

Monja Schmitt, Christoph Homuth, Christian Lorenz &  
Claudia Karwath

## Erhöht eine Briefmarke den Rücklauf bei postalischen Befragungen?

### Zusammenfassung

*Im Rahmen der Längsschnittstudie Bildungsprozesse, Kompetenzentwicklung und Selektionsentscheidungen im Vorschul- und Schulalter (BiKS) wurde im schulischen Kontext experimentell untersucht, wie sich unterschiedliche Arten der Frankierung des Rücksendeumschlags für Schülerfragebögen auf den Rücklauf auswirken. Dabei wurde die Stichprobe von  $N = 948$  Sekundarschülern<sup>1</sup> zufällig in drei Subgruppen geteilt, denen zur Rücksendung ihres Fragebogens je nach Bedingung ein portofreier Rücksendeumschlag, ein mit einer Automatenbriefmarke oder mit einer Sonderbriefmarke frankierter Rückumschlag zur Verfügung stand (drei Bedingungen). Unsere Analysen zeigen einen signifikant positiven Effekt der Sonderbriefmarke auf die Rücksendequote, dies vor allem bei Familien mit geringer Teilnahmeneigung.*

### Schlagwörter

*Postalische Befragung; Briefmarke; Rücksendequote; Teilnahmequote*

## Does a stamp increase the return in mail surveys?

### Abstract

*In the context of the educational longitudinal study Bildungsprozesse, Kompetenzentwicklung und Selektionsentscheidungen im Vorschul- und Schulalter (BiKS), the response to three different types of franking on return envelopes for student questionnaires was investigated experimentally. The sample of  $N = 948$  students*

---

Dr. Monja Schmitt (corresponding author) · Dr. Christoph Homuth · Dr. Christian Lorenz ·  
Claudia Karwath, Leibniz-Institut für Bildungsverläufe (LifBi), Wilhelmsplatz 3, 96047 Bam-  
berg, Deutschland  
E-Mail: monja.schmitt@lifbi.de  
christoph.homuth@lifbi.de  
christian.lorenz@lifbi.de  
claudia.karwath@lifbi.de

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

*in secondary school, who had to return a paper questionnaire, was randomly divided into three different groups, who either received a postage-paid return envelope, an envelope with a normal stamp out of a vending machine or one with a special stamp (three conditions). Our analyses indicate a significant positive effect of the special stamp on the response rate, especially for families with a lower participation probability.*

## **Keywords**

*Mail survey; Stamp; Response rate; Survey response*

## **1. Die Frankierungsart als rücklaufsteigernde Maßnahme in einer postalischen Befragung**

In der vorliegenden Untersuchung wird auf die Längsschnittstudie *Bildungsprozesse, Kompetenzentwicklung und Selektionsentscheidungen im Vorschul- und Schulalter* (BiKS) Bezug genommen, in deren Verlauf ein Wechsel des Befragungsmodus für eine Subgruppe notwendig wurde und postalisch administrierte Fragebögen eingesetzt wurden. In diesem Zusammenhang könnte zunächst kritisch gefragt werden, ob postalische Befragungen in Zeiten zunehmender Digitalisierung überhaupt noch sinnvoll sind. Die Antwort wäre ja, denn die Wahl des geeigneten Befragungsmodus hängt vor allem von der Zielgruppe ab. Auch wenn Haushalte heutzutage beinahe flächendeckend mit internetfähigen Geräten ausgestattet sind und daher Online-Befragungen in der empirischen Sozialforschung neben telefonischen Interviews zunehmend an Popularität gewinnen, sind papierbasierte Befragungen dennoch für bestimmte Bevölkerungsgruppen vorzuziehen. Dazu zählen aktuell noch ältere Personen, die im Vergleich zu anderen Gruppen die geringste Affinität zur Internetnutzung aufweisen. Aber auch für Minderjährige ist eine Online-Befragung nicht immer ideal. Während die Nutzung des Internets durch Kinder und jüngere Jugendliche in den meisten Familien aus pädagogischen Gründen der elterlichen Kontrolle unterliegt und entsprechend häufig nur unter mehr oder weniger strenger Aufsicht erfolgt, ist für eine persönliche Befragung dieser Zielgruppe in der Regel eine unbeeinflusste Befragungsumgebung wünschenswert. Damit dieser Widerspruch nicht von vornherein zu einer geringeren Teilnahmebereitschaft bzw. zu geringeren Rücklaufquoten führt, wird bei der Befragung von jungen Personen – wie auch im Fall einer Subgruppe der vorliegenden Panelstudie – bevorzugt auf Papierfragebögen zurückgegriffen.

In unserer Studie betrug die Rücklaufquote dieser postalisch versandten Papierfragebögen etwa 60 % und blieb damit hinter den Quoten der übrigen Befragtengruppen in derselben Studie zurück, die die Schülerfragebögen im Rahmen von Schulerhebungen ausfüllten (vgl. Abschnitt 2.2). Zwar halten manche Umfrageinstitute Ausschöpfungsquoten von über 65 % für unrealistisch (vgl. Porst, 1996) und würden damit unseren Rücklauf von rund 60 % durchaus als hoch be-

zeichnen, andere Forscher halten dagegen Quoten von unter 85 % für inadäquat (u. a. Singleton & Straits, 2005). Um für unsere Studie den Rücklauf zu erhöhen und möglichst generalisierbare Aussagen aus den Befunden ableiten zu können, entstanden Überlegungen, welche Maßnahmen die Rücklaufquoten erhöhen könnten.

Neben empfohlenen und bereits etablierten Maßnahmen wie dem Versand ansprechend gestalteter Ankündigungsschreiben sowie dem Beilegen von Aufmerksamkeiten und Geschenken (*Incentives*) (vgl. Dillman, Smyth & Christian, 2009) kam die gezielte Wahl bestimmter Frankierungen von Postsendungen an die (potentiellen) Teilnehmer, namentlich die Verwendung von Briefmarken bzw. auffälligen Sonderbriefmarken, als zusätzliche Maßnahme im Rahmen unserer Befragungen in Betracht. Welchen Einfluss unterschiedliche Frankierungsmöglichkeiten (z. B. Portofreistempel, Standardbriefmarken) auf den Rücklauf und damit die Teilnahmequote an postalischen Befragungen haben, war bereits Gegenstand zahlreicher Untersuchungen. Häufig wurde der Vergleich zwischen Portofreistempeln und Briefmarken berücksichtigt. Bei Portofreistempeln (auch: *Entgelt-zahlt-Empfänger*-Stempeln) werden nur von den Teilnehmern zurückgesendete Briefe in Rechnung gestellt, während bei der Nutzung von Briefmarken die Kosten für jeden einzelnen Teilnehmer im Vorfeld anfallen, unabhängig davon, ob der Teilnehmer den Brief zurücksendet oder nicht. Seltener wird hingegen zwischen verschiedenen Briefmarkenformen – z. B. herkömmliche Briefmarken und Sonderbriefmarken – differenziert.

