

# Im Auge des Betrachters?<sup>1</sup>

## Eine dyadische Untersuchung der ‚Intergenerational Stake Hypothese‘ und Implikationen für die Forschungspraxis

Patrick Lazarevič, Anja Steinbach und Johannes Kopp

*Beitrag zur Ad-Hoc Gruppe »Dyadische Datenanalyse – Methodische Grundlagen und empirische Anwendungsfelder«*

### Einleitung

Vor dem Hintergrund, dass Eltern und Kinder heute so viel gemeinsame Lebenszeit wie nie zuvor miteinander verbringen, erfährt die Erforschung der Ausgestaltung intergenerationaler Beziehungen seit Jahrzehnten eine konstante – wenn nicht sogar zunehmende – Aufmerksamkeit (für einen Überblick siehe Kalmijn 2014). Nicht selten wird hierbei festgestellt, dass die emotionale Nähe der Beziehung von verschiedenen Personen (wie zum Beispiel Eltern und ihren erwachsenen Kindern) unterschiedlich bewertet wird (zum Beispiel Mandemakers, Dykstra 2008; Kim et al. 2011). Generell gesehen handelt es sich bei diesen Unterschieden um einen Spezialfall des sogenannten ‚Rater-Bias‘, also die unterschiedliche Bewertung desselben Sachverhalts durch verschiedene Personen (Hoyt 2000).

Da jedoch die reine Bewertung der gemeinsamen Beziehung im Aggregat für gewöhnlich von geringem Interesse ist, stellt sich die Frage, ob die unterschiedlichen Sichtweisen auch einen Einfluss auf die Beantwortung komplexerer Fragestellungen haben. Ausgehend von den unterschiedlichen Bewertungen liegt der Schluss nahe, dass sich auch die empirisch identifizierten Zusammenhangsstrukturen, zum Beispiel in multivariaten Analysen, in Abhängigkeit der Perspektive der Informanten unterscheiden können. Weiter ist denkbar, dass die beiden Perspektiven auch einen inhaltlich unterschiedlichen Blickwinkel auf die gemeinsame Beziehung mit sich bringen. Dadurch würde die Anreicherung eines statistischen Modells um die Angaben der anderen Person die Erklärungskraft des Modells erhöhen. Beide Aspekte würden die Erhebung dyadischer Daten, also in diesem Fall die Befragung beider Generationen, zur Analyse der gemeinsamen Beziehung nötig machen.

---

<sup>1</sup> Dieser Beitrag basiert weitestgehend auf den Analysen unseres Artikels ‚Divergent Perceptions of Intergenerational Relationships: What Implications, If Any?‘ im Journal of Family Studies (DOI: 10.1080/13229400.2016.1269659).

Andererseits kann eingewandt werden, dass die ausschließliche Verwendung vollständig erhobener Dyaden die Ergebnisse ebenfalls verfälschen kann, da die Wahrscheinlichkeit der Unit-Nonresponse eines Teils der Dyade möglicherweise durch die Beziehungsqualität, die Tatsache der Koresidenz oder andere Faktoren bedingt ist (Kalmijn, Liefbroer 2011; Schröder et al. 2012). Folglich könnte es durch die dyadische Erhebung zu einer Positivselektion von beispielsweise ‚engeren‘ Eltern-Kind-Beziehungen kommen, welche ein falsches Bild der Grundgesamtheit liefern. Hier würde es sich also um einen Fall von positivem Nonresponse Bias handeln (Groves 2004). Selbst im Falle von nichtselektiven Ausfällen besteht (insbesondere im Längsschnitt) aufgrund ökonomischer Restriktionen das Problem der weit höheren Kosten dyadischer Erhebungen, welches tendenziell zu kleineren Stichproben führt. Hierdurch wird insbesondere eine separate bzw. detaillierte Analyse von vergleichsweise seltenen Gruppen, wie zum Beispiel einzelner ethnischer Gruppen, erschwert.

Aufbauend auf diesen Überlegungen soll in diesem Beitrag ermittelt werden, inwieweit die Ergebnisse einer exemplarischen Fragestellung davon abhängen, ob (erwachsene) Kinder oder ihre Eltern befragt werden. Weiter soll ebenfalls herausgestellt werden, ob das Hinzufügen einer zweiten Perspektive die Erklärungskraft eines multivariaten Modells erhöhen kann. Letztlich soll auch untersucht werden, ob Ergebnisse, die auf den Daten von Personen mit vollständig erhobenen Dyaden basieren, sich von Ergebnissen unterscheiden, die auf (einseitigen) Daten möglichst aller potenziell vorhandenen Beziehungen beruhen.

