

## Der Zusammenhang zwischen der Qualität von Schülerangaben zur sozialen Herkunft und den Schulleistungen

Kreuter, Frauke; Maaz, Kai; Watermann, Rainer

Veröffentlichungsversion / Published Version

Sammelwerksbeitrag / collection article

### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Kreuter, F., Maaz, K., & Watermann, R. (2006). Der Zusammenhang zwischen der Qualität von Schülerangaben zur sozialen Herkunft und den Schulleistungen. In K.-S. Rehberg (Hrsg.), *Soziale Ungleichheit, kulturelle Unterschiede: Verhandlungen des 32. Kongresses der Deutschen Gesellschaft für Soziologie in München. Teilbd. 1 und 2* (S. 3465-3478). Frankfurt am Main: Campus Verl. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-142818>

### Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. 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. 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:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). 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. 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.

# Der Zusammenhang zwischen der Qualität von Schülerangaben zur sozialen Herkunft und den Schulleistungen<sup>1</sup>

*Frauke Kreuter, Kai Maaß und Rainer Watermann*

## 1. Einleitung

Mit den Veröffentlichungen aus PISA (Baumert u.a. 2001; Prenzel u.a. 2004) sind soziale Disparitäten des Kompetenzerwerbs auch in der soziologischen Forschung in den Blickpunkt gerückt (Allmendinger/Dietrich 2004). Erstmals wurden im Rahmen einer großen internationalen Schulleistungsuntersuchung die familiären Lebensverhältnisse von 15-Jährigen differenziert erfasst und mit ihren erreichten Lernständen in Beziehung gesetzt. Es zeigten sich in allen beteiligten OECD-Staaten positive Zusammenhänge zwischen der Sozialschichtzugehörigkeit der Herkunftsfamilie und den Leistungen im Lesen, der Mathematik und den Naturwissenschaften; diese waren in der Bundesrepublik Deutschland besonders eng (vgl. Baumert/Schümer 2001; Ehmke u.a. 2004). Nur wenige pädagogisch-psychologische Arbeiten haben innerhalb der Soziologie eine vergleichbare Rezeption erfahren wie PISA.

Im vorliegenden Beitrag wird der Zusammenhang zwischen sozialer Herkunft und erreichten Lernständen aus einer methodologischen Perspektive betrachtet. Fortschritte auf dem Gebiet der Schulleistungsdiagnostik haben dazu geführt, dass Schulleistungen im Rahmen großflächiger Untersuchungen zuverlässig und valide gemessen werden können. Dagegen ist die Erfassung sozialer Hintergrundmerkmale vor allem dann mit einer Messfehlerproblematik behaftet, wenn Angaben der Eltern über die familiären Lebensverhältnisse fehlen. In diesen Fällen wird häufig auf die Angaben der Schülerinnen und Schüler (so genannte Proxy-Angaben) zurückgegriffen. In der PISA-Studie entschied man sich dafür, soziale Hintergrundmerkmale generell über die Schüler (also über Proxy-Angaben) zu erfassen. Die Rekonstruktion des soziokulturellen Hintergrundes der Schülerinnen und Schüler ist dann allein vom Wissen der Kinder und Jugendlichen über Bildungs-, Ausbildungs- und Be-

---

<sup>1</sup> Die Arbeit ist während eines Forschungsaufenthaltes von Frauke Kreuter am Max-Planck-Institut für Bildungsforschung entstanden. Wir danken Jürgen Baumert, Elisabeth Coutts, Ulrich Kohler, Katherine Masyn, Rainer Schnell sowie den Teilnehmern der Jahrestagung 2004 der Arbeitsgemeinschaft Sozialwissenschaftlicher Institute für kritische Kommentare und wertvolle Hinweise.

rufsmerkmale ihrer Eltern abhängig. Damit stellt sich bei der Erfassung von sozialen Hintergrundmerkmalen zwangsläufig die Frage nach der Güte von Schülerangaben. Im vorliegenden Beitrag werden die PISA-Daten zur Evaluation der Qualität der Schülerangaben verwendet. Im Mittelpunkt steht die Frage, inwieweit systematische Messfehler in den Schülerangaben zur sozialen Herkunft zu einer verzerrten Schätzung des Zusammenhangs von sozialer Herkunft und Lernständen führen. Zunächst werden jedoch bisherige Befunde zur Antwortqualität von Angaben zur sozialen Herkunft vorgestellt und theoretisch eingebettet.

## 2. Forschungsstand zur Qualität von Schülerangaben

Die Frage, ob man von Schülerinnen und Schülern zuverlässige Angaben über den sozialen Status der Eltern erheben kann, beschäftigte die Forschung bereits in den 1970er Jahren. Anfänglich wurde dieses Thema hauptsächlich im angloamerikanischen Raum diskutiert (unter anderem Kerckhoff u.a. 1973; Mare/Mason 1980; Mason u.a. 1976; St. John 1970). Im deutschsprachigen Raum lassen sich erst Mitte der 1980er Jahre Veröffentlichungen finden, die sich explizit mit der Genauigkeit von Schülerangaben über den sozialen Status der Eltern beschäftigen (Bauer u.a. 1984; Meulemann/Wieken-Mayser 1984). Neuere Arbeiten zu diesem Thema wurden erst wieder zu Beginn des 21. Jahrhunderts publiziert (Ensminger u.a. 2000; Lien u.a. 2001; West u.a. 2001).

