

Der Einfluss der Beziehungsqualität auf die Teilnahme sekundärer Respondenten: Ergebnisse mit dem Beziehungs- und Familienpanel

Jette Schröder, Laura Castiglioni, Josef Brüderl, Ulrich Krieger

Zusammenfassung: Die pairfam-Studie bietet die seltene Möglichkeit, dyadische Analysen von Partner- sowie Eltern-Kind-Beziehungen durchzuführen. Es werden im Rahmen der Studie nämlich nicht nur die zufällig gezogenen Ankerpersonen befragt, sondern – mit Zustimmung der Ankerpersonen – auch deren Partner, Eltern und Kinder. Allerdings stellt sich die Frage, ob bzw. inwieweit die Teilnahme der sekundären Respondenten selektiv ist, also die dyadischen Daten durch einen Nonresponse-Bias verzerrt sind. Dieser Beitrag analysiert, welche Faktoren die Teilnahme der Partner und Eltern der Ankerperson am Beziehungs- und Familienpanel pairfam beeinflussen. Im Mittelpunkt steht dabei die Frage, ob die Qualität der Beziehung zwischen Anker und Partner bzw. Anker und Elternteil einen Einfluss auf die Teilnahme hat. Bei den Eltern zeigt sich sowohl ein Einfluss der Beziehungsqualität im engeren Sinne als auch ein Einfluss der Dichte der Beziehung im Hinblick auf Kontakt und gegenseitige Unterstützung. Für die Teilnahme der Partner scheint die Beziehungsqualität hingegen eine geringere Bedeutung zu haben, einen großen Einfluss hat aber der Institutionalisierungsgrad der Beziehung.

Der Beitrag möchte pairfam-Nutzer für die Möglichkeit eines Nonresponse-Bias bei dyadischen Analysen sensibilisieren und gibt Hinweise zum angemessenen Umgang mit den Daten.

Schlagwörter: Sekundärer Nonresponse · Nonresponse Bias · Dyadische Datenanalyse · Response Propensity · pairfam

1 Einleitung

In der Regel wird für Panel-Studien entweder eine Stichprobe von Individuen gezogen und die Befragung beschränkt sich dann auf die Personen dieser Stichprobe, oder es werden Haushaltsstichproben gezogen mit dem Ziel, alle Personen (über einem bestimmten Alter) im Haushalt zu befragen. Stehen Partnerschaften und familiäre Beziehungen im Fokus des Interesses, ist dieses Design jedoch unbefriedi-

gend. Um den Prozess der gegenseitigen Abhängigkeit von Entscheidungen und Handlungen in Partnerschaften zu untersuchen, ist es beispielsweise unerlässlich, die Perspektive beider Partner zu kennen. Bei Anwendung eines Haushaltsdesigns liegen zur Untersuchung von Paaren jedoch nur dann Informationen von beiden Partnern vor, wenn diese in einem Haushalt zusammenleben.

Zudem ist nicht nur bei Partnerschaften von gegenseitiger Beeinflussung auszugehen, sondern es ist Elders Konzept der „linked lives“ (Elder 1994: 6) folgend anzunehmen, dass solche Interdependenzen auch bezüglich anderer Familienmitglieder wie Eltern und Kinder bestehen. Diese Interdependenzen können mit Haushaltsstichproben kaum adäquat untersucht werden. Als Beziehungs- und Familienpanel ist pairfam daher nicht als Haushaltsstichprobe konzipiert, sondern es findet ein Multi-Actor-Design Anwendung. Hierzu wurde eine Stichprobe von Ankerpersonen zufällig gezogen und ausgehend von diesen Ankerpersonen dann deren Partner, Eltern und Kinder (die Alteri) befragt. Die Besonderheit liegt darin, dass die Ankerperson zunächst die Zustimmung zur Befragung des jeweiligen Alteri geben muss. Und anders als in einer Bevölkerungsstichprobe erfahren die Alteri spätestens bei der Kontaktierung mit der Bitte um Befragung, dass die Ankerperson schon befragt wurde und der Befragung zugestimmt hat.

Die Teilnahme der Alteri an der Befragung wird daher unter Umständen von anderen Prozessen gesteuert als die Teilnahme der Befragungspersonen bei gewöhnlichen Bevölkerungsstichproben. So wäre es möglich, dass die Qualität der Beziehung zwischen Anker und Alteri einen Einfluss darauf hat, ob die Befragung des Alteri realisiert werden kann. Sei es, weil die Zustimmung der Ankerperson zur Befragung der Alteri von der Beziehungsqualität abhängt; sei es weil die Beziehungsqualität einen Einfluss darauf hat, ob die kontaktierten Alteri tatsächlich an der Befragung teilnehmen. Problematisch wäre ein solcher Zusammenhang insbesondere deshalb, weil es sich bei der Beziehungsqualität um einen interessierenden Untersuchungsgegenstand handelt.

Der vorliegende Beitrag will deshalb untersuchen, wovon die Teilnahme der Alteri abhängt. Ein besonderer Fokus wird auf den Einfluss der Beziehungsqualität gelegt, aber auch weitere Determinanten werden in den Modellen kontrolliert. Wir beschränken unsere Analyse auf die Teilnahme von Partnern und Eltern, da der Teilnahmeprozess bei den (noch minderjährigen) Kindern sich strukturell deutlich von dem bei Partnern und Eltern unterscheidet.

Der folgende Abschnitt erläutert zunächst das Problem und gibt einen Überblick über den Forschungsstand. Im dritten Abschnitt werden die Daten und die Operationalisierung beschrieben. Die Ergebnisse der Regressionsanalysen finden sich im vierten Abschnitt. Die Arbeit wird mit einer Zusammenfassung der Ergebnisse und einer Diskussion der Implikationen für dyadische Analysen mit pairfam-Daten abgeschlossen.

2 Hintergrund

Teilnahmeraten gelten als wichtiges Qualitätsmerkmal in der Umfrageforschung. Zwar ist eine geringe Teilnahmerate nicht unbedingt ein Problem, aber sie erhöht die Wahrscheinlichkeit für eine Verzerrung in den Daten durch systematische Unterschiede zwischen Personen, die einer Befragung zustimmen und solchen, welche diese ablehnen. Deshalb ist es wichtig, auch für sekundäre Respondenten hohe Teilnahmeraten sicherzustellen.

Die Teilnahme sekundärer Respondenten ist ein zweistufiger Prozess: Zuerst muss die Ankerperson einer Befragung des Partners oder der Eltern zustimmen, dann muss der Partner bzw. das Elternteil den schriftlichen Fragebogen ausfüllen und zurückschicken. Auf beiden Stufen kann es zu selektiver Teilnahme kommen. Allerdings ist a priori nicht klar, ob sich die beiden Selektionsprozesse verstärken oder evtl. kompensieren. Für jeden potentiellen Selektionsfaktor benötigt man in folgedessen spezifische Hypothesen über Richtung und Stärke beider Selektionsprozesse.

Dies sei am Beispiel der Beziehungsqualität im Folgenden expliziert. Beziehungsqualität ist eines der zentralen Explananda der pairfam-Studie (*Huinink et al.* 2011: 81). Käme es zu selektiver Teilnahme entlang der Beziehungsqualität, so könnte dies bei Analysen zur Beziehungsqualität zu Verzerrungen führen (allgemein: *Stoop* 2005: 33). Deshalb ist es wichtig zu wissen, in welchem Ausmaß die Beziehungsqualität zu selektiver Teilnahme von sekundären Respondenten führt. Darauf aufbauend kann man dann evtl. Korrekturverfahren bei der Analyse der Beziehungsqualität einsetzen.

Bei der Analyse von sekundärem Nonresponse befindet man sich dabei im Vergleich zur Analyse von primärem Nonresponse in einer komfortablen Situation: aufgrund der Angaben der Ankerperson zu den Eigenschaften der Alteri und zur Beziehung zu den Alteri stehen eine Vielzahl von Informationen auch über die Nonrespondenten zur Verfügung. Diese Informationen machen wir uns in diesem Beitrag zunutze.

Beziehungsqualität soll im Folgenden nicht nur im Sinne von Beziehungsdynamik anhand von psychologischen Skalen und selbstberichteten Werten untersucht werden (bspw. Network of Relationship Inventory), sondern auch anhand von faktischen Informationen, welche die Beziehung charakterisieren, etwa die Kontaktfrequenz und andere Maße der Dichte der Beziehung.

Die Beziehungsqualität kann jeweils über zwei Mechanismen die Zustimmung der Ankerperson bzw. die Teilnahme der sekundären Respondenten beeinflussen: Zum einen erhöht eine schlechte Beziehungsqualität die Belastung durch die Befragung, zum anderen erhöht eine schlechte Beziehungsqualität die Salienz der Belastung in der Entscheidungssituation. Höhere Belastungen in der Befragung wurden als Faktor für geringere Kooperationsraten identifiziert (*Schnell* 1997: 167-173). Beide Einflüsse zusammen verändern laut der Leverage-Saliency-Theorie (*Groves et al.* 2000) die Neigung zur Teilnahme, so dass Befragte mit schlechter Beziehungsqualität seltener an einer Befragung teilnehmen als Befragte mit besserer Beziehungsqualität. Im Falle der Anker ist davon auszugehen, dass eine schlechte Beziehungsqualität die Wahrscheinlichkeit einer Zustimmung zur Befragung der sekundären Respondenten

reduziert, da „belastende Informationen“ befürchtet werden. Umgekehrt wird „Liking“ (positive Einstellung zum Anker) dazu führen, dass der sekundäre Respondent eher an der Befragung teilnimmt: „... one should be more willing to comply with the request of liked others“ (Groves *et al.* 1992: 484-485). Da beide Selektionsprozesse in dieselbe Richtung gehen, ist davon auszugehen, dass es insgesamt zu einem starken Einfluss der Beziehungsqualität auf die Teilnahme sekundärer Respondenten kommt.