Bereits Mitte der 80er Jahre empfahlen Armstrong und Lusk (1987) auf Basis einer Meta-Analyse die Verwendung von Briefmarken, da dies den Rücklauf gegenüber der Verwendung von Portofreistempeln um 9 % erhöhte. Die Autoren argumentierten, dass der dadurch erzielte wissenschaftliche Nutzen in der Regel höher sei als die zusätzlichen Kosten. Im Voraus bezahlte und aufgeklebte Briefmarken auf dem Rücksendeumschlag können beim Empfänger eine psychologische Wirkung haben: Die Marke besitzt einen Wert, den nicht zu nutzen und stattdessen wegzuworfen in den meisten Kulturen Überwindung kostet. Sie hat darüber hinaus einen persönlicheren Charakter, da sich jemand Mühe mit dem Aufkleben gegeben hat. Dass diese Wirkungen offenbar einen rücklaufsteigernden Effekt haben, konnte in einer Reihe neuerer Meta-Analysen und Untersuchungen bestätigt werden (Edwards et al., 2002; Fox, Crask & Kim, 1988; Kanso, 2000; Osler et al., 2009; Urban, Anderson & Tseng, 1993). Vergleichsweise wenige Studien konnten diesen Effekt nicht statistisch untermauern (z. B. Harrison, Holt & Elton, 2002; Reuband, 1999, 2001), sie kamen aber auch nicht zu gegenteiligen Befunden.

Ob die Wirkung der aufgeklebten Briefmarke sogar noch gesteigert werden kann, indem eine Sonderbriefmarke zum Einsatz kommt, wurde ebenfalls in einigen Studien geprüft. Armstrong und Lusk (1987) fassten die Befunde von acht Untersuchungen mit etwa 8000 Fragebögen dahingehend zusammen, dass echte Sonderbriefmarken nur noch zu einem marginalen Zuwachs des Rücklaufs von 1,6 % gegenüber Standardbriefmarken führen. Sie wirken nicht unbedingt persönlicher als Standardbriefmarken und werden im Gegenteil sogar mitunter von

Sammlern einbehalten. Zudem sind sie nicht automatisch attraktiver, da häufig schon Standardbriefmarken optisch ansprechen.

Zusammenfassend konnte also davon ausgegangen werden, dass der Einsatz von Briefmarken anstelle von Portofreistempeln in postalischen Befragungen durchaus sinnvoll sein kann. Ob dies aber auch für eine bzw. diese laufende Längsschnittstudie zutrifft, lässt sich aus der derzeitigen Forschungslage nicht ableiten. Die Entscheidung fiel deswegen darauf, mittels eines experimentellen Vorgehens zunächst zu untersuchen, ob eine bestimmte Frankierungsart auch für die hier relevante Substichprobe eine Erhöhung des Rücklaufs bewirken kann bzw. ob sich unterschiedliche Effekte je nach Frankierung nachweisen lassen.

## 2. Anlage der Studie

### 2.1 Längsschnittstudie BiKS-8-14

Zum besseren Verständnis der zu analysierenden Substichprobe sowie der Ergebnisse des Experiments und der daraus abgeleiteten Konsequenzen für weitere Forschung und Erhebungspraxis erfolgt zunächst eine Beschreibung der gesamten Stichprobe. Verwendet werden Daten des sogenannten zweiten Längsschnitts BiKS-8-14<sup>2</sup> (Beginn: März 2006) der interdisziplinären Forschergruppe BiKS. Im Mittelpunkt der Untersuchung stehen Bildungsprozesse von bayerischen und hessischen Kindern im Alter von acht bis 14 Jahren über acht Messzeitpunkte (MZP) hinweg.<sup>3</sup> Innerhalb der 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: Bergstraße und Odenwaldkreis) ausgewählt wurden. Die Auswahl der teilnehmenden Schulen erfolgte anhand einer disproportionalen Schichtung nach Bundesland (im Verhältnis Bayern 60:40 Hessen) und nach Großstädten (ein Drittel der Schulen in Bayern und Hessen aus jeweils einer Großstadtregion). Letztendlich umfasste die realisierte Stichprobe des Längsschnitts BiKS-8-14 zu Beginn 2395 teilnehmende Kinder.

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 Schulstichprobe um neue Mitschüler als Klassenkontext zu erweitern. Die Stichprobe teilte sich nach dem Übertritt in drei Varianten auf: In der ersten Variante wurden insgesamt 802 Längsschnittkinder individuell (nicht

---

2 Zur detaillierten Darstellung der Stichprobenziehung vgl. Kurz, Kratzmann & von Maurice (2007) sowie Schmidt, Schmitt und Smidt (2009).

3 Im Folgenden werden auf Grund der inhaltlichen Ausrichtung des Beitrags nur die Messzeitpunkte 1 bis 5 bzw. 6 thematisiert und dargestellt.

mehr im schulischen Kontext = Einzelbefragung) weiterverfolgt, sofern die besuchte Schule außerhalb der BiKS-Erhebungsregion lag, sich an den Schulen weniger als drei Längsschnittkinder befanden, keine Informationen über die ab der fünften Klasse besuchten Schulen vorlagen oder die Schule die Studienteilnahme generell verweigerte. Mithilfe zweier weiterer Varianten konnten die verbleibenden 1302 Längsschnittkinder über die Schulen weiterverfolgt werden. Die sogenannte nichtintensive Schulbefragung umfasste 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 fielen Längsschnittkinder ( $N = 920$ ) an Schulen mit mindestens drei Längsschnittkindern innerhalb einer Klasse. 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 dieser Variante gemeinsam mit den zugesampelten neuen Kindern innerhalb der Schule untersucht.

## **2.2 Teilnahmebereitschaft und Rücklaufquoten im Längsschnitt**

Losgelöst von konkreten Erhebungsinstrumenten kann sowohl für die ursprünglichen Längsschnittkinder aus den Grundschulen als auch für die in den weiterführenden Schulen zugesampelten Mitschüler eine über die Messzeitpunkte konstant hohe Teilnahmebereitschaft festgestellt werden. Die Teilnahmebereitschaft der Längsschnittkinder lag von MZP 1 bis MZP 5 kontinuierlich bei über 90 %, und auch die Teilnahmebereitschaft der in MZP 4 zugesampelten Kinder lag in MZP 5 bei knapp 98 %.

