

# Wechsel des Erhebungsinstituts und Adressweitergabe mit Widerspruchsverfahren im IAB-Haushaltspanel PASS

*Ein Praxisbericht*

# Change of the Fieldwork Agency in the IAB Household Panel Study PASS

*A Practical Report*

Gerrit Müller

## *Zusammenfassung*

Wechsel des Erhebungsinstituts zwischen den Erhebungswellen einer wissenschaftlichen Panelstudie sind selten. Die möglichen Effekte eines solchen Institutswechsels sind im Vorhinein schwer abzuschätzen und methodisch kaum untersucht. Zudem erschweren in der Praxis datenschutzrechtliche Anforderungen einen Institutswechsel. So wurde, wie bei den meisten akademischen Studien in der Bundesrepublik üblich, auch den in PASS (Panel „Arbeitsmarkt und Soziale Sicherung“) zu befragenden Haushalten in einem vorab versandten Merkblatt zum Datenschutz zugesagt, dass Name und Anschrift der Befragten nicht an Dritte weitergegeben werden. Um nicht gegen diese Zusage zu verstoßen, war es geboten, alle teilnehmenden Haushalte über den anstehenden Institutswechsel zu informieren und diesen eine explizite, für sie kostenlose, Widerspruchsmöglichkeit gegen die Weitergabe ihrer Daten an das neue Erhebungsinstitut einzuräumen. Diesbezüglich werden

## *Abstract*

Ongoing longitudinal surveys seldom switch fieldwork agencies between waves. The possible effects of such a change are difficult to estimate in advance and have, until now, rarely been explored. In addition, data privacy statements hamper the switch between fieldwork agencies in practice. As in most other academic surveys in Germany, the households to be surveyed in PASS (Panel Study “Labour Market and Social Security”) were assured in advance in writing that their name and address data would not be passed on to third parties. To comply with this data privacy statement, the PASS survey needed to inform all the participating households of the upcoming change in fieldwork agency and to give them the opportunity to explicitly object to the transfer of their address data. This article reports the effects of this notification, which may be of relevance for other panel studies in future. Moreover, it attempts to quantify the costs relating to a change of fieldwork agency in

im Folgenden Vorgehensweise und Erfahrungen beschrieben, die unter Umständen auch für andere Panelstudien bei zukünftigen Institutswechseln von Relevanz sein könnten. Dabei werden insbesondere Ausmaß und Struktur der Panelausfälle durch Widerspruch gegen eine Adressweitergabe näher untersucht.

terms of magnitude and selectivity of the panel attrition arising in particular from the objection to the transfer of address data.

## 1 Einleitung<sup>1</sup>

Mit dem Panel „Arbeitsmarkt und Soziale Sicherung“ (PASS) hat das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) in den letzten Jahren einen neuen Datensatz für die Arbeitsmarkt-, Sozialstaats- und Armutsforschung in Deutschland aufgebaut. Die Studie ist Teil der gesetzlichen Wirkungsforschung des IAB nach § 55 Sozialgesetzbuch Zweites Buch (SGB II) und wird entsprechend aus dem Bundeshaushalt (Bundesministerium für Arbeit und Soziales, BMAS) finanziert. Die ersten drei Wellen der Befragung wurden in den Jahren 2006/07, 2007/08 und 2008/09 gemeinsam mit dem Erhebungsinstitut TNS Infratest Sozialforschung (München) durchgeführt. Im Jahr 2009 wurde zwischen dem IAB und dem BMAS vereinbart, PASS zunächst mit drei weiteren Wellen (4–6) in den Jahren 2010, 2011 und 2012 fortzuführen. Im Rahmen des Ausschreibungs- und Vergabeverfahrens für die Wellen 4–6 hat mit infas Sozialforschung (Bonn) ein neues Erhebungsinstitut den Auftrag erhalten, die Feldarbeit sowie die Datenaufbereitung für das laufende Panel zu übernehmen.

Zur Fortführung des Panels wurde daher die Weitergabe von Adress- und Befragungsdaten vom bisherigen an das neue Erhebungsinstitut notwendig. In den Wellen 1–3 war jedoch allen erstmals zu befragenden Haushalten ein Merkblatt zum Datenschutz, zusammen mit einem Ankündigungsschreiben, zugestellt worden. Darin wurde unter anderem zugesichert, dass Name und Anschrift nicht an Dritte (außer den namentlich genannten Instituten) weitergegeben werden. Aufgrund dieser Zusage war es geboten, alle teilnehmenden Haushalte über den anstehenden Institutswechsel vorab zu informieren und eine Widerspruchsmöglichkeit gegen die Weitergabe ihrer Adressdaten einzuräumen. Auch andere wissenschaft-

1 Für wertvolle Hinweise und Verbesserungsvorschläge zu früheren Versionen dieses Textes danke ich zwei anonymen Gutachtern, Mark Trappmann, Stefanie Gundert, Frauke Kreuter sowie den Herausgebern der MDA. Für das Korrekturlesen des Textes danke ich Beatrix Hillen.

liche Panelstudien in Deutschland haben in der Vergangenheit ihren Befragten fast wortgleiche Zusagen gemacht und würden sich, so denn die Absicht bzw. Notwendigkeit zu einem Institutswechsel bestünde, in einer ähnlichen Ausgangslage befinden.<sup>2</sup>

Da Wechsel des Erhebungsinstituts zwischen zwei Wellen einer laufenden Panelstudie sehr selten und zudem kaum dokumentiert sind (vgl. Schnell 2004: 1-3, 17), bietet der vorliegende Beitrag einen Erfahrungsbericht zu einem wichtigen Teilaspekt eines Institutswechsels: dem Ausmaß und Struktur der Panelausfälle durch Widerspruch gegen eine Adressweitergabe. Gerade in einer Panelstudie stellt der durch ein solches Widerspruchsverfahren verursachte Verlust von bereits mehrfach befragten Beobachtungseinheiten einen nicht zu vernachlässigenden Kostenaspekt dar, und ist daher bei geplanten Institutswechseln in das Kalkül mit einzubeziehen. Hierbei sind sowohl die Reduktion des (effektiven) Stichprobenumfangs als auch mögliche Stichprobenverzerrungen durch systematischen Ausfall zu berücksichtigen. Inhaltlich knüpft der vorliegende Beitrag eng an die Literatur zur wiederholten Teilnahme bzw. Panelausfall bei Haushaltsbefragungen an (z. B. Watson/Wooden 2009; Groves/Couper 1998; Schnell 1997), untersucht diesbezüglich aber einen Sonderfall mit eigenen Mechanismen.

Die Arbeit ist hierzu wie folgt aufgebaut: Nach einem kurzen Abschnitt (2) mit relevanten Hintergrundinformationen zum IAB-Haushaltspanel PASS, wird in Abschnitt (3) näher auf die Konzeption und die praktische Durchführung des Widerspruchsverfahrens eingegangen. In den darauf folgenden Abschnitten (4) und (5) wird beschrieben, wie viele Haushalte der Weitergabe ihrer Adressdaten widersprochen haben und im Rahmen eines multivariaten Modells empirisch näher untersucht, mit welchen Faktoren der Ausfall durch Widerspruch zusammenhängt. Abschnitt (6) schließt mit einigen Bemerkungen zu weiteren, mit einem Institutswechsel verbundenen, Kostenaspekten.

2 Siehe bspw. die Erklärung zum Datenschutz der Mitgliedsinstitute des ADM (Arbeitskreis Deutscher Markt- und Sozialforschungsinstitute e. V.) unter [http://www.adm-ev.de/fileadmin/user\\_upload/PDFS/Merkblatt.pdf](http://www.adm-ev.de/fileadmin/user_upload/PDFS/Merkblatt.pdf) (3.4.2011).