Forschungsergebnisse zur Teilnahme von sekundären Respondenten an Umfragen sind sehr selten. Das liegt vor allem daran, dass diese Art Design relativ selten implementiert wird. Unseres Wissens verwenden neben pairfam lediglich zwei weitere Großstudien ein Multi-Actor-Design, und zwar der amerikanische National Survey of Families and Households (NSFH) und die Netherlands Kinship Panel Study (NKPS): Die erste Studie befragt die zusammenlebenden Partner, ein Kind, und einen Elternteil, in der zweiten Studie werden der Partner, ein Elternteil, ein Geschwisterteil und bis zu zwei Kinder befragt.

Was die Untersuchung der Selektivität beim Ausfall von sekundären Befragten angeht, ist uns nur die Studie von Kalmijn und Liefbroer (2011) bekannt. In ihrer Studie untersuchen die Autoren die Selektivität der Teilnahme von Alteribefragten in der NKPS und ob diese Selektivität Einfluss auf inhaltliche Modelle und deren Ergebnisse hat. Das Design der NKPS-Studie sieht, wie das der pairfam-Studie, eine Kontaktierung der Alteri (in diesem Fall der erwachsenen Kinder) über die Ankerpersonen vor. Die Autoren untersuchen die Gründe für die Teilnahme mithilfe der Beziehungscharakteristik, sozialer und demografischer Faktoren sowie Beschreibungen der Interviewsituation. Durch Vergleich standardisierter Koeffizienten kommen sie zum Schluss, dass die Beziehungsqualität den stärksten Einfluss auf die Teilnahme hat, gefolgt von finanziellen Transferleistungen an das Kind, der Häufigkeit persönlicher Kontakte und der Häufigkeit vom Kind gewährter Unterstützungsleistungen (Kalmijn/Liefbroer 2011: 750). Die Studie von Kalmijn und Liefbroer liefert somit klare Evidenz dafür, dass eine gute Beziehung zwischen Eltern und Kindern die Teilnahmebereitschaft von erwachsenen Kindern als sekundäre Respondenten erhöht. Unsere Studie kann ergänzend Evidenz bzgl. der Teilnahme von Eltern und Partnern als sekundäre Respondenten liefern.

3 Daten, Modelle und Operationalisierung

3.1 Daten

Die Analyse erfolgt mit den Daten des Beziehungs- und Familienpanels (pairfam).¹ Das Beziehungs- und Familienpanel ist eine jährliche Befragung einer Zufallsstich-

¹ Das Beziehungs- und Familienpanel (pairfam) wird von Josef Brüderl, Johannes Huinink, Bernhard Nauck und Sabine Walper geleitet und als Langfristvorhaben durch die Deutsche Forschungsgemeinschaft (DFG) gefördert.

probe von Personen aus drei Altersgruppen. Die Grundgesamtheit, aus der die Stichprobe für die erste Welle gezogen wurde, umfasst alle Personen in der Bundesrepublik Deutschland, die in Privathaushalten leben, ausreichend deutsch sprechen und den Geburtskohorten 1991-1993 (Kohorte 1), 1981-1983 (Kohorte 2) und 1971-1973 (Kohorte 3) angehören. In der ersten Welle, die im Jahr 2008 ins Feld ging, wurden insgesamt 12.402 Ankerpersonen befragt. Die Studie wurde als computergestützte persönliche Befragung (CAPI) von TNS Infratest durchgeführt (eine ausführliche Beschreibung findet sich in *Huinink et al.* 2011).

Für die Analyse entscheidend ist die Tatsache, dass das Panel ein Multi-Actor-Design aufweist: Es werden nicht nur die Anker befragt, sondern auch deren Partner, Eltern und Kinder. Um die Belastung der Befragten bei der ersten Befragung in Grenzen zu halten und damit einen negativen Einfluss auf die Wiederbefragungsbereitschaft zu vermeiden, wurden im Rahmen der ersten Welle lediglich die Partner der Anker befragt. In der zweiten Welle wurden dann wiederum die Partner befragt, zusätzlich jedoch auch ein Kind der Ankerperson sowie bis zu drei Elternteile der Ankerperson.

Wir untersuchen die Teilnahme der Partner und Eltern und verwenden jeweils die Welle, in der der Erstkontakt stattfand. Die Teilnahme des Partners wird entsprechend anhand der Daten der Welle 1 untersucht, die Untersuchung der Teilnahme der Elternteile erfolgt mit den Daten der Welle 2. Für beide Analysen wird die Daten-Release 2.0 verwendet.

In beiden Fällen beschränkt sich die Analyse auf die Geburtskohorten 1971-1973 und 1981-1983. Dieser Entscheidung liegen folgende Überlegungen zugrunde: Die Beziehungen der Teenager der Kohorte 1991-1993 zu ihren Eltern wie auch zu ihren Partnern unterscheiden sich in vielen Aspekten von den Beziehungen erwachsener Personen zu Eltern und Partnern. Diese Unterschiede müssten schon in der Modellierung bedacht werden und es müssten getrennte Modelle für Teenagerkohorten und Erwachsenenkohorten geschätzt werden. Dies würde jedoch den Rahmen dieses Beitrags sprengen.

In der ersten Welle hatten von den 8.064 Befragten der älteren Kohorten 6.109 (76 %) einen Partner. Diese Ankerpersonen mit Partner wurden gefragt, ob sie damit einverstanden wären, wenn ihr Partner anhand eines schriftlichen Fragebogens ebenfalls befragt würde. Die Partner, für die die Zustimmung gegeben wurde, erhielten daraufhin einen Fragebogen. Nähere Details zur Einverständnisabfrage und Übergabe des Fragebogens finden sich im Methodenbericht der ersten Welle (*Suckow/Schneekloth* 2009: 30-34).

Tabelle 1 gibt einen Überblick über die Teilnahme der Partner. Befragte der älteren Kohorte haben häufiger einen Partner. Sie geben mit 76 % auch leicht häufiger ihre Zustimmung zur Partnerbefragung und ihre Partner beteiligen sich mit 78 % auch häufiger. Insgesamt liegen in der jüngeren Kohorte für 52 % und in der älteren Kohorte für 59 % der Dyaden Informationen aus der Partnerbefragung vor. Es gab also einen erheblichen sekundären Nonresponse, was die Relevanz unserer Forschungsfrage unterstreicht.

Die Befragung der Elternteile in Welle 2 umfasst nicht nur die leiblichen Elternteile (bzw. die Adoptivelternteile), sondern auch die Stiefelternteile, d.h. die aktuel-

Tab. 1: Zustimmung- und Teilnahmequote der Partner in Welle 1 nach Kohorte

	1981-1983	1971-1973	Gesamt
Ankerpersonen gesamt (AP)	4.010	4.054	8.064
AP mit Partner	2.756	3.353	6.109
(% der AP)	68,73 %	82,71 %	75,76 %
Zustimmung zur Partnerbefragung	2.005	2.551	4.556
(% der AP mit Partner)	72,75 %	76,08 %	56,50 %
Teilnahme des Partners	1.428	1.977	3.405
(% der überlassenen Adressen)	71,22 %	77,50 %	74,74 %
<i>Teilnahmequote</i> (% vollständige AP-Partner-Dyaden)	51,81 %	58,96 %	55,74 %

Quelle: Beziehungs- und Familienpanel pairfam, Daten-Release 2.0, eigene Berechnung

len Partner bzw. Partnerinnen der leiblichen Elternteile. Befragt werden sollten nur Elternteile, zu denen Kontakt besteht. Hatte eine Ankerperson zu vier Elternteilen Kontakt, also zu zwei leiblichen und zwei Stiefelternteilen, so wurden lediglich drei Elternteile befragt (auf die Befragung der aktuellen Partnerin des leiblichen Vaters wurde dann verzichtet). Elternteile mit Wohnsitz außerhalb Deutschlands wurden grundsätzlich von der Befragung ausgeschlossen. Für jedes relevante Elternteil wurde die Zustimmung der Ankerperson zu dessen Befragung sowie die Adresse erbeten. Die Elternteile, für die Zustimmung und Adresse vorlagen, erhielten einen schriftlichen Fragebogen (Suckow *et al.* 2010: 41-45).

Unter den 5.514 Befragten der Geburtskohorten 1971-1973 und 1981-1983 hatten 4.789 zu mindestens einem Elternteil Kontakt. Tabelle 2 gibt einen Überblick über die Zahl der Elternteile, die Zustimmungsqoten der Anker zur Befragung der Elternteile und die Teilnahmequoten.

Insgesamt kamen 9.424 Elternteile für die Elternbefragung in Frage, d.h., zu den Elternteilen bestand Kontakt (nicht mehr als drei pro Anker) und sie lebten in Deutschland (Kohorte 1971-1973: 4.521; Kohorte 1981-1983: 4.903). Von diesen nahmen 1.940, also 21 %, an der Befragung teil (Kohorte 1971-1973: 877; Kohorte 1981-1983: 1.063).