## Forschungsstand: Untersuchungen des Einflusses der Perspektive

Beginnend mit der Untersuchung von Bengtson und Kuypers (1971) wurde in vielen Studien konsistent festgestellt, dass es Unterschiede hinsichtlich der Bewertung der gemeinsamen Beziehung von Eltern und erwachsenen Kindern gibt. Obwohl es selbstverständlich beträchtliche Variation zwischen den Familien gab, sahen die Unterschiede wenigstens im Aggregat so aus, dass Eltern die Beziehungen positiver einschätzten als ihre Kinder (Bengtson, Kuypers 1971; Rossi, Rossi 1990; Giarrusso et al. 1995; Klein Ikkink et al. 1999; Giarrusso et al. 2004; Shapiro 2004; Trommsdorff, Schwarz 2007; Lin 2008; Mandemakers, Dykstra 2008; Kim et al. 2011). Auf Basis dieser Befunde gab es einige Untersuchungen, um Determinanten für die Diskrepanz in der Bewertung der intergenerationalen Beziehungen zu finden. Hier kamen verschiedene Studien zu dem Befund, dass Faktoren wie das Geschlecht (Aquilino 1999; Lynott, Roberts 1997; Shapiro 2004), das Alter (Shapiro 2004; Lin 2008), die Familienstruktur (Aquilino 1999; Shapiro 2004; Lin 2008), die Wohnentfernung (Aquilino 1999; Lin 2008; Mandemakers, Dykstra 2008) sowie die Bildung (Aquilino 1999; Lin 2008; Mandemakers, Dykstra 2008) eine bedeutende Rolle zur Erklärung der Differenzen spielen.

Die Konsequenzen intergenerationaler Unterschiede in der Bewertung der gemeinsamen Beziehung für die empirische Sozialforschung wurden hingegen weit seltener untersucht. In der ersten diesbezüglichen Untersuchung von Aquilino (1999) schätzte der Autor anhand von Strukturgleichungsmethoden identische lineare Regressionsmodelle jeweils auf Basis der Angaben der Eltern bzw. Kinder. Festzuhalten ist, dass aufgrund der Wahl der Perspektive keine gegensätzlichen inhaltlichen Schlussfolgerungen gezogen worden wären. Jedoch lassen sich aus diesen Ergebnissen (aufgrund der Vorgehensweise des Autors) keine Schlüsse darauf ziehen, zu welchen Ergebnissen Analysen kämen, die auf nur einer Perspektive basieren.

Eine zweite Untersuchung zu den Folgen unterschiedlicher Perspektiven für familiensoziologische Fragestellungen stammt von Lin (2008). Die Autorin untersuchte Mütter und Töchter hinsichtlich ihres

intergenerationalen Austausches und stellte dabei fest, dass sich – abhängig von der gewählten Perspektive – jeweils unterschiedliche Determinanten signifikant auf die Wahrscheinlichkeit des Vorliegens intergenerationaler Hilfeleistungen auswirkten. Bei dieser Studie muss jedoch einschränkend festgehalten werden, dass lediglich Daten von Müttern und ihren Töchtern sowie ein relativ kleiner Datensatz (619 Dyaden) verwendet wurden.

Eine letzte Studie zu dem hier fokussierten Thema stellt die Untersuchung von Kopp und Steinbach (2009) dar. In ihren Analysen untersuchten die Autoren ebenfalls, ob die Wahl der Perspektive einen Einfluss auf die Ergebnisse empirischer Analysen hat und kamen genau wie Aquilino (1999) zu dem Schluss, dass sich lediglich in wenigen Fällen zwar die Größe der Koeffizienten ändere, sich jedoch keine substantiell gegenläufigen Schlüsse ziehen ließen. Ebenfalls ließ sich nicht feststellen, dass sich eine möglicherweise selektive Nonresponse im Sinne nicht teilnehmender Eltern verzerrend auf die Analyse auswirke (Kopp, Steinbach 2009). Problematisch an dieser Studie ist jedoch, dass sie lediglich auf einer kleinen und regional beschränkten Stichprobe beruht.

## Methoden

### Daten und untersuchte Stichprobe

Zur Untersuchung der beschriebenen Fragestellung ist selbstverständlich ein Datensatz notwendig, der dyadische Daten der Vertreterinnen und Vertreter verschiedener Generationen enthält. Einen solchen Datensatz gibt es seit einigen Jahren mit dem Beziehungs- und Familienpanel pairfam (Huinink et al. 2011). Die folgenden Analysen basieren auf der zweiten Welle des Projektes, die in den Jahren 2009 und 2010 erhoben wurden und Daten von insgesamt 9.069 Personen aus drei Geburtskohorten (1991–1993, 1981–1983 und 1971–1973) enthält (Brüderl et al. 2016). Ausgehend von diesen Befragten wurden zusätzlich, sofern möglich, deren (Stief-)Eltern befragt, wobei insgesamt 5.015 (Stief-)Eltern-teile rekrutiert werden konnten. Es ist relevant zu erwähnen, dass die Kinder mittels persönlicher Interviews (CAPI) befragt wurden, während die Daten der Eltern mittels schriftlicher Befragung (PAPI) erhoben wurden. Dies kann insofern bedeutsam sein, als dadurch möglicherweise ein Unterschied im Antwortverhalten zwischen den Generationen entstehen bzw. vergrößert werden kann (für einen Überblick siehe Schwarz et al. 1991; Kreuter et al. 2008). Bei den folgenden Analysen handelt es sich entsprechend eher um einen stärkeren Test der Konsequenzen von Befragtdifferenzen für familiensoziologische Fragestellungen, da sich sowohl die Perspektive als auch der Befragungsmodus unterscheiden.

