

Homuth, Christoph; Schmitt, Monja; Lorenz, Christian; Mann, Daniel  
**Warum ein erneutes Genehmigungsverfahren im laufenden Längsschnitt weitreichende Folgen für die Datenqualität hat**

*Journal for educational research online 9 (2017) 1, S. 7-31*



Empfohlene Zitierung/ Suggested Citation:

Homuth, Christoph; Schmitt, Monja; Lorenz, Christian; Mann, Daniel: Warum ein erneutes Genehmigungsverfahren im laufenden Längsschnitt weitreichende Folgen für die Datenqualität hat - In: Journal for educational research online 9 (2017) 1, S. 7-31 - URN: urn:nbn:de:0111-pedocs-129641

in Kooperation mit / in cooperation with:

**WAXMANN**  
VERLAG GMBH  
Münster · New York · München · Berlin



<http://www.waxmann.com>

#### Nutzungsbedingungen

Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Die Nutzung stellt keine Übertragung des Eigentumsrechts an diesem Dokument dar und gilt vorbehaltlich der folgenden Einschränkungen: Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen. Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

#### Terms of use

We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document.

This document is solely intended for your personal, non-commercial use. Use of this document does not include any transfer of property rights and it is conditional to the following limitations: All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

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

#### Kontakt / Contact:

peDOCS  
Deutsches Institut für Internationale Pädagogische Forschung (DIPF)  
Informationszentrum (IZ) Bildung  
E-Mail: [pedocs@dipf.de](mailto:pedocs@dipf.de)  
Internet: [www.pedocs.de](http://www.pedocs.de)

Christoph Homuth, Monja Schmitt, Christian Lorenz & Daniel Mann

## Warum ein erneutes Genehmigungsverfahren im laufenden Längsschnitt weitreichende Folgen für die Datenqualität hat

### Zusammenfassung

*Die Qualität sozialwissenschaftlicher Studien ist stark von der Repräsentativität der zugrunde liegenden Stichprobe abhängig. Deshalb ist insbesondere in Längsschnittstudien das Phänomen der Stichprobenmortalität problematisch, dem nicht – wie in einfachen Querschnittsuntersuchungen – durch eine größere Ausgangsstichprobe, sondern vor allem durch das Aufrechterhalten einer stabilen Teilnahmebereitschaft begegnet werden sollte.*

*Da ministerielle Vorgaben in Deutschland immer häufiger ein wiederholtes Einholen von Einverständniserklärungen der Teilnehmer an Längsschnittstudien im institutionellen Bildungsbereich erforderlich machen, stellt sich die Frage, welchen Einfluss dieses Vorgehen auf die Teilnahmebereitschaft hat. Auch im Rahmen der Bamberger Forschergruppe Bildungsprozesse, Kompetenzentwicklung und Selektionsentscheidungen im Vorschul- und Schulalter (BiKS) mussten für einen Teil der Stichprobe im Laufe zweier Längsschnittstudien erneut Einverständniserklärungen eingeholt werden. Mit der Analyse der Teilnahme- und Ausfallwahrscheinlichkeiten vor und nach der erneuten Einholung wird das Ausmaß des negativen Effekts auf die Stichprobengröße gezeigt. Mittels kontrafaktischer Analyse der Verbleibwahrscheinlichkeiten für verschiedene Subgruppen beschreiben wir außerdem den negativen Effekt auf die Stichprobenzusammensetzung.*

### Schlagwörter

*Stichprobenausfall; Stichprobenselektivität; Aktive Teilnahmeverweigerung; Passive Teilnahmeverweigerung; Längsschnittstudie*

---

Dr. Christoph Homuth (corresponding author) · Dr. Monja Schmitt · Dr. Christian Lorenz · Daniel Mann, Dipl.-Päd., Leibniz-Institut für Bildungsverläufe e. V., Wilhelmsplatz 3, 96047 Bamberg, Deutschland

E-Mail: christoph.homuth@lifbi.de  
monja.schmitt@lifbi.de  
christian.lorenz@lifbi.de  
daniel.mann@lifbi.de

## Why does a new consent procedure during an ongoing longitudinal study influence data quality

### Abstract

*The quality of social studies largely depends on the representative nature of the underlying sample. Panel mortality, for this reason, is a particularly problematic phenomenon in longitudinal studies. It cannot be tackled through a larger initial sample like in simple cross-sectional studies, but mainly by maintaining a steady willingness to participate.*

*Since ministerial requirements at the state level in Germany more and more frequently require repeated renewal of the consent forms signed by participants of longitudinal studies in the field of institutional education, questions arise concerning the effect of this procedure on the willingness to participate. Likewise, it was necessary to renew the consent of parts of the sample within the context of two longitudinal studies by the Bamberg research group Bildungsprozesse, Kompetenzentwicklung und Selektionsentscheidungen im Vorschul- und Schulalter (BiKS). By analyzing the panel participation and drop-out rates before and after the additional consent we show the size of the negative effect on sample size. By using a counterfactual analysis of the participation probabilities of several sub-groups we can estimate the negative effect on sample composition.*

### Keywords

*Sample attrition; Selection bias; Active refusal to participate; Passive refusal to participate; Longitudinal study*

## 1. Teilnahmeverweigerung in Längsschnittstudien

Längsschnittliche Bildungsstudien (Paneluntersuchungen), bei denen Gruppen von Personen über einen langen Zeitraum hinweg wiederholt befragt oder getestet werden, gewinnen aus politischer und wissenschaftlicher Sicht verstärkt an Bedeutung. Nur so können Bildungsprozesse im Zusammenspiel zwischen Individuen, institutionellen Strukturen und gesellschaftlichen Rahmenbedingungen angemessen beschrieben und analysiert werden (vgl. Blossfeld, 2014; Maaz, 2014). Weil die Durchführung von Längsschnittstudien mit hohem administrativen Aufwand für Forscher und Teilnehmer<sup>1</sup> verbunden ist, sind große Stichproben in der Regel effizienter als kleine. Diese möglichst repräsentativ zu rekrutieren und über lange Zeit stabil zu halten ist dabei ein wichtiges Anliegen, denn Panelausfälle reduzieren das Analysepotential erheblich, wenn sie hinsichtlich analyserelevanter Merkmale selektiv sind (vgl. Groves, Dillman, Eltinge & Little, 2002; Groves & Petcheva, 2008).

---

<sup>1</sup> Zugunsten eines besseren Leseflusses wird im Folgenden auf die Verwendung beider Geschlechtsformen verzichtet. Mit der männlichen Form sind gleichermaßen auch weibliche Personen gemeint.

Verzerrungen treten immer dann auf, wenn das Ausfallmuster mit den untersuchten Phänomenen in Zusammenhang steht, die Verweigerer sich also von den Teilnehmern in relevanten Merkmalen unterscheiden (Groves, 2006; Peytchev, 2013). Dies ist mit zunehmender Ausfallquote wahrscheinlicher (vgl. Engel & Schmidt, 2014).

Rahmenpolitische oder administrative Vorgaben machen es notwendig, Studienteilnehmer mit formalen Prozessen zu konfrontieren. Dazu gehören gerade in Deutschland die Zustimmungen zur Studienteilnahme und den damit verbundenen datenschutzrechtlichen Vorgaben, aber mitunter auch wiederholt einzuholende Einverständniserklärungen, die Voraussetzung für eine weitere Teilnahme an der Studie sind. So verlangt das Bundesland Bremen (beispielsweise für die längsschnittlichen Erhebungen im Rahmen des Nationalen Bildungspanels) zweijährlich eine Erneuerung des Teilnahmeeinverständnisses. Derartige Maßnahmen wirken sich auf bestehende Stichproben aus, die dadurch in noch höherem Maße der ohnehin bestehenden Gefahr einer sinkenden Teilnahmebereitschaft ausgesetzt sind. Im Unterschied zum Nonresponse bei der Stichprobenrekrutierung kann (bei derartigen Interventionen) in einer prospektiven Panelstudie nicht einfach nachrekrutiert werden, bis die Repräsentativität der Gesamtstichprobe wiederhergestellt ist. Nachrekrutierungen sind hier mit dem strukturellen Nachteil verbunden, dass Teilnehmer, von denen bereits eine Vielzahl an Informationen vorliegt, durch neue Teilnehmer ohne diese Vorinformationen ersetzt werden. Aussagen zu zeitlichen Veränderungen sind somit kaum mehr möglich und, wenn überhaupt, nur durch retrospektives Erfassen relevanter Informationen und sehr aufwendige statistische Korrekturen zu kompensieren (z. B. Ribisl et al., 1996; Groves et al., 2002). Das Ausmaß dieser Problematik ist allerdings abhängig von der konkreten Fragestellung. Bei Untersuchungen von faktischen und relativ kurzfristigen Verläufen wie z. B. Jobepisoden sind die Auswirkungen geringer, bei Untersuchungen von nicht retrospektiv erfassbaren Merkmalen wie Einstellungen, Aspirationen oder sozio-psychologischen Konstrukten, oder bei Untersuchungen von Phänomenen, die sich über lange Zeiträume hinweg erstrecken, hingegen in einem Ausmaß, das echten Erkenntnisgewinn im Wesentlichen unmöglich macht.

Beim erneuten Einholen von Einverständniserklärungen mischen sich demnach zwei verschiedene Sachverhalte: zum einen die Teilnahmeverweigerung bei Erstanfragen für Erhebungen und zum anderen die Teilnahmeverweigerung in Panelstudien. Für die generelle Verweigerung bei Erstanfragen gibt es sehr unterschiedliche Gründe, die aber von Fall zu Fall unterschiedlich gewichtet werden müssen. Diese Gründe reichen von mit der sozialen Stellung zusammenhängenden Merkmalen (z. B. Arbeitsbelastung, Migrationshintergrund, Bildungshintergrund) über vorhandene Erfahrungen mit Studienteilnahmen und der Teilnahmehäufigkeit, belastenden Erlebnissen und genereller Umfrageeinstellung, Wohnortgröße und Kriminalitätsfurcht bis zur subjektiven Bedeutsamkeit des Themas der Studie (Haunberger, 2011, S. 25–110).