Neben der insgesamt hohen Teilnahmebereitschaft ist – insbesondere für den Sekundarbereich mit seinen drei Befragungsvarianten (ab MZP 4) – von Bedeutung, wie sich das instrumentenspezifische Rücklaufverhalten im Zeitverlauf darstellt. Für diesen Beitrag beschränken wir uns auf eine Darstellung der Rücklaufquoten des hier relevanten Schülerfragebogens. Im Primarbereich wurden die Kinder über drei Messzeitpunkte hinweg (Ende der dritten sowie Anfang und Mitte der vierten Klassenstufe) im halbjährlichen Abstand im Klassenkontext (*intensiv*) untersucht und füllten dort einen Schülerfragebogen aus. Nach dem Wechsel in den Sekundarbereich sah die Anlage der Studie jährliche Untersuchungen in den verschiedenen Subgruppen vor: In der intensiven und nichtintensiven Befragungsvariante wurde der Fragebogen im schulischen Kontext verteilt, dort ausgefüllt und wieder eingesammelt. In der Einzelbefragungsvariante wurde ein Schülerfragebogen postalisch an die Familien versendet, welcher im beigelegten Umschlag zurückgesandt werden sollte. Über alle Varianten hinweg – sowohl im Primar- als auch im Sekundarbereich – wurden die Eltern ergänzend telefonisch befragt.

Der Schülerfragebogen weist nahezu konstant hohe Rücklaufquoten von über 90 % in der intensiven und über 80 % in der nichtintensiven schulischen Befragungsvariante auf. Die Rücklaufquoten der Einzelbefragung sind mit über 60 % für diesen Erhebungsmodus auch zufriedenstellend – bleiben aber im Vergleich weit hinter den Rücklaufquoten der schulischen Befragungsvarianten zurück. Aus diesem Grund und auch wegen der bereits geschilderten vergleichsweise geringen Panelmortalität entstanden Überlegungen über rücklauferhöhende Maßnahmen in dieser Befragungsvariante, die im Fokus des vorliegenden Artikels stehen.

### 2.3 Stichprobenmerkmale im Vergleich

Tabelle 1 gibt ergänzend einen Überblick über die Zusammensetzung der Stichprobe vor und nach der Stichprobenerweiterung um neue Kinder in Klasse 5 (MZP 4). Die Verteilung auf die Bundesländer verschob sich von MZP 1 auf MZP 4 leicht zugunsten der bayerischen Familien (vgl. Spalte 2 mit Spalte 3: MZP 1 vs. MZP 4 gesamt), was im wesentlichen höheren Anteil an zugesampelten Familien in Bayern begründet lag (vgl. Spalte 2 mit Spalte 5: MZP 1 vs. MZP 4 zugesampelte Kinder).<sup>4</sup> Auch der Anteil an Mädchen ist in der zugesampelten Stichprobe deutlich höher als noch in der Ausgangsstichprobe. Für die Stichprobenzusammensetzung mit Blick auf soziale Herkunftsmerkmale lassen sich Verschiebungen der Stichprobenzusammensetzung vom Grundschulbereich in den Sekundarschulbereich in Richtung höher gebildeter Eltern sowie Eltern mit gehobener sozioökonomischer Position und Kindern ohne Migrationshintergrund verzeichnen (vgl. Spalte 2 mit Spalte 3: MZP 1 vs. MZP 4 gesamt). Dies lässt sich durch die im Vergleich wesentlich höheren Anteile dieser Familien in der Gruppe der zugesampelten Kinder erklären, welche sich im Wesentlichen durch die höheren Übertrittsraten auf Gymnasien in der Gesamtstichprobe begründen (vgl. Spalte 2 mit Spalte 5: MZP 1 vs. MZP 4 zugesampelte Kinder).

### 2.4 Beschreibung des experimentellen Vorgehens

Die Herausforderung bestand darin, ein experimentelles Vorgehen zu entwickeln, ohne zum einen in den bestehenden Längsschnitt einzugreifen und somit den Rücklauf des Schülerfragebogens zu gefährden. Zum anderen konnte nur innerhalb der bestehenden Befragungsvariante mit ihren gegebenen Merkmalen eine zufällige Zuteilung der Frankierungsvarianten erfolgen. Ein Blick auf die Gruppe der Einzelbefragung (vgl. Tabelle 1, Spalte 7: MZP 6 Einzelbefragung (Analysestichprobe)) zeigt, dass sie sich in den wenigen, aber zentralen Merkmalen

---

4 An Gesamtschulen wurden keine Kinder neu aufgenommen, so dass der geringere Anteil hessischer Kinder designbedingt ist.

Tabelle 1: Ausgewählte Stichprobenmerkmale des Längsschnitts BIKS-8-14

	MZP 1	MZP 4 gesamt	MZP 4 Längsschnittkinder	MZP 4 zugesampelte Kinder	MZP 6 Schulbefragung	MZP 6 Einzelbefragung (Analysestichprobe)
Stichprobenumfang	N = 2395	N = 2983	N = 2104	N = 879	N = 1737	N = 948
Teilnahmedauer	-	-	-	-	58.4 % LS-Kinder 41.8 % zugesampelte Kinder	88.4 % LS-Kinder 11.6 % zugesampelte Kinder
Geschlecht des Kindes	52.2 % männlich 47.8 % weiblich	49.9 % männlich 50.1 % weiblich	51.9 % männlich 48.1 % weiblich	45.2 % männlich 54.8 % weiblich	47.6 % männlich 52.5 % weiblich	54.1 % männlich 45.9 % weiblich
Bundesland	35.0 % Hessen 65.0 % Bayern	32.3 % Hessen 67.7 % Bayern	34.2 % Hessen 65.8 % Bayern	27.8 % Hessen 72.7 % Bayern	32.7 % Hessen 67.2 % Bayern	32.0 % Hessen 68.0 % Bayern
Höchster sozio-ökonomische Status der Eltern (HISEI)	Min. = 16 Max. = 90 M = 50.27 SD = 16.38	Min. = 16 Max. = 90 M = 51.55 SD = 16.15	Min. = 16 Max. = 90 M = 49.88 SD = 15.87	Min. = 16 Max. = 90 M = 55.73 SD = 16.08	Min. = 16 Max. = 90 M = 53.24 SD = 16.24	Min. = 16 Max. = 88 M = 49.97 SD = 15.67
Höchster Bildungsabschluss der Eltern	24.3 % max. Qualifizierender Hauptschulabschluss 33.4 % max. Mittlere Reife 48.0 % mind. Fachhochschulreife	19.6 % max. Qualifizierender Hauptschulabschluss 32.4 % max. Mittlere Reife 48.0 % mind. Fachhochschulreife	22.8 % max. Qualifizierender Hauptschulabschluss 34.0 % max. Mittlere Reife 43.2 % mind. Fachhochschulreife	12.0 % max. Qualifizierender Hauptschulabschluss 28.5 % max. Mittlere Reife 59.5 % mind. Fachhochschulreife	15.8 % max. Qualifizierender Hauptschulabschluss 31.7 % max. Mittlere Reife 52.5 % mind. Fachhochschulreife	22.8 % max. Qualifizierender Hauptschulabschluss 32.7 % max. Mittlere Reife 44.5 % mind. Fachhochschulreife
Migrationshintergrund des Kindes	76.4 % ohne Migrationshintergrund 23.3 % mind. ein Elternteil nicht in Deutschland geboren	78.8 % ohne Migrationshintergrund 21.1 % mind. ein Elternteil nicht in Deutschland geboren	77.9 % ohne Migrationshintergrund 22.1 % mind. ein Elternteil nicht in Deutschland geboren	81.2 % ohne Migrationshintergrund 18.8 % mind. ein Elternteil nicht in Deutschland geboren	80.7 % ohne Migrationshintergrund 21.1 % mind. ein Elternteil nicht in Deutschland geboren	75.6 % ohne Migrationshintergrund 23.7 % mind. ein Elternteil nicht in Deutschland geboren

