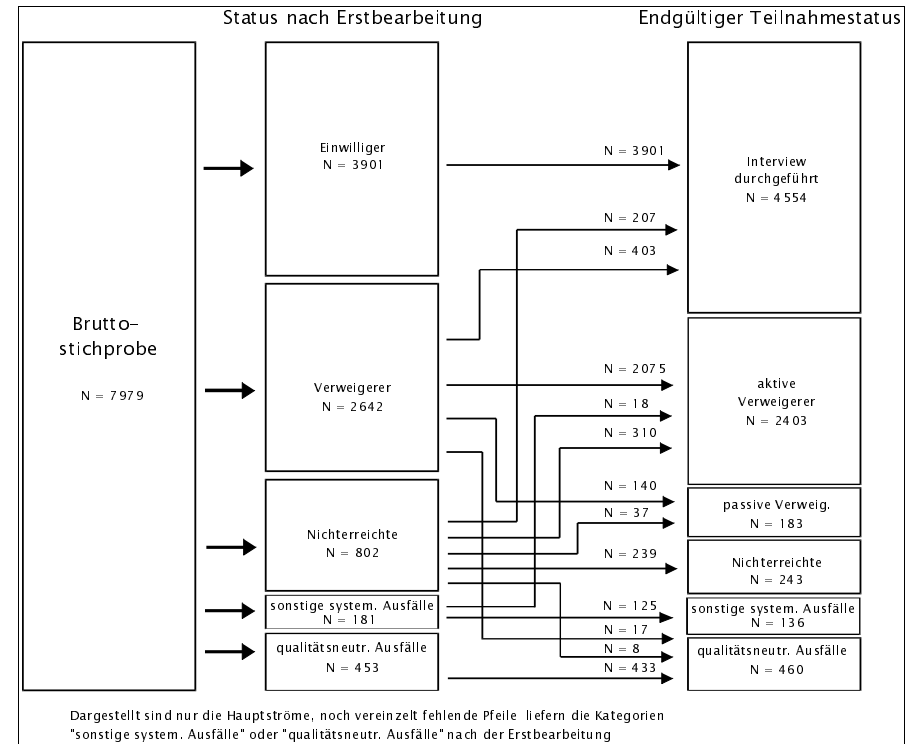
Quelle: SOEP Bruttodaten 1. Welle (eigene Berechnungen).

In Tabelle 2 sind die einzelnen systematischen und qualitätsneutralen Ausfälle detaillierter aufgeschlüsselt. So wird deutlich, daß die aktiven Verweigerer in Sample A mit 81 Prozent (2403) den größten Anteil der systematischen Ausfälle einnehmen. Die zweitgrößte Gruppe bilden die nichterreichten Haushalte. Die qualitätsneutralen Ausfälle betragen nur knapp sechs Prozent und erklären sich zum größten Teil durch die Adressenauflistung von unbewohnten Wohnungen und der falschen Nationalität.

Die Abbildung 1 zeigt die Wanderungsbewegung der Personen der Ausgangsstichprobe A vom ersten Kontakt mit dem Interviewer bis zur Klärung ihres letztendlichen Teilnahmestatus. Es ist erkennbar, daß sich immerhin ca. 15 Prozent ($N = 403$) der ursprünglichen Verweigerer von Infratest überzeugen ließen, dennoch an der Panelbefragung teilzunehmen. Etwa fünf Prozent ($N = 140$) der aktiven Verweigerer zogen es lieber vor, trotz mündlicher oder schriftlicher Zusage auf einen weiteren Kontakt zu verzichten. Das ständige Nichteinhalten von Terminen wird hier mit der Kategorie „passive Verweigerung“ bezeichnet³.

³ Zu den passiven Verweigerern zählen die 183 Fälle in Sample A, bei denen es trotz schriftlicher oder telefonischer Zusage zu keinem Interview gekommen ist. Birkelbach (1998: 145) vermutet in ihnen eine Gruppe von Verweigerern, die nicht konfliktfähig genug ist, direkt zu verweigern. Sie halten vereinbarte Termine - z.T. mehrfach - nicht ein, halten dabei aber immer den Anschein aufrecht, doch noch teilnehmen zu wollen. Zu den passiven Verweigerern zählt auch ein Teil der beim Erstkontakt nichterreichten Haushalte.

Abbildung 1: Wanderungsbewegungen der Personen der Bruttostichprobe in Sample A



Etwa 39 Prozent ($N=310$) der zunächst nicht erreichten Personen waren im Endergebnis aktive und ca. fünf Prozent ($N=37$) passive Verweigerer, etwa 30 Prozent ($N=239$), blieben weiterhin unerreichbar. Für die weitere Analyse lassen sich aus diesen Wanderungsbewegungen fünf besonders interessante Personengruppen bilden: 1. Befragte, die von Anfang an bereit waren, ein Interview durchzuführen, 2. konvertierte Verweigerer, die sich zur Teilnahme am Panel umstimmen ließen, 3. aktive Verweigerer,

4. passive Verweigerer und letztlich 5. die stets nichterreichten Personen. Die relativen Häufigkeiten für diese Gruppen lassen sich der Tabelle 3 entnehmen⁴.

Tabelle 3: Anteile von Personengruppen, die sich aus den Wanderungsbewegungen ergeben

	Bearbeitungsergebnis	
	N	%
Einwilligung ohne vorherige Verweigerung	4151	55.2
<i>Problemfälle:</i>		
Zur Befragung konvertiert	403	5.4
Aktive Verweigerer	2403	32.0
Passive Verweigerer	183	2.4
Stets Nichterreichte	243	3.2
Sonst. system. Ausfälle (Teilw. Bearb., krank, k.A.)	136	1.8
Bereinigte Stichprobe insgesamt	7519	100.0

Quelle: SOEP Bruttodaten 1. Welle (eigene Berechnungen).

Der Verlauf der Bearbeitung bis zur endgültigen Klärung des Teilnahmestatus durch die Interviewer ist in Tabelle 4 dargestellt.

Tabelle 4: Bearbeitungsverlauf bis zur Klärung des Teilnahmestatus (in v.H.)

Bearbeitungsverlauf	Einwilligung ohne vorher. Verweig.	konvertierte Befragte	aktive Verweigerer	passive Verweigerer	Nichterreichte
nach Erstbearbeitung					
durch Interviewer	91.9	-	2.4	-	5.3
- mit Telefonkontakt	3.3	32.0	31.0	35.0	-
- mit Schriftl. Kontakt	0.3	2.0	7.7	4.9	36.6
nach Nachbearbeitung					
durch Interviewer	3.4	51.9	9.8	-	33.7
- mit Telefonkontakt	1.1	13.6	38.2	28.4	-
- mit Schriftl. Kontakt	-	0.5	10.9	31.7	24.3
durchschnittl. HH-Kontaktanzahl	3.1	5.2	4.2	5.5	5.3
N	4151	403	2403	183	243

Quelle: SOEP Bruttodaten 1. Welle (eigene Berechnungen).

⁴ In den meisten Untersuchungen (vgl. z.B. Koch 1997) findet man dagegen nur eine Dreiteilung: 1. Nichterreichte, 2. Befragungsunfähige, z.B. wegen körperlich/geistiger Beeinträchtigungen oder Sprachschwierigkeiten, 3. Verweigerer. Diese Einteilung berücksichtigt bei der Analyse nur den endgültigen Teilnahmestatus und vernachlässigt insbesondere die Gruppe der konvertierten und passiven Verweigerer. Auf eine Darstellung der Gruppe der kranken Zielpersonen wurde für die 1. Welle im SOEP verzichtet, weil von den ursprünglich 20 kranken Haushaltsvorständen beim Erstkontakt in Sample A, 15 bei anschließenden Kontakten für ein Interview zur Verfügung standen. Von den restlichen 5 verweigerten 3 Haushaltsvorstände und 2 konnten nicht mehr erreicht werden.

Nach der Erstbearbeitung durch einen bestimmten Interviewer wurden die meisten Ausfälle erneut in die Feldbearbeitung gegeben, wobei in der Regel ein Austausch der Interviewer erfolgte. Anschließend wurde ein Großteil der verbliebenen Ausfälle der telefonischen und schriftlichen Nachbearbeitung unterzogen. Die eingesetzten Telefoninterviewer arbeiteten in der Infratest-Zentrale und hatten die vorrangige Aufgabe, die Zielpersonen zu einer Teilnahme zu motivieren und einen neuen Interviewtermin zu vereinbaren. Falls auch dies scheiterte, wurde zumindest versucht, einige demographische Variablen der Verweigerer telefonisch zu erheben (siehe hierzu Tabelle 5).

Für die Einwilliger war die Nachbearbeitung nur dann notwendig, falls sie während der Erstbearbeitung zunächst nicht erreicht werden konnten. Dies war nur bei ca. vier Prozent in Sample A der Fall. Mit über 30 Prozent konnte ein Großteil der später zur Teilnahme hin konvertierten Verweigerer schon nach einem weiteren Telefonkontakt in der Erstbearbeitung überzeugt werden, doch noch an der Befragung teilzunehmen, und etwa 52 Prozent der konvertierten Verweigerer ließen sich dann nach einem Interviewerwechsel durch einen persönlichen Kontakt in der Nachbearbeitung zur Teilnahme bewegen. Schriftliche Kontaktversuche waren für diese Gruppe kaum notwendig. Für die sogenannten aktiven Verweigerer wurde der Ausfall zumeist nach einem weiteren klärenden Telefongespräch in der Erst- oder Nachbearbeitung festgelegt. Eine Besonderheit ist erwähnenswert: Die Anzahl an benötigten HH-Kontakten liegt bei den aktiven Verweigerern niedriger als bei den konvertierten Verweigerern. Vermutlich bestand bei letzteren die berechtigte Hoffnung, doch noch ein Interview zu realisieren, was dann die größeren Anstrengungen sinnvoll macht. Andererseits ist aber auch nicht auszuschließen, daß gerade die geringere Kontaktquote für die endgültige Verweigerung mitverantwortlich ist⁵.

Die passiven Verweigerer hielten sich trotz zunächst schriftlicher oder telefonischer Zusage nie an Terminabsprachen, was zur Folge hat, daß sie insgesamt die höchsten Kontaktraten aufweisen. Die Festlegung des Ausfalls erfolgte daher zu einem großen Teil erst in der Zweitbearbeitung nach einem vergeblichen telefonischen oder schriftlichen Kontakt. Die Nichterreichten wurden zumeist nach schriftlichem Kontakt ohne Reaktion als Ausfall deklariert.