Die Ergebnisse der vorliegenden Studien sind wegen ihrer unterschiedlichen Studiendesigns und Methoden nur schwer miteinander vergleichbar. Hinzu kommt, dass verschiedene Indikatoren des sozialen Hintergrunds verwendet wurden, wie Bildung, Beruf und Einkommen, die auch zu unterschiedlichen Beurteilungen der Genauigkeit der Proxy-Angaben führen. Versucht man den Ergebnisstand dennoch zusammenzufassen, zeigt sich, dass die Autoren größtenteils eine positive Schlussfolgerung ziehen. Schülerangaben sind demzufolge für die Beschreibung des sozialen Status der Eltern im Allgemeinen verwendbar (Borus/Nestel 1973; Cohen/Orum 1972; Meulemann/Wieken-Mayser 1984; West u.a. 2001; Youngblood 1977). Einige Studien kommen zu eher vorsichtigen Schlussfolgerungen (Ensminger u.a. 2000; Kayser/Summers 1973; Kerckhoff u.a. 1973). Als »unbrauchbar« werden Schülerangaben nur in wenigen Fällen beschrieben (St. John 1970).

Die referierten Studien beschreiben verschiedene sozialstrukturelle Faktoren, die die Zuverlässigkeit von Schülerangaben beeinflussen können. So zeigt sich, dass sich die Validität der Schülerangaben mit steigendem Alter der Kinder bzw. Jugendlichen verbessert (unter anderem Ensminger u.a. 2001; Kerckhoff u.a. 1973; Mason u.a. 1976; Mare/Mason 1980). Unterschiede werden aber auch in Abhängigkeit des

Bildungsniveaus der Eltern konstatiert (Niemi 1974). Michael E. Borus und Gilbert Nestel (1971) identifizieren Stadt-Land-Unterschiede. Des Weiteren zeigen sich Unterschiede in Abhängigkeit der besuchten Schulform, wobei zwischen öffentlichen Schulen auf der einen Seite und Privat- und Spezialschulen auf der anderen Seite unterschieden wird (Youngblood 1977). Für die Bundesrepublik gibt es bislang nur vereinzelt Forschungen zu diesem Thema. Anhand einer Gymnasiastenstichprobe konnten Maaz und Watermann (2004) zeigen, dass die Angaben von Schülerinnen und Schülern am Ende der Gymnasialzeit als sehr zuverlässig bezeichnet werden können. Differenzierte Analysen für die Schülerschaft in der Sekundarstufe I, die alle in der Bundesrepublik vertretenen Bildungsgänge einbeziehen, fehlen bislang.

In einem Überblick hält E. Dianne Looker (1989) zusammenfassend fest, dass Proxy-Angaben von Schülern über den sozioökonomischen Status der Eltern als valide angesehen werden können, wenn es sich um *high school seniors* handelt, die Kinder bei ihren Eltern wohnen und die Kinder nach Statusangaben gefragt werden, die für die Kinder Salienz besitzen. Diese empirischen Befunde legen eine Einbettung in einen breiteren theoretischen Kontext nahe, der eine Vorhersage gut repräsentierter und damit gut zu beantwortender Fragen erlaubt.

### 3. Eine kognitive Theorie des Antwortverhaltens und die Ableitung der Forschungshypothese

Zur systematischen Untersuchung der Qualität von Proxy-Angaben eignet sich der Rückgriff auf eine allgemeinere Theorie, insbesondere auf das kognitive Modell des Antwortverhaltens (Tourangeau u.a. 2000). Dieses Modell berücksichtigt semantische und episodische Erinnerungen, die zur Interpretation von Fragen, zum Abruf gespeicherter Informationen, zur Beurteilung derselben und letztlich zur Auswahl der entsprechenden Antworten verwendet werden. Diese vier Stufen des Antwortprozesses (*interpretation, retrieval, judgment, response selection*) beschreiben kognitive Leistungen des Befragten, die in Abhängigkeit des zu beurteilenden Objektes und den kognitiven Fähigkeiten des Befragten unterschiedlich gemeistert werden. Für die hier vorliegende Fragestellung lassen sich die einzelnen Stufen wie folgt zusammenfassen:

Entscheidend für die ersten beiden Stufen des kognitiven Antwortprozesses sind die Salienz und die kognitive Verankerung des mit der Frage verbundenen Objektes (hier z.B. Schulbildung). Bei gut ausgebildeten und hoch verfügbaren Kognitionen reicht die Erwähnung von wenigen Stichworten in der Frage aus, um