Anmerkungen. BIKS-8-14-Daten. MZP = Messzeitpunkt, Min. = Minimum, Max. = Maximum, M = Mittelwert, SD = Standardabweichung. HISEI = Highest International Socio-Economic Index of Occupational Status (vgl. Ganzeboom, De Graaf & Treiman, 1992).

kaum von der Ausgangsstichprobe (vgl. Spalte 2: MZP 1) bzw. von der Gruppe der Längsschnittkinder nach dem Übergang (vgl. Spalte 4: MZP 4 Längsschnittkinder) unterschieden.<sup>5</sup> Die Gruppe mit Einzelbefragung unterschied sich hingegen von der Gruppe der in Schulen befragten Kinder (vgl. Spalte 6 mit Spalte 7: MZP 6 Schulbefragung vs. MZP 6 Einzelbefragung (Analysestichprobe)), innerhalb derer der Anteil der Mädchen, der Eltern mit gehobener sozioökonomischer Position, der bildungsnahen Eltern sowie der Anteil der Kindern ohne Migrationshintergrund vergleichsweise höher war – bedingt durch die höheren Übertrittsraten auf Gymnasien und die daraus resultierende und bereits erläuterte überproportionale Stichprobenerweiterung an Gymnasien in der Variante der intensiven Befragung.

Schließlich entschied man sich, innerhalb der Gruppe der Einzelbefragung drei Rücksendevarianten einzusetzen: (a) ein Rücksendeumschlag mit einer Sonderbriefmarke, (b) ein Rücksendeumschlag mit einer Standardbriefmarke (Automatenbriefmarke) sowie (c) ein Rücksendeumschlag mit dem Aufdruck „Entgelt zahlt Empfänger“ (vgl. Abbildung 1). Ziel dieses Experiments war es zu prüfen, ob Briefmarken im Vergleich zum Vermerk „Entgelt zahlt Empfänger“ den Rücklauf steigern können. Die Variante *Entgelt zahlt Empfänger* war in den vorhergehenden Messzeitpunkten ausschließlich genutzt worden, so dass nicht mit einem Einbruch des Rücklaufs im Längsschnitt auf Grund einer experimentellen Vorgehensweise zu rechnen war.

Abbildung 1: Frankierungsvarianten in der Einzelbefragungsvariante zu MZP 6



Anmerkung. Bildquelle zu den Briefmarken: philatelie.deutschepost.de

Sofern man nicht auf eine sehr große Stichprobe zurückgreifen kann, die eine einfache Randomisierung zulässt, wird bei kleinen und mittleren Stichproben üblicherweise Blockrandomisierung (stratifizierte Randomisierung) verwendet, um für bedeutsame Kovariaten zu kontrollieren und balancierte Experimental- und Kontrollgruppen zu erhalten (Zhao, Hill & Palesch, 2015). Die Ausprägungen der Kovariaten bestimmen die Blöcke bzw. Strata, in denen die Teilnehmer anschließend zufällig in Experimental- oder Kontrollgruppe aufgeteilt werden. Aufgrund der vorab geschilderten Unterschiede zwischen der schulischen Befragungsvariante und der Einzelbefragungsvariante sollten die eingeführten zentralen Merkmale

5 Designbedingt befinden sich überwiegend Längsschnittkinder in der Gruppe der Einzelbefragung (88,4 % im Vergleich zu 58,4 % in der Schulbefragungsvariante). Zugesammelte Kinder konnten nur von MZP 4 auf 5 bzw. von MZP 5 auf 6 durch Umzug oder weil deren Schule nicht mehr weiter an der Schulbefragung teilnehmen wollte in die Einzelbefragungsvariante wechseln.

(Teilnahmedauer, Geschlecht, Bundeslandzugehörigkeit, HISEI der Eltern, höchster Bildungsabschluss der Eltern, Migrationshintergrund der Eltern, besuchte Schulform) theoretisch bei der Zuteilung zu den drei Gruppen (Sonderbriefmarke (Experimentalgruppe 1), Automatenbriefmarke (Experimentalgruppe 2), *Entgelt zahlt Empfänger* (Kontrollgruppe)) berücksichtigt werden. Bei einem solchen Vorgehen wäre zum einen die resultierende Zellbesetzung aber zu gering gewesen und zum anderen lassen sich kontinuierliche Kovariaten (z. B. HISEI) bei einer Blockrandomisierung nur kategorisiert berücksichtigen. Hinzu kommt das Problem von fehlenden Werten in den Kovariaten. Weil zum Zeitpunkt der Konzipierung und Durchführung des Experiments geeignete statistische Methoden (vgl. Dickinson et al., 2015; Xiao, Lavori & Wilson, 2011) und Softwarelösungen zur Berücksichtigung dieser Problematiken nicht vorlagen, wurde schließlich folgendermaßen vorgegangen:

Die Studienteilnehmer wurden zunächst in acht Gruppen nach Erhebungsregion (je zwei Städte und zwei Landkreise in Bayern und in Hessen)<sup>6</sup> aufgeteilt. Innerhalb dieser Gruppen wurden die Teilnehmer in drei weitere Gruppen nach Migrationsstatus (Migrationshintergrund; kein Migrationshintergrund; keine Information vorhanden) unterteilt. Im Anschluss wurde die Frankierungsart innerhalb der daraus resultierenden Gruppen dann zufällig zugewiesen. Der Migrationsstatus wurde zum einen gewählt, da hier im Vergleich zu den Merkmalen *höchster sozioökonomische Status der Eltern, höchster Bildungsabschluss der Eltern* sowie *besuchte Schulform* der geringste Anteil an fehlenden Werten zu verzeichnen war (weniger als 10 % im Vergleich zu durchschnittlich etwa 25 % bei den anderen Merkmalen)<sup>7</sup>. Zum anderen hatten wir zu diesem Zeitpunkt Hinweise aus einem ähnlich angelegten Experiment für den sogenannten ersten Längsschnitt (BiKS-3-10), welche auf eine tendenziell höhere Rücklaufquote beim Einsatz einer Briefmarke im Vergleich zu einem *Entgelt-zahlt-Empfänger*-Stempel für die Gruppe der Migranten hindeuteten.