Generell ließ sich feststellen, dass Eltern mit besseren Eltern-Kind-Beziehungen und koresidierende Dyaden tendenziell stärker in der Stichprobe vertreten sind (Schröder et al. 2012). Aus diesem Grund sollen in den folgenden Analysen nicht nur die Angaben der Eltern mit denen der Kinder zur gemeinsamen Beziehung, sondern auch die Angaben der Kinder zu allen ihren (Stief-)Elternanteilen, also auch den nicht rekrutierten Eltern, verglichen werden. Der Vergleich der Angaben zu sämtlichen Beziehungen mit den Angaben zu selbstselektierten Beziehungen soll einen Hinweis darauf geben, ob diese Selbstselektion hin zu engeren Eltern-Kind-Beziehungen die Analyseergebnisse verzerrt. Insgesamt verwenden wir in den multivariaten Modellen der folgenden Analysen Angaben von 4.571 Eltern zu ihren Kindern, Angaben von 4.519 Kindern zu ihren ebenfalls befragten Eltern und 15.883 Angaben der Kinder zu allen ihren (Stief-)Eltern. Sämtliche Analysen berücksichtigen mögliche Klumpeneffekte, da Kinder Angaben zu bis zu drei Elternteilen machen und bis zu drei Elternteile an der Untersuchung

teilnehmen konnten. Zusätzlich sind alle Analysen mit dem Designgewicht des pairfam-Datensatzes gewichtet (Brüderl et al. 2014).

## Variablen

Die multivariaten Analysen basieren auf einem Modell zur Erklärung der emotionalen Nähe zwischen einem jugendlichen bzw. erwachsenen Kind und dem dazugehörigen (Stief-)Elternteil, da affektuelle Solidarität als einer der wichtigsten Aspekte intergenerationaler Beziehungen gilt (Monserud 2008; Silverstein et al. 2010; Szydlik 2012; Birditt et al. 2015). Im verwendeten Modell wird die emotionale Nähe durch vier andere Dimensionen des Konzepts der intergenerationalen Solidarität nach Bengtson (2001) erklärt, nämlich: strukturelle, assoziative, funktionale und normative Solidarität. Ergänzt wurde das Modell um die zusätzliche Dimension des intergenerationalen Konflikts (Szydlik 2008). Weiterhin kontrollieren wir in unserem Erklärungsmodell auch für Eigenschaften der gemeinsamen Beziehung wie die Geschlechterkonstellation, eine Stiefelternschaft und die Geburtskohorte. Sämtliche Variablen liegen analog für Eltern und Kinder vor (Thönnissen et al. 2014). Für alle Dimensionen, für die mehr als zwei Variablen erhoben wurden, haben wir für die multivariaten Analysen Indizes mittels konfirmatorischer Faktorenanalysen gebildet, während für Dimensionen mit zwei Indikatoren jeweils der entsprechende Mittelwert genutzt wird.

*Affektive Solidarität* ist die emotionale Nähe zwischen Generationen (Bengtson 2001). In dieser Untersuchung nutzen wir zur Operationalisierung zwei Items der Subskala ‚Intimität‘ des ‚Network of Relationship Inventory‘ von Furman und Buhrmester (1985), welche die Häufigkeit des Teilens von eigenen Gedanken und von Geheimnissen und Gefühlen mit der anderen Person umfasst (Furman, Buhrmester 1985). Diese beiden Items werden ergänzt durch die allgemeinere Frage, wie nah sich die befragte Person der anderen Person (Kind oder Elternteil) fühlt. Je höher die Werte der Variablen sowie des gemeinsamen Faktors sind, desto enger ist die Beziehung.

Die *strukturelle Solidarität* umfasst die Opportunitätsstrukturen zur Ausgestaltung der Beziehung. Sie wird gemeinhin über die Wohnentfernung operationalisiert und wird in dieser Untersuchung durch die zeitliche Entfernung zwischen Kind und Eltern abgefragt. Die Antwortmöglichkeiten reichten hierbei von ‚wir leben im selben Haushalt‘ bis ‚drei Stunden und mehr‘. Höhere Werte stehen also für eine größere Entfernung.

Mit der *assoziativen Solidarität* ist die Kontakthäufigkeit zwischen den Generationen gemeint, wobei in dieser Untersuchung nicht nur Face-to-Face-Kontakt, sondern auch Briefe, Anrufe und ähnliches eingeschlossen wurden. Höhere Werte bedeuten hier einen häufigeren Kontakt.

*Funktionale Solidarität* ist der Austausch von Hilfeleistungen zwischen den Generationen, wobei zwischen materieller, instrumenteller und emotionaler funktionaler Solidarität unterschieden wird. Materielle funktionale Solidarität sind gegenständliche Hilfeleistungen, wie zum Beispiel in Form von Geschenken oder Geld, während instrumentelle funktionale Solidarität direkte Hilfen bei Haushaltsarbeit oder bei Behördengängen bedeutet. Emotionale funktionale Solidarität ist schlussendlich vor allem das Anhören von persönlichen Problemen oder das Geben von Ratschlägen. Alle drei Dimensionen wurden jeweils durch zwei Fragen abgebildet, wobei für jede Person sowohl das Geben als auch das Erhalten der jeweiligen Hilfeleistungen abgefragt wurde. Entsprechend gehen in die multivariaten Analysen sechs Variablen pro Modell ein.