die entsprechenden kognitiven Strukturen zu aktivieren, die für die Beantwortung der Frage notwendig sind (Tourangeau/Rasinski 1988: 300). Die Aktivierung erfolgt bei salienten und gut verankerten Kognitionen dann sogar automatisch (Fazio u.a. 1986). Handelt es sich um ungewohnte Fragen oder um Fragen, die sich auf ein Objekt beziehen, zu dem die Befragten keine gut ausgebildeten Kognitionen haben, muss zunächst nach für das präsentierte Objekt relevanten Informationen gesucht werden (Dovidio/Fazio 1992: 206; Tourangeau/Rasinski 1988: 300). Dazu werden in der Frage, im Fragekontext oder der Befragungssituation enthaltene Schlüsselreize verwendet (Tourangeau/Rasinski 1988: 300). Befragte, die wenig über den präsentierten Stimulus wissen, sich dafür kaum interessieren oder darüber noch nie nachgedacht haben, werden in dieser Phase eine Kognition konstruieren müssen. Sprechen die Schlüsselreize ein kognitiv verankertes Skript an, werden alle mit diesem Skript verbundenen Elemente ebenfalls aktiviert und daraus ein Schluss gezogen (Abelson 1979: 717). Zum Beispiel könnten Informationen zur schulischen Bildung der Eltern aufgrund ihrer konzeptionellen Nähe zur derzeitigen Situation der Schüler besser verankert und damit leichter abrufbar sein als die berufliche Bildung der Eltern. Die berufliche Bildung der Eltern ist hingegen möglicherweise weniger gut kognitiv verankert als die derzeitige Berufstätigkeit der Eltern, wenn davon ausgegangen werden kann, dass die derzeitige Berufstätigkeit beobachtet werden kann oder im Familienalltag eher zur Sprache kommt als die berufliche Bildung, die (wenn überhaupt) für die Ausübung der derzeitigen Beschäftigung notwendig war.

Nicht nur die Interpretation der Frage und die Abrufbarkeit relevanter Informationen (*interpretation and retrieval*), sondern auch die Beurteilung der abgerufenen Informationen und ihre Einordnung in vorgegebene Antwortkategorien (*judgement and response selection*) verlangen eine mentale »Leistung« von den Befragten (Tourangeau/Rasinski 1988: 300). Häufig lassen sich die abgerufenen Informationen nicht auf einer Dimension abbilden, eine Auswahl und Bewertung der Wichtigkeit der einzelnen Elemente muss daher stattfinden. Auch dieser Prozess ist kompliziert und fehleranfällig. Welche Antwort auch immer nach diesen mentalen Operationen gefunden wird, sie muss auf den in der Frage vorgegebenen Kategorien abzubilden sein (Alwin/Krosnick 1991: 146). Es spielt dabei keine Rolle, wie die Befragten ihre Antwort generiert haben. Die Suche nach einer passenden Antwortkategorie wird zum Beispiel auch für diejenigen notwendig, die eine Kognition schnell abrufen konnten. Bei der Suche nach der passenden Antwortkategorie kann es zu einer erneuten Überarbeitung der Antwort kommen, wenn zum Beispiel Befragte die Konsistenz ihrer Antwort zu vorangegangenen Fragen berücksichtigen (Tourangeau/Rasinski 1988: 300). Zum Beispiel müssen die Schülerinnen und Schüler in der Lage sein, ihre Informationen über die Berufstätigkeit des Vaters oder der Mutter den vorgegebenen Kategorien zuzuordnen. Sind die vorgegebenen Katego-

rien für die Schülerinnen und Schüler nicht trennscharf (z.B. Lehre vs. Abschluss einer Berufs- oder Handelsschule), kann es leicht zu kleineren Abweichungen kommen, die sich auf das Ausmaß der Übereinstimmung der Angaben von Eltern und Schülern auswirkt.

Die hier angesprochenen kognitiven Herausforderungen bei der Antwortgenerierung spiegeln sich in den Befunden der Methodenforschung zur generellen Antwortqualität von Kindern und Jugendlichen wider (vgl. u.a. Borgers 2003; Vaillancourt 1973). Dort zeigt sich, dass die Qualität der Antworten mit zunehmendem Alter und zunehmenden kognitiven Fähigkeiten der Befragten steigt, und dass die Qualität leidet, wenn die abgefragten Informationen für die Kinder bzw. Jugendlichen (1) keine Relevanz besitzen, (2) ihr Wissen über das Erfragte begrenzt ist, oder (3) zum Befragungsthema bisher keine Einstellungen herausgebildet wurden.

Die Verwendung von Proxy-Angaben stellt vor allem dann ein Problem dar, wenn die Messfehler in den Angaben nicht zufällig sind und mit den Analysevariablen (wie z.B. den Lernständen im Lesen oder der Mathematik) korrelieren. In der Literatur zu Proxy-Angaben wurde bisher lediglich die Übereinstimmung zwischen Eltern- und Schülerangaben untersucht. Der Zusammenhang mit den interessierenden Variablen (hier Testleistungen) blieb hingegen unberücksichtigt. Geht man jedoch davon aus, dass kognitive Fähigkeiten sowohl die Testergebnisse als auch die Qualität der Proxy-Angaben beeinflussen, dann lässt sich folgende Hypothese ableiten: Die Qualität der Proxy-Angaben ist mit den Testergebnissen der Schülerinnen und Schüler positiv korreliert. Im Vergleich zu ihren Mitschülern sind die Angaben testleistungsschwächerer Schülerinnen und Schüler in einem höheren Maße fehlerbehaftet.

