

Verbunden über Generationen

Struktur und Ausmaß der intergenerationalen Einkommensmobilität in Deutschland

Daniel D. Schnitzlein (IAB)

Mit der Reihe „IAB-Discussion Paper“ will das Forschungsinstitut der Bundesagentur für Arbeit den Dialog mit der externen Wissenschaft intensivieren. Durch die rasche Verbreitung von Forschungsergebnissen über das Internet soll noch vor Drucklegung Kritik angeregt und Qualität gesichert werden.

The “IAB Discussion Paper” is published by the research institute of the German Federal Employment Agency in order to intensify the dialogue with the scientific community. The prompt publication of the latest research results via the internet intends to stimulate criticism and to ensure research quality at an early stage before printing.

Verbunden über Generationen - Struktur und Ausmaß der intergenerationalen Einkommensmobilität in Deutschland

Daniel D. Schnitzlein *

Zusammenfassung

Das vorliegende Discussion Paper untersucht die Struktur und das Ausmaß der intergenerationalen Einkommensmobilität in Deutschland. Anhand der Daten des deutschen sozioökonomischen Panels ist es möglich, sowohl Vater-Sohn als auch Vater-Tochter Paare zu untersuchen. In einem ersten Schritt geschieht dies anhand einer Einkommensgleichung, die mittels OLS geschätzt wird. Für die Vater-Sohn Paare ergibt sich dabei eine Elastizität des väterlichen Einkommens von 0,17 und für Vater-Tochter Paare von 0,2. Das bedeutet, in Deutschland werden im Durchschnitt 17 % bzw. 20 % des elterlichen Einkommensvorteils bzw. -nachteils vererbt.

Im nächsten Schritt erfolgt eine detailliertere Analyse der intergenerationalen Einkommensmobilität anhand einer Quantilsregression und anhand einer geschätzten Übergangsmatrix sowohl für Söhne als auch für Töchter. Die Ergebnisse belegen für Deutschland ein hohes Maß an intergenerationaler Mobilität.

JEL-Klassifikation: D31, J24, J62

*Der Autor dankt Guido Heineck und Johannes Ludsteck für wertvolle Hinweise im Verlauf der Analyse.

1 Einleitung

"Do poor children become poor adults?"(Corak 2006). Miles Corak bringt mit dieser Frage die Kernproblematik, mit der sich die Forschung zur intergenerationalen Einkommensmobilität beschäftigt, prägnant zum Ausdruck. Werden aus armen Kindern auch arme Erwachsene? Oder anders formuliert, werden Einkommensnachteile von einer Generation an die nächste vererbt? Natürlich kann diese Frage auch auf der anderen Seite der Einkommensverteilung gestellt werden. Sind also nicht nur Einkommensnachteile, sondern auch Einkommensvorteile vererbbar?

Sozialpolitisch ist eine hohe Mobilität zwischen den Generationen wünschenswert. Denn ist in einer Gesellschaft das Einkommen einer Generation zu einem großen Teil von dem Einkommen der Eltern dieser Generation determiniert, wird den Kindern der sozial schwachen Eltern ein Großteil ihrer Zukunftsperspektiven genommen.

Aber es gibt auch aus ökonomischer Sicht die Notwendigkeit, einen zu starken Zusammenhang zu vermeiden. Liegt in einer Volkswirtschaft ein niedriges Maß an Mobilität vor, so bedeutet das, dass Kinder von armen Eltern selbst nur niedrige Einkommen erzielen werden. Das bedeutet, sie haben keinen oder zumindest einen sehr schwierigen Zugang zu guten Arbeitsplätzen. Geht man nun davon aus, dass sich auch in Familien der unteren Einkommensschichten Kinder mit hohen Fähigkeiten befinden, diese aber aufgrund der Einkommenssituation ihrer Eltern keinen Zugang zum Markt für sog. „High Potentials“ bekommen, nutzt die Volkswirtschaft ihre Ressourcen nicht in effizienter Weise aus.