Tab. 2: Verteilung der Befragten in Welle 2, Anzahl der Elternteile, Zustimmungsqoten der Anker zur Befragung der Elternteile und Teilnahmequoten nach Kohorte

	1981-1983	1971-1973	Gesamt
Ankerpersonen (AP) befragt in W2	2.621	2.893	5.514
Anzahl Elternteile (ET) am Leben	5.664	5.332	10.996
Anzahl ET mit Kontakt zur AP	5.327	4.996	10.323
Anzahl ET in der Zielgruppe der Elternbefragung	4.903	4.521	9.424
Zustimmung zur Kontaktierung	2.133	1.649	3.728
(% Zielgruppe)	43,50 %	36,47 %	39,56 %
Ausgefüllte Fragebögen	1.063	877	1.940
(% der überlassenen Adressen)	49,84 %	53,18 %	52,04 %
Teilnahmequote (% Zielgruppe)	21,68 %	19,40 %	20,59 %

Quelle: Beziehungs- und Familienpanel pairfam, Daten-Release 2.0, eigene Berechnung

3.2 Analyseansatz und Analysemethoden

Da es sich bei der Teilnahme der Alteri im Multi-Actor-Design um einen zweistufigen Prozess handelt, wäre es naheliegend, die Teilnahme zweistufig zu modellieren. Dabei würde zunächst der Einfluss der Beziehungsqualität darauf untersucht, ob der Anker der Befragung des Alteri zustimmt und anschließend der Einfluss darauf, ob ein Alteri, der tatsächlich einen Fragebogen erhalten hat, teilnimmt.

Der Nachteil der zweistufigen Modellierung liegt allerdings darin, dass die Modelle keine klare Antwort auf die Frage geben, ob es sich bei den sekundären Respondenten, die letztlich an der Befragung teilnehmen, verglichen mit denen, die nicht teilnehmen, um eine selektive Gruppe handelt. So könnten sich beispielsweise nicht signifikante Effekte einer Variablen auf beiden Stufen des Prozesses aufaddieren, so dass insgesamt ein signifikanter Effekt auf die Teilnahme besteht, oder gegenläufige Effekte einer Variablen auf beiden Stufen könnten sich ausgleichen. Da davon auszugehen ist, dass die Nutzer vor allem die Frage interessiert, inwieweit die Teilnahme der Alteri insgesamt selektiv ist, haben wir uns für eine einstufige Modellierung entschieden: Mittels logistischer Regressionen wird der Einfluss der Beziehungsqualität darauf untersucht, ob für Alteri, die zur Zielpopulation gehören, am Ende des zweistufigen Prozesses tatsächlich eine Befragung realisiert wird. Die logistischen Regressionen werden getrennt für die Partner- und Elternteilnahme gerechnet.

3.3 Operationalisierung

In diesem Abschnitt werden zunächst die abhängigen Variablen, dann die Variablen, welche die Beziehung zwischen Ankerperson und Alteri charakterisieren, und anschließend die Kontrollvariablen beschrieben.

3.3.1 Abhängige Variablen

Abhängige Variable ist sowohl in der Eltern- als auch in den Partnerregressionen die Teilnahme des jeweiligen sekundären Respondenten an der Befragung. Die Analysen beziehen sich jeweils nur auf die relevanten Fälle. In der Partnerregression sind das alle von den Ankern genannten Partner. In der Elternregression sind das die genannten Elternteile, zu denen Kontakt besteht (jedoch maximal drei, vgl. Abschnitt 3.1) und die in Deutschland leben.

3.3.2 Variablen zur Qualität der Beziehung zwischen Anker und Alteri

Bei der Auswahl der Variablen wurde vor allem auf zwei Faktoren geachtet: Erstens ihre Relevanz als Indikatoren der Beziehungsqualität und zweitens die Verfügbarkeit der Indikatoren für möglichst viele Befragte. Daher wurden nicht gefilterte Fragen und solche mit möglichst wenig Item-Nonresponse bevorzugt.

Regression Partnerteilnahme

Eine erste Basis für die Beschreibung der Qualität der Beziehung bilden die Indikatoren des Institutionalisierungsgrads der Beziehung. Diese Variablen beruhen auf objektiven Merkmalen der Beziehung und haben den Vorteil eines geringen Messfehlers. Für die Analyse werden der Beziehungsstatus (living apart together (LAT), kohabitierend, verheiratet) (siehe Brüderl *et al.* 2012: 24), das Vorhandensein gemeinsamer Kinder (0 = nein, 1 = ja) sowie die Beziehungsdauer in Jahren berücksichtigt. Da es sehr wahrscheinlich ist, dass ein zusätzlicher Monat am Anfang der Beziehung schwerer wiegt, als wenn diese bereits einige Jahre andauert, ging die Beziehungsdauer logarithmiert in die Analyse ein.

Die Qualität der Beziehung im engeren Sinne erfasst unter anderem das "Network of Relationship Inventory" (NRI). Dabei handelt es sich um ein etabliertes Instrument für die Beschreibung der Dynamik von Beziehungen (Furman/Burmester 1985). Auf Basis der acht Items des NRI wurden vier Dummies gebildet, welche die folgenden vier Dimensionen der Beziehungsqualität erfassen: Konflikte zwischen Ankerperson und Partner, Teilen von persönlichen Gedanken mit dem Partner, Wertschätzung der Ankerperson durch den Partner, Dominanz des Partners über die Ankerperson (jeweils 0 = nein, 1 = ja) (siehe auch Schmahl *et al.* 2012: 35).

Eine weitere Dimension der Qualität der Beziehung ist die Häufigkeit von Konflikten. Der verwendete Indikator basiert auf einer Itematterie, welche die Häufigkeit manifester Konflikte in sechs wichtigen Lebensbereichen abfragt. Die Antwortskala für die einzelnen Lebensbereiche war fünfstufig mit den Polen „fast nie oder nie“ bis „sehr oft“. Es wurde ein additiver Index gebildet, dieser reicht von 0 (fast nie Konflikte) bis zu 24 (in allen Bereichen sehr oft Konflikte).

Die Skala selbsteingeschätzte Partnerschaftsinstabilität „gathers information on subjectively perceived instability of the relationship or marriage; specifically, intentions of breaking up or divorcing“ (Schmahl *et al.* 2012: 52). Aus den drei Items der

Skala im Ja-Nein-Antwortformat wird ein Index gebildet. Der Index entspricht der Anzahl der Items, denen zugestimmt wurde.

Die Neigung zu feindseligen Attributionen fasst 3 Items "[that] measure the tendency of the respondent to see the cause of the partner's negative behavior in the partner's own deliberate actions and corresponding negative dispositions" (*Schmahl et al.* 2012: 41) zu einem Index zusammen. Das Antwortformat der Items ist eine fünfstufige Skala von 1 „trifft überhaupt nicht zu“ bis 5 „trifft voll und ganz zu“. Der jeweilige Indexwert ergibt sich – für alle Befragten mit mindestens zwei gültigen Antworten – aus dem Durchschnittswert über die drei Items.

Die zentrale Dimension der Partnerschaftszufriedenheit wurde im Fragebogen mithilfe einer allgemeinen Zufriedenheitsfrage mit elfstufiger Antwortskala (0 = sehr unzufrieden; 10 = sehr zufrieden) erfragt. Darüber hinaus wurde eine Frage dazu gestellt, inwiefern der Partner den Bedürfnissen der Ankerperson gerecht werden kann (5-stufige Antwortskala). Vor der Addition der zwei Fragen wurde die Antwortskala der zweiten Frage umskaliert, damit sie dem elfstufigen Format der ersten entspricht.

Regression Elternteilnahme

Bei der Abbildung der Qualität der Eltern-Anker-Beziehung wurde ebenfalls auf die Indikatoren des NRI zugegriffen und es wurden ebenso die vier Dummy-Variablen Konflikt, Teilen von persönlichen Gedanken, Wertschätzung und Dominanz gebildet.

Die von den Ankerpersonen berichtete Verbundenheit mit dem Elternteil wird mittels vier Dummy-Variablen berücksichtigt (nicht eng, mittel, eng, sehr eng). Die Häufigkeit gemeinsamer Freizeitaktivitäten, wie Ausflüge, Besuch kultureller Veranstaltungen oder Einkaufsbummel wird ebenfalls durch ein Set von Dummy-Variablen erfasst (nie, selten, manchmal, oft, sehr oft).

Als weitere Dimension der Beziehungsqualität wird die Kontakthäufigkeit in Form von Besuchen, Briefen, Telefonaten und Ähnlichem berücksichtigt. Dabei werden die Kategorien „seltener als 1 mal pro Monat“, „mindestens 1 mal pro Monat (aber seltener als mehrmals pro Woche)“ und „mehrmals pro Woche oder häufiger“ unterschieden.

Die Unterstützung des Elternteils durch die Ankerperson (Unterstützung leisten) wird durch die Zahl der Bereiche operationalisiert, in denen die Ankerperson dem Elternteil in den letzten zwölf Monaten Hilfe gegeben hat. Die Operationalisierung der Unterstützung der Ankerperson durch das Elternteil (Unterstützung bekommen) erfolgt analog. Folgende sieben Bereiche wurden jeweils berücksichtigt: Ratschläge bei persönlichen Problemen, größere Geld- und Sachgeschenke (mehr als 100 Euro pro Geschenk), Hilfe beim Ausfüllen von Unterlagen wie Steuererklärung oder bei Behördengängen, finanzielle Unterstützung, Hilfe bei Einkäufen oder bei Arbeiten im Haus, Haushalt oder Garten, Reden über Kummer und Sorgen, Hilfe bei der Pflege oder Betreuung von Familienmitgliedern.

Da ein Enkelkind die Beziehung zwischen Ankerperson und Elternteil substantiell verändern könnte, wird durch eine Dummy-Variable erfasst, ob die Ankerperson ein

lebendes leibliches Kind hat, und durch eine weitere, ob die Großeltern sich an der Betreuung des Enkelkindes beteiligen.

Zur Erfassung der räumlichen Distanz zwischen Ankerperson und Elternteil werden die Kategorien „im gleichen Haushalt lebend“, „in einem Haus (aber in getrenntem Haushalt) lebend“, „Wegdauer kleiner 30 Minuten“ und „Wegdauer größer 30 Minuten“ unterschieden.

Ob es sich bei dem Elternteil um Mutter, Vater, Stiefmutter oder Stiefvater handelt, wird ebenfalls durch ein Set von Dummy-Variablen kontrolliert. Darüber hinaus wird kontrolliert, ob die Ankerperson und das Elternteil das gleiche Geschlecht haben.