## 4. Stichprobe und Variablen

### 4.1 Stichprobe

Die *Datengrundlage* für die nachfolgenden Analysen bildet die PISA-2000-Studie. In der Bundesrepublik wurden im Haupttest (Frühjahr 2000) in 219 Schulen jeweils etwa 28 15-jährige Schülerinnen und Schüler getestet ( $N = 5.176$ ). Diese Stichprobe wurde in zweierlei Hinsicht erweitert: Zum einen wurde die vorgesehene altersbasierte Stichprobe durch eine jahrgangsbasierte Stichprobe ergänzt, und zum anderen hat die Ständige Konferenz der Kultusminister der Länder (KMK) beschlossen, im Rahmen von PISA auch Leistungsvergleiche zwischen den Ländern der Bundesrepublik durchzuführen. Daher wurde die Stichprobe so erweitert, dass solche Vergleiche möglich werden. Pro Bundesland beläuft sich diese Erweiterung (PISA-E)

auf rund 50 bis 110 Schulen ( $N = 28.815$ ). Sonderschüler und Berufsschüler wurden in den Analysen ausgeschlossen.

#### 4.2 Variablen

Der *allgemeinbildende Schulabschluss des Vaters bzw. der Mutter* wurde in geschlossener Form erfragt. Vorgegeben wurden folgende Kategorien: (1) keine Schule besucht – (2) ohne Abschluss von der Schule abgegangen – (3) Abschluss einer Sonderschule/Förderschule – (4) Abschluss der Polytechnischen Oberschule nach der 8. Klasse – (5) Hauptschulabschluss, Volksschulabschluss – (6) Realschulabschluss, Mittlere Reife, Abschluss der Polytechnischen Oberschule nach der 10. Klasse – (7) Fachhochschulreife – (8) Hochschulreife, Abitur – (9) sonstiger Schulabschluss (Kunter u.a. 2002).

Der *berufliche Bildungsabschluss des Vaters bzw. der Mutter* wurde von den Eltern und Schülern ebenfalls in geschlossener Form erfragt. Vorgegeben wurden die folgenden Kategorien: (1) keine abgeschlossene Ausbildung – (2) abgeschlossene Lehre, Abschluss an einer Berufsaufbauschule – (3) Abschluss an einer Berufsfachschule, Handelsschule – (4) Abschluss an einer Fachschule, Meister- oder Technikerschule, einer Schule des Gesundheitswesens – (5) Fachhochschulabschluss, Diplom (FH), Abschluss an einer Berufsakademie – (6) Hochschulabschluss (Magister, Diplom, Staatsexamen) – (7) Promotion (Doktorprüfung) – (8) sonstiger beruflicher Abschluss (Kunter u.a. 2002).

*Mathematiktestleistungen.* Die Mathematiktestleistungen wurden mit einem standardisierten Test, der 117 Items enthielt, erfasst. Die Items orientieren sich einerseits sehr eng an den curricularen Vorgaben der Sekundarstufe I, andererseits betonen sie den Anwendungscharakter in Alltagssituationen (vgl. Baumert u.a. 2001). Neben geschlossenen Antwortformaten (*multiple-choice*) erforderten viele Aufgaben auch offene Antworten mit Begründungen des Lösungswegs. Um die Schülerinnen und Schüler nicht über Gebühr zu belasten und gleichzeitig die Stoffgebiete breit erfassen zu können, wurde ein *multi-matrix-design* realisiert, bei dem unterschiedliche Testheftversionen mit unterschiedlichen Aufgaben zur Anwendung kamen, die über ein Set gemeinsamer Aufgaben miteinander verknüpft waren. Auf Basis der *Item Response Theory* wurden unter Verwendung der so genannten *plausible value technique* Leistungswerte bestimmt.

## 5. Ergebnisse

In einem ersten Schritt wird mit Hilfe einer Simulation gezeigt, welche Effekte verschiedene Arten von Messfehlern in der unabhängigen Variable für die Schätzung der Parameter in einem bivariaten Regressionsmodell haben können. Anschließend wird anhand realer Daten aus PISA 2000 demonstriert, wie sich ein mit der Mathematiktestleistung korrelierter Messfehler in den Proxy-Angaben zur sozialen Herkunft auf die Schätzung des sozialen Gradienten, das heißt der Korrelation zwischen sozialer Herkunft und Leistung, auswirkt.

### 5.1 Simulation der Auswirkungen des Messfehlers

Beispielhaft kann der Effekt des mit der abhängigen Variablen korrelierten Messfehlers in der unabhängigen Variablen mit Hilfe einer Simulation veranschaulicht werden. Nimmt man im einfachen Fall einen linearen Zusammenhang zwischen der Mathematiktestleistung und sozialer Herkunft (im Folgenden mit SES abgekürzt) an, und nimmt man weiterhin an, dass soziale Herkunft nicht die einzige Variable ist, die die Testleistung erklärt, die anderen Variablen aber nicht gemessen wurden, dann ergibt sich folgendes Regressionsmodell mit einer unabhängigen Variablen ( $x$ ) und einem Fehlerterm ( $e$ ).

$$\begin{aligned}
 y_{\text{Testleistung}} &= \beta_0 + \beta_1 x_{\text{ses}} + e \\
 x_{\text{ses}} &\sim N(\mu_{\text{ses}}, \sigma_{\text{ses}}) \\
 e &\sim N(0, \sigma_e)
 \end{aligned} \tag{1}$$