Die *normative Solidarität*, welche die Zustimmung zu Erwartungen und Normen hinsichtlich des intergenerationalen Zusammenhalts abbildet, operationalisieren wir durch einen Index aus sechs verschiedenen Items, wie zum Beispiel, ob Kinder ihre pflegebedürftigen Eltern aufnehmen sollten, oder ob Eltern ihre erwachsenen Kinder finanziell unterstützen sollten. Höhere Werte dieser Variablen be-

deuten eine höhere Zustimmung und entsprechend stärkere (angenommene) Erwartungen hinsichtlich intergenerationaler Unterstützung.

Für das Ausmaß des *Konflikts* zwischen den Generationen haben wir wiederum auf eine Subskala des ‚Network of Relationship Inventory‘ von Furman und Buhrmester (1985) zurückgegriffen. Diese Subskala beruht auf der Frage nach der Häufigkeit von Streits und Meinungsverschiedenheiten sowie nach der Häufigkeit, dass die beiden Personen aufeinander wütend sind. Hierbei stehen höhere Werte für häufigere Konflikte.

Als weitere Kontrollvariablen verwenden wir in den multivariaten Modellen erstens die Geburtskohorte, also ob das Kind in den Jahren 1991–1993, 1981–1983 oder 1971–1973 geboren ist, da gezeigt wurde, dass das Alter einen starken Einfluss auf die emotionale Nähe haben kann (Shapiro 2004; Lin 2008). Zweitens nutzen wir die Informationen darüber, ob es sich um eine Mutter-Tochter-, Vater-Tochter-, Mutter-Sohn- oder Vater-Sohn-Dyade handelt, weil auch die Geschlechterkonstellation die emotionale Nähe maßgeblich beeinflussen kann (Rossi, Rossi 1990; Suito, Pillemer 2006; Kalmijn 2007). Drittens fließt die Information, ob es sich bei der jeweiligen Beziehung um eine Stiefeltern-Stiefkind-Beziehung handelt oder nicht, in die Analysen ein, da diese sich ebenfalls systematisch von biologischen Eltern-Kind-Beziehungen unterscheiden (Kalmijn 2013; Steinbach 2013; van der Pas et al. 2013).

## Ergebnisse

### Wie wird die gemeinsame Beziehung bewertet?

Einen ersten Überblick über die Unterschiede in der Bewertung der gemeinsamen Beziehung gibt Tabelle 1, in welcher die Mittelwerte der Variablen zu den Dimensionen Intimität, emotionaler Nähe und Konflikthäufigkeit dargestellt sind. Wie die T-Werte zeigen, sind sämtliche Mittelwertdifferenzen signifikant, wobei lediglich die Unterschiede in der Bewertung der emotionalen Nähe und der Konflikte mit den theoretischen Erwartungen konsistent sind, also von den Eltern positiver eingeschätzt werden.

**Tabelle 1: Mittelwertvergleiche der Beziehungsbewertung nach Perspektive, Effektstärken und Korrelation zwischen den Angaben von Eltern und Kindern**

Variable	Eltern	Kind	T	Cohens d	Korrelation
Intimität Item 1	2,20	2,35	7,47 <sup>***</sup>	0,16	0,25
Intimität Item 2	1,45	1,54	3,77 <sup>***</sup>	0,08	0,28
Emotionale Nähe	3,56	3,15	25,62 <sup>***</sup>	0,54	0,29
Konflikt Item 1	1,55	1,58	2,00 <sup>*</sup>	0,04	0,34
Konflikt Item 2	1,39	1,43	2,95 <sup>**</sup>	0,06	0,41

Datenbasis: pairfam (2009/2010) Release 5.0; n = 4.142; eigene Berechnungen

<sup>+</sup>p≤,1   <sup>\*</sup>p≤,05   <sup>\*\*</sup>p≤ 0,01   <sup>\*\*\*</sup>p≤ 0,001

Einschränkend muss gesagt werden, dass die Effektstärken nahelegen, dass die festgestellten Unterschiede nicht besonders groß ausfallen. Cohens  $d$  als Maß der Effektstärke der Mittelwertunterschiede ist im Fall der Intimitäts- und der Konfliktvariablen vergleichsweise klein, weshalb die hohen  $T$ -Werte anscheinend auf die hohe Fallzahl von 4.142 Fällen zurückzuführen sind. Einzig der Unterschied in der Bewertung der emotionalen Nähe wäre demgemäß als theoriekonsistent zu bewerten, da Cohens  $d$  für diesen Mittelwertunterschied 0,54 beträgt. Allgemein lässt sich festhalten, dass die Korrelation zwischen den Angaben der beiden Generationen relativ gering ist, wenn man die Tatsache beachtet, dass dieselbe Beziehung bewertet wurde. Entsprechendes lässt sich mit Korrelationen zwischen 0,07 und 0,48 auch für die anderen im späteren multivariaten Modell verwendeten Variablen feststellen, mit der Ausnahme der (eher faktischen) Angaben zur Wohnentfernung und der Kontakthäufigkeit, die Korrelationen von 0,92 bzw. 0,80 aufweisen (ohne Darstellung).