## 2 Das IAB-Haushaltspanel: Panel „Arbeitsmarkt und Soziale Sicherung“ (PASS)

Ziel des PASS ist die Schaffung einer Längsschnitt-Datenbasis für die ökonomische und soziologische SGB-II-Forschung.<sup>3</sup> Im Fokus stehen dabei die Untersuchung der Dynamik des Bezugs von Arbeitslosengeld II (ALGII) und die Erforschung der Konsequenzen des Transferleistungsbezuges für die materielle und soziale Lage der betroffenen Haushalte. Dazu wurden in der ersten Welle mehr als 12.000 Haushalte befragt, die je zur Hälfte aus einer Stichprobe von SGB-II-Leistungsempfängern und einer Bevölkerungsstichprobe mit überproportionaler Berücksichtigung einkommensschwächerer Haushalte stammen. Um Neuzugänge zur Population der SGB-II-Leistungsempfänger mit einzubeziehen, wurde die Welle 1 Prozessdatenstichprobe in den Wellen 2 und 3 mit zusätzlichen Stichproben („Zugangsstichproben“) von jeweils etwa 1.000 Haushalten, die erstmals Leistungen nach SGB II erhalten, ergänzt.<sup>4</sup>

## 3 Widerspruchsverfahren: Konzeption und praktische Durchführung

In Abstimmung mit der Datenschutzbeauftragten des IAB wurde ein Anschreiben zur Ankündigung des Institutswechsels entwickelt (für Textauszüge siehe Anhang 1) und vom IAB Anfang November 2009 an alle betroffenen Haushalte versendet.<sup>5</sup> Jedem Anschreiben lag ein an die Projektleitung des PASS voradressierter und freigemachter Rückumschlag bei, den die Haushalte verwenden konnten, um ihren schriftlichen Widerspruch kostenfrei zurückzusenden. Es wurde dabei eine Frist von ungefähr 6 Wochen eingeräumt, wobei Widersprüche, die erst nach Ablauf dieser Frist und vor Feldstart Mitte Februar 2010 am IAB eingingen, trotzdem noch berücksichtigt wurden. Grundsätzlich galt, dass Adressen von Haushalten, die ihren Widerspruch geltend gemacht hatten, nicht an das neue Erhebungs-

3 Nähere Informationen zum Studiendesign, dem Frageprogramm und der Datenstruktur des PASS sind zu finden in Rudolph und Trappmann 2007; Achatz et al. 2007; Trappmann et al. 2009; Christoph et al. 2008; Gebhardt et al. 2009.

4 Der Scientific Use File (SUF), Fragebogen, weitere Arbeitshilfen sowie die Methoden- und Feldberichte von TNS Infratest (Büngeler et al. 2010, 2009; Hartmann et al. 2008), sind über das Forschungsdatenzentrum (FDZ) der Bundesagentur für Arbeit (BA) erhältlich (<http://fdz.iab.de/>).

5 Haushalte der Welle 4 Zugangsstichprobe, die durch das neue Erhebungsinstitut erstmalig zu befragen waren, betraf dieses Verfahren nicht, da in diesen Fällen keine Weitergabe von Adressdaten von einem Erhebungsinstitut an ein anderes stattfand.

institut weitergegeben wurden. Analog wurde mit Haushalten verfahren, bei denen aufgrund unzustellbarer Anschreiben davon ausgegangen werden musste, dass sie die Information über den anstehenden Institutswechsel und die damit verbundene Weitergabe ihrer Adresse nicht erreicht hatte.

Um den Ausfall durch unzustellbare Anschreiben so gering wie möglich zu halten, wurden im Rahmen des Versands sämtliche Briefkuverts mit dem Aufdruck „Wenn unzustellbar, zurück! Bei Umzug mit neuer Anschrift zurück!“ versehen. Hierdurch wurde zum einen sichergestellt, dass im Falle von Umzügen die Auskunft der Post zur Adressaktualisierung und zum erneuten Anschreiben verwendet werden konnte.<sup>6</sup> Gleichzeitig wurden auf diese Weise alle weiteren Haushalte identifiziert, bei denen das Anschreiben unzustellbar war. Um diese Haushalte aufzufinden und erneut anschreiben zu können, wurden (zum Teil mehrfach) Adressrecherchen sowohl über Register der Bundesagentur für Arbeit als auch über Einwohnermeldeämter vorgenommen.

## 4 Ergebnis

Insgesamt wurden 10.670 Haushalte angeschrieben, deren Adressdaten an das neue Erhebungsinstitut zur Fortführung der Studie übergeben werden sollten.<sup>7</sup> Diese Haushalte lassen sich in vier Typen untergliedern, die hinsichtlich Lokalisierbarkeit/Erreichbarkeit und Widerspruch im Folgenden getrennt betrachtet werden.

Der größte Teil der Ausgangsstichprobe besteht aus Panelhaushalten, die bereits in mindestens einer der Vorwellen teilgenommen hatten und auch in Welle 3 wieder erfolgreich interviewt wurden ( $n=8.068$ ). Darüber hinaus gibt es eine kleinere Anzahl von Panelhaushalten, die zuletzt in Welle 2 teilgenommen hatten, in Welle 3 jedoch nicht erfolgreich interviewt wurden ( $n=1.004$ ). Diese Haushalte werden mit Blick auf die Folgewelle als „temporäre“ Ausfälle gewertet, da angestrebt wurde, sie in Welle 4 erneut zu interviewen. Die Gruppe der in Welle 3 erstmalig Befragten ( $n=1.306$ ) besteht zum einen aus 1.150 Haushalten der Welle-3-Zugangsstichprobe von SGB-II-Leistungsempfängern (vgl. Rudolph/Trappmann 2007), zum anderen aus 156 Split-Haushalten, die sich zuvor von bestehen-

6 Dies war allerdings grundsätzlich nur in solchen Fällen möglich, bei denen ein Nachsendeauftrag vorlag.

7 Ausgangspunkt für das Widerspruchsverfahren war die Bruttostichprobe der vierten Welle, d. h. alle Haushalte, die nach zuvor festgelegten Regeln nach Abschluss der Welle 3 Feldarbeit im Panel verbleiben. Dies waren im Wesentlichen alle Haushalte, die in Welle 3 teilgenommen haben bzw. die in Welle 3 nicht teilgenommen haben, bei denen aber durch die Nichtteilnahme keine Befragungslücke von mehr als einem Jahr entstand. Zusätzlich galt, dass Haushalte, die in Welle 3 am Ende des Interviews erklärt hatten, dass sie in Zukunft nicht wieder teilnehmen möchten oder die auf Basis der Kontaktdaten als „harte“ Verweigerer eingestuft wurden, aus der Bruttostichprobe der vierten Welle entfernt wurden.

den Panelhaushalten abgespalten hatten und in Welle 3 erstmalig befragt wurden.<sup>8</sup> Des Weiteren gibt es noch eine kleine Anzahl von Split-Haushalten (n=292), die sich im Laufe der Welle-3-Feldarbeit von Bestandshaushalten abgespalten hatten, jedoch nicht mehr interviewt werden konnten, und daher in Welle 4 vom neuen Institut erstmalig zu befragen waren.

Tabelle 1 Ergebnis Widerspruchsverfahren

	Anzahl	Adresse unbekannt, Anschreiben unzustellbar (jemale in Recherche)	Widerspruch
		%	%
W1/W2 Panelhaushalte, mit Interview in W3	8068	0,31 (4,04)	9,42
W1/W2 Panelhaushalte, (temporärer) Ausfall in W3	1004	1,79 (13,55)	10,96
W3 Erstbefragte (Zugangsstichprobe, W2/W3 Split-Haushalte)	1306	1,45 (13,09)	5,82
Split-Haushalte, in W4 erstmals zu befragen	292	22,95 (57,88)	7,19
Summe	10670	1,21 (7,52)	9,06

Tabelle 1 zeigt, dass von den Haushalten, die im Rahmen des Verfahrens anzuschreiben waren, insgesamt etwa 10 % für Welle 4ff. verloren wurden. Dabei lassen sich zwei Stufen des Ausfalls unterscheiden: Nichterreichbarkeit und Widerspruch.<sup>9</sup> Etwas mehr als 1 % der Haushalte konnte, trotz aller Recherchebemühungen, nicht erfolgreich angeschrieben werden, da die aktuell gültige Adresse nicht zu ermitteln bzw. das Anschreiben aus anderen Gründen unzustellbar war. Rund 9 % der Haushalte haben einer Weitergabe ihrer Daten bzw. dem Institutswechsel explizit widersprochen. Mit Blick auf die Lokalisierbarkeit/Erreichbarkeit ist lediglich die Gruppe der Split-Haushalte auffallend. In den meisten dieser Fälle musste als Ausgangspunkt für die Recherche auf die Anschrift des jeweiligen Ursprungshaushalts zurückgegriffen werden, mit entsprechenden Konsequenzen für den Anschreibenversand und Rechercheerfolg.