Angenommen werden ein normalverteilter Fehlerterm und eine normalverteilte Variable »soziale Herkunft«. Für die Simulation wird dieses Modell in zwei Schritten verändert. Zunächst wird die unabhängige Variable ( $x$ ) nicht mehr direkt gemessen, sondern durch eine Proxy-Angabe. Anstelle von  $x_{\text{ses}}$  geht nun  $x_{\text{proxy\_ses}}$  in (1) ein. Die Proxy-Angabe  $x$  wird formuliert als Funktion der tatsächlichen Angabe sowie eines Fehlerterms. Im ersten Schritt wird der Fehlerterm als eine Funktion der abhängigen Variablen eingeführt. Im zweiten Schritt wird ein zusätzlicher Term in die Gleichung aufgenommen, für den Fall, dass es sich nicht nur um eine Korrelation, sondern um einen systematischen Messfehler (*bias*) handelt. Das vollständige Modell sieht wie folgt aus:



$$x_{proxy\_ses} = \gamma_1 x_{ses} + \gamma_2 y + \varepsilon \quad (2)$$

$$\varepsilon \sim N(0, g(y))$$

Für eine fiktive Stichprobengröße von  $n = 10.000$  wurde – basierend auf die im nächsten Abschnitt vorgestellten Daten – jeweils eine Variable für SES und die Mathematiktestleistung generiert. Zunächst entsprechend Gleichung (1) und im zweiten Schritt mit Fehlerterm, sowie Fehlerterm und Bias (2).

	A	B	C	D
	SES gemessen ohne Messfehler	Proxy-Report für SES konstanter Messfehler	Proxy-Report für SES Messfehler als Funktion der abhängigen Variable	Proxy-Report für SES Messfehler als Funktion der abhängigen Variable und Bias
Koeff. SES	20,91	19,1	18,1	15,65
	(0,57)	(0,55)	(0,54)	(0,56)

*Tabelle 1: Ergebnisse der Simulationsanalysen; Regression der Mathematiktestleistung auf SES (unstandardisierte Koeffizienten und Standardfehler)*

Tabelle 1 zeigt exemplarisch die Ergebnisse für eine der Simulationen.<sup>2</sup> Die Werte geben die Veränderung des tatsächlichen Regressionskoeffizienten (Spalte A) bei Einführung eines zunächst konstanten (Spalte B), dann minimal mit der abhängigen Variable korrelierten Varianz des Fehlerterms (Spalte C) und schließlich der Einführung eines korrelierten Fehlerterms inklusive Bias wieder (Spalte D).

<sup>2</sup> Für die dargestellten Simulationsergebnisse wurden folgende Parameter verwendet: Bei SES handelt es sich um eine normalverteilte Variable mit einem Mittelwert von 3.3 und einer Standardabweichung von 1.7. Die Variable für Mathematiktestleistung wurde ausgehend von der in den PISA-Daten beobachteten Verteilung so erzeugt, dass der Zusammenhang zwischen SES und Mathematiktestleistung eine Regressionskonstante von etwa 453 Punkten besitzt, der Regressionskoeffizient den Wert 20 annimmt und der Fehlerterm normalverteilt ist mit einem Mittelwert von und einer Standardabweichung von 95. Die Proxy-Variable für SES wurde gemäß Gleichung (2) generiert; im ersten Schritt ohne Bias (der Koeffizient für SES ist Null) und einem Fehlerterm für die Regression der Proxy-Variable für SES auf SES mit einem Mittelwert 0 und einer von der Mathematiktestleistung abhängigen Varianz ( $1/\exp(\text{ymath}/500)$ ), im zweiten Schritt mit minimalem Bias (der Koeffizient für SES ist  $-0.0009$ ).

Wie zu erkennen ist, reduziert insbesondere ein Bias im Zusammenhang mit den Proxy-Angaben den geschätzten Einfluss der sozialen Herkunft. Die Stärke des Effekts einer mit der abhängigen Variablen korrelierten Varianz des Fehlerterms ist abhängig von der funktionalen Form dieses Zusammenhangs. Mit einer Unterschätzung des Effekts der sozialen Herkunft auf die Testleistungen muss dann gerechnet werden, wenn der Messfehler in der unabhängigen Variablen deutlich ausfällt, mit der abhängigen Variablen korreliert ist und ein Bias hinsichtlich des Messfehlers besteht.

## 5.2 Korrelation des Messfehlers im Proxy-Report mit der abhängigen Variable

Anhand der Mathematiktestleistungen wurde der Zusammenhang zwischen Messfehlern in den Proxy-Angaben und den kognitiven Fähigkeiten der Befragten untersucht. Sind die kognitiven Fähigkeiten (in Teilen) für die korrekten Angaben über die Eltern verantwortlich und hängen die Mathematiktestleistungen mit den kognitiven Fähigkeiten der Schüler zusammen, dann sollten diejenigen Schülerinnen und Schüler, deren Angaben mit denen der Eltern übereinstimmen, im Durchschnitt höhere Werte in den Mathematiktestleistungen aufweisen als jene, deren Angaben von denen ihrer Eltern abweichen.