⁵ Bei den meisten Umfrageinstituten gilt die Regel, daß nach drei erfolglosen Kontaktversuchen die zu befragenden Haushalte als Ausfälle akzeptiert werden. Diese Konvention wurde jedoch für die Durchführung des Sozio-oekonomischen Panels als nicht ausreichend angesehen (vgl. Hanefeld 1987: 253). Vielmehr sollten die Interviewer solange Kontaktversuche unternehmen, bis der endgültige Teilnahmezustand feststeht.

3.2 Teilnahmestatus und soziodemographische Merkmale des Haushaltsvorstandes

Die Zufälligkeit bzw. die verzerrenden Einflüsse der vorhandenen Ausfälle zeigt sich im allgemeinen in einem Vergleich der Verteilungscharakteristik demographischer oder anderer interessierender Merkmale von befragten Personen und Verweigerern bzw. nichterreichten Zielpersonen. Im Falle des Sozio-oekonomischen Panels wurde von Infratest versucht, über die telefonische Nachbefragung von den Verweigerern Informationen zu demographischen Merkmalen zu erhalten⁶. Wie Tabelle 5 zeigt, ist es teilweise gelungen, Informationen zu den Non-Respondenten zu bekommen.

Tabelle 5: Aufschlüsselung der Anteile der Befragten in Sample A auf Haushaltsebene

Merkmale des Haushaltsvorstands	Einwillig, ohne vorher. Verweig.	Konvertierte Befragte	aktive Verweigerer	passive Verweigerer	Nichterreichte
<i>Geschlecht</i>					
männlich	76.0	71.2	67.0	69.1	55.0
weiblich	24.0	28.8	33.0	30.9	45.0
N	4151	403	1532	136	40
<i>Jahrgang</i>					
1965 – 67	0.3	0.2	0.2	-	-
1955 – 64	13.8	10.4	7.7	16.9	15.0
1945 – 54	17.8	17.4	11.7	11.0	20.0
1935 – 44	22.4	21.1	17.9	20.3	-
1925 – 34	17.2	15.6	17.3	14.4	25.0
1915 – 24	13.3	13.9	16.7	18.6	5.0
1905 – 14	11.5	15.9	21.5	14.4	25.0
1904 und jünger	3.6	5.5	7.1	4.2	10.0
N	4151	403	1327	118	20
<i>Gemeindegrößenklassen</i>					
< 2 Tsd.	5.4	3.0	3.6	3.8	3.3
2 - < 5 Tsd.	6.9	5.7	5.9	4.4	6.6
5 - < 20 Tsd.	14.4	9.7	11.8	8.2	4.9
20 - < 50 Tsd.	7.6	6.9	6.8	4.9	5.8
50 - < 100 Tsd. (Randz.)	0.2	0.0	0.2	0.5	1.6
50 - < 100 Tsd.	2.2	3.7	2.7	2.7	3.7
100 - < 500 Tsd. (Randz.)	5.8	6.7	5.1	6.6	4.1
100 - < 500 Tsd.	10.1	10.9	9.7	9.3	9.1
500 Tsd. u. mehr (Randz.)	15.3	16.4	16.9	23.5	11.1
500 Tsd. u. mehr	32.0	37.0	37.3	36.1	49.8
N	4151	403	2403	183	243

Quelle: SOEP Bruttodaten 1. Welle (eigene Berechnungen).

⁶ Die Methode der telefonischen Nachbefragung von Nonrespondenten wurde auch bei der ZUMA-Nonresponse-Studie zum Allbus 1986 verwendet. Neben Kostengesichtspunkten und der höheren Flexibilität die mit dieser Methode verbunden ist, wirkt sie auch bestimmten Verweigerungsgründen, wie z.B. Angst vor Kriminalität oder Fremden, entgegen (vgl. Erbslöh/Koch 1988: 39).

Bei der Interpretation der Tabelle ist allerdings Vorsicht geboten; es liegen nur bei knapp 60 Prozent der aktiven Verweigerer Informationen zu Geschlecht und Jahrgang vor, bei den passiven Verweigerern sind es etwa 70 Prozent. Die durchgeführte telefonische Nachbefragung läßt sich nur dann sinnvoll auswerten, wenn angenommen werden kann, daß die bruchstückhaft erhobenen Daten zu den Non-Respondenten eine repräsentative Stichprobe der Gesamtheit aller in der Untersuchung vorhandenen Non-Respondenten darstellen⁷. Im Falle der konvertierten Verweigerer lassen sich die Angaben allerdings problemlos vergleichen bzw. analysieren; da hier ein Interview realisiert werden konnte, liegen für alle Personen die gleichen Informationen, wie bei den direkten Einwilligern, vor. Die Ergebnisse in Tabelle 5 deuten darauf hin, daß es entsprechend den weiter oben formulierten Argumenten Unterschiede zwischen den gebildeten Gruppen nach Geschlecht, Alter und Gemeindegröße gibt⁸. So zeigt ein Vergleich der Anteile nach dem Geschlecht des zu befragenden Haushaltsvorstandes, daß in Sample A weibliche Befragte eher die Panelteilnahme verweigern. Die Anteile bei den aktiven als auch passiven Verweigerern und bei den konvertierten Verweigerern liegen um ca. fünf bis neun Prozent höher, als bei den direkten Einwilligern. Außerdem scheinen im SOEP, in Sample A, auch ältere Jahrgänge generell eine höhere Verweigerungstendenz aufzuweisen.

3.3 Teilnahmestatus und Interviewermerkmale

Für die spezifizierten Untersuchungsgruppen liegen relativ vollständige Angaben zu demographischen Merkmalen der zuletzt eingesetzten Interviewer vor. Tabelle 6 zeigt, daß die Verteilung der Interviewermerkmale, die den Gruppen in Sample A zugrunde liegt, sich kaum unterscheiden. Allein die konvertierten Verweigerer gehen, gegenüber den direkten Einwilligern, auf einen leicht größeren Anteil an weiblichen Interviewern zurück, und das Durchschnittsalter der Interviewer ist hier etwa zwei Jahre höher als bei den anderen Gruppen. Es kann daher vermutet werden, daß weibliche Interviewer und/oder ältere Interviewer eher in der Lage sind, Befragte doch noch zu einer Teilnahme zu motivieren.

⁷ Das Problem, daß die Nonresponse-Studie über eine durchgeführte Nachbefragung wiederum einen Nonresponse aufweist, findet sich in fast allen derartigen Studien (vgl. hierzu Erbslöh/Koch 1988: 37; DeMaio 1980: 277; Fitzgerald/Fuller 1982: 6; Smith 1983: 394).

⁸ Die Resultate für das SOEP decken sich in etwa mit den bivariaten Ergebnissen der Untersuchung von Koch (1997) zu dem Teilnahmeverhalten im ALLBUS 1994.

Tabelle 6: Aufschlüsselung der Anteile der Befragten in Sample A auf Haushaltsebene nach Merkmalen des zuletzt eingesetzten Interviewers (in v.H.)

Merkmale des Interviewers	Einwillig. ohne vorher. Verweiger.	konvertierte Befragte	aktive Verweigerer	passive Verweigerer	Nichterreichte
<i>Geschlecht</i>					
männlich	59.4	53.8	60.5	58.8	62.9
weiblich	40.6	46.2	39.5	41.2	37.1
<i>Schulbildung</i>					
Volksschulabschluß	27.4	32.9	28.1	32.9	29.0
Realschulabschluß	47.6	47.3	43.7	40.0	40.2
Abitur	10.3	4.3	11.0	10.0	10.7
Hochschule o. Abschluß	6.8	9.8	8.4	8.8	10.3
Hochschule m. Abschluß	7.9	5.7	8.8	8.2	9.8
<i>Berufstätigkeit</i>					
Hausfrau, n. berufstätig	29.7	31.3	28.3	27.6	26.8
Rentner, n. berufstätig	12.9	16.6	15.9	19.4	8.9
Student / Auszubildender	6.3	6.0	7.9	7.1	5.8
halbtags berufstätig	14.9	14.7	16.0	16.5	20.5
voll berufstätig bis 16 Uhr	15.2	13.0	13.4	10.6	17.4
voll berufstätig bis 17 Uhr	9.8	6.3	8.0	8.2	8.0
voll berufstätig bis nach 17 Uhr	1.3	0.5	1.4	2.9	1.8
voll berufstätig, Schichtdienst	9.9	11.7	9.0	7.6	10.7
N	4116	368	2314	170	224

Quelle: SOEP Bruttodaten 1. Welle (eigene Berechnungen).

Inwieweit sich einige Interviewermerkmale tatsächlich auch bei Kontrolle weiterer Variablen signifikant auf das Teilnahmeverhalten an der ersten Erhebungswelle ausgewirkt haben könnten, wird in dem nächsten Abschnitt durch ein multiples Modell geprüft.

4. Empirische Modellierung des Teilnahmeverhaltens in der ersten Erhebungswelle des SOEP

Der Prozeß der Interviewteilnahme läßt sich in drei Phasen unterteilen, der Erreichbarkeit, der Befragungsfähigkeit und der Kooperationsbereitschaft, wobei die vorhergehende Phase in Form eines Filters Voraussetzung für die nachfolgende Phase ist (vgl. Koch 1997). Für das SOEP spielt der zweite Filter, d.h. die Befragungsfähigkeit, allerdings nach vorliegender Datenlage keine besondere Rolle. Personen, die in der Erstbearbeitung wegen körperlicher und geistiger Gebrechen bzw. akuter Erkrankung ausfielen (n=20 in Sample A), standen bis auf fünf in der Nachbearbeitung für ein Interview zur Verfügung. Insofern beschränkt sich die folgende Analyse auf die Er-

reichbarkeit und Befragungsfähigkeit, wobei zusätzlich die Wanderungsbewegung zwischen Erst- und Nachbearbeitung berücksichtigt wird (siehe hierzu Abbildung 1).

Zur Analyse des „Netto – Effekts“ einzelner Merkmale auf das Teilnahmeverhalten werden üblicherweise multiple logistische Regressionen durchgeführt (vgl. z.B. Salaske 1997; Koch 1997), wobei dichotome Response-Variablen verwendet werden, die bei einem Vorliegen von Verweigerung bzw. Nichterreichbarkeit den Wert „1“ annehmen, andernfalls den Wert „0“.