8 Das Nachverfolgungskonzept von PASS sieht vor, dass im Falle eines Auszugs aus einem Befragungshaushalt beide Haushalte weiterverfolgt werden. Der neue Haushalt ausgezogener Personen wird dabei als Split-Haushalt bezeichnet.

9 In einigen wenigen Fällen (insgesamt 0,16 %) wurde zudem keine Adresse an das neue Erhebungsinstitut übermittelt, da diese Haushalte inzwischen ins Ausland verzogen bzw. verstorben waren und damit nicht mehr zur Grundgesamtheit zählen.

Mit insgesamt 9 von 10 Prozentpunkten macht der Ausfall durch Widerspruch allerdings eindeutig den Hauptteil des Gesamtausfalls aus. Auch hier zeigen sich Unterschiede zwischen den Haushaltstypen, z. B. eine relativ geringe Widerspruchsrate bei Welle-3-Erstbefragten. Bei der Interpretation der in Tabelle 1 dargestellten Widerspruchsdaten, und den sich daraus ergebenden Differenzen zwischen den einzelnen Haushaltstypen, muss allerdings stets berücksichtigt werden, dass diese Gruppen sehr unterschiedlich zusammengesetzt sind.<sup>10</sup> Nicht zuletzt um diese Unterschiede zu kontrollieren, vor allem aber um mögliche Ausfallursachen (bzw. Korrelate) zu identifizieren, wird ein multivariates Modell für Ausfall durch Widerspruch notwendig.

## 5 Ausfallanalysen

Der hier untersuchte Ausfall von Befragungshaushalten kann als ein Sonderfall der „üblichen“, durch Nichtteilnahme an einer weiteren regulären Befragungswelle verursachten, Panelmortalität betrachtet werden. Die nachfolgenden empirischen Analysen orientieren sich daher grundsätzlich an den entsprechenden Untersuchungen zum Panelausfall in Längsschnittstudien, wie beispielsweise dem SOEP, SHP, BHPS, HILDA, und den in diesen Studien gängigen Spezifikationen der multivariaten Ausfallmodelle (vgl. Kroh 2010; Lipps 2007; Uhrig 2008; Watson/Wooden 2009). Mit Blick auf den deskriptiven Charakter des Praxisberichts und der gebotenen Kürze wird hier darauf verzichtet, die einzelnen Theorien zur (wiederholten) Teilnahme an Befragungen ausführlich zu diskutieren.<sup>11</sup> Es werden jedoch theoretisch begründete Überlegungen zu *jenen* Faktoren skizziert, die für das Teilnahmeverhalten der Befragten im vorliegenden Kontext *von besonderer Relevanz* sein dürften.

Dabei ist zunächst noch einmal hervorzuheben, dass der Regelfall nicht etwa der Widerspruch, sondern keinerlei Reaktion auf das Anschreiben ist (>90 %). Dieses Verhalten ist im Rahmen von Rational-Choice Theorien erklärbar (vgl. Schnell

10 So besteht beispielsweise die Gruppe der in Welle 3 Erstbefragten fast ausschließlich aus Haushalten der Welle-3-Zugangsstichprobe von SGB-II-Leistungsempfängern. Die Gruppe der Panelhaushalte hingegen besteht knapp zur Hälfte auch aus Haushalten der Stichprobe der Allgemeinbevölkerung. Daraus resultieren Unterschiede in der Merkmalszusammensetzung und möglicherweise im Teilnahmeverhalten.

11 An dieser Stelle sei verwiesen auf Groves et al. 2004; Lepkowski und Couper 2002; Groves, Singer und Corning 2000; Groves und Couper 1998; Schnell 1997; Stoop 2005; Koch und Porst 1998; mit speziellem Fokus auf Populationen im Bereich Niedrigeinkommen und staatlicher Transferleistungen: Ver Ploeg et al. 2002. Aktuelle Zusammenfassungen der empirischen Literatur zum Teilnahmeverhalten finden sich u. a. bei Uhrig 2008; Watson und Wooden 2009.

1997; Esser 1986). Im Kern gehen diese davon aus, dass die Entscheidung für eine Teilnahme bzw. einen Widerspruch als Ergebnis rationalen Handelns zu verstehen ist, bei dem Kosten- und Nutzenaspekte situationsabhängig gegeneinander abgewogen werden. Bei der überwiegenden Zahl der Fälle ist dabei davon auszugehen, dass im Vorhinein keine feste Präferenz – weder für noch gegen eine Teilnahme bzw. Widerspruch – besteht, sondern grundsätzlich eher „Indifferenz“ vorherrscht (vgl. Esser 1986: 44). Das heißt, für die meisten Befragten liegen Kosten und Nutzen eines solchen Widerspruchsverfahrens, auf insgesamt niedrigem Niveau, dicht beieinander. Bereits relativ periphere Kostenaspekte, wie zum Beispiel das Rücksenden eines voradressierten und frankierten Umschlages, sind dann bei vielen ausschlaggebend für die Entscheidung (vgl. Esser 1986: 41). Da die Nichtteilnahme am Widerspruchsverfahren jedoch die weitere Befragung durch ein neues Institut ermöglicht, und damit potentiell den Verbleib im Panel bedeutet, kehren sich die Verhältnisse hier in einer für die Studie günstigen Weise um.

Gleichzeitig ist es allerdings so, dass die Kosten oder „Belastungen“ (vgl. Schnell 1997: 166) eines Institutswechsels mit Adressweitergabe durch ein Anschreiben mit Betonung von Datenschutzaspekten noch einmal explizit gemacht und in der subjektiven Wahrnehmung der Befragten unter Umständen verstärkt werden (vgl. Singer et al. 1993: 466). Gerade Personengruppen, bei denen ohnehin gewisse Befürchtungen über die Verwendung der weitergegebenen Daten durch Dritte oder über eine mögliche Verletzung der Privatsphäre vorherrschen (vgl. Schräpler 2004: 121, 123), dürften sich hier in besonderem Maße angesprochen fühlen; mit dem Ergebnis, dass oftmals widersprochen wird (vgl. Singer et al. 1993; Singer et al. 1992). Ein ähnliches Kalkül könnte auch solche Subgruppen bewegen, die vielleicht keine konkreten Datenschutzbedenken oder sonstige Befürchtungen im Rahmen des Institutswechsels haben, die jedoch einer weiteren Teilnahme zuletzt ablehnend gegenüberstanden. Dies könnten zum einen die Haushalte sein, die bereits in der Welle unmittelbar vor dem Institutswechsel die Teilnahme verweigert hatten, wie z. B. ein Teil der temporären Ausfälle. Zum anderen aber auch solche Haushalte, die zwar in der vorangehenden Befragungswelle noch einmal teilgenommen hatten, dies aber vielleicht mit insgesamt eher geringer Motivation.<sup>12</sup> Das erneute Hervorheben der Kosten einer Teilnahme, ohne die Gelegenheit, beispielsweise über

12 Geringe Motivation bei gleichzeitiger Teilnahme kann sich u. U. widerspiegeln in *fehlenden Angaben* (item-nonresponse), insbesondere bei schwierigen oder sensiblen Fragen, wie bspw. zum Einkommen (vgl. Loosveldt et al. 2002; Schräpler 2004), oder im *partiellen Ausfall* einer Befragungseinheit (partial unit-nonresponse), wie bspw. fehlenden Personeninterviews im Rahmen einer Befragung des gesamten Haushalts (vgl. Watson/Wooden 2009: 173; „part-respondering households“), und zudem prädiaktiv für die Nichtteilnahme in der Folgewelle sein (Ibid.).

Interviewer Einfluss auf die Entscheidung der Befragten nehmen zu können, könnte hier überproportional häufig Widerspruch hervorrufen.