Wir haben dies am Beispiel des beruflichen Bildungsabschlusses des Vaters untersucht. Die Schülerinnen und Schüler wurden bezüglich ihrer Übereinstimmung bzw. Abweichung in drei Gruppen aufgeteilt: Unterschätzung (Differenz Schüler – Eltern  $< 0$ ), Übereinstimmung (Differenz = 0) und Überschätzung (Differenz  $> 0$ ). Betrachtet man die Mittelwerte in diesen drei Gruppen, zeigt sich, dass diejenigen Schülerinnen und Schüler im Durchschnitt den höchsten Mathematiktestleistungswert aufweisen, die mit den Angaben ihrer Eltern übereinstimmen (vgl. Tabelle 2).<sup>3</sup>

Um einem möglicherweise konfundierenden Effekt einer positiven bzw. negativen Abweichung mit der jeweils besuchten Schulform entgegenzuwirken, ist die Differenz in der Mathematiktestleistung in Tabelle 3 für drei Schulformen – Hauptschule, Realschule und Gymnasium – getrennt aufgeführt. Auch hier zeigt sich über alle drei Schulformen hinweg das gleiche Muster: höhere Mathematiktestleistungen bei Schülerinnen und Schülern, deren Angaben mit denen ihrer Eltern übereinstimmen.<sup>4</sup>

---

<sup>3</sup> Die Unterschiede in den mittleren Mathematiktestleistungen zwischen den Unter- bzw. Überschätzern und der Gruppe der Übereinstimmenden sind statistisch signifikant von Null verschieden.

<sup>4</sup> Alle bivariaten Vergleiche sind ebenfalls signifikant von Null verschieden.

	Differenz (Schüler – Vater)		
	< 0	0	> 0
Schulische Bildung (Vater)			
Mathematiktestleistung (Mittelwert)	494,8	519,1	493,7
Mathematiktestleistung (Standardabweichung)	100,3	91,9	95,1
Fallzahl	1.486	8.179	2.000
Berufliche Bildung (Vater)			
Mathematiktestleistung (Mittelwert)	514,9	520,4	500,9
Mathematiktestleistung (Standardabweichung)	90,8	93,7	92,3
Fallzahl	2.212	5.788	2.266

*Tabelle 2: Mathematiktestleistungen (Mittelwert und Standardabweichung) der Schülerinnen und Schüler nach Ausmaß der Übereinstimmung mit den Elternangaben (Väter)*

Ebenfalls exemplarisch kann die Auswirkung des Messfehlers durch die Proxy-Angaben mit einer bivariaten Regression der Mathematiktestleistung auf die verschiedenen Messungen der beruflichen Bildung des Vaters gezeigt werden. Die erste Spalte (1) in Tabelle 4 mit 5.788 Schülern enthält diejenigen Fälle, in denen die Elternangabe mit der Schülerangabe übereinstimmt. Der dort beobachtete Koeffizient für die berufliche Bildung liegt bei 20 Punkten.<sup>5</sup> Die zweite Spalte (2) enthält alle Beobachtungen, für die sowohl Eltern- als auch Schülerangaben vorliegen, wobei in die Regression jedoch nur die Elternangabe als unabhängige Variable zur Vorhersage der Schulleistung eingegangen ist. Die Spalten drei und vier enthalten ebenfalls alle Beobachtungen, für die Eltern- und Schülerangaben vorliegen, wobei in (3) lediglich die Proxy-Angaben der Schülerinnen und Schüler verwendet werden und in (4) eine Korrektur um die Differenz zwischen Schüler- und Elternangabe hinzugefügt wird. Wie nach den Ergebnissen der Simulation zu erwarten, fallen die Ko-effizienten deutlich niedriger aus, wenn die Proxy-Angaben der Schülerinnen und Schüler verwendet werden.

<sup>5</sup> Die beobachteten Mathematiktestleistungswerte der 10.266 Schüler variieren zwischen 98 und 814 Punkten, mit einer Standardabweichung von 92 Punkten. Für das hier verfolgte Argument genügt es, die berufliche Bildung als kontinuierliche Variable einzufügen. Als Hinweis sei jedoch genannt, dass die Verwendung der beruflichen Bildung als kategoriale Variable zeigt, dass der Effekt der beruflichen Bildung auf die Mathematiktestleistung mit jedem weiteren Bildungsgrad ansteigt. Die Schüler von Vätern mit Universitätsabschluss sind ohne eine Kontrolle weiterer Variablen im Schnitt 140 Punkte besser als diejenigen, deren Väter keinen beruflichen Abschluss besitzen.

	Differenz (Schüler – Vater)	
	Übereinstimmung	Abweichung
Übereinstimmung schulische Bildung (Vater)		
Mathematiktestleistung Hauptschüler (M, SD)	414,7 (79,9) >	393,8 (82,7)
Mathematiktestleistung Realschüler (M, SD)	506,0 (73,8) >	499,1 (73,5)
Mathematiktestleistung Gymnasiasten (M, SD)	582,8 (67,1) >	574,5 (70,4)
Übereinstimmung berufliche Bildung (Vater)		
Mathematiktestleistung Hauptschüler (M, SD)	415,7 (81,2) >	405,6 (80,2)
Mathematiktestleistung Realschüler (M, SD)	508,3 (73,8) >	499,1 (70,4)
Mathematiktestleistung Gymnasiasten (M, SD)	586,0 (68,2) >	575,9 (67,0)