Es werden folgende Analyseschritte durchgeführt:

1. Der erste Filter im Teilnahmeverhalten stellt die Erreichbarkeit dar. Es werden daher Modellierungen durchgeführt, die die Wahrscheinlichkeit für die Nichterreichbarkeit beschreiben. Die dichotome Response-Variable nimmt in Modell A somit den Wert 1 bei endgültig festgestellter Nichterreichbarkeit der Zielperson ein und den Wert 0 in den anderen Fällen, bezogen auf die bereinigte Stichprobe.
2. Nach der Erreichbarkeit bildet die Kooperationsbereitschaft der Zielpersonen den zweiten Filter. Unterscheidet man zwischen Erst- und Nachbearbeitung lassen sich auch Untersuchungen zu konvertierten Verweigerern durchführen. In Modell B nimmt die Response-Variable den Wert 1 bei einer endgültigen Verweigerung (aktive und passive Verweigerer) in der Nachbearbeitung und den Wert 0 bei den restlichen zur bereinigten Stichprobe gehörenden Personen (direkte Einwilliger und konvertierte Verweigerer sowie übrige systematische Ausfälle) an.
3. In Modell C soll die Wahrscheinlichkeit für die Konvertierung von Verweigerern in der Erstbearbeitung untersucht werden. Die Response-Variable erhält daher den Wert 1 bei zur Befragung konvertierten Verweigerern in der Nachbearbeitung und den Wert 0 bei den restlichen Verweigerern in der Erstbearbeitung.
4. In Modell D sollen insbesondere Unterschiede zwischen konvertierten Verweigerern und direkten Einwilligern aufgezeigt werden. Die Response-Variable erhält also den Wert 1 bei konvertierten Verweigerern und den Wert 0 bei direkten Einwilligern.

In den üblicherweise für die statistische Analyse verwendeten Modellen werden die einbezogenen Interviewervariablen auf der Ebene des Befragten disaggregiert und dann die Befragten- und Interviewermerkmale in einem Regressionsmodell miteinander kombiniert. Einige Forscher sehen dieses Vorgehen als problematisch an (z.B. Reinecke 1998; Hox 1994; Hagenaars/Heinen 1982), da vor allem die Annahme der Unabhängigkeit der statistischen Einheiten des Untersuchungssamples durch die Zuordnung eines Interviewers zu mehreren Befragten verletzt wird. In dieser Analyse sollen daher neben den Standard-Logit-Modellen auch sogenannte Mehrebenen-Mo-

delle eingesetzt werden, die die unterstellte hierarchische Struktur der Daten, gegeben durch einen Interviewer- und einen Befragtenlevel, mit berücksichtigen⁹. Durch diese Konzeption erhält man jeweils eine geschätzte Residualvarianz auf der Befragten- und auf der Interviewerebene. Der Interviewereffekt, bzw. die Intraklassenkorrelation ρ_{mi} ist dann als Anteilswert definiert, er beschreibt den Anteil der Interviewervarianz ω_{0i} an der Gesamtvarianz $\omega_{0i} + \sigma_{\epsilon}$ ¹⁰.

Für die Berechnung der einzelnen Modelle wurde ursprünglich eine schrittweise Prozedur verfolgt (vgl. Schröpler 1999), wobei in den Modellen A, B und C auf die Einbeziehung von Merkmalen des Haushaltsvorstandes - wegen der nur unvollständig vorhandenen Information - verzichtet wird¹¹. Erst bei den konvertierten Verweigerern in Modell D können diese Variablen für die Schätzung ohne Probleme mit berücksichtigt werden. Insofern stellen in den Modellen A, B und C nur die Umgebungsmerkmale des Zielhaushaltes die Level 1 Variablen dar. Aus Platzgründen werden hier nur die sich ergebenden endgültigen Modelle für Sample A in Form eines Varianz-Komponenten-Modells und eines Standard-Logit-Modells angegeben.

4.1 Nichterreichbarkeit

Weil die Erreichbarkeit von Zielpersonen Voraussetzung für eine mögliche Teilnahme als auch Verweigerung ist, bildet sie zwangsläufig den Anfang für eine Analyse des Teilnahmeverhaltens. Der Anteil der Nichterreichten liegt in der Basiserhebung mit 3,2 Prozent (n=243) im SOEP in Sample A außerordentlich niedrig, da insgesamt 10 Kontaktversuche vorgesehen waren. Insofern zeigt die Analyse ein zutreffendes Bild „echter“ Nichterreichbarkeit (während sich bei anderen Erhebungen dahinter oft Verweigerungen verbergen). Als Determinanten für die Nichterreichbarkeit werden in der Literatur unter anderem der Familienstand, die Berufstätigkeit, die Ortsgröße sowie Haustyp und die Anzahl der Kinder der Befragten genannt (vgl. Schnell 1997:

⁹ Diese Modelle wurden speziell für die Analyse von hierarchisch strukturierten Daten entwickelt. Ein typisches Einsatzfeld hierfür ist z.B. die Untersuchung des Schülerverhaltens bzw. von Schülerangaben in ausgewählten Klassen und Schulen. Im Prinzip ähnelt dieses Beispiel der Situation der Datenerhebung durch einen Interviewerstab. Auch hier liegt, zumindest bei großen Surveys, eine relativ große Anzahl von Interviewern vor, die eine relativ kleine Anzahl von durchschnittlich etwa 10 Personen befragen. Eine sehr gute Darstellung der Mehrebenen Modelle findet sich bei Engel (1998).

¹⁰ Für die Berechnung wurde das frei erhältliche Software-Programm MIXOR (Hedeker/Gibbons 1996) verwendet. Zur Kontrolle wurden sämtliche Modelle ebenfalls mit MLwiN (Rasbash et al. 1999) geschätzt, es zeigten sich dabei nur bei dem Modell zu den Verweigerern größere Abweichungen (siehe hierzu Fußnote 15).

¹¹ Eine Einbeziehung dieser Variablen würde den Anteil der Verweigerer um mehr als die Hälfte des vorliegenden Anteils verringern und damit zu vollkommen verzerrten Parameterschätzungen führen.

219). Schwierigkeiten entstehen in dieser Untersuchung vor allem dadurch, daß im Gegensatz zu einer Analyse des Kontaktverlustes im SOEP von einer Panelwelle zur nächsten, in der Basiserhebung für die Nichterreichten kaum Informationen vorliegen¹². Die Analyse beschränkt sich daher zwangsläufig auf das räumliche Umfeld des Zielhaushaltes und einige Interviewervariablen.

Die Tabelle 7 weist die geschätzten Parameter der Multilevel-Logitmodelle aus. Erkennbar ist, daß Zielhaushalte, die in „freistehende Ein/Zweifamilienhäusern“ oder in „Zweifamilienreihenhäusern“ wohnen, gegenüber der Referenzkategorie „Haus mit 3 – 4 Wohneinheiten“ signifikant besser erreichbar sind. Diese Haustypen wiederum finden sich vor allem in kleineren Gemeindegrößen¹³. Festzustellen ist weiterhin, daß sämtliche Interviewervariablen nicht signifikant sind, also die einbezogenen Merkmale wie Berufstätigkeit, Alter und Geschlecht des Interviewers auf die Erreichbarkeit der Zielhaushalte offenbar keinen Einfluß ausüben. Zudem ergeben sich bei den verschiedenen Schätzungen des Standard-Logitmodell keine größeren Abweichungen; allein die Standardfehler, bzw. t-Werte der geschätzten Koeffizienten sind im Falle der Multilevel-Modelle etwas niedriger.

Da in den Modellen die Merkmale der Kontaktperson, bzw. des Haushaltsvorstandes fehlen, ist die Aussagekraft sehr begrenzt. Festzuhalten ist zunächst, daß die Wahrscheinlichkeit für das Nichterreichen der Zielperson vor allem mit der Ortsgröße ansteigt und unabhängig von den gemessenen Merkmalen des Interviewers ist.

Ein alternativer und vielleicht etwas vielversprechenderer Ansatz, welcher auf Basis der Daten des SOEP mehr Informationen liefern kann besteht darin, nicht direkt die Erreichbarkeit als abhängige Größe zu betrachten, sondern deren Schwierigkeit gemessen über die Anzahl der notwendigen Haushaltskontakte bis zum Interview. Geleitet wird dieses Vorgehen durch die Annahme, daß es eine Subgruppe an Zielpersonen gibt, die sich aufgrund ihres Lebensstils selten in der Wohnung aufhält und damit potentiell auch zu der Gruppe der Nichterreichten gehört¹⁴.

¹² Rendtel (1995) verwendet zur Vorhersage des Kontaktverlustes u.a. die Variablen Großstadt, Haushaltsgröße, Umzug und Wohnumfeld.

¹³ Eine Berücksichtigung führt dann dazu, daß der Koeffizient für Ortschaften mit 2 - 5 Tsd. Einwohnern sogar signifikant positiv wird, weil in dieser Gemeindegrößenklasse die frei- oder in reihestehenden Ein-/Zweifamilienhäuser einen Anteil von ca. 75 Prozent ausmachen.