Die Ursachen für Teilnahmeverweigerungen im Laufe einer Längsschnittstudie sind vor allem die Erfahrungen mit Befragungen in Längsschnittstudien und die

gesammelten Eindrücke aus den Vorwellen (vgl. Schnauber & Daschmann, 2008). Soziodemografische Variablen wie Geschlecht, Alter, Schicht oder Bildungsstand sind vergleichsweise erklärungs- und handlungs-schwach und kaum handlungsrelevant, sondern stellen eher „Globalvariablen, also Variablen, deren einzelne Ausprägungen über eine Vielzahl verschiedener Mechanismen mit einer Vielzahl von Phänomenen gekoppelt sind“ (Schnell, 1997, S. 199), dar. Ausfälle bei Wiederholungsbefragungen (vgl. Haunberger, 2011, S. 63 f.) können darüber hinaus je nach Messzeitpunkt durchaus unterschiedlich zusammengesetzt sein. So zeigte Hoag (1981) auf Basis dreier Panelstudien, dass sich Stichproben in Längsschnittuntersuchungen zu späteren Erhebungszeitpunkten systematisch von den Ausgangsstichproben unterscheiden und somit deutlich verzerrt waren.

Relevant ist weiterhin, dass zwar auch Panelstudien einen stetigen Schwund an Teilnehmern aufweisen (Panelmortalität), dieser aber üblicherweise niedriger ist als der Anteil der Verweigerer bei Erstkontakten (z. B. Müller & Castiglioni, 2015). Personen, die sich zur Teilnahme bereiterklärt haben, revidieren diese Entscheidung meist aus Gründen wie Unzufriedenheit mit der Studie, wegen negativer Erfahrungen oder verändertem Zeitbudget. Als Panelteilnehmer werden sie normalerweise nicht mehr gefragt, ob sie generell teilnehmen wollen, sondern sie werden unter der Annahme kontaktiert, dass sie grundsätzlich zu einer weiteren Teilnahme bereit sind. Bei einer Erstanfrage zur Studienteilnahme hingegen enthält die Bruttostichprobe auch Personen, die aus verschiedenen Gründen gar nicht teilnehmen wollen. Hier kann nicht auf positive Vorerfahrung, Identifikation mit der Studie, Verpflichtungsgefühl hinsichtlich der gegebenen Einwilligung etc. gesetzt werden.

Bislang gibt es nur wenige gesicherte Erkenntnisse aus der vorhandenen Forschung dazu, welchen zusätzlichen Effekt das Einholen eines nochmaligen Teilnahmeverständnisses auf die Stichprobenentwicklung in Längsschnittstudien mit sich bringt: wenn die Anfrage also einerseits an einen – vorselektierten – Teilnehmerkreis eines Panels geht, der im Schnitt eine hohe Teilnahmeneigung sowie Vorerfahrung mit Erhebungen hat und wenn andererseits, wie bei einer Erstanfrage, die aktive Zustimmung erbeten und gleichzeitig auch die Möglichkeit für eine Verweigerung explizit angeboten werden muss. Befunde aus der Panelstudie Arbeitsmarkt und Soziale Sicherung (PASS), in der durch einen Erhebungsinstitutswechsel den Teilnehmern ein Widerspruchsrecht eingeräumt werden musste, legen den Schluss nahe, dass sich bei einem erneuten Einholen des Einverständnisses die Stichprobengröße und die Stichprobenzusammensetzung ändern (Müller, 2011).

Es stellen sich damit unter Berücksichtigung der angeführten Befunde zwei bislang nur wenig beachtete Forschungsfragen: (a) Ist der Stichprobenausfall zum Zeitpunkt einer erneuten Einholung des Einverständnisses höher als der in Längsschnittstudien übliche Ausfall zu den Messzeitpunkten ohne erneute Zustimmung, und (b) ist er dabei selektiver hinsichtlich bestimmter globaler Stichprobenmerkmale?

Neben den Folgen des erneuten Einholens des Einverständnisses auf Panelstichproben ist ein weiterer Aspekt wichtig, nämlich welche Personen nach dem Einholungsprozedere – unabhängig davon, ob dies zu Beginn oder während einer laufenden Studie stattfindet – als Teil der (Panel-)Stichprobe kontaktiert werden können und welche ausgeschlossen werden müssen. In der Regel verbleiben nur Personen in der Stichprobe, die einer (weiteren) Teilnahme aktiv zustimmen. Aktive Verweigerer und auch passive Personen müssen dagegen ausgeschlossen werden. Während aktive Teilnahmeverweigerung durch eine selbst mitgeteilte Absage gekennzeichnet ist, fehlt bei passivem Verhalten jegliche Reaktion des (potentiellen) Studienteilnehmers. Typischerweise ist der Anteil aktiver Verweigerer deutlich niedriger als der Anteil passiver Personen (z. B. Spitzmüller, Glenn, Barr, Rogelberg & Daniel, 2006; Courser, Shamblen, Lavrakas, Collins & Ditterline, 2009; Rogelberg et al., 2003). Geht man wie Rogelberg et al. (2003) davon aus, dass passive Personen mit den aktiven Teilnehmern die Absicht zur Teilnahme teilen, diese aber nicht umsetzen (können), bleibt die Frage nach den Ursachen dafür offen. Rogelberg et al. (2003) finden in ihrer Untersuchung, dass es bei Passiven eher die äußeren Umstände sowie ein Mangel an Gewissenhaftigkeit sind, die eine Teilnahme verhindern, oder es fehlen konkrete oder überzeugende Anreize für eine Antwort bzw. für die Teilnahme. Wenn sich passive von den aktiven Teilnehmern also hinsichtlich stichprobenrelevanter Merkmale unterscheiden, würden sich Investitionen zur Aktivierung der Gruppe der potentiell teilnahmebereiten, aber passiven Personen lohnen, um verzerrenden Stichprobenausfällen zu begegnen.

Wenn jedoch passive Personen gar keine Teilnahmeabsicht hätten und eine Nichtantwort für sie der einfachste Weg wäre, ihre fehlende Teilnahmebereitschaft zu bekunden, und sich diese passiven Verweigerer außerdem von aktiven Verweigerern ansonsten nicht bedeutend unterschieden, würde es sich aus Forschersicht nicht lohnen, Ressourcen zur Teilnehmermotivierung aufzuwenden. Die typischen Zusammenhänge zwischen Teilnahmeverweigerung und soziodemografischen Merkmalen würden sich also sowohl in der Gruppe der aktiven als auch der passiven Verweigerer auffinden lassen. Folglich können vier Personengruppen beim Einholen des Einverständnisses anhand der beiden Dimensionen Teilnahmebereitschaft und Verhalten unterschieden werden (vgl. Tabelle 1).

Tabelle 1: Verhalten beim Einholen des Einverständnisses

Verhalten	Teilnahmebereitschaft	
	niedrig	hoch
aktiv	aktive Verweigerer	aktive Teilnehmer
passiv	passive Verweigerer	„stille Reserve“

Die bisherigen Befunde zu aktivem und passivem Verhalten stützen sich nur auf Teilnahmeverweigerungen bei Erstanfragen. Ob sich ähnliche Zusammenhänge in einer Längsschnittstudie im Rahmen eines erneuten Einholens von Ein-

verständniserklärungen finden lassen und welche Unterschiede es zwischen aktiven Teilnehmerweigerern und passiven Personen gibt, ist bislang kaum untersucht. Im Rahmen von Querschnittsuntersuchungen bzw. Erstkontakten ist es nicht möglich, passive Ausfälle und ihre Bedeutung für die Stichprobenszusammensetzung zu analysieren.<sup>2</sup> Im Gegensatz dazu ist es in Längsschnittuntersuchungen aufgrund der vorhandenen Vorinformationen durchaus möglich, die Gruppe der aktiven Verweigerer mit passiven Ausfällen zu vergleichen. Die dritte Forschungsfrage, die sich folglich stellt, ist, (c) ob und wie sich passive Personen und aktive Verweigerer sowohl in ihren zentralen Merkmalen als auch in ihrem Teilnahmeverhalten bis zum Zeitpunkt des erneuten Einholens der Einverständniserklärung unterscheiden.

## 2. Anlage der Untersuchung

Zur Beantwortung unserer Forschungsfragen verwenden wir die beiden Längsschnittstudien der interdisziplinären Forschergruppe *Bildungsprozesse, Kompetenzentwicklung und Selektionsentscheidungen im Vorschul- und Schulalter* (BiKS) (Lorenz, Schmitt, Lehl, Mudiappa & Roßbach, 2013). Über einen Zeitraum von sieben Jahren (September 2005 bis August 2012) wurden in zwei getrennten Längsschnittstudien Kindergartenkinder (BiKS-3-10) und Grundschüler (BiKS-8-14) sowie deren Familien und Lernumwelten untersucht (BiKS-3-10: Kindergarten und Grundschule; BiKS-8-14: Grundschule und Schulen der Sekundarstufe I).

Durchgeführt wurden die BiKS-Studien in den Bundesländern Bayern und Hessen. Innerhalb der beiden Bundesländer orientierte sich die Auswahl der Erhebungsregionen an Gemeinsamkeiten und Unterschieden in den jeweiligen sozioökonomischen Rahmenbedingungen, so dass in Bayern und Hessen jeweils eine Großstadt (Bayern: Nürnberg, Hessen: Frankfurt), eine mittelgroße Stadt (Bayern: Bamberg, Hessen: Darmstadt) sowie zwei ländlich geprägte Landkreise (Bayern: Landkreise Bamberg und Forchheim, Hessen: Kreis Bergstraße und Odenwaldkreis) ausgewählt wurden. Die Zufallsauswahl der teilnehmenden Bildungseinrichtungen (BiKS-3-10: Kindergärten, BiKS-8-14: Grundschulen) erfolgte anhand einer disproportionalen Schichtung nach Bundesland im Verhältnis 60:40 zwischen Bayern und Hessen sowie nach Großstädten, indem ein Drittel der Einrichtungen in Bayern und Hessen aus jeweils einer Großstadtregion gezogen wurde. In den Einrichtungen wurden alle Kinder einer Kindergartengruppe bzw. Grundschulklasse um Teilnahme gebeten. Die Einbeziehung der Institutionen als Lernumwelten bedurfte ministerieller Genehmigungen in beiden Bundesländern.