Als letzte Beziehungsvariable für die Elternregression wird die Einschätzung der eigenen Kindheit durch die Ankerperson kontrolliert. Es handelt sich um eine 11er-Skala mit den Polen „überhaupt nicht glücklich“ und „sehr glücklich“.

3.3.3 Kontrollvariablen

Zu den relevanten Kontrollvariablen bei der Analyse der Teilnahme an den Alterbefragungen zählen die Soziodemografie der Ankerperson sowie der Alteri, die Belastung der Ankerperson im Interview und das Antwortverhalten der Ankerperson.

Kontrollvariablen: Antwortverhalten

Hinsichtlich des Antwortverhaltens der Befragten ist zu erwarten, dass Personen, die sich im Allgemeinen eher unkooperativer zeigen und häufig die Antwort auf Fragen verweigern bzw. mit „weiß nicht“ antworten, auch bei der Adressabfrage eher die Herausgabe der Adresse verweigern. In Panelstudien konnte gezeigt werden, dass die Antwortverweigerung wichtiger Einzelfragen die Verweigerung der nächsten Interviewanfrage voraussagen kann (Loosveldt/Carton 2002: 554). Wir kontrollieren daher für die Prozentzahl der Items, für die Item-Nonresponse vorliegt.

Auch Personen, die sich schwer damit tun, Antworten auf intimere Fragen zu geben, stimmen möglicherweise mit geringerer Wahrscheinlichkeit einer Befragung der Alteri zu. Es ist davon auszugehen, dass diese Befragten größere Bedenken hinsichtlich der Datensicherheit haben. Dieser Personenkreis kooperiert seltener bei Befragungen (Singer 2003: 278). Daher werden zwei Dummy-Variablen als Indikatoren für die Nonresponse bei sensiblen Fragen berücksichtigt: Nonresponse bei Fragen zur Sexualität und Nonresponse beim Haushaltseinkommen.

Kontrollvariablen: Belastung der Ankerperson im Interview

Darüber hinaus erscheint es plausibel, dass Befragte, die durch das Interview stärker belastet werden als andere Befragte, mit geringerer Wahrscheinlichkeit einer Befragung der Alteri zustimmen. Eine Verweigerung des Partner- oder Elterninterviews ist eine für den Befragten klar erkennbare Möglichkeit, weitere Belastungen für sich und Angehörige zu vermeiden.

Ein Indikator für die Belastung ist die Zahl der Fragen bzw. Items, die ein Befragter beantworten muss, bis er zur Abfrage der Zustimmung zur Befragung des

Partners bzw. der Elternteile kommt. Diese variiert auf Grund von Filterung stark (für das Analysesample „Elternbefragung“ beispielsweise zwischen 154 und 704 Items). Anhand der Variablen „Itemzahl bis zur Abfrage“ wurden vier möglichst gleich große Gruppen gebildet: Die Zugehörigkeit eines Befragten zu einer der vier Gruppen wird als Kontrollvariable berücksichtigt.

In der Elternregression wird als weiterer Indikator für die Belastung berücksichtigt, ob die Befragten vor der Zustimmungsabfrage zur Elternbefragung schon um ihre Zustimmung zur Kinderbefragung gebeten wurden. Zuletzt wird in der Elternregression noch über ein Set von Dummy-Variablen kontrolliert, die messen, für wie viele Elternteile die Zustimmung zur Elternbefragung abgefragt wurde.

Kontrollvariablen: Soziodemografie des Ankers

Auch Eigenschaften der Ankerperson könnten einen Einfluss auf die Zustimmung der Ankerperson zur Befragung der Alteri und auf deren Teilnahme an der Befragung haben. Dafür sprechen die Ergebnisse von *Kalmijn* und *Liefbroer* (2011: 746-749): In ihren Analysen zeigt sich ein Einfluss demografischer Variablen auf die Teilnahme der sekundären Respondenten. Daher kontrollieren wir folgende Variablen sowohl in der Eltern-Regression als auch in der Partnerregression: Die Geburtskohorte der Ankerperson (0 = 1981-1983, 1 = 1971-1973), das Geschlecht der Ankerperson, die Zahl der Bildungsjahre der Ankerperson, der Migrationsstatus, die Region des Wohnortes (mit den Kategorien Westdeutschland und Ostdeutschland) und die Gemeindegröße, d.h. die Einwohnerzahl der Gemeinde.

In die Elternregression geht zusätzlich noch der Partnerschaftsstatus des Ankers als Kontrollvariable ein (in der Partnerregression zählt diese Variable zu den Beziehungsvariablen, Beschreibung siehe Abschnitt 3.3.2.). Hinsichtlich des Partnerschaftsstatus wäre vorstellbar, dass Befragte mit höherem Institutionalierungsgrad der Partnerschaft eher einer Befragung der Eltern zu Familienthemen zustimmen, weil ihr Leben eher den Idealvorstellungen der Eltern entspricht und daher weniger die Furcht besteht, dass durch die Befragung bei den Eltern negative Denkprozesse angestoßen werden könnten.

In der Partnerregression wird für die sexuelle Orientierung der Ankerperson kontrolliert. Eine weitere Information, die in der Partnerregression berücksichtigt wurde, ist, ob der Partner bei der Ankerpersonenbefragung anwesend war. Dies kam in 16 % der Fälle vor. In diesen Fällen wurde der Partner möglicherweise direkt vom Interviewer hinsichtlich der Teilnahme am Partnerinterview angesprochen. In diesen Fällen vermuten wir eine deutlich höhere Teilnahmewahrscheinlichkeit, da der Zwischenschritt über die Zustimmung des Ankers entfällt und der Interviewer den Partner persönlich zur Teilnahme motivieren kann.

Kontrollvariablen: Soziodemografie der Alteri

In der Literatur zeigt sich immer wieder, dass die individuellen Eigenschaften von Befragungspersonen einen Einfluss darauf haben, ob sie an einer Befragung teilnehmen oder nicht. Entsprechend werden auch Charakteristika der Alteri kontrol-

liert, die deren Teilnahmeverhalten beeinflussen könnten. In der Partnerregression gilt dies für folgende Merkmale: Alter, Bildungsjahre, deutsche Staatsangehörigkeit (0 = nein; 1 = ja), Geburtsland (mit den Kategorien BRD, DDR und Ausland), Region des Wohnorts (mit den Kategorien Westdeutschland (inkl. Berlin West), Ostdeutschland und Ausland) sowie Beschäftigungsstatus. Der Beschäftigungsstatus wird durch die Dummy-Variable „in Ausbildung oder erwerbstätig“ erfasst, die den Werte 1 annimmt, wenn der Partner bzw. die Partnerin vollzeiterwerbstätig, teilzeiterwerbstätig oder in Ausbildung ist.

In der Elternregression wird das Geschlecht der Eltern schon über die Art des Elternteils kontrolliert. Das Alter der Elternteile wird nicht kontrolliert, da der Anteil fehlender Werte bei dieser Variable sehr groß war. Andere möglicherweise relevante soziodemografische Charakteristika der Eltern wurden in der ersten Welle noch nicht erfragt und können daher nicht kontrolliert werden.

4 Analyseergebnisse

4.1 Ergebnisse Partnerteilnahme

In Welle 1 gaben 6.109 Befragte an, einen Partner zu haben: davon gehen 5.131 in die Analyse ein. 978 Fälle können auf Grund von fehlenden Werten bei den unabhängigen Variablen nicht berücksichtigt werden. Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse der logistischen Regression mit der abhängigen Variable Teilnahme des Partners.

Relativ wenige Beziehungsaspekte haben einen Einfluss darauf, ob der Partner teilnimmt oder nicht. Unter den Indikatoren der Institutionalisierung zeigt lediglich der Beziehungsstatus eine signifikante Wirkung, welche der erwarteten Richtung auch entspricht: je höher der Institutionalisierungsgrad, desto höher die Teilnahmewahrscheinlichkeit. Bei Paaren, die in einer nichtehelichen Lebensgemeinschaft leben, sind die Odds der Teilnahme fast um den Faktor 2,7 höher als bei Paaren, die nicht zusammenleben, bei Verheirateten sogar um den Faktor 3,3. Das Vorhandensein gemeinsamer Kinder hat keinen signifikanten Effekt auf die Teilnahme an der Partnerbefragung. Auch der Effekt der logarithmierten Beziehungsdauer ist nicht signifikant.

Was die Indikatoren der Partnerschaftsqualität im engeren Sinne angeht, finden sich für die NRI-Dummys keine signifikanten Effekte. Auch die Indikatoren der Konflikthäufigkeit und der Zufriedenheit scheinen in keinem Zusammenhang mit der Teilnahme des Partners zu stehen. Feindselige Attributionen hingegen haben einen Einfluss auf die Teilnahme der Partner: Mit jedem Punkt mehr auf der 5er-Skala sinken die Odds der Teilnahme des Partners um etwa 10 %.