¹⁴ Schnell (1997: 217) unterscheidet bei den schwer erreichbaren Zielpersonen insgesamt vier Subgruppen: 1. Personen, die aufgrund von langdauernder Abwesenheit von der Wohnung (z.B. Krankenhausaufenthalt etc.) nicht erreicht werden, 2. Personen, die aufgrund ihres Lebensstils sich nur selten in ihrer Wohnung aufhalten, 3. Personen, die sich in ihrer Wohnung aufhalten, aber nicht auf Kontaktversuche reagieren und letztlich 4. Ver-

Tabelle 7: Determinanten für die Nichterreichbarkeit in Sample A

	Varianz-Komponenten Modell			Standard-Logit		
	Coeff.	t-Wert		Coeff.	t-Wert	
<i>Fixed Effect</i>						
Intercept	-3.285	-6.78	***	-3.084	-9.26	***
<i>Gemeindegrößenklasse</i>						
Unter 2 Tsd.	0.146	0.25		0.112	0.23	
2 - < 5 Tsd.	0.827	2.25	**	0.772	2.39	**
5 - < 20 Tsd.	-0.555	-1.54		-0.518	-1.57	
20 - < 50 Tsd.	-0.188	-0.42		-0.101	-0.97	
50 - < 100 Tsd.	0.323	0.59		0.296	0.73	
100 - < 500 Tsd.	-0.225	-0.87		-0.200	-0.85	
500 Tsd. u. mehr (R)						
<i>Hausstyp</i>						
3 - 4 Wohneinh. (R)						
5 - 8 Wohneinh.	-0.077	-0.30		0.001	0.00	
9 u. mehr Wohneinh.	-0.131	-0.47		-0.098	-0.40	
Hochhaus	0.090	0.16		0.170	0.37	
freistehendes Haus	-1.540	-4.02	***	-1.492	-4.75	***
Reihenhaus	-0.951	-3.04	***	-0.934	-3.34	***
landw. Wohngebäude	-1.689	-1.71	*	-1.650	-2.19	**
sonstiges Wohngebäude	-0.100	-0.15		-0.020	-0.03	
<i>Berufstätige des Interv.</i>						
<i>Haufrau (R)</i>						
Rentner	-0.620	-0.98		-0.531	-1.27	
Auszubildender	-0.639	-1.11		-0.574	-1.35	
halbtags berufstätig	0.192	0.52		0.187	0.71	
berufst. bis 16 Uhr	-0.055	-0.13		0.029	0.10	
berufst. bis 17 Uhr	-0.489	-1.05		-0.368	-0.98	
Schichtdienst	-0.082	-0.18		-0.059	-0.18	
<i>Geschlecht des Interv.</i>						
männlich	0.346	0.98		0.300	1.33	
<i>Alter des Interv.</i>						
<i>21 - 30 J. (R)</i>						
31 - 40 J.	-0.098	-0.26		-0.099	-0.37	
41 - 50 J.	-0.100	-0.26		-0.104	-0.38	
51 - 60 J.	-0.414	-0.88		-0.461	-1.42	
61 - 70 J.	-0.061	-0.10		-0.134	-0.32	
71 J. u. mehr	0.319	0.37		0.419	0.64	
<i>Random Effects</i>						
ω_{00} (intercept)	0.460	3.54	***	-		
ρ_{00}	0.123			-		
Log Likelihood	-821.26			-825.96		
Anzahl der Cluster	591			6923		
Anzahl der Units	6923			6923		

weigerer, die von den Interviewern bewußt als „nichterreich“ eingestuft werden. Allein die zweite Gruppe hat jedoch die Chance auch befragt zu werden und somit Informationen zu liefern.

Quelle: SOEP Bruttodaten 1. Welle (eigene Berechnungen).

Informationen hierzu liefern lineare Regressionsschätzungen auf die Anzahl der Haushaltskontakte. Die Ergebnisse einer solchen Schätzung sind in Schräpler (1999) dokumentiert. Es zeigt sich, daß analog der Logit-Regression auf die Nichterreichbarkeit, die Ortsgröße eine entscheidende Rolle spielt: mit der Ortsgröße werden die Zielpersonen offensichtlich zunehmend schwieriger erreichbar. Auch das Alter des Haushaltsvorstandes, sowie ein Leben ohne Partner (Single) und die Höhe des Haushaltsnettoeinkommens weisen signifikante Einflüsse auf. Wie schon in vielen anderen empirischen Untersuchungen festgestellt wurde, sind ältere Zielpersonen (> 60 Jahre) wesentlich besser zu kontaktieren und zuhause anzutreffen, als jüngere. Singles und Personen mit einem höheren Haushaltsnettoeinkommen sind dagegen mobiler und seltener zu erreichen. Interessant ist auch das Ergebnis, daß gegenüber sehr jungen Interviewern (< 30 Jahre), Interviewer in der Altersklasse von 30 - 50 Jahren offensichtlich mehr Haushaltskontakte durchführen. Die jüngeren Interviewer scheinen relativ schnell zu dem Endergebnis zu kommen, daß die Zielperson nicht erreichbar sei.

4.2 Verweigerung

Zu den Ursachen für Teilnahmeverweigerungen liegen eine ganze Reihe von Hypothesen vor, in der folgenden Analyse können allerdings zunächst nur Umgebungsvariablen und einige Interviewermerkmale überprüft werden. Die Schätzergebnisse der Multilevel-Logit Modelle sind in Tabelle 8 aufgeführt¹⁵.

Im Vergleich zu den Modellen zur Nichterreichbarkeit, liegen mit $\omega_{00} \approx 0.69$ bei den Verweigerern etwas höhere Interviewervarianzanteile vor, die Intraklassenkorrelation ρ_{int} ist trotz einbezogener Interviewermerkmale größer als 0.17. Da zudem die groß- und kleinräumliche Umgebung¹⁶ kontrolliert wird, spricht vieles dafür, daß die Clustereffekte nicht auf die Homogenität der Sample-Points, sondern auf Interviewereinflüsse zurückzuführen sind. In den Ausführungen weiter oben wird für eine *großstädtische Umgebung* eine höhere Verweigerungswahrscheinlichkeit unterstellt. Der Einfluß der Wohnumgebung scheint sich zu bestätigen: die Wahrscheinlichkeit zu verweigern ist in Sample A in Großstädten am größten. Zudem liegen auch positiv signifikante Effekte für größere Wohneinheiten (Häuser mit 5 - 8 sowie 9 und mehr Wohn-

¹⁵ Die ausgewiesenen Ergebnisse beziehen sich hier auf die Schätzungen mit MLwiN (Rasbash et al. 1999). Die Parameterschätzungen mit MIXOR (Hedeker/Gibbons 1996) zeigten beim Interviewergeschlecht und der Berufstätigkeit größere Abweichungen gegenüber den Schätzungen mit MLwiN sowie dem Standard-Logitmodell und waren instabil.

¹⁶ Eine weitere Spezifizierung des Wohngebietes nach Altbau, Neubau, Gewerbegebiet etc. war aber nicht signifikant.

einheiten) vor. Die Interaktion „männlicher Interviewer, Zielperson wohnt in Hochhaus“ ist mit 1.74 der mit Abstand höchste signifikante positive Logit-Koeffizient¹⁷. Eine Schätzung für die Interaktion mit weiblichen Interviewern wies dagegen ein negatives Vorzeichen auf und war nicht signifikant.

Neben dieser geschlechtsspezifischen Interaktion liegt allerdings kein erkennbarer Haupteffekt vor, *weibliche Interviewer* erzielen nicht generell signifikant niedrigere Verweigerungsraten als männliche. Ein signifikanter Intervieweralterseffekt zeigt sich in dem Standard-Logit Modell, in der Multilevel-Version bleibt allerdings nur noch ein Koeffizient davon signifikant. Die Vorzeichen deuten darauf hin, daß jüngere Interviewer etwas höhere Verweigerungsraten erzielen als ältere. Die Verteilung der Verweigerungsanteile nach Geschlecht und Alter in Abbildung 2 zeigt allerdings keinen deutlich erkennbaren Trend¹⁸.

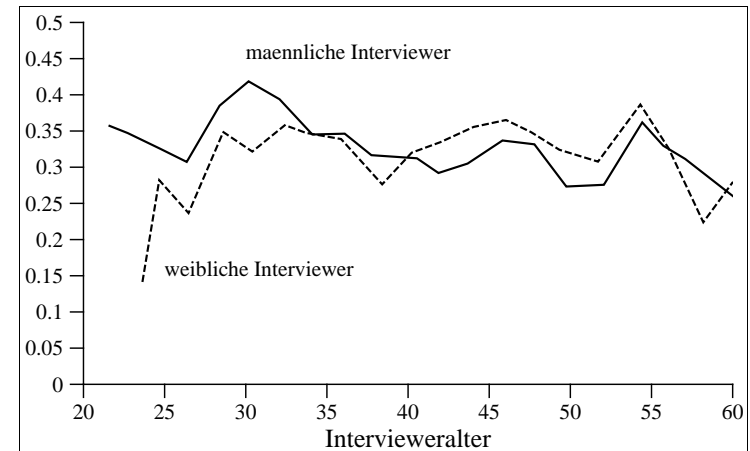
Etwas überraschend sind die signifikanten Effekte, die durch die *Berufstätigkeit des Interviewers* hervorgerufen werden. Gegenüber der Referenzkategorie „nichtberufstätige Hausfrau“ erzielen Berufstätige, sowohl die mit normaler Arbeitszeit als auch diejenigen, die im Schichtdienst arbeiten, signifikant geringere Verweigerungsraten. Ein Vergleich des Standard-Logit Modells mit der Multilevel-Version zeigt hier nur leichte Unterschiede in der Höhe der Koeffizienten. Eine mögliche Erklärung für diesen Einfluß wäre, daß durch eine Berufstätigkeit auch soziale Verhaltensweisen eingeübt werden, die die Kontaktstrategien der Interviewer verbessern.

4.3 Konvertierung von Verweigerern

In Modell C wird die Wahrscheinlichkeit für die Konvertierung von Verweigerern in der Erstbearbeitung untersucht. Die konvertierten Verweigerer werden mit „1“ codiert, die restlichen Verweigerer in der Erstbearbeitung mit „0“. Die Konvertierung findet stets auf Basis eines vorherigen Interviewerwechsels statt, so daß die einbezogenen Interviewervariablen jeweils den erfolgreichen Interviewer charakterisieren. Daten zu den ursprünglichen Interviewern in der Erstbearbeitung liegen leider nicht vor und können bei der Modellierung somit nicht mit berücksichtigt werden. Die Parameterschätzungen sind dann Tabelle 9 zu entnehmen.

¹⁷ Durch die Einbeziehung dieser Interaktion in Endmodell 5 ist der Hochhauseinfluß allein nicht mehr signifikant, der Parameter ändert sogar das Vorzeichen.

¹⁸ Bei der Darstellung handelt es sich um eine nonparametrische Regression, die mit TDA (Rohwer/Pötter 1998) durchgeführt wurde. Der Kurvenverlauf zeigt zwar leicht geringere Verweigerungsanteile bei den jüngeren weiblichen Interviewern, die Berücksichtigung der Interaktion „weiblich/< 30J.“ ist in dem Multilevel-Logitmodell allerdings nicht signifikant.

Abbildung 2: Verteilung der Verweigerungen nach Geschlecht

Der Intervieweranteil liegt mit 0.572 bei den Konvertierungen niedriger als bei den Verweigerungen, die Intraklassenkorrelation ist mit 0.148 somit auch kleiner als im Modell B. Von den berücksichtigten Umgebungsvariablen ist nur die Ortsgröße signifikant; so finden gegenüber der Referenzkategorie Großstadt in mittelgroßen Städten vermehrt Konvertierungen statt. In kleinen Gemeindegrößen sind dagegen eher weniger Konvertierungen zu verzeichnen. Eine zusätzliche Spezifizierung der Haustypen läßt keinen signifikanten Einfluß erkennen.