M = Mittelwert; SD = Standardabweichung

*Tabelle 3: Mathematiktestleistungen (Mittelwert und Standardabweichung) der Schülerinnen und Schüler nach Ausmaß der Übereinstimmung mit den Elternangaben (Väter) und Schulform*

Diese vereinfachte bivariate Regression verdeutlicht den Effekt der Messfehler und eines potentiellen Bias. Die resultierende Unterschätzung ist niedrig, aber sichtbar. Es ist anzunehmen, dass die Unterschätzung des Effekts der beruflichen Bildung eines Elternteils (Vater) in multivariaten Modellen aufgefangen werden kann, wenn mehrere Indikatoren zur Messung des Konstrukts soziale Herkunft miteinander verbunden werden. Doch viele der im Rahmen der PISA-Studie veröffentlichten Ergebnisse – insbesondere in den Bänden der OECD – diskutieren bivariate Zusammenhänge. Für deren Interpretation sind die hier diskutierten Effekte von Bedeutung, *insbesondere* wenn der Messfehler (und Bias) für verschiedene Subgruppen unterschiedlich stark ausfällt. Dies ist zum Beispiel beim internationalen Vergleich des Einflusses der sozialen Herkunft auf den Schulerfolg denkbar, wenn der Messfehler in Ländern mit einem vielschichtigen (beruflichen) Bildungssystem stärker ausfällt, als in Ländern, in denen die Bildungsgänge in klareren Bahnen verlaufen.

Abhängige Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
Mathematiktestleistung				
Berufliche Bildung Vater (Elternangabe)	20,19 (0,65)	18,29 (0,53)		
Berufliche Bildung Vater (Schülerangabe)			16,95 (0,55)	19,98 (0,57)
Differenz (Schülerangabe- Elternangabe)				- 13,507 (0,81)
Konstante	453,65 (2,44)	453,83 (1,96)	458,61 (2,02)	448,3 (2,08)
N	5.788	10.266	10.266	10.266
R <sup>2</sup>	0,14	0,10	0,09	0,11

*Tabelle 4: Regression der Mathematiktestleistung auf verschiedene Messungen der beruflichen Bildung des Vaters (unstandardisierte Regressionskoeffizienten und Standardfehler)*

## 6. Zusammenfassung und Ausblick

Im Zentrum der Analysen standen die Auswirkungen verschiedener Formen von Messfehlern für Zusammenhangsanalysen. Die Erhebung von Bildungs- und Ausbildungsmerkmalen der Eltern bei Schülerinnen und Schülern ist grundsätzlich mit einer kognitiven Leistung verbunden, die den Befragten zudem eine gewisse Abstraktionsleistung abverlangt. Der dadurch entstehende Messfehler und dessen Korrelation mit der abhängigen Variablen führte zu systematischen Verzerrungen in den Ergebnissen. Im vorliegenden Fall wurde der lineare Zusammenhang zwischen sozialer Herkunft und Mathematiktestleistung unterschätzt. Die Verzerrung fiel zwar nicht deutlich aus, war aber sehr wohl sichtbar. Denkbar ist, dass eine kognitiv anspruchsvollere Erfassung des soziokulturellen Hintergrundes von Schülerinnen und Schülern, wie dies häufig über die Schätzung der Anzahl von Büchern im Haushalt erfolgt, sogar größere Messfehler aufweisen. Da für derartige Merkmale bisher kaum Validierungshinweise vorliegen, ergibt sich hier weiterer Forschungsbedarf.