---

2 In der Literatur wurde dies jedoch oft unter Annahme eines *continuum of resistance model* versucht, welches allerdings lediglich eine unterschiedliche Teilnahmebereitschaft unterstellt und sich bislang empirisch nicht bewährt hat (Lewis, Hardy & Snaith, 2013; Lahaut et al., 2003; Schnell 1997, S. 147–148; Lin & Schaeffer, 1995; Fitzgerald & Fuller, 1982).



## 2.1 Längsschnittstudien BiKS-3-10 und BiKS-8-14

Im Mittelpunkt des Längsschnitts BiKS-3-10 steht die Untersuchung von Bildungsprozessen bei Kindern im Alter von 3 bis 10 Jahren über acht Messzeitpunkte (MZP) hinweg. Im ersten Schritt der Stichprobenziehung wurden Kindertagesstätten ausgewählt, in denen in einem zweiten Schritt Kinder innerhalb eines bestimmten Geburtsfensters rekrutiert wurden und eine Stichprobengröße von insgesamt 547 teilnehmenden Familien bzw. Kindern aus 97 Kindergärten erreicht werden konnte (vgl. Kurz, Kratzmann & von Maurice, 2007). Die meisten der teilnehmenden Kinder wurden im Schuljahr 2008/2009 fristgerecht eingeschult und in den aufnehmenden Grundschulen bis zur vierten Klasse weiterbegleitet. Nach der ursprünglichen Stichprobenziehung wurde die Stichprobe zum Einschulungszeitpunkt (MZP 7) durch Aufnahme des Schul- und Klassenkontextes der 471 bis dahin noch an der Studie teilnehmenden Längsschnittkindern erweitert (vgl. Schmidt, Schmitt & Smidt, 2009). Dazu wurden die jeweils neuen Mitschüler der bisher untersuchten Kinder und deren Familien um Teilnahme gebeten. Die Stichprobe konnte auf diese Weise um insgesamt 528 neue Kinder erweitert werden. Manche Kinder konnten nicht weiter im Schulkontext begleitet werden, weil entweder die aufnehmende Schule nicht an der Studie teilnehmen wollte oder weniger als drei Längsschnittkinder in dieselbe Klasse wechselten. Diese Kinder wurden individuell weiterverfolgt. Bei Einschulung (MZP 7) betraf dies 94 Kinder. Beendeten Schulen im weiteren Verlauf der Studie ihre Teilnahme, wurden Längsschnittkinder individuell weiterverfolgt, während die neu in die Stichprobe aufgenommenen Kinder dann designbedingt ausschieden.

Die zweite BiKS-Stichprobe (Längsschnitt BiKS-8-14) begleitet die Bildungsprozesse von etwa 5 Jahre älteren Kindern in ähnlicher Weise. Innerhalb von Grundschulen wurden die Eltern von Drittklässlern zu Beginn der Studie mithilfe der Klassenlehrkraft über ein sogenanntes Adressvermittlungsverfahren um Teilnahme gebeten. Letztendlich umfasste die realisierte Ausgangsstichprobe des Längsschnitts BiKS-8-14 2395 Kinder (vgl. Kurz, Kratzmann & von Maurice, 2007). Im Herbst 2007 wechselten die Kinder auf die weiterführenden Schulen des Sekundarbereichs. Ziel war es, alle bis dahin noch an der Studie teilnehmenden Längsschnittkinder ( $N = 2104$  bzw. 88 % der Ausgangsstichprobe) weiterhin zu begleiten und die Stichprobe um die jeweiligen neuen Mitschüler zu erweitern (vgl. Schmidt et al., 2009). Da die Anzahl der aufnehmenden Sekundarschulen zu groß war, um jedes einzelne Kind weiterhin im Klassenkontext zusammen mit neuen Klassenkameraden untersuchen zu können (und darüber hinaus nicht alle Kinder auf Schulen wechselten, die innerhalb der BiKS-Erhebungsregionen lagen), mussten bei der Rekrutierung der erweiterten BiKS-8-14-Stichprobe verschiedene Varianten berücksichtigt werden. In der ersten Variante wurden Kinder nicht mehr im schulischen Kontext, sondern in Einzelbefragungen begleitet, wenn sie entweder auf eine Schule außerhalb der BiKS-Erhebungsregionen oder eine mit weniger als drei Längsschnittkindern übergingen. Weiterhin wechselten Kinder in die Einzelbefragung, wenn keine Informationen über die ab Klasse 5 besuch-



ten Schulen vorlagen oder wenn ihre Schule die Studienteilnahme generell oder im Verlauf der Studie verweigerte. Durch dieses Stichprobenmodell wurden 802 Längsschnittkinder nach dem Übertritt im individuellen Kontext weiterbegleitet. Mithilfe zweier weiterer Varianten konnten nach Kontaktaufnahme mit den ausgewählten Schulen die verbleibenden 1302 Längsschnittkinder über ihre Schulen weiterverfolgt werden. In die erste der beiden weiteren Varianten, die sogenannte nicht intensiven Schulbefragung, fielen insgesamt 382 Kinder an Gesamt- und Förderstufenschulen oder nicht zur intensiven Befragung bereiten Schulen sowie Kinder an Schulen, in denen weniger als drei Längsschnittkinder dieselbe Klasse besuchten. In die intensive Schulbefragung hingegen fielen 920 Längsschnittkinder an Schulen mit mindestens einer Klasse mit mehr als zwei Längsschnittkindern. Bei diesen Kindern wurde versucht, den Klassenkontext (Mitschüler) mit in die Studie aufzunehmen. 879 Kinder konnten dadurch zusätzlich rekrutiert werden. Die Längsschnittkinder wurden schließlich in diesem Modell gemeinsam mit den neu teilnehmenden Kindern innerhalb der Schule untersucht.

## 2.2 Stichprobenentwicklungen

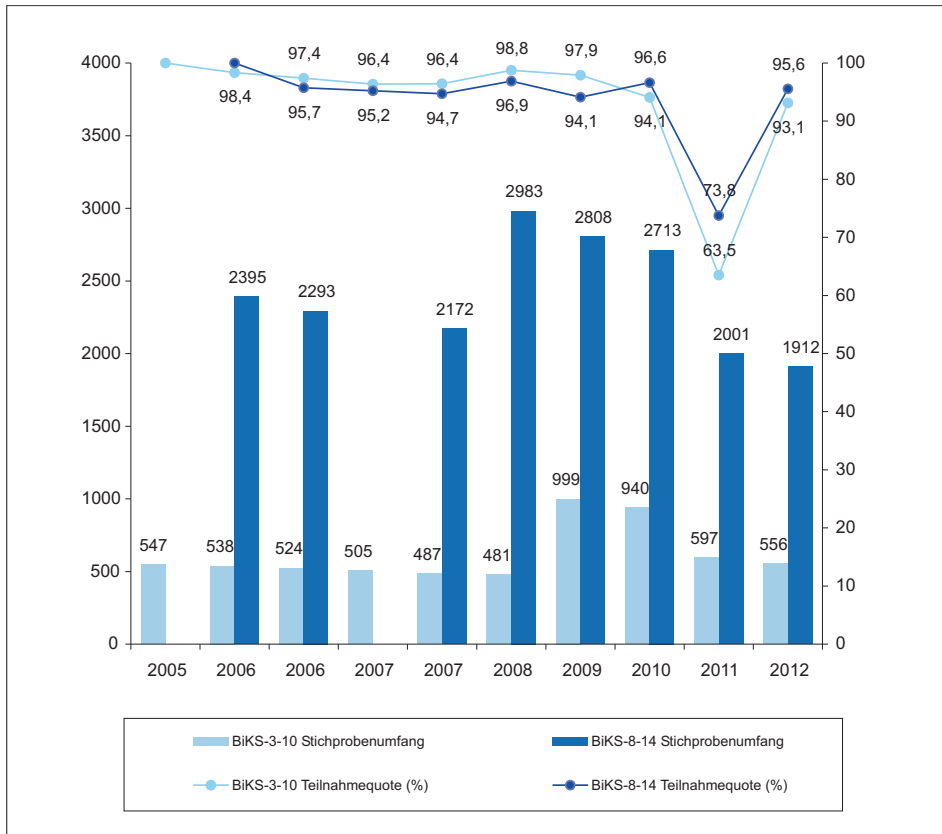
Beide BiKS-Stichproben weisen insgesamt eine sehr hohe Panelstabilität auf. Die Teilnahmequoten der jeweils verbleibenden Teilnehmer/-innen von Messzeitpunkt zu Messzeitpunkt lagen bis einschließlich der Erhebungen 2010 (entspricht Messzeitpunkt 8 BiKS-3-10 bzw. 6 in BiKS-8-14) in beiden Stichproben jeweils konstant über 90 % der aus dem vorangegangenen Messzeitpunkt verbliebenen Stichprobe (vgl. Abbildung 1).

Vor der regulären Erhebung in 2011 erhielt die Studie vom bayerischen Kultusministerium die Auflage, erneut Einverständniserklärungen für die bayerischen Familien, welche im schulischen Kontext befragt wurden, einzuholen. Es durften explizit nur solche Familien in der Studie verbleiben, die sich aktiv gemeldet hatten. Familien, die weder aktiv zu- oder abgesagt hatten, sich also passiv verhielten, durften nicht weiter kontaktiert werden.<sup>3</sup> Da die teilnehmenden Jugendlichen in BiKS-8-14 zu diesem Zeitpunkt bereits 14 Jahre alt waren, mussten nicht nur die Eltern ihr erneutes Einverständnis erteilen, sondern erstmalig auch die Jugendlichen selbst. Nur wenn sowohl Eltern als auch Jugendliche ihr Einverständnis erteilt hatten, konnte die Familie weiter befragt werden. Dieses Vorgehen unterschied sich vom Vorgehen der vorangegangenen Messzeitpunkte sowie des daran anschließenden (letzten) Messzeitpunkts, in denen die Kinder bzw. Jugendliche nur ausgeschlossen wurden, wenn deren Eltern aktiv das Einverständnis zur Teilnahme ihrer Kinder zurückzogen. Passives Verhalten führte dort nicht zum Ausschluss aus der Studie.