Einige bedeutsame Interviewermerkmale lassen sich identifizieren: So sind es vor allem die älteren Interviewer, die die ursprünglichen Verweigerer schließlich für eine Teilnahme gewinnen konnten. Zudem zeigt sich wieder ein Zusammenhang zwischen Geschlecht, Alter und Konvertierung, welcher sehr anschaulich in der nonparametrischen Regression in Abbildung 3 zum Ausdruck kommt. Neben dem offensichtlich gleichzeitigen Ansteigen der Konvertierungsrate mit dem Intervieweralter lassen sich ziemlich deutlich auch die besonders erfolgreichen weiblichen Interviewer in der Altersgruppe von 27 - 35 Jahren erkennen. Hier könnte der Umstand eine Rolle spielen, daß vor allem männliche Haushaltsvorstände in einem Interview mit einer jungen Frau eine willkommene Abwechslung sehen und dies auf der Nutzenseite ihres Teilnahme kalküls verbuchen.

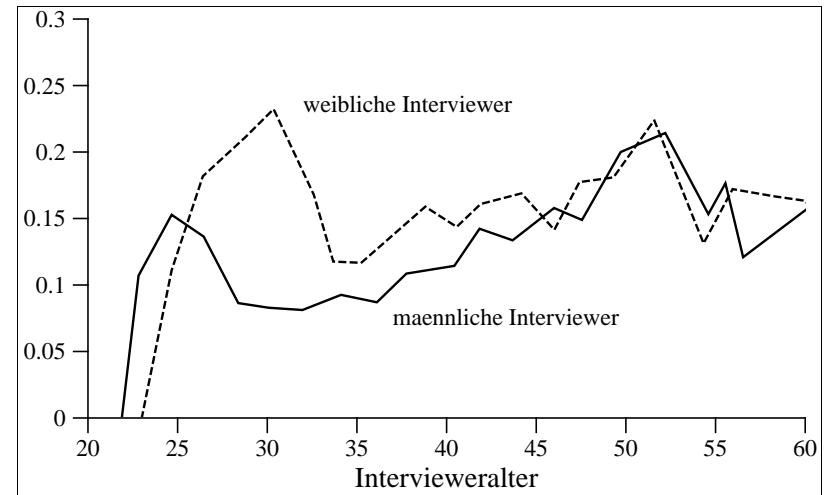
Tabelle 8: Determinanten für Verweigerungen in Sample A

	Varianz-Komponenten-Modell			Standard-Logit		
	Coeff.	t-Wert		Coeff.	t-Wert	
<i>Fixed Effect</i>						
Intercept	-0.635	-3.31	***	-0.493	-3.88	***
<i>Gemeindegrößenklasse</i>						
Unter 2 Tsd.	-0.233	-1.30		-0.352	-2.48	**
2 - < 5 Tsd.	-0.041	-0.28		-0.204	-1.70	*
5 - < 20 Tsd.	-0.274	-2.40	***	-0.233	-2.67	***
20 - < 50 Tsd.	-0.105	-0.76		-0.223	-2.05	**
50 - < 100 Tsd.	-0.138	-0.68		-0.049	-0.29	
100 - < 500 Tsd.	-0.322	-2.90	***	-0.251	-3.23	***
500 Tsd. u. mehr (R)						
<i>Hausstyp</i>						
3 - 4 Wohneinh. (R)						
5 - 8 Wohneinh.	0.089	0.89		0.157	1.70	*
9 u. mehr Wohneinh.	0.197	1.73	**	0.245	2.42	**
Hochhaus	-0.894	-1.53		-1.443	-2.34	**
freistehendes Haus	0.025	0.24		-0.009	-0.10	
Reihenhaus	0.048	0.47		-0.022	-0.71	
landw. Wohngebäude	0.104	0.54		-0.024	-0.13	
sonstiges Wohngebäude	0.098	0.32		0.064	0.22	
<i>Berufstätigk. des Interv.</i>						
Haufrau (R)						
Rentner	0.237	1.37		0.353	2.79	***
Auszubildender	0.014	0.06		0.072	0.52	
halbtags berufstätig	-0.095	-0.56		0.024	0.25	
berufst. bis 16 Uhr	-0.334	-1.80	*	-0.197	-1.81	*
berufst. bis 17 Uhr	-0.422	-1.91	**	-0.270	-2.10	**
nach 17 Uhr	-0.146	-0.42		-0.074	-0.30	
Schichtdienst	-0.444	-2.10	**	-0.213	-1.73	*
<i>Geschlecht des Interv.</i>						
männlich	0.181	1.27		0.031	0.38	
<i>Alter des Interv.</i>						
21 - 30 J. (R)						
31 - 40 J.	-0.154	-0.92		-0.087	-0.89	
41 - 50 J.	-0.096	-0.56		-0.130	-1.28	
51 - 60 J.	-0.327	-1.69	*	-0.361	-3.17	***
61 - 70 J.	-0.236	-1.02		-0.232	-1.67	*
71 J. u. mehr	-0.567	-1.33		-0.734	-2.94	***
<i>Interaktion</i>						
männl. Interv., Hochhaus	1.743	2.77	***	2.331	3.57	***
<i>Random Effects</i>						
ω_{00} (intercept)	0.691	9.47	***	-		
ρ_{nt}	0.173			-		
Log Likelihood	-4270			-4240.00		
Anzahl der Cluster	591			6751		
Anzahl der Units	6751			6751		

* signifikant auf 10% Niveau, ** signifikant auf 5% Niveau, *** signifikant auf 1% Niveau

Quelle: SOEP Bruttodaten I. Welle (eigene Berechnungen).

Abbildung 3: Verteilung der Anteile der konvertierten Verweigerungen an allen Verweigerungen in der Erstbearbeitung. Lokal geschätzt mit einer Intervallbreite von 5 Jahren



Mit zunehmendem Alter spielt dann die Ausprägung des Geschlechts für die Konvertierung kaum noch eine Rolle. In dem Logit Modell der Tabelle 9 ist der Einfluß des Interviewergeschlechts nicht erkennbar und der Interaktionseffekt „weiblicher Interviewer/Alter 27 - 35 Jahre“ ist nur in dem Standard-Logit Modell signifikant. In den konservativeren Multilevel Modellen scheitern sämtliche, nur auf 10% Niveau signifikante Parameter des Standard-Logit Modells, an dem höheren Standardfehler, d.h. sie sind nicht mehr signifikant. Neben den Alters- und Geschlechtseinflüssen läßt sich zudem ein Bildungseinfluß feststellen. Anscheinend motivieren Interviewer mit höherer Bildung weniger zur Teilnahme als diejenigen mit niedrigerer Bildung. Ein Abschluß mit Abitur oder sogar ein Hochschulabschluß wirkt sich eher negativ auf die Ausschöpfung aus.

Tabelle 9: Determinanten für die Konvertierung von Verweigerern in Sample A

	Varianz-Komponenten-Modell			Standard-Logit		
	Coeff.	t-Wert		Coeff.	t-Wert	
<i>Fixed Effect</i>						
Intercept	-1.824	-4.82	***	-1.717	-6.00	***
<i>Gemeindegrößenklasse</i>						
Unter 2 Tsd.	-0.205	-0.50		-0.183	-0.54	
2 - < 5 Tsd.	0.082	0.29		0.239	0.95	
5 - < 20 Tsd.	-0.153	-0.68		-0.115	-0.75	
20 - < 50 Tsd.	0.115	0.42		0.092	0.39	
50 - < 100 Tsd.	0.631	1.32		0.626	1.97	*
100 - < 500 Tsd.	0.426	2.10	**	0.353	2.17	**
500 Tsd. u. mehr (R)						
<i>Bildung des Interv.</i>						
Abschluß 8 Klasse (R)						
Abitur	-0.047	-0.23		-0.117	-0.86	
Hochschule o. Absch.	-1.001	-2.60	***	-1.017	-3.41	***
Hochschule m. Abschluß	0.215	0.73		0.251	1.02	
	-0.601	-1.26		-0.577	-2.18	**
<i>Berufstätigk. des Interv.</i>						
Haufrau	-0.173	-0.72		-0.117	-0.58	
Rentner	-0.696	-1.87	*	-0.511	-1.88	**
Auszubildender	-0.275	-0.59		-0.156	-0.51	
halbtags berufstätig (R)						
berufst. bis 16 Uhr	-0.100	-0.32		-0.037	-0.16	
berufst. bis 17 Uhr	-0.354	-0.83		-0.263	-0.94	
nach 17 Uhr	-1.138	-1.07		-0.863	-1.13	
Schichtdienst	0.245	0.79		0.173	0.72	
<i>Alter des Interv.</i>						
21 - 30 J. (R)						
31 - 40 J.	-0.139	-0.43		-0.157	-0.69	
41 - 50 J.	0.186	0.59		0.150	1.06	
51 - 60 J.	0.397	1.11		0.364	1.37	
61 - 70 J.	0.627	1.48		0.534	1.77	*
71 J. u. mehr	2.187	3.93	***	2.044	4.74	***
<i>Interaktion</i>						
weibl. Interv. 27 - 35 Jahre	0.372	1.01		0.434	1.74	*
<i>Random Effects</i>						
ω_{00} (intercept)	0.572	6.689	***	-		
ρ_{01}	0.148			-		
Log Likelihood	-965			-980		
Anzahl der Cluster	423			2318		
Anzahl der Units	2318			2318		

* signifikant auf 10% Niveau, ** signifikant auf 5% Niveau, *** signifikant auf 1% Niveau
 Quelle: SOEP Bruttodaten 1. Welle (eigene Berechnungen).