## Literatur

- Abelson, Robert P. (1979), »Differences between Belief and Knowledge Systems«, *Cognitive Science*, Jg. 3, H. 4, S. 355–366.
- Allmendinger, Jutta/Dietrich, Hans (2004), »PISA und die soziologische Bildungsforschung«, in: Lenzen, Dieter/Baumert, Jürgen/Watermann, Rainer/Trautwein, Ulrich (Hg.), *PISA und die Konsequenzen für die erziehungswissenschaftliche Forschung* (=Zeitschrift für Erziehungswissenschaft, Beiheft 03/04), Wiesbaden, S. 201–210.
- Alwin, Duane F./Krosnick, Jon A. (1991), »The Reliability of Survey Attitude Measurement. The Influence of Question and Respondent Attributes«, *Sociological Methods & Research*, Jg. 20, S. 139–181.
- Bauer, Adam/Langenheim, Henriette/Schork, Burgunde (1984), »Kinder als Informanten? Eine empirische Untersuchung über die Zuverlässigkeit der Schichteinstufung der Eltern durch Schüler aus der 4. Klasse«, in: Meulemann, Heiner/Reuband, Karl-Heinz (Hg.), *Soziale Realität im Interview: empirische Analysen methodischer Probleme*, Frankfurt a.M./New York, S. 241–250.
- Baumert, Jürgen/Schümer, Gundel (2001), »Familiäre Lebensverhältnisse. Bildungsbeteiligung und Kompetenzerwerb«, in: Baumert, Jürgen u.a. (Hg.), *PISA 2000. Basiskompetenzen von Schülerinnen und Schülern im internationalen Vergleich*, Opladen, S. 323–407.
- Baumert, Jürgen u.a. (Hg.) (2001), *PISA 2000. Basiskompetenzen von Schülerinnen und Schülern im internationalen Vergleich*, Opladen.
- Borgers, Natacha (2003), *Questioning Children's Responses*, Amsterdam.
- Borus, Michael E./Nestel, Gilbert (1973), »Response Bias in Reports of Father's Education and Socioeconomic Status«, *Journal of the American Statistical Association*, Jg. 68, S. 816–820.
- Cohen, Robert S./Orum, Anthony M. (1972), »Parent-Child Consensus on Socioeconomic Data Obtained from Sample Surveys«, *Public Opinion Quarterly*, Jg. 36, H. 1, S. 95–98.
- Dovidio, John F./Fazio, Russel H. (1992), »New Technologies for the Direct and Indirect Assessment of Attitudes«, in: Tanur, Judith M. (Hg.), *Questions about Questions*, New York, S. 204–237.
- Ehmke, Timo/Hohensee, Fanny/Heidemeier, Heike/Prenzel, Manfred (2004), »Familiäre Lebensverhältnisse, Bildungsbeteiligung und Kompetenzerwerb«, in: Prenzel, Manfred u.a. (Hg.), *PISA 2003. Der Bildungsstand der Jugendlichen in Deutschland – Ergebnisse des zweiten internationalen Vergleichs*, Münster, S. 225–254.
- Ensminger, Margaret E. u.a. (2000), »The Validity of Measures of Socioeconomic Status of Adolescents«, *Journal of Adolescent Research*, Jg. 15, H. 3, S. 392–419.
- Fazio, Russel H. u.a. (1986), »On the Automatic Activation of Attitudes«, *Journal of Personality and Social Psychology*, Jg. 50, H. 2, S. 229–238.
- Kayser, Brian D./Summers, Gene F. (1973), »The Adequacy of Student Reports of Parental SES Characteristics«, *Sociological Methods and Research*, Jg. 1, H. 3, S. 303–315.
- Kerckhoff, Alan C./Mason, William M./Poss, Sharon S. (1973), »On The Accuracy of Children's Reports of Family Social Status«, *Sociology of Education*, Jg. 46, S. 219–247.
- Kunter, Mareike u.a. (2002), *PISA 2000: Dokumentation der Erhebungsinstrumente* (Materialien aus der Bildungsforschung), Berlin.
- Lien, Nanna/Friestad, Christine/Klepp, Knut-Inge (2001), »Adolescents Proxy Reports of Parents Socioeconomic Status: How Valid Are They?«, *Journal of Epidemiology & Community Health*, Jg. 55, S. 731–737.

- Looker, E. Dianne (1989), »Accuracy of Proxy Reports of Parental Status Characteristics«, *Sociology of Education*, Jg. 62, S. 257–276.
- Maaz, Kai/Watermann, Rainer (2004), »Die Erfassung sozialer Hintergrundmerkmale bei Schülern und Hinweise zu ihrer Validität«, in: Bos, Wilfried/Lankes, Eva-Maria/Platzmeier, Nike/Schwippert, Knut (Hg.), *Heterogenität. Eine Herausforderung an die empirische Bildungsforschung*, Münster, S. 209–229.
- Mare, Robert D./Mason, William M. (1980), »Children's Report of Parental Socioeconomic Status«, *Sociological Methods and Research*, Jg. 9, H. 2, S. 178–198.
- Meulemann, Heiner/Wicken-Maysner, Marie (1984), »Kategorien der Sozialstatistik und Alltag der Familie. Die Übereinstimmung von Gymnasiasten des 10. Schuljahres mit ihren Eltern in Angaben und Struktur zur sozialen Position der Familie«, in: Meulemann, Heiner/Reuband, Karl-Heinz (Hg.), *Soziale Realität im Interview: empirische Analysen methodischer Probleme*, Frankfurt a.M./New York, S. 251–280.
- Niemi, Richard G. (1974), *How Family Members Perceive Each Other: Political and Social Attitudes in Two Generations*, New Haven.
- Prenzel, Manfred u.a. (Hg.) (2004), *PISA 2003. Der Bildungsstand der Jugendlichen in Deutschland – Ergebnisse des zweiten internationalen Vergleichs*, Münster.
- St. John, Nancy (1970), »The Validity of Children's Reports of Their Parents' Educational Level: A Methodological Note«, *Sociology of Education*, Jg. 43, H. 3, S. 255–269.
- Tourangeau, Roger/Rasinski, Kenneth A. (1988), »Cognitive Processes Underlying Context Effects in Attitude Measurement«, *Psychological Bulletin*, Jg. 103, S. 299–314.
- Tourangeau, Roger/Rips, Lance J./Rasinski, Kenneth A. (2000), *The Psychology of Survey Response*, New York.
- Valliancourt, Pauline M. (1973), »Stability of Children's Survey Responses«, *The Public Opinion Quarterly*, Jg. 37, H. 3, S. 373–387.
- West, Patrick/Sweeting, Helen/Speed, Ewen (2001), »We Really Do Know What You Do: A Comparison of Reports from 11 Year Olds and Their Parents in Respect of Parental Economic Activity and Occupation«, *Sociology*, Jg. 35, H. 2, S. 539–559.
- Youngblood, Robert L. (1977), »Student-Parent Agreement on Socio-Economic Indicators: A Research Note From Manila«, *Public Opinion Quarterly*, Jg. 41, S. 396–399.