Zur Prüfung des Erfolgs der Randomisierung wurden Mittelwertvergleiche zwischen dem Treatment und den verbleibenden Merkmalen (höchster sozioökonomische Status der Eltern, höchster Bildungsabschluss der Eltern, besuchte Schulform) berechnet. Die Ergebnisse sind in Tabelle 2 dargestellt. Die Gruppen unterscheiden sich auch hinsichtlich dieser Merkmale nicht signifikant voneinander. Damit kann die Randomisierung als erfolgreich bezeichnet werden.

---

6 In Bayern und Hessen jeweils eine Großstadt (Bayern: Nürnberg, Hessen: Frankfurt), eine mittelgroße Stadt (Bayern: Bamberg, Hessen: Darmstadt) sowie zwei ländlich geprägte Landkreise (Bayern: Bamberg und Forchheim, Hessen: Bergstraße und Odenwaldkreis).

7 Die Teilnahmedauer konnte nicht zur Randomisierung verwendet werden, da der Anteil der Längsschnittkinder (designbedingt) zu groß war. Geschlechterunterschiede in den Rücklaufquoten zwischen den drei Gruppen (Sonderbriefmarke, Automatenbriefmarke, *Entgelt zahlt Empfänger*) wurden nicht erwartet, weswegen dieses Merkmal aus inhaltlichen Gründen nicht als Randomisierungsparameter berücksichtigt wurde.

Tabelle 2: Mittelwertvergleiche der relevanten Randomisierungsparameter

	„Entgelt zahlt Empfänger“		Standardbriefmarke		Sonderbriefmarke	
	<i>M (SE)</i>	<i>SD (SE)</i>	<i>M (SE)</i>	<i>SD (SE)</i>	<i>M (SE)</i>	<i>SD (SE)</i>
Höchster sozioökonomischer Status der Eltern (HISEL)	49.443 (.924)	16.019 (.569)	50.592 (.874)	14.961 (.601)	49.491 (.927)	15.954 (.602)
Höchster Bildungsabschluss der Eltern:						
Abitur	.443 (.029)	.497 (.003)	.441 (.029)	.496 (.003)	.452 (.029)	.498 (.003)
Mittlere Reife	.321 (.027)	.467 (.010)	.341 (.028)	.474 (.009)	.321 (.027)	.466 (.011)
Hauptschule	.235 (.025)	.424 (.016)	.218 (.024)	.413 (.016)	.229 (.025)	.420 (.016)
Schulform:						
Gymnasium	.591 (.030)	.492 (.006)	.546 (.031)	.498 (.003)	.548 (.030)	.498 (.003)
Realschule	.216 (.025)	.412 (.017)	.254 (.027)	.435 (.015)	.241 (.026)	.427 (.016)
Hauptschule	.114 (.019)	.316 (.023)	.125 (.021)	.330 (.023)	.133 (.021)	.340 (.022)
Gesamtschule	.045 (.013)	.208 (.027)	.062 (.015)	.242 (.063)	.060 (.015)	.237 (.027)
Andere	.033 (.011)	.179 (.028)	.013 (.007)	.111 (.030)	.017 (.008)	.130 (.029)

Anmerkungen. BiKS-8-14-Daten, fehlende Werte mit MICE ( $m = 100$ ) imputiert,  $n = 948$ . *M* = Mittelwert, *SE* = Standardfehler, *SD* = Standardabweichung.

Fehlende Werte wurden durch die Methode der Multiple Imputation by Chained Equations (MICE, vgl. Royston, 2004) ergänzt. Dazu wurden 100 Datensätze für jede der drei Experimentalgruppen (*Entgelt zahlt Empfänger*, Standardbriefmarke, Sonderbriefmarke) separat geschätzt und anschließend zu einem gemeinsamen Datensatz ( $m = 100$ ) zusammengefügt. Auf diese Weise bleiben mögliche Gruppenunterschiede, welche als Interaktionseffekte zwischen den Gruppen und den relevanten Kovariaten in die Modelle aufgenommen wurden, korrekt in der Imputation erhalten (von Hippel, 2009). Die Analyse der imputierten Daten erfolgte standardmäßig gemäß den Regeln von Rubin (1987), wobei die Modelle in jedem Datensatz einzeln geschätzt und die Ergebnisse anschließend unter Berücksichtigung der Imputationsvarianz kombiniert werden.

Das geschilderte Vorhaben wurde im Zuge der Ankündigung des jährlich getakteten Elterninterviews für alle Eltern umgesetzt. Wie bereits zu den Messzeitpunkten vier und fünf wurde dem Schülerfragenbogen ein Anschreiben beigelegt. Darin wurden die Eltern darüber informiert, dass sich ein Mitarbeiter des Forscherteams zeitnah mit den Eltern in Verbindung setzen würde, um ein telefonisches Interview durchzuführen. Weiterhin wurden die Eltern gebeten, ihr

Kind zum sorgfältigen Ausfüllen des beigelegten Fragebogens zu ermuntern und den ausgefüllten Fragebogen im ebenfalls beigelegten frankierten Umschlag zurückzusenden. Daher ist davon auszugehen, dass sowohl die Teilnahme am Elterninterview als auch an der Schülerbefragung weitgehend von der Motivation der Eltern abhängig ist. Um diese Teilnahmebereitschaft zu erhöhen, wurde zu jedem Messzeitpunkt sowohl für die Eltern als auch für die Kinder je ein Incentive beigelegt (für eine Übersicht der verwendeten Incentivierung vgl. Mudiappa & Schmitt, 2010).

### 3. Auswertungsstrategie

In einem ersten Schritt werden deskriptive Ergebnisse zur Art der Frankierung des Rücksendeumschlags und dem Rücksendeverhalten präsentiert. Im zweiten Schritt werden ergänzend binäre logistische Regressionsanalysen eingesetzt<sup>8</sup> und die zuvor beschriebenen Gruppenunterschiede entsprechend methodisch berücksichtigt. Da sich logit-Koeffizienten oder daraus errechnete Chancenverhältnisse (odds-ratios) nicht über Modelle mit verschiedenen Kovariaten hinweg vergleichen lassen (vgl. Allison, 1999; Mood, 2009), werden durchschnittliche marginale Effekte berichtet. Diese lassen sich genauso interpretieren wie Koeffizienten aus Ordinary-Least-Squares-Schätzungen (OLS-Schätzungen, Methode der kleinsten Quadrate): Die Veränderung einer der berücksichtigten Kovariaten um eine Einheit entspricht der durchschnittlichen Veränderung der Wahrscheinlichkeit in Prozentpunkten (Pp), den Fragebogen zurückzusenden. Da es sich bei unserer Stichprobe nicht um eine einfache Zufallsstichprobe handelt, werden die Standardfehler nach der Huber-White-Methode (StataCorp, 2015) geschätzt, um trotz möglicher Heteroskedastizität robuste Ergebnisse zu erhalten.