---

3 In der eingangs erwähnten PASS-Studie (Müller, 2011) wurde dies anders gehandhabt. Passives Verhalten konnte dort als Zustimmung gewertet werden.

Abbildung 1: Entwicklung der Gesamtstichproben in absoluten Werten und Teilnahmequoten mit Bezug zum jeweils vorangegangenen Messzeitpunkt in Prozent



Anmerkungen. Bezeichnung der Messzeitpunkte nach BiKS-3-10. In BiKS-3-10 fanden in 2007 im Gegensatz zu BiKS-8-14 zwei Messungen statt.

Zum entsprechenden Messzeitpunkt in 2011 sank daraufhin die Teilnahmequote in beiden Stichproben mit 63,5 % in BiKS-3-10 und 73,8 % in BiKS-8-14 auf ein weit unterdurchschnittliches Niveau. Zum folgenden und letzten Messzeitpunkt in 2012 erholten sich die Teilnahmequoten in beiden Stichproben und erreichten das Niveau von 2010.

Tabelle 2: Ausgewählte Stichprobenmerkmale von BiKS-3-10

Zeitpunkt	Studienbeginn	nach der Stichprobenerweiterung	vor der erneuten Einverständniserklärung	nach der erneuten Einverständniserklärung	Studienabschluss
	MZP 1 (Herbst 2005)	MZP 7 (Frühling 2009)	MZP 8 (Frühling 2010)	MZP 9 (Frühling 2011)	MZP 10 (Frühling 2012)
Stichprobenumfang	n = 547	n = 999	n = 940	n = 597	n = 556
<i>Teilnahmedauer</i>					
Längsschnittkinder (seit Studienbeginn) (vs. Kind aus Stichprobenerweiterung)	100.0 %	47.1 %	46.5 %	51.2 %*	51.1 %
<i>Geschlecht des Kindes</i>					
weiblich	48.3 %	47.7 %	51.6 %	53.3 %	53.2 %
<i>Bundesland</i>					
Hessen	35.5 %	32.2 %	32.7 %	43.2 %*	43.6 %
Bayern	64.5 %	67.8 %	67.3 %	56.8 %*	56.4 %
<i>Höchster ISEF<sup>a</sup> der Eltern</i>					
M (SD)	53.1 (16.1)	53.3 (15.9)	53.5 (15.9)	54.9* (15.8)	55.4* (15.7)
<i>Höchster Bildungsabschluss der Eltern</i>					
max. quali. Hauptschulabschluss	18.9 %	17.1 %	16.3 %*	11.4 %*	10.0 %*
max. Mittlere Reife	32.3 %	31.9 %	32.1 %*	30.8 %*	31.3 %*
mind. Fachhochschulreife	48.8 %	51.0 %	51.7 %*	57.9 %*	58.8 %*
<i>Migrationshintergrund</i>					
mind. ein Elternteil nicht in Deutschland geboren	21.8 %	21.6 %	21.3 %	19.1 %*	19.9 %

Anmerkungen. M = Mittelwert. SD = Standardabweichung.

<sup>a</sup> ISEI (International Socio-Economic Index of Occupational Status), vgl. Ganzeboom, De Graf und Treiman (1992), Min. = 16, Max. = 90.

\* Unterschied zum vorangegangenen Messzeitpunkt signifikant bei  $p < .05$ .

### 2.3 Stichprobenzusammensetzungen

Tabelle 2 und Tabelle 3 geben einen Überblick über die Verteilung zentraler soziodemografischer Merkmale in den beiden Stichproben jeweils zu Beginn der Studie (MZP 1), nach der Stichprobenerweiterung (MZP 7 bzw. MZP 4), vor (MZP 8 bzw. MZP 6) und nach (MZP 9 bzw. MZP 7) dem erneuten Einholen der Einverständniserklärung sowie zu Studienabschluss (MZP 10 bzw. MZP 8).

Im Längsschnitt BiKS-3-10 zeigen sich bis zur Erweiterung der Stichprobe zu Messzeitpunkt 7 die zu erwartenden, aber überwiegend nicht signifikanten Unterschiede in der Stichprobenzusammensetzung (vgl. Tabelle 2). Im Vergleich zum Messzeitpunkt 8 (vor dem erneuten Einholen der Einverständniserklärung) zeigen sich lediglich signifikante Unterschiede in der höchsten Bildung der Eltern ( $\chi^2 = 9.82$ ;  $p < .01$ ), weil niedriger gebildete Eltern die Studie überproportio-

Tabelle 3: Ausgewählte Stichprobenmerkmale von BiKS-8-14

Zeitpunkt	Studien- beginn	nach der Stichproben- erweiterung	vor der erneuten Einver- ständnis- klärung	nach der erneuten Einver- ständnis- klärung	Studien- abschluss
	MZP 1 (Frühling 2006)	MZP 4 (Frühling 2008)	MZP 6 (Frühling 2010)	MZP 7 (Frühling 2011)	MZP 8 (Frühling 2012)
Stichprobenumfang	<i>n</i> = 2395	<i>n</i> = 2983	<i>n</i> = 2713	<i>n</i> = 2001	<i>n</i> = 1912
<i>Teilnahmedauer</i> Längsschnittkinder (seit Studienbeginn) (vs. Kind aus Stichprobenerwei- terung)	100.0 %	70.5 %	69.3 %	71.9 %*	72.4 %*
<i>Geschlecht des Kindes</i> weiblich	47.8 %	50.1 %	50.2 %	49.9 %	50.2 %
<i>Bundesland</i> Hessen	35.0 %	32.3 %	32.2 %	40.9 %*	41.5 %*
Bayern	65.0 %	67.7 %	67.8 %	59.1 %*	58.5 %*
<i>Höchster ISEI<sup>a</sup> der Eltern</i> <i>M (SD)</i>	50.3 (6.4)	51.6 (16.2)	51.9 (16.1)	52.4* (16.0)	52.5 (16.0)
<i>Höchster Bildungsab- schluss der Eltern</i> max. quali. Hauptschul- abschluss	24.3 %	19.6 %	18.6 %*	17.1 %	16.6 %*
max. Mittlere Reife	33.4 %	32.4 %	32.2 %*	31.5 %*	31.4 %*
mind. Fachhochschul- reife	42.3 %	48.0 %	49.2 %*	51.4 %*	52.0 %*
<i>Migrationshintergrund</i> mind. ein Elternteil nicht in Deutschland geboren	23.3 %	21.1 %	20.9 %	21.5 %	21.8 %

Anmerkungen. *M* = Mittelwert. *SD* = Standardabweichung.

<sup>a</sup> ISEI (International Socio-Economic Index of Occupational Status), vgl. Ganzeboom, De Graaf & Treiman (1992), Min. = 16, Max. = 90.

\* Unterschied zum vorangegangenen Messzeitpunkt signifikant bei  $p < .05$ .

nal häufig verlassen haben. Vergleicht man die Stichprobenzusammensetzung nach dem erneuten Einholen (MZP 9) mit der davor (MZP 8), sieht man nicht nur die deutliche Reduktion der Stichprobengröße von  $n = 940$  (MZP 8) auf  $n = 597$  (MZP 9), sondern es lassen sich auch in allen ausgewählten Merkmalen – bis auf das Geschlecht – signifikante Veränderungen feststellen. Es befanden sich mit 51.2 % signifikant mehr Längsschnittkinder in der Stichprobe (MZP 8: 46.5 %;  $\chi^2 = 19.44$ ;  $p < .00$ ), der Anteil bayerischer Kinder ist signifikant von 67.8 % auf 56.8 % zurückgegangen ( $\chi^2 = 82.90$ ;  $p < .00$ ), der mittlere sozioökonomische Status (ISEI) der Familien hat sich von  $M = 53.5$  ( $SD = 15.9$ ) auf  $M = 54.9$  ( $SD = 15.8$ ) signifikant verändert ( $t = -3.74$ ;  $p < .00$ ) und der Anteil niedrig gebildeter Eltern ( $\chi^2 = 36.47$ ;  $p < .00$ ) sowie der Anteil der Kinder mit Migrationshintergrund hat signifikant abgenommen ( $\chi^2 = 4.80$ ;  $p < .03$ ). Zum Studienabschluss (MZP 10) sieht man zwar auch signifikante Unterschiede in der

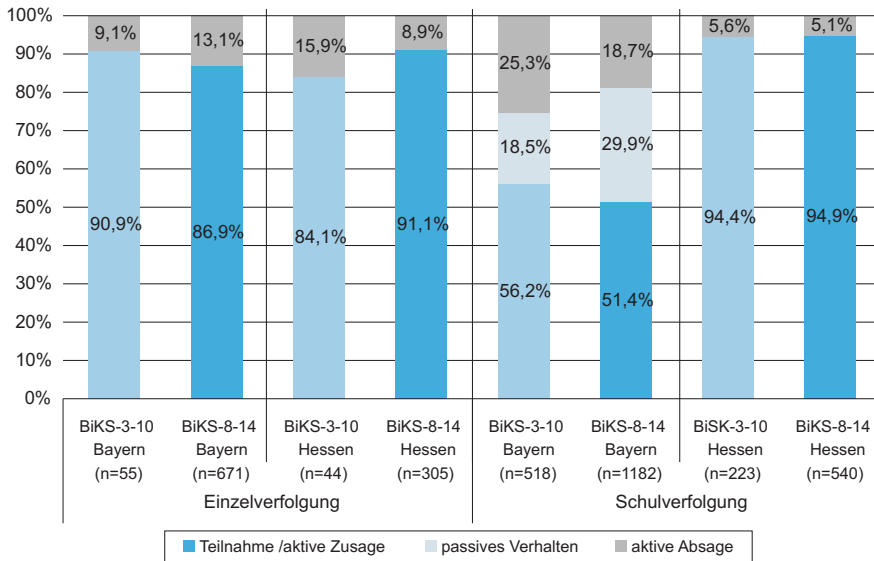
Stichprobenzusammensetzung im Vergleich zum vorangegangenen Messzeitpunkt für den sozialen Status ( $t = -2.60$ ;  $p < .01$ ) und die Bildung der Eltern ( $\chi^2 = 14.06$ ;  $p < .00$ ), die jedoch weniger stark ausfallen als im Zuge des erneuten Einholens der Einverständniserklärung.