4.4 Unterschiede zwischen Befragten, die in der Erstbearbeitung verweigerten und direkten Einwilligern

In der 1. Welle des SOEP in Sample A konnten 403 Haushaltsvorstände, die ursprünglich in der Erstbearbeitung verweigerten, doch noch zu einer Teilnahme bewegt werden. Dies entspricht einem Konvertierungsanteil an allen Verweigerern in der Erstbearbeitung von 15.3 Prozent. In einigen Studien werden die Angaben der konvertierten Verweigerer für Nonresponseuntersuchungen verwendet (vgl. z.B. Stinchcombe/Jones/Sheatsley 1981), was allerdings voraussetzt, daß angenommen wird, daß die konvertierten Verweigerer und die aktiven Verweigerer einander ähnlich sind. Falls einige Informationen zu den aktiven Verweigerern vorliegen, ist ein Vergleich über die Verteilung von demographischen Variablen, wie Alter und Geschlecht, möglich. Allerdings kann durch solch ein Verfahren eine eventuell vorhandene Subgruppe an sogenannten „Hardcore-Verweigerern“, die sich jedem Befragungsversuch entzieht, nicht aufgedeckt werden, weil für diese vermutlich bei der telefonischen Nachbefragung im SOEP auch keine Angaben vorliegen werden.

In der folgenden Untersuchung werden die Befragten, die in der Erstbearbeitung verweigerten, mit den direkten Einwilligern verglichen, was den großen Vorteil hat, daß für beide Personengruppen, neben den jeweiligen Interviewermerkmalen, auch sämtliche im SOEP erhobenen Befragtenmerkmale einbezogen werden können. Die Hypothesen, welche den Zusammenhang zwischen demographischen Merkmalen, wie Alter, Geschlecht und Bildung des Befragten und einer Teilnahmeverweigerung formulieren, lassen sich nun in diesem Abschnitt zumindest für einen Teil des temporären Nonresponses überprüfen.

Die Verteilungen in Abbildung 4 deuten an, daß vor allem ältere weibliche Befragte im Vergleich zu den männlichen, in der Erstbearbeitung weniger Kooperationsbereitschaft gezeigt haben. Zudem wird weiter oben die Hypothese von einem positiven Bildungseinfluß auf die Teilnahme an der Erhebung aufgestellt. Wider Erwarten zeigt sich in Abbildung 5 allerdings deutlich, daß weibliche Befragte mit Abitur oder einem Realschulabschluß – gegenüber denen mit Hauptschulabschluß - in der Erstbearbeitung fast doppelt so häufig verweigerten. Bei männlichen Befragten ist kein Unterschied erkennbar.

Abbildung 4: Verteilung der Anteile der befragten Haushaltsvorstände, die in der Erstbearbeitung verweigert haben. Lokal geschätzt mit einer Intervallbreite von 10 Jahren

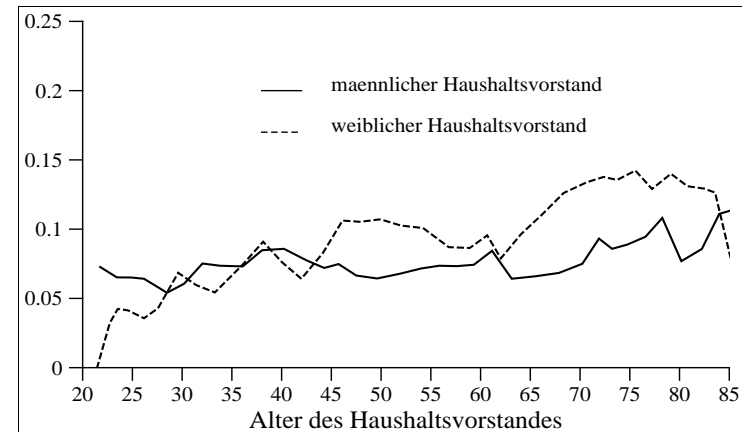
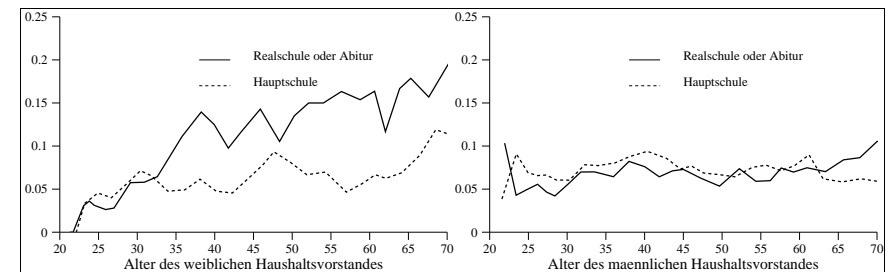


Abbildung 5: Verteilung der Anteile der Befragten, die in der Erstbearbeitung verweigert haben, getrennt nach Geschlecht und Bildung



Die größeren Verweigereranteile bei den Frauen mit mindestens Realschulabschluß lassen auch eine andere Interpretation zu: So ist vorstellbar, daß gerade die besser gebildeten, weiblichen Befragten gegenüber den Argumenten des Interviewers in der Nachbearbeitung offen waren und sich nochmal zu einer Teilnahme bewegen ließen, während diejenigen mit Hauptschulabschluß bei ihrer ursprünglichen Verweigerung

blieben. In diesem Fall stimmen die Verteilungen von aktiven Verweigerern und konvertierten Verweigerern nicht überein.

Zur Kontrolle weiterer Kovariablen wird in Tabelle 10 wieder ein Multilevel-Logitmodell geschätzt. Modelliert wird die Wahrscheinlichkeit, daß letztendlich erfolgreich Befragte in der Erstbearbeitung zuvor verweigerten. Die angegebene Intraklassenkorrelation beträgt auch bei Berücksichtigung von Interviewervariablen noch 0.21. Die Einbeziehung der Gemeindegrößenklassen und des Wohnumfeldes zeigt, daß insbesondere in großen und mittelgroßen Städten sowie in Neubau-Wohngebieten der Anteil an konvertierten Verweigerern am größten ist¹⁹.

Als Befragtenmerkmale werden Variablen wie Geschlecht, Alter und Schulbildung mit einbezogen. Offensichtlich spielt für den Anteil an Verweigerern das Geschlecht und die Bildung als reiner Haupteffekt keine Rolle, nur in Form einer in Abbildung 4 beobachteten Interaktion, ergibt sich ein signifikanter positiver Effekt auf die konvertierten Verweigerer: weibliche Befragte mit höherer Schulbildung sind eindeutig überrepräsentiert. Ähnliches gilt für ältere weibliche Befragte, deren Verweigerungsverhalten weiter oben vor allem durch eine vorhandene latente Kriminalitätsfurcht begründet wurde. Der Alterseinfluß ist in allen Modellen signifikant, mit steigendem Alter des Befragten, nimmt die Wahrscheinlichkeit zu verweigern, stetig zu.

Bei den Interviewervariablen sind insbesondere die Bildungseinflüsse signifikant: Interviewer mit hoher Bildung weisen wesentlich weniger Anteile an konvertierten Verweigerern auf. Da nach der Verweigerung in der Erstbearbeitung ein Interviewerwechsel stattfand, und die in diesem Modell berücksichtigten Merkmale sich auf den letzten Kontakt bzw. auf den erfolgreichen Interviewer beziehen, sind die Koeffizienten so zu interpretieren, daß Interviewer mit hoher Bildung, mit weniger Erfolg, Verweigerer konvertieren können²⁰. Dieses Ergebnis zeigte sich auch schon sehr deutlich in Modell C.

5. Zusammenfassende Interpretation der Ergebnisse

Ziel der Untersuchung ist es, das Teilnahmeverhalten der Zielpersonen in der 1. Welle der Stichprobe A des SOEPs zu erklären. Hierfür wurden auf Basis der Grundan-

¹⁹ Die Einbeziehung der verschiedenen Haustypen in das Modell führte für keine Kategorie zu einem signifikanten Ergebnis.

²⁰ Es wurden auch verschiedene Interaktionen zwischen Merkmalen des Befragten und des Interviewers getestet (z.B. sämtliche Bildungsvarianten und geschlechtsspezifische Konstellationen), keine war aber davon signifikant.

nahmen der RC-Theorie Hypothesen formuliert und die erwarteten Einflußfaktoren mit den Schätzergebnissen von Multilevel Logit Modellen konfrontiert.

Tabelle 10: Befragte, die in der Erstbearbeitung verweigerten in Sample A

	Varianz-Komponenten-Modell			Standard-Logit		
	Coeff.	t-Wert		Coeff.	t-Wert	
<i>Fixed Effect</i>						
Intercept	-1,687	-1,07		-2,089	-1,97	**
<i>Gemeindegroßenklasse</i>						
unter 2 Tsd.	-0,651	-1,70	*	-0,608	-1,66	*
2 - < 5 Tsd.	-0,133	-0,46		-0,277	-0,99	
5 - < 20 Tsd.	-0,131	-0,60		-0,226	-1,14	
20 - < 50 Tsd.	-0,028	-0,10		-0,094	-0,38	
50 - < 100 Tsd.	0,702	1,75	*	0,584	1,72	*
100 - < 500 Tsd.	0,250	1,22		0,262	1,57	
500 Tsd. u. mehr (R)						
<i>Wohnumfeld</i>						
<i>Altbauwohnggebiet (R)</i>						
Neubauwohnggebiet	0,394	2,38	**	0,383	2,47	**
Geschäftszentrum	0,279	0,31		0,324	0,41	
Gewerbegebiet	0,381	0,27		0,524	0,45	
Wohnmischgebiet	0,318	1,76	*	0,229	1,31	
sonst. Wohngebiet	0,237	0,44		0,373	0,82	
<i>Geschlecht männlich</i>						
0,196	0,71			0,198	0,80	
<i>Alter des Befragten</i>						
<i>18 - 30 Jahre (R)</i>						
31 - 40 Jahre	0,430	1,65	*	0,417	1,78	*
41 - 50 Jahre	0,464	1,96	**	0,446	1,97	**
51 - 60 Jahre	0,411	1,52		0,385	1,61	*
61 - 70 Jahre	0,234	0,82		0,241	0,90	
71 und mehr Jahre	0,602	1,95	*	0,591	2,24	**
<i>Interaktion</i>						
weibl., mind. Realschule	0,568	1,77	*	0,471	1,65	*
weibl., > 60 Jahre	0,553	1,58		0,567	1,89	*
<i>Bildung des Interv.</i>						
<i>Abschluß 8 Klasse (R)</i>						
Abschluß 10 Klasse	-0,288	-1,38		-0,289	-2,03	**
mindestens Abitur	-0,573	-2,17	**	-0,467	-2,63	***
<i>Eintrittsj. b. INFRATEST</i>						
<i>Alter des Interv.</i>						
<i>21 - 30 J. (R)</i>						
31 - 40 J.	-0,335	-0,97		-0,312	-1,25	
41 - 50 J.	0,104	0,29		0,200	0,76	
51 - 60 J.	-0,278	-0,65		-0,093	-0,31	
61 - 70 J.	0,263	0,66		0,272	0,92	
71 J. u. mehr	0,900	1,24		1,045	2,15	**
<i>Interaktion</i>						
weibl. Interv. 27 - 35 Jahre	0,588	1,45		0,582	2,12	**
<i>Random Effects</i>						
ω_{00} (intercept)	0,892	6,971	***			
ρ_{ni}	0,213					
Log Likelihood	-1041			-1064		
Anzahl der Cluster	565			3987		
Anzahl der Units	3987			3987		

Note: Aus Platzgründen sind die nicht-signifikanten Parameter der Bildungsdummies nicht aufgeführt. * signifikant auf 10% Niveau, ** signifikant auf 5% Niveau, *** signifikant auf 1% Niveau. Quelle: SOEP Bruttodaten, 1 Welle (eigene Berechnungen).