Modell 1 beinhaltet zunächst nur die Frankierungsart. Modell 2 berücksichtigt das längsschnittliche Studiendesign, nämlich ob der Schüler bereits am vorangegangenen Messzeitpunkt postalisch befragt wurde und damit mit dem Befragungsmodus vertraut ist (zu MZP 5 in der Einzelbefragung; Referenz: zu MZP 5 im schulischen Kontext befragt). Es ist denkbar, dass Kinder (bzw. deren Eltern), die durch die vorangegangene Befragung den Aufdruck „Entgelt zahlt Empfänger“ kennen, eine Briefmarke anders bzw. als wertvoller wahrnehmen als Teilnehmer, die erstmals einen Rücksendeumschlag erhalten und diesen Vergleich nicht haben. Modell 3 berücksichtigt schließlich, ob die Eltern zum aktuellen Messzeitpunkt am gleichzeitig stattfindenden Elterninterview teilgenommen haben oder nicht. Da davon auszugehen ist, dass Eltern ihre Kinder zum Ausfüllen motivieren und auch dafür Sorge tragen, dass der Fragebogen zurückgesandt wird, vermuten wir einen Zusammenhang zwischen der Teilnahmebereitschaft am Elterninterview und dem Rücklauf des Schülerfragebogens.

---

8 Für die Analyse wurde die Statistiksoftware STATA 12 verwendet.

## 4. Ergebnisse

In deskriptiver Darstellung zeigt sich der vermutete Zusammenhang zwischen Rücksendevariante und dem vorliegenden Rücklauf: Erhielten die Familien einen Umschlag mit einer Sonderbriefmarke, war die Rücksendebereitschaft höher (65 %) als bei einer herkömmlichen Briefmarke (62 %) oder der Variante, in der das Porto vom Empfänger (58 %) übernommen wird.

In multivariater Betrachtung (vgl. Tabelle 3) zeigt sich der deskriptiv dargestellte Effekt ebenfalls (vgl. Modell 1). Während der Einsatz einer Standardbriefmarke das Rücksendeverhalten nicht signifikant beeinflusst, ist die Rücksendewahrscheinlichkeit bei einer Sonderbriefmarke um etwa sieben Prozentpunkte höher als bei dem Aufdruck „Entgelt zahlt Empfänger“ ( $p < 0.1$ ).

Wird berücksichtigt, welche Schüler sich zum vorangegangenen Messzeitpunkt in der Einzelbefragung befanden, bleibt der Effekt, bei Erhalt einer Sonderbriefmarke den Fragebogen eher zurückzusenden, weiterhin bestehen (vgl. Modell 2). Mit dem Vorgehen in der Einzelbefragungsvariante vertraut zu sein und zu wissen, dass sich bislang keine Briefmarken auf den Umschlägen befunden hatten, erklärt den positiven Effekt der Sonderbriefmarke demnach nicht.

Tabelle 3: Binäre logistische Regression mit abhängiger Variable *Schülerfragebogen zurückgesendet* (Ref. nicht zurückgesendet)<sup>9</sup>

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4
Versandart: (Ref.: „Entgelt zahlt Empfänger“)				
Sonderbriefmarke	0.069 <sup>+</sup> (0.038)	0.063 <sup>+</sup> (0.038)	0.037 (0.033)	0.101* (0.050)
Standardbriefmarke	0.038 (0.038)	0.026 (0.038)	-0.002 (0.031)	-0.017 (0.056)
Vertrautheit: (Ref.: zu MZP 5 im schulischen Kontext) zu MZP 5 ebenfalls in der Einzelbefragung		-0.112* (0.054)		
Teilnahme am Elterninterview MZP 6			0.552*** (0.029)	0.590*** (0.045)
Teilnahme am Elterninterview MZP 6 x Sonderbriefmarke				-0.115 <sup>+</sup> (0.063)
Teilnahme am Elterninterview MZP 6 x Standardbriefmarke				0.007 (0.070)

Anmerkungen. BiKS-8-14-Daten,  $n = 948$ .

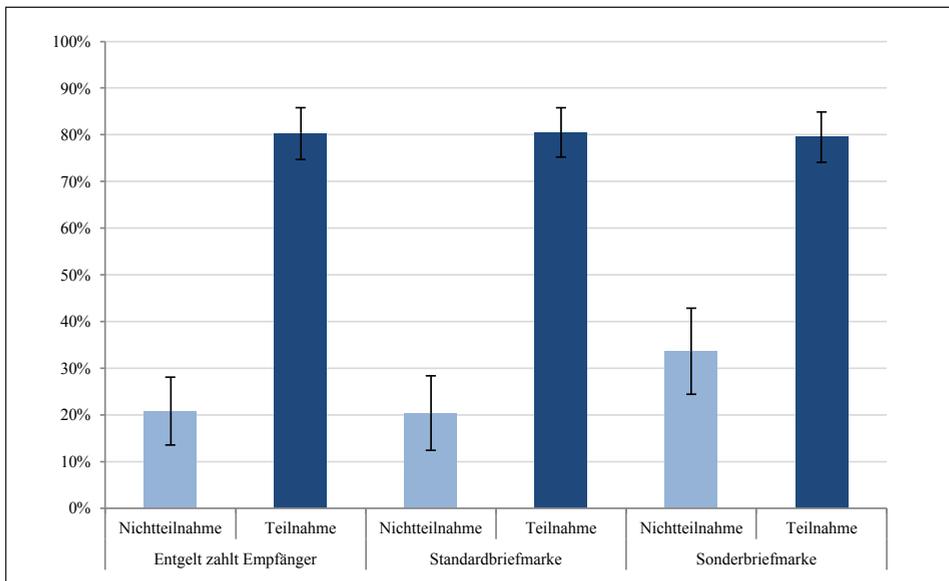
Binäre logistische Regression, Average Marginal Effects, Standardfehler in Klammern, robuste Varianzschätzung.

\*\*\* Effekt signifikant bei  $p < .001$ , \* Effekt signifikant bei  $p < .05$ , <sup>+</sup> Effekt signifikant bei  $p < .10$ .

9 Alle Modelle wurden auch unter Kontrolle der Merkmale Geschlecht des Kindes, Teilnahmedauer, Bundesland, höchste sozioökonomische Position der Eltern, höchster Bildungsabschluss der Eltern, Migrationshintergrund des Kindes und besuchte Schulform berechnet. Die Ergebnisse ändern sich nicht.