Für den Längsschnitt BiKS-8-14 ergibt sich ein ganz ähnliches Bild (vgl. Tabelle 3). Die Verteilung auf die Bundesländer verschob sich von Messzeitpunkt 1 auf 4 leicht zugunsten der bayerischen Familien, was im wesentlich höheren Anteil an neu in die Stichprobe aufgenommenen Familien in Bayern begründet liegt. Auch der Anteil an Mädchen ist in dieser erweiterten Stichprobe deutlich höher als noch in der Ausgangsstichprobe. Beim Übergang vom Grundschul- in den Sekundarschulbereich verschob sich die Stichprobenzusammensetzung zugunsten von höher gebildeten Eltern, Eltern mit gehobener sozioökonomischer Position und Kindern ohne Migrationshintergrund. Dies lässt sich durch die im Vergleich wesentlich höheren Anteile an Familien mit hoher sozioökonomischer Position, an bildungsnahen Elternhäusern und an Kindern ohne Migrationshintergrund in der Gruppe der neu hinzugekommenen Kinder erklären und dadurch, dass die meisten Kinder unserer Gesamtstichprobe auf Gymnasien übergingen. Entsprechend wurde die Stichprobe in dieser Schulform in der Variante der intensiven Befragung überproportional erweitert und damit ein größerer Anteil an Kindern aus Elternhäusern mit diesen Merkmalen neu in die Studie aufgenommen. Im Vergleich zu der erweiterten Stichprobe aus Messzeitpunkt 4 zeigen sich im letzten Messzeitpunkt vor dem erneuten Einholen der Einverständniserklärung (MZP 6) nur signifikante Veränderungen in der Zusammensetzung nach höchstem elterlichen Bildungsabschluss ( $\chi^2 = 10.54$ ;  $p < .01$ ). Nach dem erneuten Einholen des Einverständnisses fällt die Stichprobengröße von  $n = 2713$  (MZP 6) auf  $n = 2001$  (MZP 7), was einhergeht mit signifikant höheren Ausfällen unter den neu aufgenommenen Kindern ( $\chi^2 = 31.89$ ;  $p < .00$ ), bayerischen Familien ( $\chi^2 = 269.07$ ;  $p < .00$ ) und geringer gebildeten Eltern ( $\chi^2 = 16.44$ ;  $p < .00$ ) sowie einem signifikanten Anstieg des mittleren ISEI ( $t = 2.58$ ;  $p < .01$ ). Wie in der jüngeren Stichprobe verändert sich die BiKS-8-14-Stichprobe zum Studienabschluss (MZP 8) dadurch, dass überproportional häufig Längsschnittkinder weiterhin teilnehmen ( $\chi^2 = 5.83$ ;  $p < .02$ ) und bayerische Familien ( $\chi^2 = 7.46$ ;  $p < .01$ ) und gering gebildete Eltern ( $\chi^2 = 8.73$ ;  $p < .02$ ) häufiger ihre Teilnahme beenden, jedoch sind diese Unterschiede nicht so stark wie vor und nach dem erneuten Einverständniseinholen.

### **3. Welche Auswirkungen hat das erneute Einholen der Einverständniserklärung?**

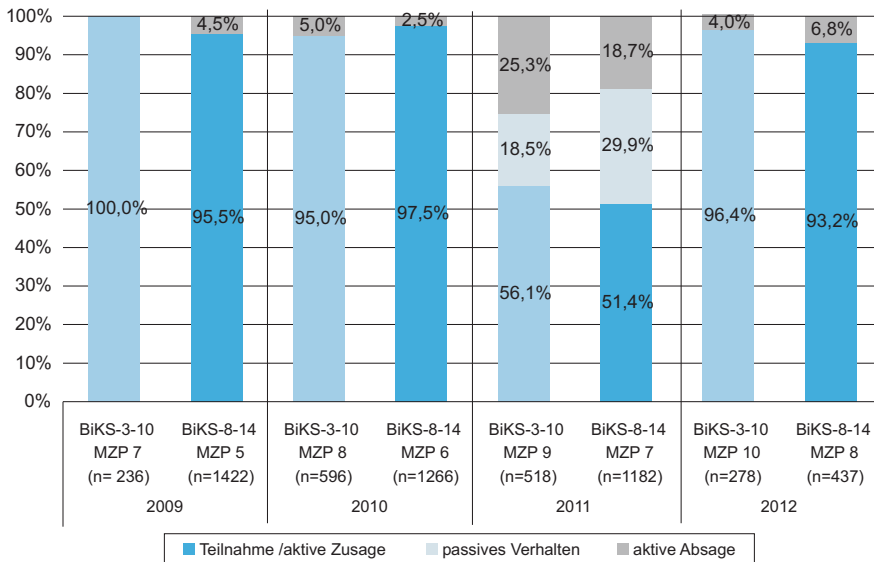
Betrachtet man das Teilnahmeverhalten in 2011 getrennt nach den beiden Weiterverfolgungsstrategien (Verfolgung über die Schule oder individuelle Verfolgung) und nach Erhebungsregionen (Bayern und Hessen) (vgl. Abbildung 2),

Abbildung 2: Teilnahmequote nach dem Einholen der erneuten Einverständniserklärung (2011), getrennt nach Bundesland und Befragungsvariante



Anmerkung. Nicht enthalten sind designbedingte Ausfälle z. B. durch Umzüge oder die Beendigung der Teilnahme durch die Schule.

Abbildung 3: Teilnahmequote der bayerischen Familien, die im Schulkontext verfolgt wurden (2009–2012)



Anmerkungen. Die Teilnahmequoten beziehen sich auf den vorangegangenen Messzeitpunkt. Nicht enthalten sind designbedingte Ausfälle z. B. durch Umzüge oder die Beendigung der Teilnahme durch die Schule.

wird deutlich, dass der Einbruch der Teilnahmebereitschaft in den beiden Gesamtstichproben ausschließlich durch das Verhalten der teilnehmenden Familien in den bayerischen Schulstichproben erfolgte. Hessische Familien sowie bayerische Familien in der Einzelbefragungsvariante zeigten hingegen keine überproportional hohe Tendenz, die Studie zu verlassen.

Ergänzend veranschaulicht Abbildung 3, dass in den Jahren 2009, 2010 und 2012 die Teilnahmebereitschaft innerhalb der bayerischen Schulbefragungsvariante ebenso hoch war wie in der Gesamtstichprobe, so dass der hohe Ausfall 2011 tatsächlich ein zeitpunkt- und subgruppenspezifisches Phänomen darstellte.

### **3.1 Welche Auswirkung hat das erneute Einholen des Teilnahmeeinverständnisses auf die mittlere Verbleibewahrscheinlichkeit?**

Wie sich gezeigt hat, hatte das erneute Einholen in beiden Längsschnittstudien in den jeweiligen bayerischen Subgruppen einen massiven Einbruch der Teilnahmequoten zur Folge. Daraus ergibt sich die Frage, ob der dargestellte Stichprobenausfall selektiv ist, so dass er zu einer bedeutsamen Veränderung der Stichprobenezusammensetzung führt.

Zur Beantwortung wurden die Ausfallmuster in den beiden Teilstichproben über die Zeit hinweg untersucht und die Verbleibewahrscheinlichkeiten zu jedem Messzeitpunkt geschätzt. Diese Schätzungen beruhen auf linearen<sup>4</sup> Mehrebenenwahrscheinlichkeitsmodellen (*random-intercept*-Modelle mit clusterrobusten Standardfehlern) mit den Messzeitpunkten als erste Ebene und den Teilnehmern als zweite Ebene. Auf diese Weise werden die Auswirkungen des erneuten Einholens der Einverständniserklärung auf die Teilnahmebereitschaft sichtbar. Für die Analyse werden die Teilnahmebereitschaften in beiden betroffenen Stichproben, jeweils zwei Erhebungszeitpunkte vor und zwei nach dem erneuten Einholen der Einverständniserklärung, herangezogen (2009 bis 2012; für BiKS-3-10 sind das Messzeitpunkte 7 bis 10 und für BiKS-8-14 sind dies Messzeitpunkte 5 bis 8). Die Analysestichprobe besteht nur aus den bayerischen Familien, die über die Schule verfolgt wurden, da nur für diese Gruppe ein erneutes Einverständnis eingeholt werden musste.

Die Ergebnisse der Regressionsanalysen zu den Teilnahmewahrscheinlichkeiten für beide Stichproben sind in Tabelle 4 dargestellt. In Modell 1 werden die Teilnahmewahrscheinlichkeiten für die Messzeitpunkte 2010, 2011 und 2012 mit dem Messzeitpunkt 2009 verglichen, in der die jeweilige Stichprobenerweiterung statt-

---

4 Für die Untersuchung der Robustheit der Ergebnisse wurden außerdem auch logistische Mehrebenenmodelle gerechnet. Hierbei zeigten sich keine wesentlichen Unterschiede. Aufgrund der intuitiveren Interpretierbarkeit der linearen Regressionskoeffizienten als Veränderung der Eintrittswahrscheinlichkeit in Prozentpunkten werden nur diese berichtet.