Neben Erklärungsansätzen, die auf Kosten-Nutzen-Abwägungen der Befragten basieren, spielen sicherlich auch die kognitiven Aspekte dieses Verfahrens als mögliche Erklärung für das Teilnahmeverhalten eine Rolle (d. h. das Verstehen des Anschreibens, der Abruf relevanter Informationen, die Urteilsbildung, die kurze schriftliche Rückantwort; vgl. Tourangeau 1984; Tourangeau et al. 2000). So ist aus der Literatur zu postalischen Befragungen bekannt, dass die Teilnahme, neben elementaren Lese- und Schreibfähigkeiten, eine gewisse Vertrautheit mit schriftlich-postalischer Kommunikation erfordert, so dass typischerweise mit einer „Selbstselektierung“ von Personen mit höherem Bildungsniveau zu rechnen ist (Schnell/Hill/Esser 2005: 359; Schnell 1997: 205) bzw. mit überproportionalem Ausfall gering Gebildeter (Lynn 2008: 41; Schnell 2002: 151; Dillman 1983: 369). Es wäre daher zu erwarten, dass sich diese für schriftliche Befragungen typischen Gegebenheiten auch hier zeigen. Allerdings mit umgekehrten Vorzeichen: Weniger Gebildete, oder auch Befragte mit schlechten Deutschkenntnissen, dürften tendenziell seltener widersprechen und damit für das Panel erhalten bleiben.

Um diesen Überlegungen und Hypothesen empirisch nachzugehen, wird ein multivariates Modell für Widerspruch gegeben Erreichbarkeit geschätzt.<sup>13</sup> Da, mit Ausnahme von Bildung, keine direkten Messungen der diskutierten Konstrukte vorliegen, wird eine Reihe von Proxyvariablen definiert: eine Indikatorvariable, die angibt, ob Befragte es in der Vergangenheit abgelehnt haben, ihre Befragungsdaten mit administrativen Daten der Bundesagentur für Arbeit verknüpfen zu lassen, sowie eine Indikatorvariable für fehlende Einkommensangaben im letzten Interview, als Proxyvariable für konkrete Datenschutzbedenken und/oder Befürchtungen über mögliche Verletzungen der Privatsphäre. Darüber hinaus wird die Anzahl der realisierten bzw. der *fehlenden* Personeninterviews innerhalb eines Haushalts in der Vorwelle als Proxy für geringe Teilnahmemotivation und möglichen Prädiktor für einen Ausfall in der Folgewelle aufgenommen. Für die oben angesprochenen Haushalte, die bereits in der letzten Welle beim bisherigen Institut schon nicht mehr teilgenommen hatten (temporäre Ausfälle), wird zusätzlich eine Variable generiert, die anzeigt, ob dies aufgrund einer Verweigerung oder aus

13 Es sind verschiedene Modell-Spezifikationen geschätzt worden, die auf Anfrage gerne zur Verfügung gestellt werden. Da sich die zentralen Ergebnisse insgesamt jedoch robust gegenüber Änderungen der Spezifikation zeigten, soll im Folgenden nur eines der Modelle vorgestellt und diskutiert werden.

anderen Gründen, z. B. weil nicht erfolgreich kontaktiert, geschah.<sup>14</sup> Darüber hinaus liegen Variablen vor, die die Einschätzungen der Interviewer zum Interesse der Befragten an der Studie bzw. deren generelles Frageverständnis messen. Erstere dient als weitere Proxyvariable für Teilnahmemotivation. Letztere ist wohl eher den Variablen zuzurechnen, die mit kognitiven Fähigkeiten der Befragten korrelieren, wie auch etwa eine Reihe von Indikatoren für den höchsten Bildungsabschluss.

Tabelle A1 zeigt eine Übersicht aller im Modell berücksichtigten unabhängigen Variablen. Neben den bereits beschriebenen, die zumeist die letzte Interviewsituation bzw. die Befragungsgeschichte charakterisieren, ist es im Wesentlichen ein Vektor mit sozio-demografischen Merkmalen der Befragten, sowie Eigenschaften des Studiendesigns. Auch wenn die genaue Variablenauswahl je nach Untersuchung und Survey variiert (vgl. Kroh 2010; Lipps 2007; Uhrig 2008; Watson/Wooden 2009), gehören dazu üblicherweise: Geschlecht, Alter, Angaben zum Familienstand und zu Kindern, bzw. zur Haushaltsgröße und -zusammensetzung, Herkunft und Sprache, Erwerbsstatus, Gesundheitszustand sowie auch Eigenschaften des Wohnortes (Einwohnerzahl, Stadt/Land, Region).<sup>15</sup> Diese sollen auch hier zum einen als Kontrollvariablen bei der Analyse anderer interessierender Einflussgrößen dienen. Zum anderen können diese sozio-demografischen Merkmale aber auch erste Hinweise auf den systematischen Ausfall bestimmter Subgruppen geben.<sup>16</sup> Neben Merkmalen der Befragten gehen zudem Indikatoren für Merkmale des spezifischen Studiendesigns in die Schätzung ein. Beispielsweise wird berücksichtigt, aus welcher Teilstichprobe ein Haushalt stammt (SBG II-Leistungsempfänger oder Allgemeinbevölkerung), in welchem Modus die letzte Befragung stattfand (CATI/CAPI), die Zugehörigkeit zum PASS-Fremdsprachenfeld als Proxy für Deutschkenntnisse der Befragten.

14 Es wäre interessant gewesen, innerhalb der Verweigerungen verschiedene Verweigerungsgründe zu differenzieren, wie z. B. Datenschutzbedenken. Allerdings wurden gerade diese Fälle, wie auch in früheren Wellen üblich, nach Abschluss der Welle 3 Feldarbeit als „harte Verweigerer“ eingestuft und unmittelbar aus der Stichprobe entfernt. Somit sind diese Fälle für weitere Analysen nicht verfügbar.

15 Sozio-demografische Merkmale der Befragten stellen lediglich Korrelate von Nonresponse bzw. Panelmortalität dar und keine tatsächliche („kausale“) Erklärung der Ausfälle (z. B. Groves/Couper 1998; Schnell 1997; Koch 1997). Sie können eher als „Globalvariablen“ verstanden werden, die relativ schwach mit dem Teilnahmeverhalten zusammenhängen, und „deren einzelne Ausprägungen über eine Vielzahl verschiedener Mechanismen mit einer Vielzahl von Phänomenen gekoppelt sind“ (Schnell 1997: 199).

16 Ob und in welchem Maße solche „selektiven Ausfälle“ für empirische Analysen relevant sind, hängt stets von der jeweiligen inhaltlichen Fragestellung ab (vgl. Schnell 1997: 214ff.). Da sozio-demografische Merkmale der Befragten häufig im Rahmen von „post-survey adjustments“ (wie z. B. „propensity score weighting“) verwendet werden, handelt es sich jedoch um einen wichtigen Variablenvektor (vgl. Watson/Wooden 2009: 164). Zudem kann eine Berücksichtigung dieser Variablen im Ausfallmodell auch erste Hinweise über das Niveau des zu erwartenden Ausfalls in Studien mit anderer Stichprobenzusammensetzung liefern, würde bei diesen ein ähnliches Verfahren durchgeführt.