Nach Aufnahme der Teilnahmebereitschaft im gleichzeitig stattfindenden Elterninterview kann die Frankierung schließlich keinen Beitrag mehr zur Aufklärung des Rücksendeverhaltens leisten. Das bedeutet, dass Eltern, die auch gleichzeitig am Interview teilnahmen, den Schülerfragebogen signifikant häufiger zurücksendeten (+55.2 Pp,  $p < 0.001$ ; vgl. Modell 3). Bei Berücksichtigung der Interaktion zwischen der Teilnahmebereitschaft und der Versandart zeigt sich jedoch, dass bei Nichtteilnahme der Eltern am Interview die Sonderbriefmarke im Vergleich zur *Entgelt-zahlt-Empfänger*-Variante zu einer höheren Rücklaufquote führte (+10.1 Pp; vgl. Modell 4). Der signifikante Haupteffekt der Sonderbriefmarke in den Modellen 1 bis 4 lässt sich also nur für jenen Teil der Stichprobe signifikant bestätigen, in dem Eltern nicht am parallel stattfindenden telefonischen Interview teilgenommen haben. Abbildung 2 illustriert die gruppenspezifische Verhaltensweise.

Abbildung 2: Rücksendewahrscheinlichkeit in Prozent mit 95 %-Konfidenzintervallen nach Frankierungsart und Teilnahmebereitschaft am Elterninterview



Anmerkung. Geschätzte Wahrscheinlichkeiten basierend auf Modell 4.

In ergänzender Betrachtung wird untersucht, durch welche Merkmale sich die Familien auszeichnen, mit denen kein Telefoninterview geführt werden konnte, und welche Gruppen man dadurch im Umkehrschluss durch den Versand eines Fragebogens mit Sonderbriefmarken auffangen kann (vgl. Tabelle 4). Modell 5 zeigt, dass Haushalte mit niedrigem sozioökonomischen Status, bildungsferne Haushalte, Haushalte mit Migrationshintergrund sowie Teilnehmer aus städtischen Gebieten und Teilnehmer aus Hessen eine geringere Teilnahmebereitschaft aufweisen.

Tabelle 4: Binäre logistische Regression: Am Elterninterview teilgenommen vs. nicht teilgenommen

	Modell 5	
Teilnahmedauer: (Ref.: kein Längsschnittkind)		
Längsschnittkind	-0.009	(0.053)
Geschlecht des Kindes: (Ref.: weiblich)		
Männlich	-0.020	(0.030)
Bundesland: (Ref.: Hessen)		
Bayern	0.145***	(0.035)
Region (Ref.: Land)		
Stadt	-0.072*	(0.031)
Höchster sozioökonomische Status der Eltern (HISEI) <sup>a</sup>		
	0.053**	(0.020)
Höchster Bildungsabschluss der Eltern: (Ref.: geringer als Abitur)		
Abitur	0.151**	(0.047)
Mittlere Reife	0.022	(0.041)
Migrationshintergrund des Kindes: (Ref.: ohne Migrationshintergrund)		
mind. Elternteil im Ausland geboren	-0.084*	(0.039)
Besuchte Schulform: (Ref. Hauptschule)		
Gymnasium	-0.001	(0.057)
Realschule	0.022	(0.058)
Gesamtschule	0.048	(0.084)
Andere	0.018	(0.133)
Vertrautheit: (Ref.: zu MZP 5 im schulischen Kontext)		
zu MZP 5 ebenfalls in der Einzelbefragung	-0.039	(0.056)

Anmerkungen. BiKS-8-14-Daten, fehlende Werte mit MICE ( $m = 100$ ) imputiert,  $n = 948$ . Binäre logistische Regression, Average Marginal Effects, Standardfehler in Klammern, robuste Varianzschätzung.

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

\*\*\* Effekt signifikant bei  $p < .001$ , \*\* Effekt signifikant bei  $p < .01$ , \* Effekt signifikant bei  $p < .05$ .

## 5. Zusammenfassung und Implikationen

Der vorliegende Beitrag untersucht, inwiefern die Frankierungsart einen Beitrag zu einer höheren Teilnahmebereitschaft leisten kann. Durch das experimentelle Vorgehen und die Berücksichtigung studienspezifischer Merkmale lässt sich für die Erhebungspraxis generell ableiten, dass der postalische Rücklauf von Befragungsinstrumenten durch den Einsatz einer Sonderbriefmarke, ebenso wie in den eingangs geschilderten querschnittlichen Untersuchungen, auch in längsschnittlich angelegten Untersuchungen gesteigert werden kann. Die Tatsache, dass der positive Effekt der Sonderbriefmarke auch dann bestehen bleibt, wenn man berücksichtigt, welche Schüler sich schon zum vorangegangenen Messzeitpunkt in der Einzelbefragungsvariante befanden, also bereits mit der Befragungsart ver-

traut waren, untermauert die Befunde bisheriger Forschung zur rücklaufsteigernden Wirkung von Briefmarken in querschnittlich angelegten Untersuchungen.

Es kann weiterhin festgehalten werden, dass sich eine Differenzierung in *Entgelt zahlt Empfänger*, *Standardbriefmarke* und *Sonderbriefmarke* als sinnvoll erwiesen hat, da nur die auffälligere und in diesem Sinne vielleicht schönere Briefmarke (Sonderbriefmarke) einen signifikanten Effekt auf den Rücklauf der versendeten Fragebögen hatte. Anders als die im skizzierten Forschungsstand geschilderten Befunde erwarten ließen, scheint also nicht nur die Tatsache ausschlaggebend zu sein, dass für den potentiellen Rückversand bereits Geld ausgegeben wurde (anders als im Fall des Aufdrucks „Entgelt zahlt Empfänger“, hier entstehen nur Kosten wenn der Rücksendeumschlag tatsächlich zurückgesendet wird), sondern zusätzlich die Art der verwendeten Briefmarke. Ob eine Sonderbriefmarke im Vergleich zu einer Standardbriefmarke als wertvoller wahrgenommen wird und dadurch wiederum ein Gefühl der Wertschätzung entsteht, oder ob die einfache Automatenmarke gar nicht wahrgenommen wird und somit auch kein Abwägen der bereits entstandenen Kosten stattfinden kann, ist mit der vorliegenden Untersuchung nicht beantwortbar.

Schließlich hat sich herausgestellt, dass sich unter Einbezug des Teilnahmeverhaltens an der gleichzeitig stattfindenden telefonischen Befragung der Effekt der Sonderbriefmarke nur für die Familien zeigt, in denen Eltern nicht an der telefonischen Befragung teilgenommen haben. Davon ausgehend, dass die Eltern nicht nur entscheiden, ob sie am Elterninterview teilnehmen, sondern gleichzeitig maßgeblich dafür verantwortlich sind, ob der Fragebogen zurückgesendet wird, werden womöglich gerade solche Familien durch eine Sonderbriefmarke angesprochen, die generell eine geringere Teilnahmeneigung besitzen. Eine mögliche Erklärung für diesen Befund ist, dass in dem Wissen, bereits die Teilnahme an einer telefonischen Befragung verweigert zu haben, das Bemerken der Briefmarke zu einem schlechten Gewissen führt und dadurch die Bereitschaft steigt, das Kind zum Beantworten der Fragen in der schriftlichen Variante zu motivieren. Weitergedacht könnte es ebenso bedeuten, dass fehlende Angaben in einer telefonischen Befragung durch eine nachgelagerte postalische Befragung und den Einsatz einer Sonderbriefmarke nacherhoben werden können.