### Verändert die Wahl der Perspektive die Ergebnisse?

In Tabelle 2 sind die unstandardisierten Regressionskoeffizienten der drei linearen Regressionen der Faktorscores der affektiven Solidarität dargestellt. Sämtliche Analysen wurden ebenfalls für die einzelnen Variablen des Faktors, also die Fragen zur Intimität und der emotionalen Nähe, durchgeführt, wobei es nicht zu grundlegend anderen Ergebnissen kam (ohne Darstellung). In Modell 1 finden sich die Ergebnisse, die auf den Daten der befragten Eltern beruhen ( $n = 4.571$ ), Modell 2 zeigt die Ergebnisse, die auf den Daten der dazugehörigen Kinder beruhen ( $n = 4.519$ ) und in Modell 3 lassen sich die Ergebnisse auf Basis der Angaben sämtlicher Eltern-Kind-Beziehungen ablesen, für die Bewertungen seitens der Kinder vorliegen ( $n = 15.883$ ). Zur Bewertung der Konsequenzen der Wahl der Perspektive für die empirische Forschung vergleichen wir die Modelle 1 und 2; also Angaben zu denselben Beziehungen (befragte Eltern und ihre Kinder) aus unterschiedlichen Perspektiven (Eltern und Kinder). Um die Konsequenzen eines Ausschlusses nicht rekrutierbarer Eltern zu beurteilen, vergleichen wir anschließend die Modelle 2 und 3. Diese Modelle verwenden Angaben zu verschiedenen Beziehungen (befragte Eltern bzw. befragte und nicht-befragte Eltern) aus der gleichen Perspektive (Kinder).

Für den Modellvergleich nutzen wir im Folgenden zwei Kriterien: Erstens vergleichen wir die Modelle hinsichtlich der inhaltlichen Interpretation der Koeffizienten. Anders ausgedrückt vergleichen wir, ob sich die Koeffizienten zwischen den Modellen 1 und 2 bzw. 2 und 3 in ihrem Vorzeichen oder hinsichtlich des Vorliegens statistischer Signifikanz unterscheiden. Zweitens testen wir mittels des bei Weesie (1999) beschriebenen Verfahrens, ob zwischen den Modellen 1 und 2 bzw. 2 und 3 statistisch signifikante Unterschiede zwischen den Koeffizienten bestehen. Im Folgenden werden alle signifikanten Unterschiede nach diesem Kriterium beschrieben (ohne Darstellung in der Tabelle).

Vergleicht man zuerst die Modelle 1 und 2 hinsichtlich ihrer inhaltlichen Interpretation, liegt der Schluss nahe, dass die Perspektive nur einen sehr geringen Unterschied macht. Die Koeffizienten des Gebens materieller Hilfeleistungen, des Nehmens instrumenteller Hilfeleistungen und der zweiten Geburtskohorte unterscheiden sich zwar zwischen den Modellen – alle sind nur für Eltern signifikant – jedoch sind alle drei Koeffizienten vergleichsweise klein, wie auch das für die hohe Fallzahl eher geringe Signifikanzniveau von fünf Prozent zeigt. Signifikanztests auf Koeffizientenunterschiede zwischen den Modellen 1 und 2 führen zu dem Ergebnis, dass sich lediglich die Koeffizienten für das Geben und Nehmen emotionaler Unterstützung, der Konflikthäufigkeit und der Zugehörigkeit zur zweiten Geburtskohorte signifikant voneinander unterscheiden. Nimmt man beide Kriterien zusammen, ist nur die Zugehörigkeit zur zweiten Geburtskohorte in beiden Fällen von der Wahl der Perspektive abhängig, was eher für eine Invarianz empirischer Ergebnisse aufgrund verschiedener Perspektiven spricht.

**Tabelle 2: Lineare Regression der affektiven Solidarität (Faktor) auf Basis verschiedener Datengrundlagen (unstandardisierte Koeffizienten)**

Variable	Modell 1 (Elternteil)	Modell 2 (Kind)	Modell 3 (Alle Kinder)
<i>Dimensionen intergenerationaler Solidarität</i>			
Strukturelle Solidarität	0,04 <sup>***</sup>	0,03 <sup>*</sup>	0,03 <sup>***</sup>
Assoziative Solidarität	0,18 <sup>***</sup>	0,19 <sup>***</sup>	0,18 <sup>***</sup>
Normative Solidarität	0,07 <sup>***</sup>	0,04 <sup>**</sup>	0,04 <sup>***</sup>
<i>Funktionale Solidarität</i>			
Materiell Geben	0,03 <sup>*</sup>	0,03	0,02 <sup>***</sup>
Instrumentell Geben	-0,01	0,02	0,02 <sup>**</sup>
Emotional Geben	0,28 <sup>***</sup>	0,14 <sup>***</sup>	0,14 <sup>***</sup>
Materiell Nehmen	0,05 <sup>**</sup>	0,03 <sup>**</sup>	0,02 <sup>**</sup>
Instrumentell Nehmen	0,03 <sup>*</sup>	-0,00	-0,01
Emotional Nehmen	0,48 <sup>***</sup>	0,58 <sup>***</sup>	0,49 <sup>***</sup>
Konflikte	-0,18 <sup>***</sup>	-0,28 <sup>***</sup>	-0,23 <sup>***</sup>
<i>Geburtskohorte (Referenzkategorie: 1991–1993)</i>			
1981–1983	-0,10 <sup>**</sup>	0,06	0,01
1971–1973	-0,06	-0,05	-0,01
<i>Geschlechterkonstellation (Referenzkategorie: Mutter-Tochter-Dyade)</i>			
Mutter-Sohn-Dyade	-0,18 <sup>***</sup>	-0,20 <sup>***</sup>	-0,17 <sup>***</sup>
Vater-Tochter-Dyade	-0,34 <sup>***</sup>	-0,28 <sup>***</sup>	-0,22 <sup>***</sup>
Vater-Sohn-Dyade	-0,24 <sup>***</sup>	-0,28 <sup>***</sup>	-0,21 <sup>***</sup>
Stiefbeziehung (Referenzkategorie: Nein)	-0,31 <sup>***</sup>	-0,38 <sup>***</sup>	-0,40 <sup>***</sup>
Korrigiertes $R^2$	0,48	0,56	0,62
Fallzahl	4.571	4.519	15.883