Tabelle 2 Probit-Modell für Widerspruch gegeben Erreichbarkeit

	$\partial p/\partial x_i$	z
Haushaltstyp		
W1/W2 Panelhaushalte mit W3 Interview, <i>Referenzkategorie</i>		---
W1/W2 Panelhaushalte, (temporärer) Ausfall in W3		
Nicht-Kontaktierte	0,025	(0,93)
Verweigerer	0,066***	(3,15)
Nicht-Interviewte, Sonstige	0,025*	(1,72)
W3 Erstbefragte	0,006	(0,56)
Letztes Interview		
Zuspieldbereitschaft verweigert	0,048***	(3,63)
Einkommensangabe fehlend	0,009	(0,43)
Anz. fehlender P-Int./HH	0,002	(0,73)
Anz. real. P-Int./HH	0,002	(0,45)
Interviewereinschätzung: Interesse	-0,001	(0,21)
Interviewereinschätzung: Frageverständnis	0,001	(0,21)
Merkmale der Befragten		
Ausbildungsabschluss		
Schüler, ohne Abschluss	-0,008	(0,55)
Volks-/Hauptschule	-0,002	(0,25)
Mittlere Reife/Realschule, <i>Referenzkategorie</i>		---
Fach-/Hochschulreife	0,010	(1,10)
Sonstiges	-0,018	(0,68)
Alter in Jahren		
15 bis 24	-0,054***	(6,23)
25 bis 34	-0,035***	(4,36)
35 bis 44, <i>Referenzkategorie</i>		---
45 bis 54	0,024***	(2,75)
55 bis 64	0,028**	(2,36)
65+	0,056***	(3,85)
Männlich	-0,015**	(2,67)
Migrationshintergrund	-0,007	(1,06)
Familienstand		
Ledig	-0,006	(0,82)
Verheiratet, <i>Referenzkategorie</i>		---
Geschieden/Getrennt	-0,037***	(5,93)
Verwitwet	-0,018	(1,50)
Kind unter 4 Jahren im HH	-0,018*	(1,87)
Erwerbstatus		
Nichterwerbspersonen	0,008	(0,83)
Arbeitslos, <i>Referenzkategorie</i>		---
Erwerbstätig, 1-34 Std./W.	0,014	(1,30)
Erwerbstätig, 35-49 Std./W.	-0,004	(0,45)
Erwerbstätig, 50+ Std./W.	-0,018	(1,43)
Schwere gesundheitl. Einschr.	-0,004	(0,57)
Ortsgrößenklasse		
500.000 +, <i>Referenzkategorie</i>		---
100.000 bis unter 500.000	0,004	(0,53)
50.000 bis unter 100.000	-0,000	(0,02)
20.000 bis unter 50.000	0,004	(0,40)
unter 20.000	0,010	(0,86)
Neue Bundesländer	0,021***	(2,59)
Merkmale des Studiendesigns		
Leistungsempfängerstichprobe	-0,042***	(6,71)
CAPI Modus	-0,004	(0,58)
Fremdsprachenfeld	-0,037***	(2,81)
McFadden Pseudo R <sup>2</sup>		0,054
N		10,243

\*0,10 ≥ p > 0,05; \*\*0,05 ≥ p > 0,01; \*\*\*0,01 ≥ p

Die Schätzung der Standardfehler berücksichtigt das komplexe, mehrstufige Ziehungsdesign. Die durchschnittlichen marginalen Effekte bzw. diskreten Änderungen wurden mit dem STATA *ado* *margeff* berechnet.

Das Modell enthält zusätzliche Indikatorvariablen für WN/KA Werte („item-missings“) bei Interviewereinschätzungen, Zuspieldbereitschaft, Migrationshintergrund, Familienstand, Erwerbstatus und gesundheitl. Einschränkung. Keiner der Koeffizienten hiervon war statistisch signifikant und, da ohne inhaltliche Interpretation, in Tabelle 2 nicht dargestellt.

Tabelle 2 zeigt Ergebnisse eines Probit-Modells für Widerspruch, gegeben Erreichbarkeit, mit den gerade beschriebenen unabhängigen Variablen. Dargestellt ist jeweils der durchschnittliche marginale Effekt bzw. die diskrete Änderung (z. B. Cameron/Trivedi 2005: 122, 467), das heißt, der über alle Beobachtungen gemittelte Effekt eines Inkrementes der jeweiligen x-Variablen auf die Wahrscheinlichkeit eines Widerspruchs gegen die Adressweitergabe. Dies hat im Vergleich zur Darstellung von Probit-Koeffizienten unter anderem den Vorteil, dass nicht nur Signifikanz und Vorzeichen, sondern auch die Größenordnung der (durchschnittlichen) Effekte, ähnlich zu linearen Regressionsmodellen, direkt interpretierbar ist.<sup>17</sup>

Hierbei zeigt sich, dass unter Kontrolle des gewählten Variablenvektors insbesondere die Haushalte, die bereits in der letzten Welle (d. h. unmittelbar vor dem Institutswechsel) verweigert hatten, eine gegenüber der Referenzkategorie statistisch signifikante und auch in der Größenordnung deutlich höhere Widerspruchsrate aufweisen (ca. 7 Prozentpunkte). Des Weiteren zeigt der Koeffizient der Proxyvariable für mögliche Datenschutzbedenken den erwarteten Zusammenhang. Wurde in der Vergangenheit der Bitte um Erlaubnis, auf individueller Ebene Surveyangaben mit administrativen Daten verknüpfen zu dürfen, nicht zugestimmt, so wird auch einer Weitergabe von Adressdaten häufiger (5 Prozentpunkte) widersprochen. Von den weiteren, zu Beginn als möglicherweise wichtig eingestuften Faktoren, zeigt keiner einen statistisch signifikanten Einfluss. Weder fehlende Angaben bei einem sensiblen Merkmal wie Einkommen, noch fehlende Personeninterviews innerhalb von Haushalten, sind hier prädiktiv für die Wahrscheinlichkeit, einer Adressweitergabe zu widersprechen.

Ähnliches gilt auch für die Interviewereinschätzungen zum Interesse der Befragten am Thema bzw. deren Frageverständnis und überraschenderweise auch für das Ausbildungsniveau. Hier gab es, gerade im Vergleich zu den meisten anderen sozio-demografischen Merkmalen von Befragten, im Vorhinein relativ klare Erwartungen. Man könnte unterstellen, dass dies an der Inklusion einer ganzen Reihe von mit Bildung stark korrelierter Variablen liegt. Dem ist jedoch nicht so. In einer bivariaten Analyse, das heißt in einem Probit-Modell, das außer (einer Konstanten und) den Indikatoren für Ausbildung, bei gleicher Referenzkategorie, keine weiteren Kovariate enthält, ist kein einziger der Ausbildungskoeffizienten signifikant unterschiedlich von Null (5 %-Niveau). Auch ein F-Test für joint-significance zeigt, dass Unterschiede im Ausbildungsniveau keine Rolle spielen ( $F=1,36$ ;  $p=0,239$ ).

Bei den weiteren sozio-demografischen Merkmalen der Befragten fällt vor allem ein stark signifikanter, fast linearer Alterseffekt ins Auge. Jüngere widersprechen deutlich seltener als Ältere, die Differenz zwischen der Gruppe der Jüngsten

und der Ältesten beträgt im Durchschnitt mehr als 10 Prozentpunkte. Aber auch Einflüsse von Geschlecht (männliche Haushaltsvorstände widersprechen seltener als weibliche) und Familienstand (Geschiedene/getrennt Lebende seltener als Verheiratete) sind nachweisbar. Wie zuvor bereits erwähnt, sind dies sozio-demografische Korrelate des Ausfalls und keine substanziellen Erklärungen. Darüber, welche (Mischungen von) Mechanismen genau es sind, die beispielsweise den beobachteten starken Alterseffekt entstehen lassen, lässt sich lediglich spekulieren. Eine mögliche Interpretation wäre, dass Ältere unter Umständen eine stärker ausgeprägte Präferenz für Stabilität und Kontinuität haben und der Veränderung des Erhebungsinstituts und des gewohnten Interviewers eine subjektiv höhere Bedeutsamkeit beimessen.<sup>18</sup> In Bezug auf die seltener auftretenden Widersprüche von Jüngeren könnte vermutet werden, dass Jüngere sich im Gebrauch schriftlicher Medien von Älteren dahingehend unterscheiden, dass ein „Brief“ und eine Antwort darauf (im Vergleich zu E-Mail, Internet, (Mobil-)Telefon) eine weniger gewohnte und akzeptierte Kommunikationsform ist.

Mit Ausnahme eines Indikators für Ost/West (Ostdeutsche widersprechen etwas häufiger als Westdeutsche) weist keines der sonst noch berücksichtigten sozio-demografischen Merkmale auf starke Selektionseffekte hin. Bemerkenswert ist insbesondere der unauffällige Befund bei den Erwerbsstatus-Variablen. Hier wäre, gerade mit Blick auf mögliche Opportunitätskosten, eine gewisse Selektivität zu erwarten gewesen. Die negativen Vorzeichen bei Erwerbstätigen mit 50 und mehr Arbeitsstunden pro Woche deuten in diese Richtung, erreichen in der vorliegenden Stichprobe aber keine Signifikanz. Ähnliches gilt für den Effekt kleiner Kinder im Haushalt. Auch eine von den Befragten in der vorangehenden Welle als „stark“ beschriebene gesundheitliche Einschränkung, scheint im Mittel weder Hemmnis noch Grund für einen Widerspruch zu sein.