Die empirischen Resultate aller Teiluntersuchungen sind in zusammengefaßter Form der Tabelle 11 zu entnehmen. Dargestellt sind nur die als signifikant erkannten Merkmale und deren Einflußrichtung.

Tabelle 11: Zusammenfassung der signifikanten Merkmale (Referenzgröße in Klammern)

	Nichterreichbarkeit (ber. Bruttost.)	Verweigerung (ber. Bruttost.)	Verweigerung nur in Erstbearbeitung (direkte Einwill.)	Konvertierung von Verweigerern (restl. Verweigerer)
<i>Umgebungsmerkmale</i>				
Ortsgröße	+	+	+	+
große Wohneinheiten		+		
Ein/Zweifam. Häuser	-			
<i>Interviewermerkmale</i>				
Geschlecht männlich		+		
Alter		-	+	+
Bildung			-	-
berufstätig		-		
<i>Interaktionen:</i>				
männl. / Hochhaus		+		
weibl. / 27 - 35 Jahre			+	+
<i>Befragtenmerkmale</i>				
Geschlecht				
Alter			+	
Bildung				
<i>Interaktionen:</i>				
weibl. / höhere Bildung			+	
weibl. / > 60 Jahre			+	
<i>Intraklassenkorrelation</i>	gering	hoch	hoch	mittel

+ signifikanter positiver Effekt - signifikanter negativer Effekt.

Gemeindegrößenklasse und Wohnumgebung

Die Wahrscheinlichkeit für das Nichterreichen der Zielperson als auch für eine Teilnahmeverweigerung steigt mit der Gemeindegrößenklasse an. Während die schwerere Erreichbarkeit von Zielhaushalten in Großstädten zumeist mit einer größeren Mobilität in Ballungsräumen begründet wird, steht der empirische Befund in bezug auf die Verweigerungshaltung auch im Einklang mit dem Argument, daß vor allem in dem geringeren subjektiven Sicherheitsgefühl ängstlicher Zielpersonen die Ursache für höhere Verweigerungsraten in Großstädten und größeren Wohneinheiten sieht. In diesem Sinne läßt sich auch der signifikante Interaktionseffekt „männlicher Interviewer / Zielperson wohnt in Hochhaus“ interpretieren, gegenüber weiblichen Interviewern (hier war der Koeffizient negativ und nicht signifikant) scheinen es männliche Inter-

viewer in diesem Umfeld besonders schwer zu haben, eine hohe Ausschöpfung zu erreichen. Die Verweigerungshaltung läßt sich in den Termini der RC-Theorie insofern als subjektive Risiko-Schätzung interpretieren: die entstehenden Kosten einer Teilnahme begründen sich in der subjektiven Wahrscheinlichkeit des Eintritts unangenehmer Konsequenzen in der Befragungssituation.

Interviewermerkmale

Die als signifikant erkannten Interviewermerkmale beziehen sich auf zwei verschiedene Wahrscheinlichkeitsmodelle. Zum einen auf die Wahrscheinlichkeit, daß Zielpersonen bei Interviewern mit den als positiv signifikant erkannten Merkmalen die Teilnahme verstärkt verweigern. Die Merkmale, die sich positiv oder negativ auf eine Teilnahmeverweigerung auswirken, sind in Tabelle 11 der Spalte zwei zu entnehmen.

In Spalte drei und vier beziehen sich die signifikanten Merkmale auf die Wahrscheinlichkeit, daß die Interviewer die Zielperson – nach einer vorherigen Verweigerung bei einem Kontakt mit einem anderen Interviewer in der Erstbearbeitung - in der Nachbearbeitung für die Befragung gewinnen können. Hier geht es also um die Fähigkeit des Interviewers, Verweigerer zu konvertieren. Aufgrund der relativ eindeutigen Ergebnisse lassen sich generelle Aussagen zu positiven und negativen Einflüssen, insbesondere von Alter und Geschlecht des Interviewers, ableiten:

1. Die Wahrscheinlichkeit, daß Zielpersonen verweigern, ist bei Interviewern männlichen Geschlechts größer als bei Interviewerinnen. Dies gilt vor allem in größeren Wohneinheiten wie Hochhäusern und wurde schon in dem Zusammenhang mit den Ausführungen zur Wohnumgebung erläutert. Männlichen Interviewern scheinen Befragte eindeutig mit größeren Vorbehalten zu begegnen als weiblichen.
2. Die Wahrscheinlichkeit, Verweigerer zu konvertieren ist bei jüngeren weiblichen Interviewern generell am größten. Wobei das Geschlecht der Zielperson durchaus eine Rolle spielt, da die meisten Zielhaushalte der jüngeren Interviewerinnen männliche Haushaltsvorstände sind²¹. Der größere Erfolg weiblicher Interviewer läßt sich somit durch zwei Argumente begründen: a) weibliche Interviewer weisen ein geringeres Bedrohungspotential auf und senken damit die Transaktionskosten der Befragten, b) Interviews mit jüngeren weiblichen Interviewern scheinen insbesondere bei männ-

²¹ 224 von den 268 Haushalten, also ca. 84 Prozent sind männlichen Geschlechts, alternative Modell-schätzungen mit der Beschränkung der Interaktion auf männliche Befragte („junge weiblicher Interviewer / männlicher Befragter“) waren dann ebenfalls signifikant. Für eine Gegenanalyse reichte der Anteil an weiblichen Haushaltsvorständen nicht aus, um Aussagen hierzu treffen zu können.

lichen Befragten attraktiv zu sein, so daß sie eher bereit sind, doch noch an der Befragung teil zu nehmen.

3. Die Wahrscheinlichkeit, daß die Zielperson verweigert, nimmt mit dem Alter des Interviewers ab (ausgenommen die Gruppe der jüngeren weiblichen Interviewer). Besonders erfolgreich scheint die kleine Gruppe von relativ alten Interviewern (um die 70 Jahre) zu sein, die sowohl mehr Befragte konvertieren können, als auch insgesamt geringere Verweigerungsquoten aufweisen. Die Begründung hierfür könnte vor allem darin liegen, daß ältere Interviewer insgesamt seriöser und damit vertrauensvoller wirken.

4. Eine kleine Überraschung stellt der Bildungseinfluß dar: Interviewer mit guter Schulbildung sind schlechte Konvertierer, besonders schlecht schneiden Interviewer mit Abitur ab, die besten Konvertierer sind dagegen Interviewer mit Hauptschulabschluß. Erfolgreiche Interviewer zeichnen sich vor allem durch den Erwerb und den Einsatz bewährter Handlungsstrategien in einer großen Anzahl unterschiedlicher Kontaktsituationen aus (vgl. hierzu Schnell 1997: 197), was vor allem eine Sache der Erfahrung und weniger der Bildung ist. Allerdings ist die Interviewererfahrung, gemessen durch das Eintrittsjahr bei Infratest, in keinem Modell signifikant. Im Gegensatz zur Konvertierung, spielt für die eigentliche Verweigerung, die Bildung des Interviewers keine Rolle.

5. Festzuhalten ist weiterhin, daß berufstätige Interviewer niedrigere Verweigerungsquoten aufweisen als Hausfrauen und Rentner. Dies gilt sowohl für Interviewer die im Schichtdienst arbeiten als auch für Interviewer die bis 16 oder 17 Uhr, sowie nach 17 Uhr arbeiten. Eine Ursachen hierfür könnte sein, daß berufstätige Interviewer den Interviewer-Nebenjob effizienter und professioneller betreiben. Zudem ist davon auszugehen, daß durch eine Berufstätigkeit soziale Kompetenzen erworben werden, die für die Tätigkeit als Interviewer ebenfalls von Nutzen sind.

6. Die Intraklassenkorrelation ist ein Maß für die Homogenität der von den Interviewern gebildeten Cluster. Da in die einzelnen Modelle soziodemographische Merkmale der Interviewer als fixe Größen mit einfließen, und somit als Ursache für die geschätzte Korrelation nicht in Frage kommen, können diese als ein Maß für den Einfluß von nichtbeobachteten Interviewereinflüssen, wie z.B. dem interviewerspezifischen Verhalten in der Befragungssituation interpretiert werden. Tabelle 11 zeigt, daß die Homogenität der Cluster insbesondere bei einem Verweigerungsverhalten (Spalte 2) und bei der Konvertierung (Spalte 3) der Befragten hoch ist.

Befragtenmerkmale

Befragtenmerkmale konnten aufgrund der Datenlage nur für die konvertierten Verweigerer mit einbezogen werden. Insofern muß bei der Interpretation mitbeachtet werden, daß diese Befragten sich, im Gegensatz zu den harten Verweigerern, in der Nachbearbeitung nochmal für die Teilnahme umstimmen ließen. Dennoch scheinen, wie die univariate Häufigkeitsverteilung in der Tabelle 5 zeigt, zwischen den harten und den konvertierten Verweigerern Ähnlichkeiten zu bestehen.

Im Vergleich zu den direkten Einwilligern sind es insbesondere ältere und weibliche Befragte, die die Teilnahme in der Erstbearbeitung verweigerten. Es spricht daher einiges dafür, daß eine Ursache hierfür erneut die Furcht davor ist, eine fremde Person in die eigene Wohnung einzulassen. Bei älteren Befragten wird zudem ein höheres Potential an Disengagement vermutet bzw. unterstellt, daß sie häufig weder ein spezielles noch ein allgemeines Interesse an Umfragen mitbringen und daher in einer Befragung für sich keinerlei Nutzen, sondern ausschließlich eine Belastung sehen.