<sup>+</sup>  $p \leq 0,1$    <sup>\*</sup>  $p \leq 0,05$    <sup>\*\*</sup>  $p \leq 0,01$    <sup>\*\*\*</sup>  $p \leq 0,001$

Datenbasis: pairfam (2009/2010) Release 5.0; eigene Berechnungen

Der Vergleich der Modelle 2 und 3 bezüglich ihrer inhaltlichen Interpretation führt zu ähnlichen Ergebnissen: Hier sind die Koeffizienten der Variablen für das Geben materieller und instrumenteller Hilfeleistungen nur in Modell 3 signifikant. Da beide Koeffizienten aber (beinahe) identisch sind, ist es wahrscheinlich, dass diese Unterschiede lediglich auf die größere Fallzahl und entsprechend kleinere

Standardfehler in Modell 3 zurückzuführen sind. Auch hier liegt die Schlussfolgerung nahe, dass die potenziell selektiven Ausfälle aufgrund nichtrekrutierbarer Elternteile nicht zu anderen Ergebnissen führen als die Angaben zu allen bewerteten Beziehungen. Signifikanztests auf Unterschiede zwischen den Koeffizienten der Modelle 2 und 3 bestätigen diese Vermutung weitgehend, da sich lediglich die Koeffizienten des Erhaltens emotionaler Unterstützung, der Konflikthäufigkeit und der Geschlechterkonstellationen Vater-Tochter-Dyade und Vater-Sohn-Dyade signifikant voneinander unterscheiden. Alle diese signifikant unterschiedlichen Koeffizienten sind jedoch in ihrer inhaltlichen Interpretation identisch.

### Erhöht die zweite Perspektive die Erklärungskraft multivariater Modelle?

In Tabelle 3 ist jeweils das korrigierte  $R^2$  der Modelle auf Basis verschiedener unabhängiger Variablen dargestellt. In den Zeilen darunter finden sich jeweils in Klammern die Fallzahlen der Modelle. Um ein umfassenderes bzw. robusteres Bild zu liefern, sind die Determinationskoeffizienten nicht nur für die in Tabelle 2 dargestellten Modelle, sondern für sämtliche mögliche abhängige Variablen der emotionalen Nähe, also auch für die einzelnen Variablen und den Durchschnitt der beiden Intimitätsvariablen, dargestellt.

**Tabelle 3: Vergleich der Erklärungskraft bei Hinzunahme der anderen Perspektive (korrigiertes  $R^2$ ; Fallzahlen der Modelle in Klammern)**

Abhängige Variable	Elternteil		Kind	
	Nur Eltern- teil	Elternteil & Kind	Nur Kind	Elternteil & Kind
Intimität Item 1	0,36 (4.591)	0,36 (4.168)	0,45 (4.525)	0,46 (4.170)
Intimität Item 2	0,39 (4.585)	0,39 (4.162)	0,46 (4.521)	0,47 (4.166)
Intimität (Durchschnitt)	0,48 (4.582)	0,48 (4.159)	0,54 (4.520)	0,55 (4.165)
Emotionale Nähe	0,21 (4.583)	0,21 (4.161)	0,33 (4.525)	0,34 (4.170)
Affektive Solidarität (Faktor)	0,48 (4.571)	0,48 (4.149)	0,56 (4.519)	0,57 (4.164)

Datenbasis: pairfam (2009/2010) Release 5.0; eigene Berechnungen

Die Spalten zwei und drei geben die Erklärungskraft hinsichtlich der Modelle wieder, die als abhängige Variable Angaben der Eltern verwenden, während die Spalten vier und fünf als abhängige Variable Daten der Kinder verwenden. Die Modelle der Spalten zwei und vier nutzen lediglich unabhängige Variablen einer Perspektive, während die Modelle in den Spalten drei und fünf auch die unabhängigen Variablen der anderen Generation zur Erklärung nutzen. Sofern die zweite Perspektive also die Erklärungskraft maßgeblich erhöht, sollten die Werte in den Spalten drei bzw. fünf weit größer sein als die in den Spalten zwei bzw. vier.

Wie eine Betrachtung der Determinationskoeffizienten in der Tabelle zeigt, erhöht eine zusätzliche Perspektive in keinem Modell die Erklärungsleistung bedeutsam. Sofern sich überhaupt Unterschiede in der Erklärungskraft zeigen, ist dies lediglich auf der zweiten Nachkommastelle der Fall.