Tabelle 4: Geschätzte Wahrscheinlichkeiten, weiter an BiKS teilzunehmen

	BIKS-3-10			BIKS-8-14			
	Modell 1		Modell 2	Modell 1		Modell 2	
	<i>b</i>	<i>SE</i>	<i>b</i>	<i>SE</i>	<i>b</i>	<i>SE</i>	
<i>Messzeitpunkt</i>							
2009 (t <sub>0</sub> )	<i>Ref.</i>		0.433***	[0.023]	<i>Ref.</i>	0.519***	[0.015]
2010 (t <sub>0</sub> )					-0.032***	0.487***	[0.015]
2011 (t <sub>1</sub> )	-0.433***	[0.023]	<i>Ref.</i>		-0.519***	<i>Ref.</i>	
2012 (t <sub>1</sub> )	-0.454***	[0.023]	-0.021*	[0.009]	-0.547***	-0.029*	[0.005]
Längsschnittkind ( <i>Ref.</i> : Stichproben- erweiterung)	-0.021	[0.021]	-0.021	[0.021]	-0.071***	-0.071***	[0.018]
Sozialer Status (HISEI) <sup>a</sup>	0.028*	[0.014]	0.028*	[0.014]	0.025*	0.025*	[0.012]
<i>Migrationsstatus (Ref. ohne)</i> Mind. 1 Elternteil im Ausland geboren	-0.082**	[0.030]	-0.082**	[0.030]	-0.014	-0.014	[0.025]
<i>Bildung der Eltern (Ref. Abitur)</i> Realschule	-0.036	[0.028]	-0.036	[0.028]	-0.035	-0.035	[0.024]
Hauptschule oder niedriger	-0.130***	[0.035]	-0.130***	[0.035]	-0.095**	-0.095**	[0.029]
Konstante	1.058***	[0.019]	0.625***	[0.028]	1.017***	0.499***	[0.022]
Lvl2-SD		0.181				0.247	
Lvl1-SD		0.293				0.297	
ICC		0.276				0.409	
Teilnehmer (Lvl2)		485				1047	
Beobachtungen (Lvl1)		1940				4188	

*Anmerkungen.* Stichprobe: Bayerische Familien in der Schulbefragung 2010/2011, deren erneute Einverständniserklärung notwendig wurde; robuste Standardfehler; to vor dem erneuten Einholen der Einverständniserklärung, t1 nach dem erneuten Einholen.

<sup>a</sup> z-standardisiert ( $M = 0, SD = 1$ ).

\*  $p < .05$  \*\*  $p < .01$  \*\*\*  $p < .001$ .

gefunden hat.<sup>5</sup> In Modell 2 ist Messzeitpunkt 2011 als erste Erhebung nach dem erneuten Einholen der Einverständniserklärung Referenzkategorie um herauszufinden, ob sich die Teilnahmewahrscheinlichkeiten zwischen den Messzeitpunkten 2011 und 2012 unterscheiden. In beiden Modellen wird neben der Teilnahmedauer (Längsschnittkind oder Kind aus der Stichprobenerweiterung) für den sozio-ökonomischen Status, gemessen als höchster ISEI der Familie (HISEI), den Migrationsstatus der Kinder (ohne, mindestens ein Elternteil im Ausland geboren) und die höchste Bildung der Eltern (Abitur, Realschule oder Hauptschule und niedriger) kontrolliert.

In beiden Stichproben zeigt sich dasselbe Muster, das eindeutig belegt, welche negative Auswirkung das erneute Einholen des Einverständnisses auf die Teilnahme hatte: In den Erhebungen nach dem erneutem Einholen (2011 und 2012) sind die Teilnahmewahrscheinlichkeiten im Vergleich zu den Messzeitpunkten davor signifikant um etwa 50 Prozentpunkte niedriger (BiKS-3-10: -0.433 und -0.454,  $p < .00$ ; BiKS-8-14: -0.519 und -0.547,  $p < .00$ ). In Modell 2 zeigt sich mit Messzeitpunkt 2011 als Referenz in beiden Stichproben das normale Maß an Panelmortalität von -2.1 % in BiKS-3-10 und -3.2 bzw. -2.9 % in BiKS-8-14.

Die zusätzlichen Kovariaten Verweildauer (Längsschnittkind), sozialer Status, Migrationsstatus und Bildung der Eltern haben jeweils die zu erwartenden Auswirkungen. In beiden Stichproben haben gering gebildete Eltern und Familien mit niedrigem Status signifikant niedrigere Teilnahmewahrscheinlichkeiten. Während Migranten in BiKS-8-14 sich nicht anders verhalten, haben sie in BiKS-3-10 eine im Mittel um 8.2 Prozentpunkte ( $p < .01$ ) geringere Teilnahmewahrscheinlichkeit als Nicht-Migranten. Dafür besitzen Längsschnittkinder in BiKS-3-10 im Gegensatz zu BiKS-8-14 keine signifikant niedrigere Teilnahmewahrscheinlichkeit.

### **3.2 Welche Auswirkung hat das erneute Einholen auf die Verbleibewahrscheinlichkeit verschiedener sozialer Gruppen?**

Nach der Frage, ob und in welchem Ausmaß das erneute Einholen zu einer geringeren Beteiligung geführt hat, bleibt die Frage, welche Auswirkung dies auf die soziale Zusammensetzung hatte und in welchen sozialen Gruppen der Ausfall besonders stark war. Dazu wurden Interaktionsterme zwischen Messzeitpunkt und den verwendeten Kovariaten Teilnahmedauer (Längsschnittkind), sozialer Status (HISEI), Bildung der Eltern und Migrationshintergrund in einzelnen Modellen der Regressionsmodelle aufgenommen und die Verbleibewahrscheinlichkeiten geschätzt. Die Ergebnisse sind in Abbildung 4 und Abbildung 5 dargestellt. Um zu überprüfen, welche Auswirkung die Vorgabe hatte, auch passive

---

5 Wie aus Abbildung 3 ersichtlich wird, gab es in der Analysestichprobe für BiKS-3-10 von MZP 7 auf MZP 8 keine Ausfälle.

Abbildung 4: Geschätzte Verbleibewahrscheinlichkeiten für BiKS-3-10

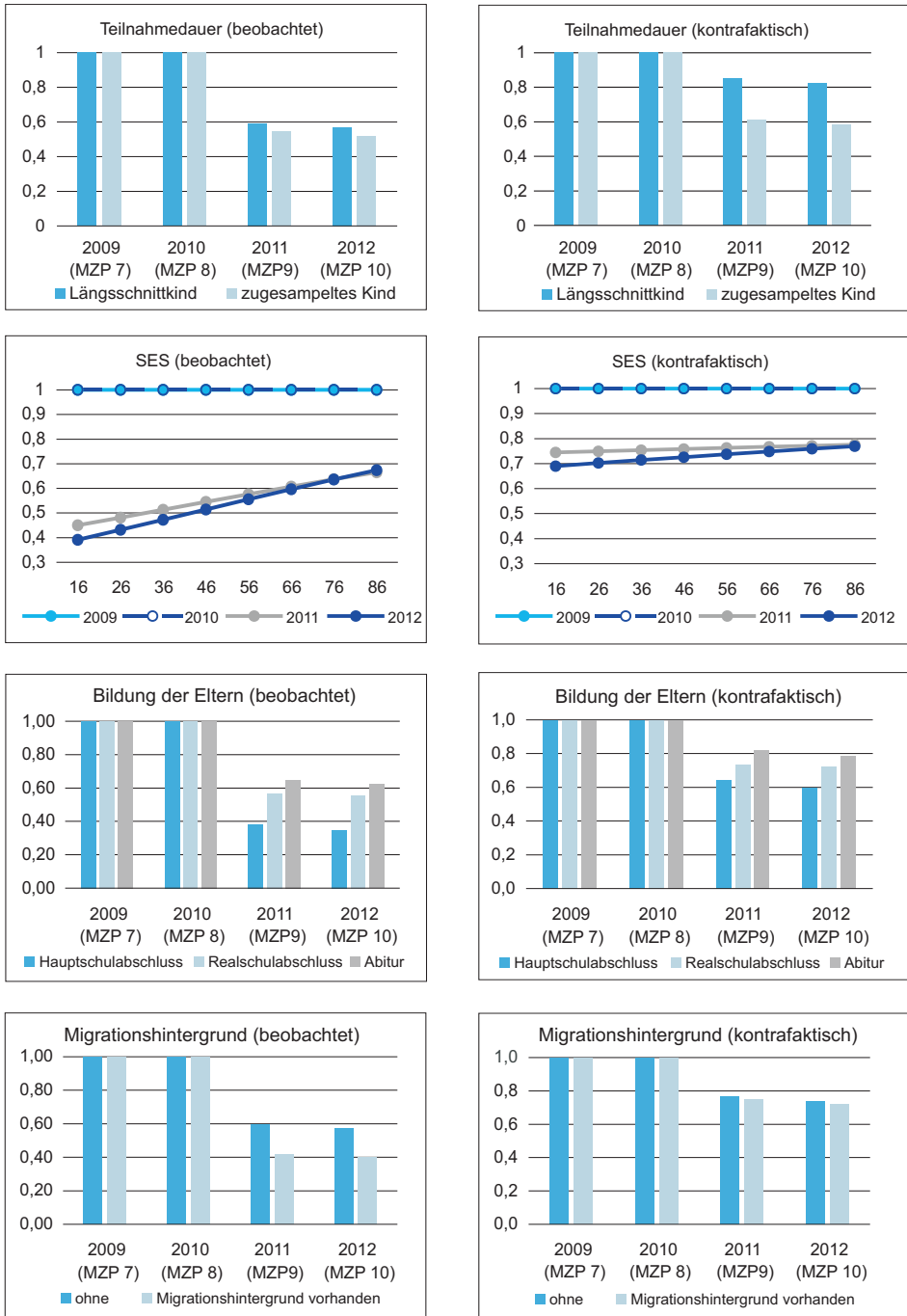


Abbildung 5: Geschätzte Verbleibewahrscheinlichkeiten für BiKS-8-14



Personen von der weiteren Verfolgung auszuschließen, wurden zusätzlich neben den Wahrscheinlichkeiten, die aus der beobachteten Stichprobe geschätzt wurden, kontrafaktische Verbleibwahrscheinlichkeiten geschätzt. Dazu wurden passive Personen als Teilnehmer in den letzten beiden Messzeitpunkten (BiKS-3-10: MZP 9 und 10; BiKS-8-14: MZP 7 und 8) umkodiert. Dies entspricht der Annahme, dass es aus dieser Gruppe in den letzten beiden Messzeitpunkten keine aktiven Teilnahmeverweigerungen gegeben hätte und alle passiven Personen bis zum Ende der Studie teilgenommen hätten. Auf diese Weise wird die jeweilige theoretische Maximalstichprobe berechnet, die ohne den finalen Ausschluss dieser Substichprobe im Idealfall hätte erreicht werden können.<sup>6</sup>

Die Ergebnisse in der beobachteten Stichprobe machen deutlich, dass das erneute Einholen der Einverständniserklärung nicht nur einen negativen Einfluss auf die generelle Verbleibwahrscheinlichkeit hatte, sondern auch zu einer selektiveren Stichprobenzusammensetzung geführt hat. In beiden Stichproben zeigt sich im Wesentlichen das gleiche Bild. Bestehende Unterschiede zwischen sozialen Gruppen sind verstärkt worden. Im Vergleich zwischen den geschätzten Verbleibwahrscheinlichkeiten von 2010 auf 2011 und von 2011 auf 2012 wird weiterhin deutlich, dass zum letzten Messzeitpunkt die Veränderung der Zusammensetzung ausschließlich zwischen 2010 und 2011 und nicht zwischen 2011 und 2012 stattgefunden hat und damit auf das erneute Einholen zurückgeführt werden kann.