Ähnliche Argumente findet man in der Literatur auch in bezug auf Befragte mit niedrigerer Bildung, denen insbesondere ein fehlendes öffentliches Interesse unterstellt wird. Dies kann anhand dieser Untersuchung jedoch nicht bestätigt werden. Im Gegenteil: konvertierte weibliche Befragte weisen wesentlich häufiger eine höhere Bildung auf. Bei den männlichen Befragten gibt es diesbezüglich keinen Hinweis auf einen Bildungsunterschied. Eine mögliche Interpretation wäre natürlich, daß in diesem Punkt die harten Verweigerer von den konvertierten abweichen bzw. daß sich weibliche Befragte mit höherer Bildung besser konvertieren lassen als mit niedrigerer Bildung. Dies läßt sich aber anhand der vorliegenden Daten nicht prüfen.

Analysemethode

In den meisten Nonresponse-Untersuchungen werden einbezogene Interviewermerkmale auf der Ebene der Befragten disaggregiert und dann die Merkmale von Befragten und Interviewern in einem konventionellen Regressionsmodell miteinander kombiniert, was dann zur Folge hat, daß die hierarchische Struktur der Daten nicht angemessen berücksichtigt wird. Die in dieser Untersuchung verwendeten Multilevel-Modelle oder hierarchischen Regressionsmodelle unterscheiden dagegen zwei Ebenen, eine Befragten- und eine Interviewerebene, und sind in der Lage, die auftretenden Varianzen zwischen den Interviewern bei der Modellierung mit zu berücksichtigen. Insbesondere in den Fällen, in denen die geschätzte Interviewervarianz einen relativ hohen Wert annimmt, wie z.B. bei den Modellen zur Teilnahmeverweigerung, lassen sich teilweise deutliche Unterschiede in den Parameterschätzungen konventioneller und hierarchischer Regressionsmodelle erkennen. Die vorliegenden Ergebnisse lassen

es letztlich ratsam erscheinen, daß für Untersuchungen, in denen Einflüsse von Interviewer- und Befragtenmerkmalen modelliert werden sollen, die Verwendung von hierarchischen Regressionsmodellen als neuen Standard anzusehen.

Korrespondenzadresse

*Dr. Jörg-Peter Schräpler
Ruhr-Universität Bochum
Gebäude GB1/129
Universitätsstr. 150
44780 Bochum
e-mail: joerg-peter.schraeppler@rubr-uni-bochum.de*

Literatur

- Birkelbach, K., 1998: Befragungsthema und Panelmortalität: Ausfälle in einer Lebensläuferhebung. *ZA-Information* 42: 128-147.
- Brune, M./Werle, M./Hippler, H.-J., 1992: Probleme bei der Befragung älterer Menschen. *ZUMA-Nachrichten* 28: 73-89.
- Bungard, W., 1979: Methodische Probleme bei der Befragung älterer Menschen. *Zeitschrift für experimentelle und angewandte Psychologie* 26: 211-237.
- Campanelli, P./O'Muircheartaigh, C., 1999: Interviewers, Interviewer Continuity, and Panel Survey Nonresponse. *Quality and Quantity* 33: 59-76.
- DeMaio, T.J., 1980: Refusals: Who, where and why. *Public Opinion Quarterly* 44: 223-233.
- Engel, U. 1998: Einführung in die Mehrebenenanalyse. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Erbslöh, B./Koch, A., 1986: Die Non-Response-Studie zum Allbus 1986: Problemstellung, Design, erste Ergebnisse. *ZUMA-Nachrichten* 22: 29-44.
- Esser, H., 1986: Über die Teilnahme an Befragungen. *ZUMA-Nachrichten* 18: 38-47.
- Fitzgerald, R./Fuller, L., 1982: I hear you knocking, but you can't come in. *Sociological Methods and Research* 11: 3-32.
- Goyder, J., 1987: *The Silent Minority. Nonrespondents on Sample Surveys*. Cambridge: Polity Press.
- Greve, W., 1996: Kriminalitätsfurcht im Dunkelfeld. Eine Pilotstudie bei Betroffenen und Risikogruppen. *Praxis der Rechtspsychologie* 6: 11-29.
- Greve, W./Hosser, D./Wetzels, P., 1996: Bedrohung durch Kriminalität im Alter. Kriminalitätsfurcht älterer Menschen als Brennpunkt einer Gerontoviktologie. Baden-Baden: Nomos.
- Hanefeld, U., 1987: *Das Sozio-oekonomische Panel: Grundlagen und Konzeption*. Frankfurt/Main: Campus.

- Hartmann, P. H./Schimpl-Neimanns, B., 1992: Sind Sozialstrukturanalysen mit Umfragedaten möglich? Analysen zur Repräsentativität einer Sozialforschungsumfrage. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 44: 315-340.
- Hedeker, D./Gibbons, R., 1996: MIXOR: a computer program for mixed-effects ordinal regression analysis. *Computer Methods and Programs in Biomedicine* 49: 157-176.
- Herzog, A.R./Rodgers, W.L., 1988: Interviewing Older Adults. Mode Comparison Using Data From A Face-To-Face Survey And A Telephone Resurvey. *Public Opinion Quarterly* 52: 84-99.
- Herzog, A.R./Rogers, W.L., 1992: The Use of Survey Methods in Research on Older Americans. S. 60-90 in: Wallace, R.B./Woolson, R.F. (Hrsg.), *The Epidemiologic Study of the Elderly*. New York: Oxford University Press.
- Hox, J.J./de Leeuw, E.D., 1994: A comparison of nonresponse in mail, telephone and face-to-face surveys. *Quality & Quantity* 28: 329-344.
- Koch, A., 1991: Zum Zusammenhang von Interviewermerkmalen und Ausschöpfungsquoten. *ZUMA-Nachrichten* 28: 41-53.
- Koch, A., 1997: Teilnahmeverhalten beim ALLBUS 1994. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 49: 98-122.
- Koch, A., 1998: Wenn „mehr“ nicht gleichbedeutend mit „besser“ ist: Ausschöpfungsquoten und Stichprobenverzerrungen in allgemeinen Bevölkerungsumfragen. *ZUMA-Nachrichten* 42: 66-90.
- Lehne, W., 1996: Bangemachen gilt nicht - Kriminalität und Unsicherheit in der Großstadt. Manuskript eines Vortrags an der evangelischen Akademie Hamburg am 09.Juli 1996. Im Internet abrufbar unter: <http://www.rrz.uni-hamburg.de/kriminol/lehne/evak96.htm>.
- Morton-Williams, J., 1993: *Interviewer Approaches*. Aldershot: Dartmouth Publishing Company Limited.
- O'Muircheartaigh, C./Campanelli, P., 1999: A multilevel exploration of the role of interviewers in survey non-response. *Journal of the Royal Statistical Society, A*, 162: 437-446.
- Projektgruppe Sozio-oekonomisches Panel, 1993: *Zehn Jahre Sozio-oekonomisches Panel. Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung. Heft1/2*. Berlin: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung.
- Rasbash, J./Browne, W./Goldstein, H./Yang, M./Draper, D./Plewis, I./Healy, M./Woodhouse, G. 1999: *MLwiN User's guide*. Institute of Education. London.
- Reinecke, J. 1998: Regelmäßigkeiten des Interviewerverhaltens. S. 115-138 in: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): *Interviewereinsatz und -qualifikation*. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Rendtel, U., 1995: *Panelausfälle und Panelrepräsentativität*. Frankfurt/Main: Campus.
- Riebschläger, M./Wagner, G., 1991: Interviewerstab und Interviewereffekte in der DDR-Basisbefragung des Sozio-oekonomischen Panels. S. 127-138 in: Projektgruppe Sozio-oekonomisches Panel: *Lebenslagen im Wandel – Basisdaten und -analysen zur Entwicklung in den Neuen Bundesländern*. Frankfurt/Main: Campus.

- Riebschläger, M., 1996: Zur Bedeutung von Interviewereffekten im Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) - Eine Analyse mit Hilfe kumulierter Logits. Allgemeines Statistisches Archiv 80: 390-410.
- Rohwer, G./Pötter, U., 1998: TDA User's Manual. Ruhr-Universität Bochum. Fakultät für Sozialwissenschaften.
- Salaske, I., 1997: Die Befragbarkeit von Bewohnern stationärer Alteneinrichtungen unter besonderer Berücksichtigung des Verweigerungsverhaltens. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 49: 291-305.
- Schnell, R./Hill, P.B./Esser, E., 1995: Methoden der empirischen Sozialforschung. München: Oldenbourg.
- Schräpler, J.P./Wagner, G., 1999: Das „Interviewer-Panel“ des Sozio-oekonomischen Panels - Darstellung und ausgewählte Analysen. Diskussionspapier Nr. 184. Berlin: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung.
- Schräpler, J.P., 1999: Das Befragtenverhalten im Sozio-oekonomischen Panel: Analysen an ausgewählten Beispielen. Dissertation. Ruhr-Universität Bochum.
- Schupp, J./Wagner, G., 1991: Die Oststichprobe des Sozio-oekonomischen Panels - Konzept und Durchführung der „SOEP-Basiserhebung 1990“ in der DDR, S. 25-41, in: Projektgruppe Sozio-oekonomisches Panel: Lebenslagen im Wandel – Basisdaten und –analysen zur Entwicklung in den Neuen Bundesländern. Frankfurt/Main: Campus.
- Singer, E./Frankel, M.R./Glassmann, M.B., 1983: The Effect of Interviewer Characteristics and Expectations on Response. Public Opinion Quarterly 47: 68-83.
- Smith, T.W., 1983: The hidden 25 percent. An analysis of nonresponse on the 1980 General Social Survey. Public Opinion Quarterly 47: 386-404.
- Stinchcombe, A.L./Jones, C./Sheatsley, P., 1981: Nonresponse Bias for Attitude Questions. Public Opinion Quarterly 45: 359-375.
- Wagner, G./Schupp, J./Rendtel, U., 1994: Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) - Methoden der Datenproduktion und -aufbereitung im Längsschnitt. S. 70-112 in: Hauser, R./Ott, N./Wagner, G., 1994: Mikroanalytische Grundlagen der Gesellschaftspolitik. Band 2 -Erhebungsverfahren, Analysemethoden und Mikrosimulation. Berlin: Deutsche Forschungsgemeinschaft (DFG).