Bei sehr instabilen Beziehungen ist es wesentlich wahrscheinlicher, dass der Partner teilnimmt, als bei sehr stabilen: die Odds liegen um fast 50 % höher. Dieses Ergebnis scheint kontraintuitiv zu sein, aber hier muss bedacht werden, dass es sich dabei um den Effekt unter Kontrolle von negativem Verhalten wie Konflikten oder feindseligen Attributionen handelt. Das Gefühl, dass die Beziehung nicht sehr stabil

Tab. 3: Logistische Regression Partnerteilnahme (Odds Ratios und Signifikanzniveau)

	Odds Ratio
<i>Beziehungscharakteristika</i>	
Beziehungsstatus	
Living apart together	Ref.
Kohabitation	2.69 ***
Ehe	3.28 ***
Kinder mit Partner (PA) (1 = ja; 0 = nein)	0.90
Logarithmierte Partnerschaftsdauer (Jahre)	1.09
Network of Relationship Inventory	
Konflikt mit PA (1 = ja; 0 = nein)	0.99
Teilen von pers. Gedanken mit PA (1 = ja; 0 = nein)	1.18
Wertschätzung der Ankerperson (AP) durch PA (1 = ja; 0 = nein)	1.37
Dominanz des PA (1 = ja; 0 = nein)	0.93
Häufigkeit Konflikte in der Partnerschaft (Skala: 0-24)	1.00
Selbsteingeschätzte Instabilität	
Selbsteingeschätzte Instabilität 0 (sehr stabil)	Ref.
Selbsteingeschätzte Instabilität 1	1.24
Selbsteingeschätzte Instabilität 2	1.27
Selbsteingeschätzte Instabilität 3 (sehr instabil)	1.48 **
Globale Zufriedenheit in der Partnerschaft (Skala: 0-10)	1.01
Feindselige Attributionen in der Beziehung (Skala: 1-5)	0.90 *
<i>Antwortverhalten der Ankerperson (AP)</i>	
Anteil Item-Nonresponse/alle Items in %	0.82 ***
Nonresponse intime Fragen (1 = ja; 0 = nein)	0.69 **
Nonresponse Haushaltseinkommen (1 = ja; 0 = nein)	0.69 ***
<i>Belastung der AP im Interview</i>	
Anzahl Items bis zur Zustimmungsabfrage Partnerbefragung	
bis 110 (1. Viertel)	Ref.
111-120 (2. Viertel)	0.96
121-135 (3. Viertel)	1.10
136-252 (4. Viertel)	1.14
<i>Soziodemografie der Ankerperson</i>	
AP: Mann	1.11
AP: Geburtskohorte 1971-1973	1.03
AP: Bildungsjahre (8-20 Jahre)	1.04 **
Migrationshintergrund AP	
AP: kein Migrationshintergrund	Ref.
AP: Einwanderer 1. Generation	0.64 ***
AP: Einwanderer 2. Generation	0.92
AP: homosexuell	1.46
AP: Wohnort in Ostdeutschland	0.79

Tab. 3 (Fortsetzung)

	Odds Ratio
<i>Gemeindegröße</i>	
AP: u. 5.000 Einwohner	Ref.
AP: 5.000 - u. 20.000 Einwohner	1.23 *
AP: 20.000 - u. 50.000 Einwohner	1.17
AP: 50.000 - u. 100.000 Einwohner	0.98
AP: 100.000 und mehr Einwohner	1.07
<i>Soziodemografie des Partners</i>	
PA: Geburtsjahr	1.01
PA: Bildungsjahre (8-20 Jahre)	1.02
PA: in Ausbildung oder erwerbstätig	0.62 ***
<i>Wohnort Partner</i>	
PA: Wohnort in Westdeutschland	Ref.
PA: Wohnort in Ostdeutschland	1.23
PA: Wohnort im Ausland	0.53
<i>Geburtsland Partner</i>	
PA: geboren in der BRD	Ref.
PA: geboren in der DDR	1.01
PA: geboren im Ausland	0.70 **
PA: deutsche Staatsangehörigkeit	1.65 ***
<i>Interviewsituation</i>	
PA bei Ankerinterview anwesend	3.51 ***
Pseudo R ²	0.11
N	5131

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Quelle: Beziehungs- und Familienpanel pairfam, Daten-Release 2.0, eigene Berechnung

ist, führt also möglicherweise dazu, dass die Partner sich mehr mit der Analyse ihrer Partnerschaft beschäftigen und auskunftsfreudiger sind.

Auch einige Kontrollvariablen der Partnerregression weisen signifikante Effekte auf. Dies ist beispielsweise beim Antwortverhalten der Ankerperson der Fall: Alle drei Nonresponse-Indikatoren zeigen eine signifikante negative Wirkung auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit. Der Belastungsindikator zeigt hingegen keine signifikante Wirkung. Dies könnte allerdings darauf zurückzuführen sein, dass die Abfrage der Zustimmung zur Partnerbefragung relativ früh im Fragebogen erfolgt, so dass die Belastung durch die Befragung selbst für Personen, die bis zu diesem Zeitpunkt alle Fragen beantwortet haben, relativ gering ist.

Was die soziodemografischen Merkmale der Ankerperson angeht, haben das Geschlecht, die Geburtskohorte, die sexuelle Orientierung und der Wohnort (Ost- oder Westdeutschland) keinen signifikanten Einfluss auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit. Die Odds der Teilnahme steigen aber um etwa 4 % pro Bildungsjahr. Ist die Ankerperson Einwanderer der ersten Generation, so sinken die Odds der Teilnahme

des Partners um etwa 36 %. Im Falle der Gemeindegröße findet man entgegen der Erwartung die höchste Teilnahmebereitschaft in mittelgroßen Gemeinden.

Die Effekte der soziodemografischen Merkmale des Partners sind zum großen Teil ähnlich zu denen der Ankerperson: Alter und Wohnort im Osten oder im Ausland haben keine signifikante Wirkung, während ein vorliegender Migrationshintergrund die Teilnahmewahrscheinlichkeit des Partners verringert. Ein weiterer Faktor, der sich negativ auswirkt, ist eine Erwerbstätigkeit oder Ausbildung des Partners. Ist der Partner erwerbstätig oder in Ausbildung, sind die Odds der Teilnahme um 38 % geringer, als wenn dies nicht zutrifft. Schließlich hat die Bildung des Partners – im Gegensatz zur Bildung der Ankerperson – keinen signifikanten Effekt. Die Tatsache, dass die Bildung von Ankerperson und Partner stark miteinander korrelieren, könnte dieses Ergebnis erklären.

Als Letztes wurde noch dafür kontrolliert, ob der Partner beim Interview der Ankerperson anwesend war: In diesen Fällen ist die Teilnahmechance mehr als dreimal so hoch wie in den anderen Fällen, in denen der Partner nicht anwesend war. Dieses Ergebnis bestätigt die Erwartung, dass der direkte Kontakt des Interviewers mit dem Partner einen positiven Einfluss auf dessen Teilnahmebereitschaft hat.

Bei den Partnern fällt auf, dass die Indikatoren der Beziehungsqualität sehr viele fehlende Werte enthalten. Es könnte also sein, dass viele Fälle, in denen die Beziehung schwer belastet ist – und der Partner diese Antworten deshalb verweigert –, gar nicht in der Analyse berücksichtigt werden. Zur Kontrolle wurden Modelle ohne die Variablen der Instabilität und der Häufigkeit von Konflikten geschätzt (nicht dargestellt). Alle anderen Effekte bleiben in Richtung, Signifikanz und Größenordnung unverändert.

4.2 Ergebnisse Elternteilnahme

Von den 9.424 relevanten Elternteilen gehen 9.212 in die Analyse ein. 212 Fälle können auf Grund von fehlenden Werten bei den unabhängigen Variablen nicht berücksichtigt werden. Tabelle 4 zeigt die Ergebnisse der logistischen Regression mit der abhängigen Variable Teilnahme des Elternteils.

Anders als bei den Partnern beeinflussen zwei der NRI-Dummys die Teilnahmewahrscheinlichkeit. Die beiden anderen haben hingegen keinen Einfluss. Ist die Beziehung zwischen Ankerperson und Elternteil mit Konflikten verbunden, so sind die Odds, dass der Elternteil an der Befragung teilnimmt, um fast 20 % geringer als wenn dies nicht der Fall ist. Zeigt der Elternteil der Ankerperson seine Wertschätzung, sind die Odds der Teilnahme um 47 % höher, als wenn sie dies nicht tut. Ob die Ankerperson mit dem Elternteil persönliche Gedanken und Gefühle teilt, hat hingegen ebenso wenig einen signifikanten Einfluss auf die Teilnahme wie die Dominanz des Elternteils in der Beziehung.

Für die Verbundenheit mit den Eltern zeigt sich der erwartete Einfluss nicht in überzeugender Weise. Nur der Unterschied zwischen der Kategorie „eng“ und der Kategorie „nicht eng“ ist signifikant. Wenn die Verbundenheit mit den Eltern als eng definiert ist erfolgt die Teilnahme des Elternteils mit um 39 % höheren Odds als wenn die Beziehung „nicht eng“ ist. Für die Kategorie „sehr eng“ ist der Unterschied

Tab. 4: Logistische Regression Elternteilnahme (Odds Ratios und Signifikanzniveau)

	Odds Ratio
<i>Beziehungscharakteristika</i>	
Network of Relationship Inventory	
Konflikt mit Elternteil (ET) (1 = ja; 0 = nein)	0.81*
Teilen von pers. Gedanken mit ET (1 = ja; 0 = nein)	1.02
Wertschätzung der Ankerperson (AP) durch ET (1 = ja; 0 = nein)	1.47*
Dominanz des ET (1 = ja; 0 = nein)	0.93
Verbundenheit mit dem Elternteil	
Nicht eng	Ref.
Mittel	1.19
Eng	1.39*
Sehr eng	1.27
Gemeinsame Freizeitaktivitäten	
Nie	Ref.
Selten	1.03
Manchmal	1.08
Oft	1.43**
Sehr oft	2.20***
Kontakthäufigkeit	
Seltener als einmal pro Monat	Ref.
Mindestens einmal pro Monat	1.70*
Mehrmals pro Woche oder häufiger	2.09**
Hilfe vom Elternteil an die AP	
Zahl Bereiche (0-7)	1.12***
Hilfe von der AP an den Elternteil	
Hilfe wird geleistet (1 = ja; 0 = nein)	1.87**
Zahl Bereiche (0-7)	0.92**
Biologisches Kind und Betreuung durch ET	
AP: Kind (lebend, biologisch) (1 = ja; 0 = nein)	0.75*
AP: biol. Kind und Elternteil betreut Kind (1 = ja; 0 = nein)	1.32*
Wohnentfernung	
Im gleichen Haushalt	Ref.
In einem Haus	0.49***
ET wohnt bis zu 30 Min. entfernt	0.45***
ET wohnt mehr als 30 Min. entfernt	0.46***
Art des Elternteils	
Mutter	Ref.
Vater	0.76***
Stiefmutter	0.40***
Stiefvater	0.55***
AP und ET gleiches Geschlecht	1.04
Glückliche Kindheit (Skala 0-10)	1.05*