Im Hinblick auf Merkmale des Studiendesigns zeigt sich, dass in der Teilstichprobe der SGB-II-Leistungsempfänger die Widerspruchsrate statistisch signifikant und in der Größenordnung deutlich geringer ist (4 Prozentpunkte) als bei Haushalten der Bevölkerungsstichprobe. Frühere Analysen zu Panelausfällen im PASS haben interessanterweise gezeigt, dass Haushalte aus der Leistungsempfängerstichprobe deutlich seltener wiederholt teilnehmen, gegeben dass sie erreicht wurden (z. B.: Büngeler et al. 2009). Im vorliegenden Zusammenhang kann somit eine „Umkehrung“ dieser Selektivität festgestellt werden. Diese für PASS beson-

18 Natürlich handelt es sich bei „Älteren“ oder „Jüngeren“ um Personengruppen innerhalb derer, selbst unter Kontrolle eines umfangreichen Variablenvektors, noch eine beträchtliche (unbeobachtete bzw. unbeobachtbare) Heterogenität vorliegt, die mit deren Teilnahmeverhalten in Zusammenhang steht. Daher treffen die hier angestellten Überlegungen bestenfalls im Mittel zu.

ders wichtige Personengruppe widerspricht also überproportional häufig *nicht* und verbleibt somit häufiger im Panel. Der Modus der letzten Befragung hat auf die Wahrscheinlichkeit, dass ein Haushalt Widerspruch einlegt, keinen Einfluss. Wurden allerdings Haushalte in der Vorwelle mit Hilfe einer der übersetzten Versionen des Instruments befragt, so zeigen diese, auch unter Kontrolle von Ausbildungsniveau, Migrationshintergrund und den anderen Kovariaten, eine im Mittel um 3,5 Prozentpunkte geringere Wahrscheinlichkeit, der Adressweitergabe zu widersprechen.

Insgesamt hat das Ausfallmodell, mit einem McFadden Pseudo- $R^2$  von 5,4 %, lediglich eine recht geringe Anpassungsgüte; auch eine Reihe von Alternativspezifikationen mit weiteren/anderen Kovariaten zeigte diesbezüglich vergleichbare Werte. Dies ist jedoch für diese Art von Analyse nicht untypisch (vgl. Lipps 2007: 67). Zudem war die Intention auch nicht, eine Modellspezifikation zu finden, die ein bestimmtes Kriterium für Anpassungsgüte maximiert (z. B. Pseudo- $R^2$  Varianten) oder minimiert (z. B. AIC, BIC). Im Gegenteil, die Vorgehensweise war bewusst explorativ gewählt, um auch „fehlende“ Einflüsse von Faktoren zu dokumentieren, die sich bei empirischen Untersuchungen zu Panelmortalität in anderen Zusammenhängen oftmals als wichtig erwiesen haben.<sup>19</sup>

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass zur Bestimmung des Widerspruchsverhaltens als theoretisch wichtig eingestufte Faktoren, insbesondere Datenschutzbedenken, auch empirisch relevant sind. Jedenfalls deuten die signifikanten Koeffizienten der dafür verwendeten Proxyvariablen stark darauf hin. Ein zunächst vermuteter „Bildungs-Bias“, mit weniger (mehr) Widersprüchen von gering (höher) Gebildeten, konnte hingegen nicht bestätigt werden. Auch mit Blick auf eine Reihe weiterer, üblicherweise in Ausfallmodellen berücksichtigter, soziodemografischer Merkmale wurden, mit Ausnahme eines starken Alterseffekts, insgesamt nur wenige signifikante Koeffizienten gefunden.

## 6 Schlussbemerkungen

Hauptanliegen dieses Beitrages war es, einen in der deutschen Surveypraxis seltenen Vorgang zu dokumentieren: den Wechsel des Erhebungsinstituts zwischen zwei Erhebungswellen einer großen wissenschaftlichen Panelstudie und dem damit

19 Die hier gewählte Spezifikation stellt insofern einen Kompromiss dar zwischen der Inklusion möglichst vieler theoretisch und empirisch relevanter Kovariate und der Vermeidung von Multikollinearitätsproblemen. Der Durchschnitt der Varianzinflationsfaktoren (VIF) über alle verwendeten Regressoren beträgt 1,37; der größte Wert beträgt 2,52.

verbundenen Widerspruchsverfahren zur Adressweitergabe. Die Notwendigkeit für solch ein Verfahren ergab sich aus einer datenschutzrechtlichen Zusage gegenüber den Befragten, dass von den im Merkblatt zum Datenschutz genannten Instituten keine Adresdaten an Dritte übermittelt werden.

Die Ergebnisse des Widerspruchsverfahrens müssen hinsichtlich ihrer Übertragbarkeit auf andere Studien stets entsprechend eingeordnet werden. Nicht nur werden sich Stichprobenzusammensetzung, Befragungsschwerpunkte und andere Aspekte des Surveydesigns von denen des PASS unterscheiden. Auch könnte der Zeitpunkt des Institutswechsels im „Lebenszyklus“ eines Panels eine wichtige Rolle spielen. Gerade durch die wiederholte Befragung durch das gleiche Institut und seine Interviewer werden Beziehungen (Vertrauen, soziales Kapital) zu den Befragten aufgebaut, die durch einen Institutswechsel kurzfristig beendet werden. Bei einem Wechsel in, beispielsweise, Welle 10 oder später, hätten die Ergebnisse daher anders ausfallen können.

Dies wirft generell die Frage nach Kosten und Nutzen von Institutswechseln auf. So betrachtet, hat der vorliegende Beitrag lediglich einen einzelnen, wenn auch wichtigen, Teilaspekt eines Institutswechsels in den Fokus genommen. Neben dem hier untersuchten Panelausfall im Rahmen des Widerspruchsverfahrens wäre bei einer grundsätzlichen Diskussion zur Optimalität von Wechselentscheidungen eine ganze Reihe von Methodeneffekten und finanzieller bzw. personeller Kostenaspekte zu berücksichtigen. Dies in systematischer und detaillierter Weise zu tun, geht jedoch über den Rahmen und die Zielsetzung des vorliegenden Beitrags deutlich hinaus. Einige grundsätzliche Überlegungen hierzu sollen nichtsdestotrotz vorgenommen werden.

In Bezug auf finanzielle bzw. personelle Kosten eines Wechsels ist festzuhalten, dass bei öffentlichen Auftraggebern die Vergabe an klare Richtlinien gebunden ist, insbesondere den Grundsatz, dass der Zuschlag auf das wirtschaftlichste Angebot erteilt wird (§ 97 GWB). Dieser Grundsatz garantiert formal, dass aus einer Reihe von Angeboten bei gegebener Qualität stets die kostengünstigste Alternative gewählt wird. Die Problematik bei einer laufenden Erhebung ist jedoch, dass im Falle eines Institutswechsels ein erheblicher personeller (Zusatz-)Aufwand auf Seiten des Auftraggebers entsteht. Gerade weil bei einem Wechsel sichergestellt werden muss, dass die Anschlussfähigkeit der Datenbasis zu früheren Wellen gewahrt bleibt, muss Hintergrundwissen zu vielen Details einer Studie aufwendig dokumentiert und an den neuen Auftragnehmer übergeben werden. Das heißt, auch wenn das Studiendesign weitgehend unverändert bleibt (wie z. B. das Frageprogramm), fallen durch diese Übertragungsleistung und das Einspielen neuer Prozesse erhebliche Anfangsinvestitionen beim Auftraggeber an, die von der Größenordnung her dem erstmaligen Aufsetzen der Studie nahe kommen.

Neben dem finanziellen und personellen Aufwand gibt es „statistische“ Kosten, beispielsweise durch Methodeneffekte, und die damit verbundene Frage, wie diese im Gesamtzusammenhang zu bewerten sind. Gemeint sind hier mögliche Unterschiede in den Befragungsergebnissen, die sich aus Unterschieden in der Organisation der Feldarbeit zwischen den Instituten, der Zusammensetzung und Arbeitsweise des jeweiligen Interviewerstabes sowie der Datenerfassung und Aufbereitung ergeben könnten, um nur einige Dimensionen zu nennen (vgl. Schnell 2004: 19ff.). Im Moment gibt es leider keine wissenschaftlich fundierte Entscheidungssystematik, die *sämtliche* Kostenaspekte und Methodeneffekte von Institutswechseln quantifizieren und zueinander gewichten würde. Hierzu wären weitere Forschungsarbeiten hilfreich.