## Fazit und Diskussion

Ziel dieses Beitrags war es, festzustellen, ob eine unterschiedliche Betrachtungsweise derselben gemeinsamen sozialen Beziehung durch unterschiedliche Personen einen Einfluss auf die multivariate Erklärung der Bewertung dieser Beziehung hat. Die Ergebnisse zeigen, dass es nur sehr geringe Unterschiede auf Basis der unterschiedlichen Perspektiven gibt: Nur wenige Koeffizienten unterscheiden sich in ihrer inhaltlichen Interpretation oder in ihrer Größe zwischen den Modellen. Ein weiteres Ziel des Beitrags war es, herauszufinden, ob sich Ergebnisse, die auf der Verwendung lediglich vollständiger Dyaden beruhen, von Ergebnissen unterscheiden, die auf sämtlichen potenziell verfügbaren Fällen beruhen. Auch hier ließ sich feststellen, dass die Ergebnisse der beiden Modelle nur minimal voneinander abweichen. Dies scheint dafür zu sprechen, dass der Nonresponse Bias aufgrund selektiver Teilnahme von zum Beispiel engeren oder zusammenwohnenden Dyaden eher gering sind und empirische Ergebnisse eher wenig beeinflusst. Letztlich wollten wir feststellen, ob ein zweiter Blickwinkel auf die gemeinsame Beziehung die Erklärungskraft des multivariaten Modells maßgeblich erhöht. Hier zeigte sich ein nur sehr geringer Einfluss auf die Erklärungskraft der Modelle, weshalb die Annahme einer besseren Erklärungskraft aufgrund der zweiten Perspektive nicht bestätigt werden kann.

Einschränkend muss jedoch festgehalten werden, dass in den vorliegenden Analysen nur ein exemplarisches Modell verwendet und verglichen wurde. Weitere Untersuchungen sollten hier ansetzen, um die Verallgemeinerbarkeit der Ergebnisse dieses Beitrags zu testen. Zusätzlich sei an dieser Stelle betont, dass für viele Fragestellungen und Forschungsprojekte selbstverständlich dyadische Daten erhoben werden müssen. Ein Beispiel hierfür stellen Studien dar, die sich mit den unterschiedlichen Einstellungen oder Meinungen verschiedener Generationen beschäftigen. Festgehalten werden kann jedoch, dass der vorliegende Beitrag gezeigt hat, dass die Verwendung lediglich einer Perspektive in der Untersuchung sozialer Beziehungen durchaus ausreichend sein kann und nicht zwangsläufig zu verzerrten Ergebnissen führen muss.

## Literaturverzeichnis

- Aquilino, W. S. 1999: Two views of one relationship: Comparing parents' and young adult children's reports of the quality of intergenerational relations. *Journal of Marriage and Family*, 61. Jg., Heft 4, 858–870.
- Bengtson, V. L. 2001: Beyond the nuclear family: The increasing importance of multigenerational bonds. *Journal of Marriage and Family*, 63. Jg., Heft 1, 1–16.

- Bengtson, V. L., Kuypers, J. A. 1971: Generational difference and the developmental stake. *Aging and Human Development*, 2. Jg., Heft 4, 249–260.
- Birditt, K. S., Hartnett, C. S., Fingerman, K. L., Zarit, S. H., Antonucci, T. C. 2015: Extending the intergenerational stake hypothesis: Evidence of an intra-individual stake and implications for well-being. *Journal of Marriage and Family*, 77. Jg., Heft 4, 877–888.
- Brüderl, J., Braun, S., Hajek, K., Herzig, M., Huyer-May, B., Ludwig, V., Müller, B., Müller, U., Passet, J., Pforr, K., Scholten, M., Schütze, P., Schumann, N. 2014: pairfam Data Manual: Release 5.0. Data Manual of the German Family Panel.
- Brüderl, J., Schmiedeberg, C., Castiglioni, L., Becker, O. A., Buhr, P., Fuß, D., Ludwig, V., Schröder, J., Schumann, N. 2016: The German Family Panel: Study Design and Cumulated Field Report (Waves 1 to 7): Release 7.0. pairfam Technical Paper.
- Furman, W., Buhrmester, D. 1985: Children's perceptions of the personal relationships in their social networks. *Developmental Psychology*, 21. Jg., Heft 6, 1016–1024.
- Giarrusso, R., Stallings, M., Bengtson, V. L. 1995: The „Intergenerational Stake Hypothesis“ revisited: Parent-child differences in perception of relationships 20 years later. In V. L. Bengtson, K. W. Schaie, L. Burton (Hg.), *Adult Intergenerational Relations: Effects of Societal Change*. New York: Springer, 227–263.
- Giarrusso, R., Stallings, M., Bengtson, V. L. 2004: The intergenerational-stake phenomenon over 20 years. *Annual Review of Gerontology and Geriatrics*, 24. Jg., Heft 1, 55–76.
- Groves, R. M. 2004: *Survey errors and survey costs*. Hoboken: Wiley.
- Hoyt, W. T. 2000: Rater bias in psychological research: When is it a problem and what can we do about it? *Psychological Methods*, 5. Jg., Heft 1, 64–86.
- Huinink, J., Brüderl, J., Nauck, B., Walper, S., Castiglioni, L., Feldhaus, M. 2011: Panel analysis of intimate relationships and family dynamics (pairfam): Conceptual framework and design. *Zeitschrift für Familienforschung*, 23. Jg., Heft 1, 77–100.
- Kalmijn, M. 2007: Gender differences in the effects of divorce, widowhood and remarriage on intergenerational support: Does marriage protect fathers? *Social Forces*, 85. Jg., Heft 3, 1079–1104.
- Kalmijn, M. 2013: Adult children's relationships with married parents, divorced parents, and stepparents: Biology, marriage, or residence? *Journal of Marriage and Family*, 75. Jg., Heft 5, 1181–1193.
- Kalmijn, M. 2014: Adult intergenerational relationships. In J. Treas, J. Scott, M. Richards (Hg.), *The Wiley Blackwell Companion to the Sociology of Families*. Oxford: John Wiley & Sons, 385–403.
- Kalmijn, M., Liefbroer, A. C. 2011: Nonresponse of secondary respondents in multi-actor surveys: Determinants, consequences, and possible remedies. *Journal of Family Issues*, 32. Jg., Heft 6, 735–766.
- Kim, K., Zarit, S. H., Eggebeen, D. J., Birditt, K. S., Fingerman, K. L. 2011: Discrepancies in reports of support exchanges between aging parents and their middle-aged children. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 66. Jg., Heft 5, 527–537.
- Klein Ikkink, K., van Tilburg, T., Knipscheer, K. C. 1999: Perceived instrumental support exchanges in relationships between elderly parents and their adult children: Normative and structural explanations. *Journal of Marriage and Family*, 61. Jg., Heft 4, 831–844.
- Kopp, J., Steinbach, A. 2009: Generationenbeziehungen: Ein Test der „Intergenerational Stake Hypothese“. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 61. Jg., Heft 2, 283–294.
- Kreuter, F., Presser, S., Tourangeau, R. 2008: Social desirability bias in CATI, IVR, and web surveys: The effects of mode and question sensitivity. *Public Opinion Quarterly*, 72. Jg., Heft 5, 847–865.
- Lin, I.-F. 2008: Mother and daughter reports about upward Transfers. *Journal of Marriage and Family*, 70. Jg., Heft 3, 815–827.