Dazu zeigen im Vergleich die kontrafaktischen Ergebnisse, dass der Ausfall deutlich weniger selektiv gewesen wäre, wenn passive Personen nicht zusätzlich zu den aktiven Verweigerern hätten ausgeschlossen werden müssen.

### **3.3 Welche Auswirkung hat der Ausschluss aktiver Verweigerer und passiver Personen auf die letztlich erhobenen Daten?**

Auch wenn gezeigt werden konnte, dass sich durch den Ausschluss der aktiven Verweigerer sowie der passiven Personen die Stichprobengröße und -zusammensetzung bedeutsam verändert hat, stellt sich natürlich die Frage, ob es tatsächlich eine Auswirkung auf die letztendlich erhobenen Daten gehabt hätte, wenn diese Personen weiterhin Bestandteil der Studie geblieben wären. Oder anders formuliert: Besteht die Gruppe der ausgeschlossenen Teilnehmer zu einem Großteil aus Personen, von denen ohnehin keine Befragungsdaten vorliegen? Es wäre denkbar, dass sie sich bereits vor dem erneuten Einholen des Einverständnisses dadurch auszeichneten, dass sie eine generelle geringe Neigung besaßen, aktiv an der Studie teilzunehmen. Sie wären als Karteileichen zwar weiterverfolgt worden, hätten aber ohnehin keine verwertbaren Daten eingebracht.

---

6 Eine Alternative bzw. Ergänzung zu diesem Vorgehen wäre die zusätzliche Berücksichtigung der über den Studienverlauf mittleren Ausfallwahrscheinlichkeit, um eine „realistischere“ Schätzung zu erhalten.

Tabelle 5: Durchschnittliches Teilnahmeverhalten der Familien at risk vor dem erneuten Einholen in Prozent

Instrument	BiKS-3-10				BiKS-8-14			
	Kompetenztest	Elterninterview	Familienbeobachtung <sup>a</sup>	Elternfragebogen <sup>a</sup>	Tagebuch <sup>a</sup>	Kompetenztest	Schülerfragebogen	Elterninterview
Modus	Testung/PAPI	CAPI/CATI	teilnehm. Beobachtung	PAPI	PAPI	PAPI	PAPI	CATI
Kontext	Einrichtung	individuell	individuell	individuell	individuell	Einrichtung	Einrichtung	individuell
Mitarbeit notwendig	Nein	Nein (Terminvereinbarung)	Nein (Terminvereinbarung)	Ja	ja	Nein	Nein	Nein (Terminvereinbarung)
aktive Teilnehmer	96.7	96.1	95.6	77.6	69.2	94.6	94.2	93.0
passive Teilnehmer	96.5	85.9	72.8	20.5	15.4	93.8	93.3	87.5
aktive Verweigerer	95.5	89.8	87.4	59.2	49.9	92.6	92.0	87.7
Mittelwert	96.3	90.6	85.3	52.4	44.8	93.7	93.2	89.4
$\chi^2$	0.02	0.50	3.80	41.50	40.42	0.03	0.04	0.18
<i>p</i>	1.00	0.75	0.21	0.00	0.00	0.99	0.99	0.90

Anmerkungen. Mittlere Rücklaufquote über mehrere Messzeitpunkte hinweg (BiKS-3-10: MZP 1–8; BiKS-8-14; MZP 1–6). Stichprobe: Bayerische Familien in der Schulbefragung 2010/2011, deren erneute Einverständniserklärung notwendig wurde.

<sup>a</sup> Instrument wurde nur für Längsschnittkinder eingesetzt.

Die BiKS-Längsschnittstudien zeichnen sich durch die gleichzeitige Betrachtung mehrerer Ebenen im Bildungsprozess aus, bei der neben den Kompetenzen der Kinder auch Eltern und Lehrkräfte miteinbezogen werden. Zur Analyse des Teilnahmeverhaltens wurden Rücklaufquoten in den verschiedenen Instrumenten für die jeweilige Analysestichprobe (bayerische Familien, die 2011 über die Schule verfolgt wurden und erneut ihr schriftliches Einverständnis geben mussten) über alle Messzeitpunkte vor 2011 gemittelt und zwischen den drei Gruppen (Teilnehmer/Einverständnis erhalten, aktive Verweigerer, passive Teilnehmer) verglichen. Die Ergebnisse sind in Tabelle 5 abgetragen.

Es zeigt sich, dass man durch ein erneutes Einholen von Genehmigungen im Längsschnitt Personen verliert, die durchaus an den jeweiligen Datenerhebungen – insbesondere im Einrichtungskontext – teilgenommen haben. Für BiKS-8-14 zeigen sich über sechs Messzeitpunkte hinweg keine signifikanten Unterschiede zwischen den drei Gruppen. Für BiKS-3-10 sehen wir ebenfalls keine Unterschiede bei den Instrumenten, die im Einrichtungskontext administriert wurden und bei denen die Teilnehmer nicht selbst aktiv werden mussten, um teilzunehmen. Das gilt auch für Datenerhebungen, die im individuellen Kontext stattgefunden haben, die aber ebenfalls nicht auf aktives Handeln der Teilnehmer angewiesen waren, wie die Befragung der Eltern mittels Telefon- oder persönlichem Interview (CATI/CAPI) sowie die teilnehmenden Beobachtungen, die nach terminlicher Vereinbarung bei den teilnehmenden Familien stattgefunden haben. Bei den Instrumenten, die jedoch aktive Mitarbeit der Familien erforderten (Elternfragebogen und Tagebuch in BiKS-3-10), die im Wesentlichen aus selbstständigem Ausfüllen und Rücksenden bestand, kann eine über die Jahre hinweg signifikant und deutlich geringere Beteiligung festgestellt werden – insbesondere für die Gruppe der passiven Teilnehmer.

## 4. Fazit

Ziel dieses Beitrags war es zu zeigen, welche Auswirkung das erneute Einholen einer schriftlichen Einverständniserklärung im Laufe einer Längsschnittstudie auf die Selektivität der Stichprobe hat. Dazu nutzten wir den Umstand, dass Teile der längsschnittlich begleiteten BiKS-Stichproben nach mehreren Jahren ihr Einverständnis zur Studienteilnahme erneuern mussten.

Die Untersuchung zeigte, dass das erneute Einholen einer schriftlichen Einverständniserklärung nicht nur durch den Anstieg der Ausfallquote quantitative, sondern auch qualitative Einbußen mit sich brachte. Weil Personen nicht nur dann ausgeschlossen werden mussten, wenn sie aktiv abgesagt hatten, sondern auch, wenn sie keine Rückmeldung gaben, wurde unsere Panelstichprobe massiv selektiver. Hätten an dieser Stelle nur die aktiven Verweigerer ausgeschlossen werden müssen, wäre die Stichprobe zwar auch erheblich kleiner geworden, aber zumindest deutlich weniger selektiv. Unsere Ergebnisse lassen außerdem den Schluss zu,



dass von beiden Teilnehmergruppen (aktive Verweigerer und passive Personen) weiterhin Befragungsdaten hätten gewonnen werden können. Die durchweg hohen Teilnahmequoten vorangegangener Erhebungen zeigen, dass sich sowohl aktive Verweigerer als auch passive Personen durchaus an den jeweiligen Befragungen beteiligt haben, selbst wenn die eigene Teilnahme wie bei den etwa einstündigen Telefoninterviews oder bei Hausbesuchen mit größerem Aufwand verbunden war. Lediglich in den Fällen, in denen wie bspw. beim selbstständigen Ausfüllen und Zurücksenden von Fragebögen die Eigeninitiative dieser Teilnehmer gefordert war, fielen die Teilnahmequoten geringer aus – insbesondere in der Gruppe der passiven Verweigerer.

Durch die Notwendigkeit eines erneuten Teilnahmeeinverständnisses wird Teilnehmern die Gelegenheit zum Ausstieg (aktive Verweigerer) geboten. Sie wird dann offensichtlich auch von Personen genutzt, die in vorangegangenen Erhebungen durchaus zur Teilnahme bereit waren und sogar bereit waren, Zeit und Mühe zu investieren. Mit dem Erfordernis einer aktiven Zustimmung wird passiven Personen unterstellt, dass sie nicht mehr teilnehmen wollen. Dabei ist es nicht verwunderlich, dass Personen, welche zuvor seltener aktiv an den Erhebungen teilgenommen haben, auch auf die Anfrage zur Erneuerung des Einverständnisses erst gar nicht reagieren (passive Personen). Dieses passive Verhalten ist vor dem Hintergrund hoher Teilnahmequoten an den vorangegangenen Erhebungen aber gerade nicht mit einer Teilnahmeverweigerung bzw. dem Wunsch, aus der Studie auszusteigen, gleichzusetzen. Zumindest für die Gruppe der passiven Verweigerer sollte also dringend überdacht werden, ob diese tatsächlich aus einer laufenden Längsschnittstudie ausgeschlossen werden müssen – anders als bspw. in der PASS-Studie, in der passives Verhalten als Zusage interpretiert wurde –, und das insbesondere dann, wenn die Studie den Einsatz von Instrumenten vorsieht, die nicht auf das eigeninitiierte Handeln von Teilnehmern angewiesen ist. Ein Verzicht auf den Ausschluss dieser Personen hätte zu einem weit weniger selektiven Ausfall geführt.