## Literatur

- Achatz, J., A. Hirsland und M. Promberger, 2007: Rahmenkonzept für das IAB-Panel „Arbeitsmarkt und Soziale Sicherung“. S. 11-32 in: M. Promberger (Hg.): Neue Daten für die Sozialforschung. Zur Konzeption der IAB-Panelerhebung „Arbeitsmarkt und Soziale Sicherung“. IAB-Forschungsbericht Nr. 12/2007. Nürnberg: IAB.
- Best, H. und C. Wolf, 2010: Logistische Regression. S. 827–854 in: C. Wolf und H. Best (Hg.): Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Büngeler, K., M. Gensicke, J. Hartmann, R. Jäckle und N. Tschersich, 2010: IAB-Haushaltspanel im Niedrigeinkommensbereich Welle 3 (2008/09). Methoden- und Feldbericht von TNS Infratest Sozialforschung, München.
- Büngeler, K., M. Gensicke, J. Hartmann, R. Jäckle und N. Tschersich, 2009: IAB-Haushaltspanel im Niedrigeinkommensbereich Welle 2 (2007/08). Methoden- und Feldbericht von TNS Infratest Sozialforschung, München. FDZ Methodenreport 6/2009. Nürnberg: IAB. [http://doku.iab.de/fdz/reporte/2009/MR\\_08-09.pdf](http://doku.iab.de/fdz/reporte/2009/MR_08-09.pdf) (28.10.2010).
- Cameron, A. C. und P. K. Trivedi, 2005: Microeconometrics. Methods and Applications. New York: Cambridge University Press.
- Christoph, B., G. Müller, D. Gebhardt, C. Wenzig, M. Trappmann, J. Achatz, A. Tisch und C. Gayer, 2008: Codebuch und Dokumentation des „Panel Arbeitsmarkt und Soziale Sicherung“ (PASS) Welle 1 (2006/2007). FDZ Datenreport 5/2008. Nürnberg: IAB. [http://doku.iab.de/fdz/reporte/2008/DR\\_05-08.pdf](http://doku.iab.de/fdz/reporte/2008/DR_05-08.pdf) (28.10.2010).
- Dillman, D. A., 1983: Mail and Other Self-Administered Questionnaires. S. 359–377 in: P. H. Rossi, J. D. Wright und A. B. Anderson (Hg.): Handbook of Survey Research. New York: Academic Press.
- Esser, H., 1986: Über die Teilnahme an Befragungen. ZUMA-Nachrichten 18: 38–47. PID: <http://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:0168-ssoar-210300>.
- Gebhardt, D., G. Müller, A. Bethmann, M. Trappmann, B. Christoph, C. Gayer, B. Müller, A. Tisch, B. Siflinger, H. Kiesel, B. Huyer-May, J. Achatz, C. Wenzig, H. Rudolph, T. Graf und A. Biedermann, 2009: Codebuch und Dokumentation des „Panel Arbeitsmarkt und Soziale Sicherung“ (PASS) Welle 2 (2007/2008). FDZ Datenreport 6/2009. Nürnberg: IAB. [http://doku.iab.de/fdz/reporte/2009/DR\\_06-09.pdf](http://doku.iab.de/fdz/reporte/2009/DR_06-09.pdf) (28.10.2010).
- Groves, R. M. und M. P. Couper, 1998: Nonresponse in Household Interview Surveys. New York: Wiley.
- Groves, R. M., F. J. Fowler, M. P. Couper, J. M. Lepkowski, E. Singer und R. Tourangeau, 2004: Survey Methodology. Hoboken, NJ: Wiley.

- Groves, R. M., E. Singer und A. Corning, 2000: Leverage-Salience Theory of Survey Participation: Description and an Illustration. *Public Opinion Quarterly* 64: 299-308.
- Hartmann, J., K. Brink, R. Jäckle und N. Tschersich, 2008: IAB-Haushaltspanel im Niedrig-einkommensbereich. Methoden- und Feldbericht von TNS Infratest Sozialforschung, München. FDZ Methodenreport 7/2008. Nürnberg: IAB. [http://doku.iab.de/fdz/reporte/2008/MR\\_07-08.pdf](http://doku.iab.de/fdz/reporte/2008/MR_07-08.pdf) (28.10.2010).
- Kish, L., 1992: Weighting for Unequal Pi. *Journal of Official Statistics* 8 (2): 183-200.
- Koch, A., 1997: Teilnahmeverhalten beim ALLBUS 1994. Soziodemographische Determinanten von Erreichbarkeit, Befragungsfähigkeit und Kooperationsbereitschaft. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 49 (1): 98-122.
- Koch, A., und R. Porst, 1998 (Hg.): Nonresponse in Survey Research. ZUMA-Nachrichten Spezial Band 4. Mannheim: ZUMA. [http://www.gesis.org/fileadmin/upload/forschung/publikationen/zeitschriften/zuma\\_nachrichten\\_spezial/znspezial4.pdf](http://www.gesis.org/fileadmin/upload/forschung/publikationen/zeitschriften/zuma_nachrichten_spezial/znspezial4.pdf) (5.7.2011).
- Kroh, M., 2010: Documentation of Sample Sizes and Panel Attrition in the German Socio Economic Panel (SOEP) (1984 until 2009). Data Documentation 50. Berlin: DIW.
- Lepkowski, J. M. und M. P. Couper, 2002: Nonresponse in the Second Wave of Longitudinal Household Surveys. S. 259-272 in: R. M. Groves, D. A. Dillman, J. L. Eltinge und R. J. A. Little (Hg.): *Survey Nonresponse*. New York: Wiley.
- Lipps, O., 2007: Attrition in the Swiss Household Panel. MDA – Methoden, Daten, Analysen. *Zeitschrift für Empirische Sozialforschung* 1 (1): 45-68. [http://www.gesis.org/fileadmin/upload/forschung/publikationen/zeitschriften/mda/Vol.1\\_Heft\\_1/MDA1\\_Lips.pdf](http://www.gesis.org/fileadmin/upload/forschung/publikationen/zeitschriften/mda/Vol.1_Heft_1/MDA1_Lips.pdf) (5.7.2011).
- Loosveldt, G., J. Pickery und J. Billiet, 2002: Item Nonresponse as a Predictor of Unit Nonresponse in a Panel Survey. *Journal of Official Statistics* 18 (4): 545-557.
- Lynn, P., 2008: The Problem of Nonresponse. S. 35-55 in: E. D. de Leeuw, J. J. Hox und D. A. Dillman (Hg.): *International Handbook of Survey Methodology*. New York: Taylor & Francis Group LLC.
- Stoop, I. A. L., 2005: *The Hunt for the Last Respondent*. The Hague, NL: Social and Cultural Planning Office.
- Rudolph, H. und M. Trappmann, 2007: Design und Stichprobe des Panels „Arbeitsmarkt und Soziale Sicherung“ (PASS). S. 60-101 in: M. Promberger (Hg.): *Neue Daten für die Sozialforschung. Zur Konzeption der IAB-Panelerhebung „Arbeitsmarkt und Soziale Sicherung“*. IAB-Forschungsbericht Nr. 12/2007. Nürnberg: IAB.
- Schnell, R., 1997: Nonresponse in Bevölkerungsumfragen. Ausmaß, Entwicklung und Ursachen. Opladen: Leske + Budrich.
- Schnell, R., 2002: Anmerkungen zur Publikation „Möglichkeiten und Probleme des Einsatzes postalischer Befragungen“ von Karl-Heinz Reuband in der KZFSS 53(2): 307-333. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 54 (1): 147-456.
- Schnell, R., 2004: Effekte des Wechsels des Erhebungsinstituts zwischen den Erhebungswelten bei Panelstudien. Unveröffentlichtes Gutachten. Universität Konstanz.
- Schnell, R., Hill, P. B. und E. Esser, 2005: *Methoden der Empirischen Sozialforschung*. 7. Auflage. München: Oldenbourg.
- Schräpler, J.-P., 2004: Respondent Behavior in Panel Studies: A Case Study for Income Nonresponse by Means of the German Socio-Economic Panel (SOEP). *Sociological Methods and Research* 33 (1): 118-156.
- Singer, E., H.-J. Hippler und N. Schwarz, 1992: Confidentiality Assurances in Surveys: Reassurance or Threat? *International Journal of Public Opinion Research* 4: 256-268.
- Singer, E., N. A. Mathiowetz und M. P. Couper, 1993: The Impact of Privacy and Confidentiality Concerns on Survey Participation: The Case of the 1990 U.S. Census. *Public Opinion Quarterly* 57 (4): 465-482.
- Tourangeau, R., 1984: Cognitive Sciences and Survey Methods. S. 73-100 in: T. Jabine, M. Straf, J. Tanur und R. Tourangeau (Hg.): *Cognitive Aspects of Survey Methodology: Building a Bridge Between Disciplines*. Washington, DC: National Academic Press.
- Tourangeau, R., J. Lance und K. Rasinski, 2000: *The Psychology of Survey Response*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.