- Lynott, P. P., Roberts, R. E. 1997: The developmental stake hypothesis and changing perceptions of intergenerational relations, 1971–1985. *The Gerontologist*, 37. Jg., Heft 3, 394–405.
- Mandemakers, J. J., Dykstra, P. A. 2008: Discrepancies in parent's and adult child's reports of support and contact. *Journal of Marriage and Family*, 70. Jg., Heft 2, 495–506.
- Monserud, M. A. 2008: Intergenerational relationships and affectual solidarity between grandparents and young adults. *Journal of Marriage and Family*, 70. Jg., Heft 1, 182–195.
- Rossi, A. S., Rossi, P. H. 1990: *Of human bonding: Parent-child relations across the life course*. New York: Aldine de Gruyter.
- Schröder, J., Castiglioni, L., Brüderl, J., Krieger, U. 2012: The influence of relationship quality on the participation of secondary respondents: Results from the German Family Panel. *Comparative Population Studies – Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, 37. Jg., Heft 3–4, 591–614.
- Schwarz, N., Strack, F., Hippler, H.-J., Bishop, G. 1991: The impact of administration mode on response effects in survey measurement. *Applied Cognitive Psychology*, 5. Jg., Heft 3, 193–212.
- Shapiro, A. 2004: Revisiting the generation gap: Exploring the relationships of parent/adult-child dyads. *The International Journal of Aging and Human Development*, 58. Jg., Heft 2, 127–146.
- Silverstein, M., Gans, D., Lowenstein, A., Giarrusso, R., Bengtson, V. L. 2010: Older parent-child relationships in six developed nations: Comparisons at the intersection of affection and conflict. *Journal of Marriage and Family*, 72. Jg., Heft 4, 1006–1021.
- Steinbach, A. 2013: Family structure and parent-child contact: A comparison of native and migrant families. *Journal of Marriage and Family*, 75. Jg., Heft 75, 1114–1129.
- Suitor, J. J., Pillemer, K. 2006: Choosing daughters: Exploring why mothers favor adult daughters over sons. *Sociological Perspectives*, 49. Jg., Heft 2, 139–161.
- Szydlik, M. 2008: Intergenerational solidarity and conflict. *Journal of Comparative Family Studies*, 39. Jg., Heft 1, 97–114.
- Szydlik, M. 2012: Intergenerational solidarity and conflict. *Advances in Life Course Research*, 17. Jg., Heft 3, 100–111.
- Thönnissen, C., Gschwendtner, C., Wilhelm, B., Fiedrich, S., Wendt, E.-V., Walper, S. 2014: *Scales Manual. Scales Manual of the German Family Panel*.
- Trommsdorff, G., Schwarz, B. 2007: The „Intergenerational Stake Hypothesis“ in Indonesia and Germany: Adult daughters' and their mothers' perception of their relationship. *Current Sociology*, 55. Jg., Heft 4, 599–620.
- van der Pas, S., van Tilburg, T. G., Silverstein, M. 2013: Stepfamilies in later life. *Journal of Marriage and Family*, 75. Jg., Heft 5, 1065–1069.
- Weesie, J. 1999: Seemingly unrelated estimation and the cluster-adjusted sandwich estimator. *Stata Technical Bulletin*, 52. Jg., 34–47.