Tab. 4 (Fortsetzung)

	Odds Ratio
<i>Antwortverhalten der Ankerperson (AP)</i>	
Anteil Nonresponse/alle Items in %	0.88*
Nonresponse intime Fragen (1 = ja; 0 = nein)	0.54***
Nonresponse Haushaltseinkommen (1 = ja; 0 = nein)	0.54***
<i>Belastung der AP im Interview</i>	
Itemzahl bis zur Zustimmungsabfrage Elternbefragung	
Bis 326 (1. Viertel)	Ref.
327-384 (2. Viertel)	0.72*
385-433 (3. Viertel)	0.68*
434-1314 (4. Viertel)	0.71
Zustimmungsfrage Kinderbefragung (1 = ja; 0 = nein)	0.80
Zahl der zu befragenden Elternteile	
Ein Elternteil	Ref.
Zwei Elternteile	0.90
Drei Elternteile	0.85
<i>Soziodemografie der Ankerperson</i>	
AP: Mann	0.86
AP: Geburtskohorte 1971-1973	0.93
AP: Bildungsjahre (8-20)	1.13***
Partnerschaftsstatus	
AP: Single	Ref.
AP: Living apart together	1.42
AP: Kohabitation	1.55*
AP: Ehe	1.73***
Migrationsstatus	
AP: kein Migrationshintergrund	Ref.
AP: Einwanderer 1. Generation	0.34***
AP: Einwanderer 2. Generation	0.84
AP: Wohnort in Ostdeutschland	0.87
Gemeindegröße	
AP: u. 5.000 Einwohner	Ref.
AP: 5.000 - u. 20.000 Einwohner	1.02
AP: 20.000 - u. 50.000 Einwohner	0.85
AP: 50.000 - u. 100.000 Einwohner	1.18
AP: 100.000 und mehr Einwohner	1.21
Pseudo R ²	0.12
N	9212

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

Anmerkung: Bei der Berechnung des Modells zur Elternteilnahme wurde mit der Stata-Option „cluster“ dafür korrigiert, dass die Beobachtungen der unterschiedlichen Elternteile einer Ankerperson nicht unabhängig sind.

Quelle: Beziehungs- und Familienpanel pairfam, Daten-Release 2.0, eigene Berechnung

jedoch wieder etwas geringer und nicht signifikant. Ein Test der Gesamtvariablen zeigt, dass die Verbundenheit mit den Eltern insgesamt nicht signifikant zur Erklärung der Teilnahme beiträgt.

Gemeinsame Freizeitaktivitäten haben einen deutlich positiven Effekt auf die Teilnahme der Eltern: Je häufiger die Ankerperson etwas mit dem Elternteil unternimmt, desto wahrscheinlicher ist es, dass die Befragung des Elternteils realisiert wird. Allerdings sind die Unterschiede zwischen der Kategorie „selten“ bzw. „manchmal“ und der Kategorie „nie“ gering und nicht signifikant. Deutliche Effekte zeigen sich aber, wenn die Ankerpersonen häufiger mit den Eltern Freizeitaktivitäten unternehmen: Bei Ankerperson-Elternteil-Dyaden, bei denen dies oft der Fall ist, sind die Odds der Teilnahme der Eltern um 43 % höher als bei denen, bei denen dies nie der Fall ist; bei Ankerperson-Elternteil-Dyaden, bei denen dies sehr oft der Fall ist, sogar um 120 %.

Auch für die Kontakthäufigkeit zu den Eltern zeigt sich ein positiver Effekt: Haben Anker und Elternteil mindestens einmal pro Monat Kontakt (aber seltener als mehrmals pro Woche), so liegen die Odds der Teilnahme um 70 % höher, als wenn sie seltener als einmal pro Monat Kontakt haben. Haben Eltern und Ankerperson noch häufiger Kontakt, so liegen die Odds der Teilnahme sogar um 109 % höher als die der Referenzkategorien. Auch der Unterschied zwischen der Kategorie „mindestens einmal pro Monat“ und der Kategorie „mehrmals pro Woche oder häufiger“ ist signifikant.

Die gegenseitige Unterstützung hat ebenfalls einen deutlichen Einfluss auf die Teilnahme der Eltern: Mit jedem zusätzlichen Bereich, in dem die Ankerperson Unterstützung vom Elternteil bekommt, steigen die Odds der Teilnahme um 12 %. Unterstützt der Elternteil die Ankerperson in sieben Bereichen, sind die Odds der Teilnahme des Elternteils somit um 121 % (Odds Ratio: 1,12⁷) höher als ohne jegliche Unterstützung der Ankerperson durch den Elternteil.

Anders als der Effekt der Unterstützung der Ankerperson durch den Elternteil ist der Effekt der Unterstützung des Elternteils durch die Ankerperson (bezüglich der Logits) deutlich nichtlinear. Daher wurde neben der metrischen Variable für die Zahl der Bereiche, in denen die Eltern unterstützt werden, auch eine Dummy-Variable dafür in das Modell aufgenommen, dass die Ankerperson die Eltern überhaupt unterstützt. Wie sich zeigt, ist der Effekt dieser Dummy-Variablen positiv, der Effekt der metrischen Variablen jedoch negativ. Das bedeutet, dass die Unterstützung grundsätzlich einen positiven Effekt hat, der positive Effekt mit der Zahl der Bereiche jedoch abnimmt. Unterstützt eine Person einen Elternteil in einem Bereich, so sind die Odds, dass dieser Elternteil an der Befragung teilnimmt, um 72 % (Odds Ratio: 1,87*0,92) größer als ohne jegliche Unterstützung des Elternteils durch die Ankerperson. Unterstützt die Ankerperson den Elternteil in sieben Bereichen, so liegen die Odds nur um 4 % (Odds Ratio: 1,87*0,92⁷) über denen ohne jegliche Unterstützung. Es besteht also kaum mehr ein Unterschied. Dieser Befund erscheint insofern plausibel, als die Unterstützung der Eltern nicht nur mit Nähe verbunden ist, sondern auch ein Indikator für die Hilfsbedürftigkeit der Eltern ist.

Der Effekt für das Vorhandensein eines biologischen Kindes bezieht sich nur auf biologische Kinder, die nicht vom Elternteil der Ankerperson betreut werden.

Existiert ein solches biologisches Kind der Ankerperson, das nicht vom Elternteil der Ankerperson betreut wird, so hat dies einen negativen Effekt auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit des Elternteils: Die Odds der Teilnahme sind – verglichen mit Elternteilen von Ankerpersonen ohne biologisches Kind – um 25 % geringer. Ein solcher negativer Effekt besteht jedoch nicht, wenn der Elternteil der Ankerperson das Enkelkind auch betreut: Der Gesamteffekt für diese Gruppe errechnet sich aus dem Effekt für ein biologisches Kind multipliziert mit dem Effekt der Variablen „biologisches Kind und Kinderbetreuung“. Er liegt damit bei 0,99 (Odds Ratio: $0,75 \cdot 1,32$). Das heißt, die Odds der Teilnahme sind bei dieser Gruppe nur um 1 % geringer, als wenn die Ankerperson gar kein biologisches Kind hat.

Bezüglich der Wohnentfernung ist nur von Bedeutung, ob die Ankerperson mit dem Elternteil in einem Haushalt wohnt. Ist dies nicht der Fall, liegt die Teilnahmewahrscheinlichkeit signifikant niedriger, als wenn dies der Fall ist. Besteht kein gemeinsamer Haushalt, ist die räumliche Entfernung zwischen Ankerperson und Elternteil für die Teilnahme hingegen irrelevant: Die Unterschiede zwischen den Kategorien „im gleichen Haus (aber nicht im gleichen Haushalt)“, „weniger als eine halbe Stunde entfernt“ und „mehr als eine halbe Stunde entfernt“ sind gering und nicht signifikant. Ob der Elternteil im eigenen Haushalt wohnt, im gleichen Haus oder eine Stunde entfernt, macht keinen Unterschied für die Teilnahmewahrscheinlichkeit.

Um welches Elternteil es sich handelt, hat einen klaren Einfluss auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit: Die Teilnahmewahrscheinlichkeit der leiblichen Mutter ist am höchsten, gefolgt von der des leiblichen Vaters. Die Teilnahmewahrscheinlichkeiten der Stiefeltern liegen unter denen der leiblichen Eltern. Der Unterschied zwischen Stiefmutter und Stiefvater ist – im Gegensatz zu allen anderen möglichen Vergleichen zwischen den Elternteilgruppen – nicht signifikant. Die Geschlechtskombination von Ankerperson und Elternteil, d.h., ob sie das gleiche oder ein unterschiedliches Geschlecht haben, hat hingegen keinen Einfluss auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit des Elternteils.

Interessant ist der Befund, dass eine als glücklich wahrgenommene Kindheit die Teilnahmewahrscheinlichkeit erhöht: Mit jedem zusätzlichen Punkt auf der 11er-Skala steigen die Odds der Teilnahme um 5 %. Entsprechend ist die relative Teilnahmewahrscheinlichkeit des Elternteils einer Ankerperson, die ihre Kindheit als sehr glücklich einschätzt, um 63 % höher als die des Elternteils einer Ankerperson, die ihre Kindheit als überhaupt nicht glücklich einschätzt.