- Trappmann, M., B. Christoph, J. Achatz, C. Wenzig, G. Müller und D. Gebhardt, 2009: Design and Stratification of PASS. A New Panel Study for Research on Long Term Unemployment. IAB Discussion Paper Nr. 5/2009. Nürnberg: IAB.
- Uhrig, N. S., 2008: The Nature and Causes of Attrition in the British Household Panel Survey. ISER Discussion Paper No. 2008-05. Colchester: University of Essex.
- Ver Ploeg, M., R. A. Moffitt und C. F. Citro, 2002 (Hg.): Studies of Welfare Populations: Data Collection and Research Issues: Panel on Data and Methods for Measuring the Effects of Changes in Social Welfare Programs. Committee on National Statistics, Division of Behavioral and Social Sciences and Education, National Research Council. Washington, DC: National Academy Press.
- Watson, N. und M. Wooden, 2009: Identifying Factors Affecting Longitudinal Survey Response. S. 157–181 in: P. Lynn (Hg.): Methodology of Longitudinal Surveys. Chichester: Wiley.

Anschrift des Autors

Dr. Gerrit Müller  
Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung  
(IAB) der Bundesagentur für Arbeit  
Regensburger Str.104  
90478 Nürnberg  
gerrit.mueller@iab.de

## Anhang 1 Textauszüge Anschreiben

[...] Bisher haben wir, das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, die Studie gemeinsam mit TNS Infratest durchgeführt. Mit der Fortführung der Studie und der Wiederholungsbefragung haben wir einen anderen Partner, das infas Institut für angewandte Sozialwissenschaft beauftragt. [...]

Selbstverständlich werden auch in der Kooperation mit infas alle datenschutzrechtlichen Bestimmungen für die Studie strikt eingehalten. Um die Befragung fortsetzen zu können, ist es notwendig, dass wir infas alle notwendigen Informationen, etwa Ihren Namen und Ihre Adresse und – falls sie uns bekannt ist – auch Ihre Telefonnummer übermitteln. Die Übermittlung dieser Angaben erfolgt ausschließlich zum Zweck der weiteren Befragung im Rahmen der Studie [...].

Sie können dieser Weitergabe widersprechen, indem Sie bis zum DATUM eine kurze Mitteilung im beiliegenden Freiumschlag an das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung senden. Bitte geben Sie hierbei Ihren Namen und Ihre Adresse oder folgende Nummer: 123456789 an. [...]

Tabelle A1 Definition und Mittelwerte der erklärenden Variablen  
(N=10.243)

Variablenname	Definition	Mittelwert
Zuspälbereitschaft verweigert	1 = HH-Vorstand (HHV) hat Verknüpfung von Befragungs- mit Prozessdaten der BA nicht zugestimmt; 0 = Zugestimmt	0,071
Einkommensangabe fehlend	1 = Angabe zum Haushaltseinkommen WN/KA/"NULL"; 0 = Einkommensangabe	0,020
Anz. fehlender P-Int./HH	(metrisch) Anzahl fehlender Personeninterviews innerhalb eines Haushalts	0,895
Anz. real. P-Int./HH	(metrisch) Anzahl realisierter Personeninterviews innerhalb eines Haushalts	1,409
Interesse	(metrisch, 1-5 Skala) Interviewereinschätzung wie interessant die Befragten das Interview fanden	4,243
Frageverständnis	(metrisch, 1-5 Skala) Interviewereinschätzung wie gut die Befragten die Fragen verstanden haben	4,604
Männlich	1 = HHV männlich; 0 = HHV weiblich	0,437
Ausbildungsabschluss		
Schüler/ohne Abschluss	1 = HHV ist noch Schüler, oder ohne Abschluss	0,051
Volks-/Hauptschule	2 = HHV hat Volks-/Hauptschulabschluss	0,330
Mittlere Reife/Realschule	3 = HHV hat Mittlere Reife/Realschulabschluss, <i>Referenz</i>	0,346
Fach-/Hochschulreife	4 = HHV hat Fach-/Hochschulreife bzw. Abitur	0,234
Sonstiges	5 = HHV hat sonstigen Abschluss	0,010
Alter in Jahren		
15 bis 24	1 = HHV 15 bis 24 Jahre alt	0,070
25 bis 34	2 = HHV 25 bis 34 Jahre alt	0,187
35 bis 44	3 = HHV 35 bis 44 Jahre alt, <i>Referenzkategorie</i>	0,241
45 bis 54	4 = HHV 45 bis 54 Jahre alt	0,245
55 bis 64	5 = HHV 55 bis 64 Jahre alt	0,161
65+	6 = HHV 65 Jahre und älter	0,095
Migrationshintergrund	1 = HHV hat Migrationshintergrund HHV; 0 = HHV hat keinen Migrationshintergrund	0,203
Familienstand		
Ledig	1 = HHV ist ledig	0,327
Verheiratet	2 = HHV ist verheiratet, <i>Referenzkategorie</i>	0,353
Geschieden/Getrennt	3 = HHV ist geschieden/getrennt lebend	0,233
Verwitwet	4 = HHV ist verwitwet	0,052
Kind unter 4 Jahren im HH	1 = Kind unter 4 Jahren im Haushalt; 0 = kein Kind unter 4 Jahren im Haushalt	0,101
Erwerbstatus		
Nichterwerbspersonen	1 = HHV ist Nichterwerbsperson, d. h. weder erwerbstätig noch arbeitslos	0,233
Arbeitslos	2 = HHV ist arbeitslos, <i>Referenzkategorie</i>	0,347
Erwerbstätig, 1-34 Std./Woche	3 = HHV ist erwerbstätig mit einem Stundenumfang von 1-34 Stunden pro Woche	0,110
Erwerbstätig, 35-49 Std./Woche	4 = HHV ist erwerbstätig mit einem Stundenumfang von 35-49 Stunden pro Woche	0,188
Erwerbstätig, 50+ Std./Woche	5 = HHV ist erwerbstätig mit einem Stundenumfang von 50 und mehr Stunden pro Woche	0,058
Schwere gesundheitl. Einschr.	1 = HHV hat schwere gesundheitliche Einschränkung; 0 = keine	0,233

Fortsetzung ...

*Fortsetzung Tabelle A1*

Variablenname	Definition	Mittelwert
Ortsgrößenklasse		
500.000 +	1 = 500.000 Einwohner und mehr	0,338
100.000 bis unter 500.000	2 = 100.000 bis unter 500.000 Einwohner	0,330
50.000 bis unter 100.000	3 = 50.000 bis unter 100.000 Einwohner	0,111
20.000 bis unter 50.000	4 = 20.000 bis unter 50.000 Einwohner	0,094
unter 20.000	5 = unter 20.000 Einwohner	0,127
Neue Bundesländer	1 = Neue Bundesländer; 0 = Alte Bundesländer	0,291
Leistungsempfängerstichprobe	1 = HH aus Stichprobe von SGB-II-Leistungsempfängern aus Registern der Bundesagentur für Arbeit (BA) 0 = HH aus Bevölkerungsstichprobe	0,600
CAPI	1 = HH-Interview: CAPI face-to-face; 0 = CATI	0,403
Fremdsprachenfeld	0 = Deutsch	0,030

*HHV = Haushaltsvorstand*

*Für die Schätzungen des Ausfallmodells verbleiben 10.243 Haushalte. Zum einen können die 223 Split-Haushalte ohne bisheriges Interview nicht in die Ausfallanalysen einbezogen werden. Zum anderen gab es nachträgliche Löschungen von Interviews im Rahmen der Welle 3 Datenaufbereitung (58 Haushalte), die daher hier ebenfalls nicht berücksichtigt werden können ( $N = 10.524 - 223 - 58 = 10.243$ ).*