Zu beachten ist selbstverständlich, dass die Erhebungskosten beim Einsatz von Briefmarken anstelle von Portofreistempeln höher sind. Dieser ökonomische Aspekt muss je nach Studienschwerpunkt und je nach der Höhe der verfügbaren Mittel der signifikanten Steigerung des Rücklaufs um mehr als 10 Prozentpunkte und dem damit zu erzielenden wissenschaftlichem Gewinn gegenübergestellt werden.

## Danksagung

Die vorliegende Arbeit ist entstanden 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 Datenerhebung eingesetzten Studierenden für ihre engagierte Mitarbeit.

## Literatur

- Allison, P. D. (1999). Comparing logit and probit coefficients across groups. *Sociological Methods & Research*, 28(2), 186–208.
- Armstrong, J. S. & Lusk, E. J. (1987). Return postage in mail surveys: A meta-analysis. *Public Opinion Quarterly*, 51(2), 233–248.
- Dickinson, L. M., Beaty, B., Fox, C., Pace, W., Dickinson, W. P., Emsermann, C. & Kempe, A. (2015). Pragmatic cluster randomized trials using covariate constrained randomization: A method for practice-based research networks (PBRNs). *The Journal of the American Board of Family Medicine*, 28(5), 663–672.
- Dillman, D. A., Smyth, J. D. & Christian, L. M. (2009). *Internet, mail, and mixed-mode surveys: The tailored design method* (3. Aufl.). New Jersey, NJ: Wiley & Sons, Inc.
- Edwards, P., Roberts, I., Clarke, M., DiGiuseppi, C., Pratap, S., Wentz, R. & Kwan, I. (2002). Increasing response rates to postal questionnaires: Systematic review. *BMJ: British Medical Journal*, 324(7347), 1183–1185.
- Fox, R. J., Crask, M. R. & Kim, J. (1988). Mail survey response rate: A meta-analysis of selected techniques for inducing response. *Public Opinion Quarterly*, 52(4), 467–491.
- 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.
- Harrison, R. A., Holt, D. & Elton, P. J. (2002). Do postage-stamps increase response rates to postal surveys? A randomized controlled trial. *International Journal of Epidemiology*, 31(4), 872–874.
- Hippel, P. T. von (2009). How to impute interactions, squares, and other transformed variables. *Sociological Methodology*, 39(1), 265–291.
- Kanso, A. (2000). Mail surveys. *Journal of Promotion Management*, 5(2), 3–16.
- Kurz, K., Kratzmann, J. & von Maurice, J. (2007). *Die BiKS-Studie. Methodenbericht zur Stichprobenziehung*. Zugriff am 13.10.2016 unter [http://psydok.psycharchives.de/jspui/bitstream/20.500.11780/437/1/Methodenbericht\\_2007.pdf](http://psydok.psycharchives.de/jspui/bitstream/20.500.11780/437/1/Methodenbericht_2007.pdf)
- Mood, C. (2009). Logistic regression: Why we cannot do what we think we can do, and what we can do about it. *European Sociological Review*, 26(1), 67–82.
- Mudiappa, M. & Schmitt, M. (2010). *Stichprobenpflege im Längsschnitt BiKS-8-12*. Zugriff am 13.10.2016 unter [http://psydok.psycharchives.de/jspui/bitstream/20.500.11780/643/1/Stichprobenpflege\\_BiKS\\_8\\_12.pdf](http://psydok.psycharchives.de/jspui/bitstream/20.500.11780/643/1/Stichprobenpflege_BiKS_8_12.pdf)
- Osler, M., Juhk, M., Lund, R., Nybo Andersen, A.-M., Kriegaum, M. & Christensen, U. (2009). Letters to the editor: Effect on response rates of stamps vs. a pre-printed business reply envelope in a mailed follow-up survey among middle-aged Danish men. *International Journal of Epidemiology*, 38(4), 1156–1157.
- Porst, R. (1996) *Ausschöpfungen bei sozialwissenschaftlichen Umfragen. Die Sicht der Institute* (ZUMA Arbeitsbericht 96/07). Zugriff am 13.10.2016 unter: <http://www>.

- gesis.org/fileadmin/upload/forschung/publikationen/gesis\_reihen/zuma\_arbeitsberichte/96\_07.pdf
- Reuband, K.-H. (1999). Postalische Befragungen in den neuen Bundesländern: Durchführungsbedingungen, Ausschöpfungsquoten und soziale Zusammensetzung der Befragten in einer Großstadtstudie. *ZA-Information/Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung*, 45, 71–99.
- Reuband, K.-H. (2001). Möglichkeiten und Probleme des Einsatzes postalischer Befragungen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 53(2), 307–333.
- Royston, P. (2004). Multiple imputation of missing values. *Stata Journal*, 4(3), 227–241.
- Rubin, D. B. (1987). *Multiple imputation for nonresponse in surveys*. New York, NY: John Wiley & Sons.
- Schmidt, S., Schmitt, M. & Smidt, W. (2009). *Die BiKS-Studie. Methodenbericht zur zweiten Projektphase*. Zugriff am 13.10.2016 unter [http://psydok.psycharchives.de/jspui/bitstream/20.500.11780/610/1/Methodenbericht\\_2009.pdf](http://psydok.psycharchives.de/jspui/bitstream/20.500.11780/610/1/Methodenbericht_2009.pdf)
- Singleton, R. & Straits, B. (2005). *Approaches to social research*. New York, NY: Oxford University Press.
- StataCorp. (2015). *Stata user's guide. Release 14*. College Station, TX: Stata Press.
- Urban, N., Anderson L. G. & Tseng, A. (1993). Effects on response rates and costs of stamps vs business reply in a mail survey of physicians. *Journal of Clinical Epidemiology*, 46(5), 455–459.
- Xiao, L., Lavori, P. W., Wilson, S. R. & Ma, J. (2011). Comparison of dynamic block randomization and minimization in randomized trials: A simulation study. *Clinical Trials*, 8(1), 59–69.
- Zhao, W., Hill, M. D. & Palesch, Y. (2015). Minimal sufficient balance – A new strategy to balance baseline covariates and preserve randomness of treatment allocation. *Statistical Methods in Medical Research*, 24(6), 989–1002.