Neben den Beziehungsvariablen haben auch einige Kontrollvariablen einen signifikanten Einfluss. Die Neigung der Ankerperson zu Item-Nonresponse reduziert die Teilnahmewahrscheinlichkeit der Eltern – wie schon die der Partner – signifikant. Für die Indikatoren der Belastung der Ankerperson zeigen sich keine eindeutigen Effekte. Es finden sich lediglich für die Zahl der Items signifikante Unterschiede zwischen einzelnen Kategorien. Allerdings ist diese Variable insgesamt nicht signifikant.

Unter den soziodemografischen Kontrollvariablen haben Bildung und Migrationserfahrung einen signifikanten Effekt, wie dies auch schon bei der Partnerteilnahme der Fall war. Auch der Partnerschaftsstatus hat einen signifikanten Effekt in der erwarteten Richtung. Für die Gemeindegröße finden sich zwar keine signifikanten Unterschiede zwischen den einzelnen Kategorien und der im Modell gewählten Re-

ferenzkategorie, die Gesamtvariable ist jedoch signifikant. Die Geburtskohorte, das Geschlecht und ob der Befragte in Ost- oder Westdeutschland lebt haben hingegen – wie schon in der Partnerregression – keinen signifikanten Einfluss.

5 Fazit

Insgesamt lässt sich sagen, dass es deutliche Hinweise auf die selektive Teilnahme der sekundären Respondenten gibt. Allerdings scheinen sich die Prozesse bei Eltern und Partnern zu unterscheiden. Bezüglich der Teilnahme der Eltern wirkt sich sowohl eine bessere Beziehungsqualität im engeren Sinne als auch eine höhere Dichte der Beziehung im Hinblick auf Kontakt und gegenseitige Unterstützung eindeutig positiv auf die Teilnahme aus. Diese Ergebnisse korrespondieren mit den eingangs berichteten Ergebnissen von *Kalmijn* und *Liefbroer* (2011) zur Teilnahme von erwachsenen Kindern der primären Befragten an einer nachgelagerten Befragung.

Auf die Teilnahme der Partner scheint die Beziehungsqualität hingegen einen geringeren Einfluss zu haben. So haben Variablen, die die Qualität der Beziehung im engeren Sinne erfassen – wie die Zufriedenheit mit der Partnerschaft, die Häufigkeit von Konflikten und die vier Dimensionen des Network of Relationship Inventory – keinen signifikanten Einfluss. Eine Ausnahme ist die geringere Teilnahme von Partnern beim Vorliegen von feindseliger Attribution. Zudem findet sich der kontraintuitive Befund, dass die Teilnahme des Partners wahrscheinlicher ist, wenn die Ankerperson die Beziehung als sehr instabil einschätzt. Von großer Bedeutung für die Teilnahme des Partners ist der Institutionalisierungsgrad der Beziehung: Je höher der Institutionalisierungsgrad, desto höher die Wahrscheinlichkeit der Partnerteilnahme.

Dass die Nichtteilnahme der sekundären Respondenten nicht zufällig ist, sondern systematisch, hat Implikationen für die Analysen: Zum einen ist damit zu rechnen, dass deskriptive Analysen verzerrt sind. Darüber hinaus besteht grundsätzlich auch die Möglichkeit, dass die Schätzer von multivariaten Regressionsanalysen verzerrt sind. Die Gefahr einer bedeutenden Verzerrung bei multivariaten Regressionsanalysen ist jedoch geringer als bei deskriptiven Analysen. Bei einer OLS-Regression sind die Schätzer nämlich beispielsweise unverzerrt, solange exogene Variablen, also unabhängige Modellvariablen, die nicht mit dem Fehlerterm korrelieren, den Ausfallprozess steuern. Gleiches gilt, wenn der Ausfallprozess von unbeobachteten Faktoren abhängt, die nicht mit dem Fehlerterm oder den unabhängigen Variablen korreliert sind. Allerdings können auch bei multivariater Analyse Verzerrungen auftreten, nämlich dann, wenn der Ausfallprozess von den Ausprägungen der abhängigen Variablen abhängt oder von nicht beobachteten Faktoren, die mit dem Fehlerterm korrelieren (*Wooldridge* 2003: 585-587).

Theoretisch gibt es mehrere alternative Vorgehensweisen, um einem Nonresponse-Bias bei dyadischen Analysen zu vermeiden. Eine Möglichkeit ist es, die beobachteten Fälle mit dem Ziel zu gewichten, die Verzerrung zu beseitigen. Dazu schätzt man eine logistische Regression, wie wir es hier für die Partner- und Elternteilnahme getan haben. Aus der Regression schätzt man dann für jeden sekun-

däre Respondenten die vorhergesagte Teilnahmewahrscheinlichkeit. Der Kehrwert dieser Wahrscheinlichkeit ist dann das Gewicht (inverse probability weighting). Für Querschnittsanalysen ist dies eine praktikable Vorgehensweise. Im Falle von Längsschnittanalysen mit mehreren Wellen treten bei der Bildung von Gewichten hingegen schnell Probleme auf. Beim beschriebenen Vorgehen würde man nämlich für jede Welle ein Gewicht berechnen. Die Standard-Verfahren der Panel-Analyse erlauben es hingegen nicht, jeder Dyade für jeden Erhebungszeitpunkt ein Gewicht zuzuspielen. Es kann vielmehr nur der gesamten Zeitreihe einer Dyade ein Gewicht zugewiesen werden – unabhängig davon, ob die Dyade zu allen Erhebungszeitpunkten beobachtet wurde oder ob für bestimmte Zeitpunkte Nonresponse vorliegt. Die komplexen Teilnahme-Nichtteilnahme-Muster der Alteri über die Wellen und zusätzlich andere Besonderheiten, wie beispielsweise Partnerwechsel, machen es aber quasi unmöglich, ein einziges sinnvolles Gewicht für die komplette Zeitreihe jeder Dyade zu berechnen.

Ein anderer Ansatz, um einem potentiellen Nonresponse-Bias zu begegnen, ist die Verwendung eines Heckman'schen Sample-Selection-Modells. So empfehlen *Kalmijn* und *Liefbroer* (2011), bei der Schätzung von inhaltlichen Modellen immer auch ein solches Sample-Selection-Modell zu schätzen, um zu überprüfen, ob die Ergebnisse durch einen Nonresponse-Bias verzerrt sind. In ihrer Arbeit untersuchen sie anhand von fünf inhaltlichen Fragestellungen, ob die selektive Teilnahme der erwachsenen Kinder der primären Befragten zu einem Nonresponse-Bias führt. Bei vier der fünf Modelle finden sie keine Verzerrung. Diese Ergebnisse verweisen darauf, dass Zusammenhangsanalysen nicht notwendigerweise unter der selektiven Teilnahme der sekundären Respondenten leiden, dass dies aber im Einzelfall durchaus vorkommen kann. Der Empfehlung zur Anwendung des Heckman'schen Sample-Selection-Modells kann man allerdings nur bei Querschnittsanalysen folgen, da das Modell auf diesen Anwendungsfall beschränkt ist. Inzwischen werden zwar auch Sample-Selection-Modelle für die Analyse von Paneldaten vorgeschlagen (*Wooldridge* 2010: 833-837), diese beruhen aber einerseits auf starken Annahmen hinsichtlich der Datenstruktur und sind andererseits z.B. in Stata nicht als Standardmodelle implementiert.

Young und *Johnson* (2009) schließlich empfehlen, die fehlenden Werte auf Seiten der sekundären Respondenten durch multiple Imputation zu ersetzen – und zwar auch dann, wenn der sekundäre Respondent gar nicht an der Befragung teilgenommen hat. Multiple Imputation ist ein vielversprechender Ansatz, um einem potentiellen Bias zu begegnen und hinsichtlich der grundsätzlichen Analysemöglichkeiten deutlich flexibler als die anderen beiden Ansätze. Mit imputierten Daten können sowohl deskriptive Analysen vorgenommen werden als auch komplexe Regressionsmodelle geschätzt werden. Multiple Imputation ist jedoch bisher nur bei Datensätzen mit verhältnismäßig einfacher Datenstruktur eine praktikable Methode. Bei so komplexen Daten wie dem Beziehungs- und Familienpanel, das aufwändig gefiltert ist und außerdem zu einem großen Teil kategoriale Variablen beinhaltet, ist die multiple Imputation hingegen noch nicht in befriedigender Weise einsetzbar. Eine Weiterentwicklung der Methoden wird hier zukünftig möglicherweise Abhilfe schaffen.

Welchen Schluss kann man nun hinsichtlich der Analyse der dyadischen pairfam-Daten ziehen? Es wäre definitiv falsch, aus den Ergebnissen zu schließen, dass auf die Erhebung und Analyse solcher Daten auf Grund der Selektivität der Alteri-Teilnahme verzichtet werden sollte. Denn nur die Befragung sekundärer Respondenten eröffnet überhaupt die Möglichkeit, die gegenseitige Beeinflussung von Familienmitgliedern oder Partnern zu untersuchen. Die einzige Alternative zur Befragung sekundärer Respondenten – nämlich die Erhebung von Proxyangaben für diese Personen durch Befragung der primären Respondenten – ist gerade bei der Erhebung von Einstellungen und Befindlichkeiten mit noch größeren Problemen verbunden (*Eiser/Morse* 2004).

Allerdings ist die Gefahr, dass deskriptive Analysen bei Verwendung der Alteri-Daten verzerrt sind, aus unserer Sicht so groß, dass wir davon abraten, auf Grundlage solcher Ergebnisse auf die Grundgesamtheit zu schließen. Falls dies dennoch geschieht, sollte unserer Meinung nach zumindest an prominenter Stelle die Gefahr von Verzerrungen diskutiert werden. Die in diesem Beitrag präsentierten Analysen können hierzu Anhaltspunkte geben.