Die vorliegende Arbeit analysiert die Situation der intergenerationalen Mobilität in Deutschland. Im Gegensatz zu den USA, für die bereits ein sehr genaues Bild vom Ausmaß und der Struktur der intergenerationalen Mobilität vorliegt, ist die Situation in Deutschland noch nicht abschließend analysiert. Dies liegt vor allem daran, dass das Datenmaterial, das für Deutschland zur Verfügung steht, das deutsche sozioökonomische Panel (SOEP) des deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW), ein im Vergleich mit den Vereinigten Staaten noch recht kurzes Panel ist. Aus diesem Grund waren viele der bisher vorgestellten Arbeiten, die sich mit dem SOEP als Datengrundlage befasst haben, durch eine ganze Reihe von Problemen gekennzeichnet, die sich einerseits aus dem noch sehr geringen Alter der betrachteten Kinder und andererseits aus der damals noch sehr kurzen Laufzeit des Panels ergaben (Solon, 2002, S. 63).

Ein weiterer Punkt, der empirische Analysen der Bundesrepublik interessant macht, besteht darin, dass sich aus den theoretischen Modellen, auf denen die Forschung zur intergenerationalen Einkommensmobilität beruht (Becker und Tomes, 1979, 1986), keine eindeutigen Erwartungen über deren Ausmaß formulieren lassen. So wirken, z.B. im Bil-

dungssektor, zwei Faktoren gegeneinander. Zum einen war in Deutschland zur Zeit der Datenerhebung der gesamte Bildungsweg bis zum möglichen Hochschulabschluss staatlich finanziert. In Verbindung mit der Möglichkeit staatlicher Unterstützung wie dem BAFöG sollte dies eine höhere Einkommensmobilität zur Folge haben. Gleichzeitig werden im deutschen Schulsystem die Schüler sehr früh auf die verschiedenen Schularten aufgeteilt, was wiederum zu einer niedrigeren Mobilität führen kann. Ähnliche Beispiele lassen sich auch in anderen Bereichen finden und erlauben aus diesem Grund keine eindeutige Prognose.

Die vorliegende Arbeit fügt der Literatur zur Bundesrepublik mehrere neue Aspekte hinzu. Es wird eine neue Schätzung der intergenerationalen Mobilität mit den aktuellen Daten durchgeführt, die inzwischen aufgrund der gealterten Kinderstichprobe sehr verlässliche Ergebnisse liefert. Der wichtigste Aspekt ist jedoch die detaillierte Untersuchung der Unterschiede der intergenerationalen Mobilität entlang der Einkommensverteilung.

Die Analyse stellt auch Ergebnisse für die Töchter der betrachteten Familien bereit und ergänzt damit die bestehenden Ergebnisse, die sich vorwiegend mit den Söhnen beschäftigten.

Beginnen wird die Untersuchung im nächsten Kapitel mit einem kurzen Überblick über den aktuellen Stand der Forschung. In Kapitel 3 erfolgt eine Darstellung des verwendeten Modells und der möglichen Probleme. In Kapitel 4 werden die der Analyse zugrunde liegenden Daten vorgestellt und in Kapitel 5 werden die Ergebnisse präsentiert. Der letzte Teil fasst dann die Resultate kurz zusammen.

2 Stand der Forschung

Als erstes gilt es, den in der Einleitung angesprochenen Zusammenhang zwischen dem Einkommen der Eltern und dem ihrer Kinder zu modellieren. In den meisten empirischen Arbeiten zu diesem Thema geschieht das durch folgendes Modell (Corak, 2004, S. 10):

$$\ln Y_{i,t} = \alpha + \beta \ln Y_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

In diesem Fall wird das logarithmierte (Lebens-)Einkommen (Y) eines Kindes einer Familie i bestimmt durch das durchschnittliche (Lebens-)Einkommen in seiner Generation (α), einen Störterm ($\epsilon_{i,t}$) und einen Anteil am logarithmierten (Lebens-)Einkommen seiner Eltern. Der Index t kennzeichnet die Kindergeneration und der Index $t - 1$ die Generation der Eltern. Je höher der Einfluss β des (Lebens-)Einkommens der Eltern ist, desto stärker

ker ist der Zusammenhang zwischen den Einkommen der beiden Generationen und desto geringer ist die intergenerationale Mobilität.