Wenn zukünftig in Längsschnittstudien nicht ganz auf das erneute Einholen von Einverständniserklärungen verzichtet werden kann oder zumindest auf den Ausschluss der passiven Verweigerer, sollten die Studienmittel gezielt dafür eingesetzt werden, aktiven Verweigerungen entgegenzusteuern, indem zusätzliche Anreize zur weiteren Teilnahme geschaffen werden. Zudem sollte Aufwand betrieben werden, die passiven Verweigerer zur aktiven Bestätigung ihrer Teilnahme zu motivieren. Eine Möglichkeit, um hohen Ausfällen zu begegnen, wäre neben dem Einsatz zusätzlicher Anreize vor dem Versenden der Einverständniserklärungen sicher auch der persönliche Kontakt zu den Teilnehmern, um sie noch besser über die Notwendigkeiten der formalen Hürde aufzuklären und die Relevanz ihres Verbleibs in der Stichprobe deutlich zu machen.

Die berichteten Ergebnisse sind schließlich nicht frei von Einschränkungen. Wesentlich sind dabei die Nicht-Repräsentativität und die zunehmende Selektivität der Stichproben. Einerseits waren beide BiKS-Stichproben von Beginn an nicht maßgeblich darauf ausgelegt, ein repräsentatives Bild der anvisierten

Populationen (Kinder im Alter ab 3 Jahren für BiKS-3-10 und ab 8 Jahren für BiKS-8-14) zu erhalten, sondern vielmehr zur Nachzeichnung von Bildungs- und Entwicklungsprozessen in typischen Lernumwelten und der zugrundeliegenden Erklärungsmechanismen. Insofern können unsere Befunde nicht ohne Weiteres verallgemeinert werden. Andererseits bildet unsere Untersuchung mit den beiden Stichproben das Verhalten von Familien mit Kindern im Altersbereich von 3 bis 14 Jahren ab, was die Generalisierbarkeit der Ergebnisse wiederum erhöht. Hinzu kommt, dass die erneute Einholung des Einverständnisses sieben Jahre nach Studienbeginn stattfand und es sich bei beiden Stichproben bereits um selektive, relativ stabile Gruppen handelte. Ob eine erneute Einholung im früheren Verlauf einer Panelstudie stärkere oder schwächere Auswirkungen hat, lässt sich mit den hier gewonnenen Erkenntnissen nur schwer beantworten, da die Unterschiede zwischen den beiden Subgruppen der Längsschnittkinder und der erweiterten Stichprobe über beide Längsschnitte nicht einheitlich sind.

Eine weitere zu berücksichtigende Einschränkung ist die rechtlich unterschiedliche Akteursbeteiligung in den beiden Stichproben. In der Kindergartenstichprobe (BiKS-3-10) mussten lediglich die Eltern in ihre eigene Teilnahme und die Teilnahme ihrer Kinder einwilligen, in der Schulstichprobe (BiKS-8-14) neben den Eltern auch die Schüler selbst. Es ist aber davon auszugehen, dass in beiden Stichproben ein Austausch zwischen Eltern und ihren Kindern über die weitere Teilnahme an der Studie stattgefunden hat, so dass das Entscheidungsverhalten nicht grundsätzlich variieren dürfte. Dafür sprechen die grundlegend ähnlichen Befunde in beiden Längsschnitten.

Für weitere Untersuchungen stellt sich die Frage, ob und wie es möglich sein könnte, die analytische Unterscheidung von echten passiven Verweigerern und der „stillen Reserve“ empirisch zu prüfen, um herauszufinden, wie groß deren relativer Anteil an passiven Ausfällen ist und wie sie sich voneinander, aber auch von den aktiven Teilnehmern und aktiven Verweigerern unterscheiden. Hier bieten sich eventuell temporäre Ausfälle in Panelstudien als mögliche Untersuchungseinheit an, welche mit den aktiven Verweigerern verglichen werden könnten. Dies war in unseren Stichproben aufgrund zu geringer Fallzahlen nicht möglich.

## Danksagung

Die vorliegende Arbeit entstand im Rahmen der von der Deutschen Forschungsgemeinschaft geförderten interdisziplinären Forschergruppe BiKS im Teilprojekt 1 (Leitung: Prof. Dr. Cordula Artelt; Prof. Dr. Hans-Peter Blossfeld; Prof. Dr. Gabriele Faust; Prof. Dr. Hans-Günther Roßbach; Prof. Dr. Sabine Weinert; RO-820-11). Wir danken den an der Studie teilnehmenden Kindern, Lehrerinnen und Lehrern und Eltern für ihre Teilnahme und allen im Rahmen der Datenerhebungen eingesetzten Studierenden für ihre engagierte Mitarbeit.

## Literatur

- Blossfeld, H.-P. (2014). Das Nationale Bildungspanel (National Educational Panel Study, NEPS). In Bundesministerium für Bildung und Forschung (Hrsg.), *Bildungsforschung 2020 – Herausforderungen und Perspektiven* (S. 55–64). Bonn: BMBF.
- Courser, M. W., Shamblen, S. R., Lavrakas, P. J., Collins, D. & Ditterline, P. (2009). The impact of active consent procedures on nonresponse and nonresponse error in youth survey data: Evidence from a new experiment. *Evaluation Review*, 33(4), 370–395.
- Engel, U. & Schmidt, B. O. (2014). Unit- und Item-Nonresponse. In N. Baur & J. Blasius (Hrsg.), *Handbuch Methoden der empirischen Sozialforschung* (S. 331–348). Wiesbaden: Springer VS.
- Fitzgerald, R. & Fuller, L. (1982). I hear you knocking but you can't come in. *Sociological Methods & Research*, 11(1), 3–32.
- Ganzeboom, H. B. G., De Graaf, P. M. & Treiman, D. J. (1992). A standard international socio-economic index of occupational status. *Social Science Research*, 21(1), 1–56.
- Groves, R. M. (2006). Nonresponse rates and nonresponse bias in household surveys. *Public Opinion Quarterly*, 70(5), 646–675.
- Groves, R. M., Dillman, D. A., Eltinge, J. L. & Little, R. J. A. (Hrsg.). (2002). *Survey nonresponse*. New York, NY: John Wiley and Sons.
- Groves, R. M. & Petcheva, E. (2008). The impact of nonresponse rates on nonresponse bias. A meta-analysis. *Public Opinion Quarterly*, 72(2), 167–189.
- Haunberger, S. (2011). *Teilnahmeverweigerung in Panelstudien*. Wiesbaden: VS.
- Hoag, W. (1981). Realisierte Stichproben bei Panels: Eine vergleichende Analyse. *ZUMA-Nachrichten*, 9, 27–44.
- Kurz, K., Kratzmann, J. & Maurice, J. von (2007). *Die BiKS-Studie. Methodenbericht zur Stichprobenziehung*. Zugriff am 18.01.2017 unter <http://psydok.sulb.uni-saarland.de/volltexte/2007/990/>
- Lahaut, V. M. H. C. J., Jansen, H. A. M., van de Mheen, D., Garretsen, H. F. L., Verdurmen, J. E. E. & van Dijk, A. (2003). Estimating non-response bias in a survey on alcohol consumption: Comparison of response waves. *Alcohol & Alcoholism*, 38(2), 128–134.
- Lewis, E. F., Hardy, M. & Snaith, B. (2013). Estimating the effect of nonresponse bias in a survey of hospital organizations. *Evaluation & the health professions*, 36(3), 330–351.
- Lin, I. & Schaeffer, N. C. (1995). Using survey participants to estimate the impact of nonparticipation. *Public Opinion Quarterly*, 59(2), 236–258.
- Lorenz, C., Schmitt, M., Lehl, S., Mudiappa, M. & Roßbach, H.-G. (2013). The Bamberg BiKS research group. In M. Pfost, C. Artelt & S. Weinert (Hrsg.), *The development of reading literacy from early childhood to adolescence. Empirical findings from the Bamberg BiKS longitudinal studies* (Bd. 14, S. 15–34). Bamberg: University of Bamberg Press.
- Maaz, K. (2014). Was wissen wir über das Lernen im Lebensverlauf? Antworten der Längsschnittforschung für Wissenschaft und Politik. In Bundesministerium für Bildung und Forschung (Hrsg.), *Bildungsforschung 2020 – Herausforderungen und Perspektiven* (S. 50–54). Bonn: BMBF.
- Müller, B. & Castiglioni, L. (2015). Attrition im Beziehungs- und Familienpanel pairfam. In J. Schupp & C. Wolf (Hrsg.), *Nonresponse Bias. Qualitätssicherung sozialwissenschaftlicher Umfragen* (S. 383–408). Wiesbaden: Springer VS.
- Müller, G. (2011). Wechsel des Erhebungsinstituts und Adressweitergabe mit Widerspruchsverfahren im IAB-Haushaltspanel PASS. *Methoden – Daten – Analysen*, 5(2), 207–226.

- Peytchev, A. (2013). Consequences of survey nonresponse. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 645, 88–111.
- Ribisl, K. M., Walton, M. A., Mowbray, C. T., Luke, D. A., Davidson, W. S. & Bootsmiller, B. J. (1996). Minimizing participant attrition in panel studies through the use of effective retention and tracking strategies: Review and recommendations. *Evaluation and Program Planning*, 19(1), 1–25.
- Rogelberg, S. G., Conway, J. M., Sederburg, M. E., Spitzmüller, C., Aziz, S. & Knight, W. E. (2003). Profiling active and passive nonrespondents to an organizational survey. *Journal of Applied Psychology*, 88(6), 1104–1114.
- Schmidt, S., Schmitt, M. & Smidt, W. (2009). *Die BiKS-Studie. Methodenbericht zur zweiten Projektphase*. Zugriff am 18.01.2017 unter <http://psydok.sulb.uni-saarland.de/volltexte/2009/2534/>
- Schnauber, A. & Daschmann, G. (2008). States oder Traits? Was beeinflusst die Teilnahmereitschaft an telefonischen Interviews. *Methoden – Daten – Analysen*, 2, 97–123.
- Schnell, R. (1997). *Nonresponse in Bevölkerungsumfragen. Ausmaß, Entwicklung und Ursachen*. Opladen: Leske + Budrich.
- Spitzmüller, C., Glenn, D. M., Barr, C. D., Rogelberg, S. G. & Daniel, P. (2006). “If you treat me right, I reciprocate”: Examining the role of exchange in organizational survey response. *Journal of Organizational Behavior*, 27(1), 19–35.