Von der Schätzung von multivariaten Modellen raten wir hingegen nicht grundsätzlich ab. Jeder Forscher sollte sich aber des Risikos einer Verzerrung bewusst sein und die geschätzten Modelle aus dieser Sicht kritisch betrachten. Soweit möglich halten wir es durchaus für sinnvoll, die Ergebnisse mit gewichteten Analysen oder Sample-Selection-Modellen zu vergleichen. Allerdings ist dabei auch zu beachten, dass eine Gewichtung anhand einiger beobachteter Merkmale noch nicht garantiert, dass die Schätzung des interessierenden Zusammenhangs mit den gewichteten Daten weniger verzerrt ist als mit ungewichteten. Im schlimmsten Fall könnte sogar das Gegenteil der Fall sein, also bei Gewichtung die Verzerrung zunehmen. Entsprechendes gilt auch für die Selektionsmodelle.

Vor allem aber empfehlen wir Fixed-Effects-Paneldaten-Modelle zu schätzen, wann immer die Fragestellung dies zulässt. Neben den grundsätzlichen Vorzügen von Fixed-Effects-Modellen haben diese auch den Vorteil, dass selektive Teilnahme nur dann problematisch ist, wenn der Selektionsprozess mit unbeobachteten zeitveränderlichen Faktoren zusammenhängt (*Wooldridge* 2010: 832). Damit entfällt ein Großteil der bei Querschnittsanalysen relevanten Ursachen für Verzerrung. Fixed-Effects-Modelle sind bei der Analyse verzerrter Stichproben auch Gewichtungsverfahren und Heckman-Selection-Modellen überlegen: Denn sowohl durch Gewichtung als auch durch Heckman-Selection können nur Verzerrungen der Schätzer vermieden werden, die auf beobachtete Merkmale zurückzuführen sind. Verzerrungen auf Grund unbeobachteter Merkmale führen hingegen potentiell weiterhin zu Problemen. Bei der Anwendung von Fixed-Effects-Regressionen hingegen ist es unproblematisch, wenn die Teilnahme von zeitkonstanten Faktoren abhängt – unabhängig davon, ob diese beobachtet wurden oder nicht.

Der Beitrag hat somit klar gezeigt, dass die dyadischen Daten des pairfam-Panels selektiv sind. Wir sind dennoch davon überzeugt, dass diese Daten von großem Nutzen für die Forschung sind – und zwar dann, wenn sie mit dem notwendigen Problembewusstsein und den geeigneten Methoden analysiert werden. Für die Zukunft ist unsere Hoffnung, dass eine Weiterentwicklung der multiplen Imputation

ermöglicht, diese Methode auch bei dem komplexen Fall eines Panels mit Multi-Actor-Design einzusetzen.

Literatur

- Brüderl, Josef et al.* 2012: pairfam Data Manual. Release 3.0. [http://www.pairfam.de/fileadmin/user_upload/redakteur/publis/Dokumentation/Manuals/Data-Manual_en_pairfam_3.0.pdf, 27.09.2012]
- Eiser, Christine; Morse, Rachel* 2004: Can Parents Rate their Child's Health-Related Quality of Life? Results of a Systematic Review. In: *Quality of Life Research* 10,4: 347-357.
- Elder, Glen Jr.* 1994: Time, Human Agency, and Social Change: Perspectives on the Life Course. In: *Social Psychology Quarterly* 57,1: 4-15.
- Furman, Wyndol; Burmester, Duane* 1985: Children's Perceptions of the Personal Relationships in Their Social Network. In: *Developmental Psychology* 21: 1016-1024.
- Groves, Robert; Cialdini, Robert; Couper, Mick* 1992: Understanding the Decision to Participate in a Survey. In: *Public Opinion Quarterly* 56,4: 475-495.
- Groves, Robert; Singer, Eleanor; Corning, Amy* 2000: Leverage-Saliency Theory of Survey Participation – Description and an Illustration. In: *Public Opinion Quarterly* 64,3: 299-308.
- Huinink, Johannes et al.* 2011: Panel Analysis of Intimate Relationships and Family Dynamics (pairfam): Conceptual Framework and Design. In: *Zeitschrift für Familienforschung* 23,1: 77-101.
- Kalmijn, Matthijs; Liefbroer, Aart* 2011: Nonresponse of Secondary Respondents in Multi-Actor Surveys: Determinants, Consequences, and Possible Remedies. In: *Journal of Family Issues* 32,6: 735-766.
- Loosveldt, Geert; Carton, Ann* 2002: Utilitarian Individualism and Panel Nonresponse. In: *International Journal of Public Opinion Research* 14,4: 428-438.
- Schmahl, Franziska et al.* 2012: pairfam Scales Manual Wave 1 to 3. Release 3.0. [http://www.pairfam.de/fileadmin/user_upload/redakteur/publis/Dokumentation/Manuals/Scales_Manual_en_pairfam_3.0.pdf, 26.09.2012]
- Schnell, Rainer* 1997: Nonresponse in Bevölkerungsumfragen. Ausmaß, Entwicklung und Ursachen. Opladen: Leske + Budrich.
- Singer, Eleanor* 2003: Exploring the Meaning of Consent: Participation in Research and Beliefs about Risks and Benefits. In: *Journal of Official Statistics* 19,3: 273-285.
- Stoop, Ineke* 2005: The Hunt for the Last Respondent. Nonresponse in Sample Surveys. The Hague: SCP, Social and Cultural Planning Office of the Netherlands.
- Suckow, Jana; Schneekloth, Ulrich* 2009: Beziehungen und Familienleben in Deutschland (2008/2009) Welle 1. [http://www.pairfam.de/fileadmin/user_upload/redakteur/publis/Dokumentation/Methodenberichte/pairfam_Methodenbericht_W1.pdf, 27.09.2012]
- Suckow, Jana; Schneekloth, Ulrich; Wich, Philipp* 2010: Beziehungen und Familienleben in Deutschland (2008/2009) Welle 2. [http://www.pairfam.de/fileadmin/user_upload/redakteur/publis/Dokumentation/Methodenberichte/pairfam_Methodenbericht_W2.pdf, 27.09.2012]
- Wooldridge, Jeffrey* 2003: *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Mason: Thomson.

Wooldridge, Jeffrey 2010: *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge/London: The MIT Press.

Young, Rebekah; Johnson, David 2009: A Comparison of Four Methods for Handling Missing Secondary Respondent Data. Paper presented at the annual meeting of the American Sociological Association. San Francisco, CA.

Eine Übersetzung dieses begutachteten und von den Autoren autorisierten deutschen Originaltextes durch das Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung ist unter dem Titel „The Influence of Relationship Quality on the Participation of Secondary Respondents: Results from the German Family Panel“, DOI 10.4232/10.CPoS-2012-07en bzw. URN urn:nbn:de:bib-cpos-2012-07en4, auf <http://www.comparativepopulationstudies.de> verfügbar.

Eingegangen am: 25.10.2011

Angenommen am: 10.10.2012

Dr. Jette Schröder (✉). GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften. Mannheim, Deutschland. E-Mail: jette.schroeder@gesis.org. URL: <http://www.gesis.org>

Dr. Laura Castiglioni . MZES – Universität Mannheim. Mannheim, Deutschland.
E-Mail: Laura.Castiglioni@mzes.uni-mannheim.de
URL: <http://www.mzes.uni-mannheim.de>

Prof. Dr. Josef Brüderl. Ludwig-Maximilians-Universität München. Institut für Soziologie. München, Deutschland. E-Mail: bruederl@lmu.de
URL: http://www.ls3.soziologie.uni-muenchen.de/personen/professor/bruederl_josef/index.html

Ulrich Krieger. German Internet Panel, SFB 884, Universität Mannheim.
E-Mail: Ulrich.Krieger@uni-mannheim.de. URL: <http://ssrn.com/author=2003214>

Comparative Population Studies – Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft

www.comparativepopulationstudies.de

ISSN: 1869-8080 (Print) – 1869-8999 (Internet)

Published by / Herausgegeben von

Prof. Dr. Norbert F. Schneider

Federal Institute for Population Research
D-65180 Wiesbaden / Germany

Managing Editor /

Verantwortlicher Redakteur

Frank Swiaczny

Editorial Assistant /

Redaktionsassistent

Katrin Schiefer

Language & Copy Editor (English) /

Lektorat & Übersetzungen (englisch)

Amelie Franke

Copy Editor (German) /

Lektorat (deutsch)

Dr. Evelyn Grünheid

Layout / Satz

Beatriz Feiler-Fuchs

E-mail: cpo@bib.bund.de

Scientific Advisory Board /

Wissenschaftlicher Beirat

Jürgen Dorbritz (Wiesbaden)

Paul Gans (Mannheim)

Johannes Huinink (Bremen)

Marc Luy (Wien)

Clara H. Mulder (Groningen)

Notburga Ott (Bochum)

Peter Preisendörfer (Mainz)

Board of Reviewers / Gutachterbeirat

Martin Abraham (Erlangen)

Laura Bernardi (Lausanne)

Hansjörg Bucher (Bonn)

Claudia Diehl (Göttingen)

Andreas Diekmann (Zürich)

Gabriele Doblhammer-Reiter (Rostock)

Henriette Engelhardt-Wölfler (Bamberg)

E.-Jürgen Flöthmann (Bielefeld)

Alexia Fürnkranz-Prskawetz (Wien)

Beat Fux (Zürich)

Joshua Goldstein (Rostock)

Karsten Hank (Köln)

Sonja Haug (Regensburg)

Franz-Josef Kemper (Berlin) †

Michaela Kreyenfeld (Rostock)

Aart C. Liefbroer (Den Haag)

Kurt Lüscher (Konstanz)

Dimiter Philipov (Wien)

Thomáš Sobotka (Wien)

Heike Trappe (Rostock)