Der Begriff intergenerationale Einkommensmobilität oder auch kurz intergenerationale Mobilität¹ bezeichnet das Ausmaß, mit der in einer Gesellschaft Änderungen im wirtschaftlichen Status (gemessen anhand des Einkommens) von Mitgliedern derselben Familie zwischen den Generationen erfolgen. Der Koeffizient β ist als Elastizität zu interpretieren und wird aus diesem Grund auch sehr häufig als intergenerationale Einkommenselastizität bezeichnet.

Um diese theoretischen Überlegungen zu illustrieren, bietet sich ein einfaches Zahlenbeispiel an. Eine Gesellschaft A sei gekennzeichnet durch eine intergenerationale Einkommenselastizität von 0,6 und eine Gesellschaft B sei gekennzeichnet durch einen Wert von 0,4. Die beiden Gesellschaften stimmen sonst in allen anderen Merkmalen überein. Nun existieren in beiden Gesellschaften zwei Gruppen von Eltern. Die Differenz des Durchschnittseinkommens zwischen diesen beiden Gruppen betrage in beiden Gesellschaften 50 %. Für die Kinder dieser beiden Gruppen in Gesellschaft A ergibt sich also eine Einkommensdifferenz von 30 %, während die Differenz in Gesellschaft B nur noch 20 % beträgt. Zieht man die in manchen Ländern zu beobachtenden sehr hohen Einkommensunterschiede mit in die Überlegungen ein, wird ersichtlich, wie hoch an dieser Stelle das Potential für soziale Spannungen ist.

Eine Übersicht über bisherige Forschungsergebnisse zu Vater-Sohn Paaren in Deutschland gibt Tabelle 1. Für die Werte der geschätzten Elastizität zeigt sich eine Spannbreite der Ergebnisse von 0,10 bis 0,37. Dabei ist zu beachten, dass die Autoren mit ihren Analysen unterschiedliche Zielsetzungen verfolgten und daher unterschiedliche Prioritäten bei ihrer Stichprobenauswahl setzten. Dadurch wird die Vergleichbarkeit der Ergebnisse untereinander erschwert. Generell lassen sich die bisherigen Arbeiten hinsichtlich ihrer Zielsetzung in zwei Gruppen unterteilen. Grawe (2004), Vogel (2006a), Lillard (2001), Couch und Dunn (1997) sowie Comie (2004) präsentieren internationale Vergleiche der intergenerationalen Mobilität, während sich Wiegand (1997), Ermisch et al. (2006) und Vogel (2006b) auf unterschiedliche Aspekte in Deutschland konzentrieren.

Couch und Dunn (1997, S. 218f.) ermitteln einen international vergleichbaren Wert der Einkommenselastizität für die Vater-Sohn Paare von 0,127 für die USA und 0,112 (vgl. Tabelle 1) für die Bundesrepublik. Diese sehr niedrigen Ergebnisse sind zu einem großen Teil auf die sehr jungen Söhne in der verwendeten Stichprobe zurückzuführen. Die Auto-

¹Die Zielsetzung dieser Arbeit ist eine Analyse des Zusammenhangs der Einkommen der Generationen. Aus diesem Grund wird der Begriff intergenerationale Mobilität hier auf das Einkommen konzentriert. Alternativ wäre eine, vor allem in den Sozialwissenschaften verbreitete, Modellierung anhand des sozialen Status, in den neben dem Einkommen noch weitere Faktoren eingehen, denkbar.

ren zeigen, dass ein Heraufsetzen der Altersgrenze auf 25 und, wie in der Literatur üblich, Streichen der Beobachtungen ohne Einkommen zu einer deutlichen Steigerung der ermittelten Werte führt. Vor allem im deutschen Sample hat dies aber eine drastische Reduktion der Stichprobe zur Folge. Des Weiteren legen die Autoren dar, dass beide Elastizitäten in ähnlichem Ausmaß ansteigen. Das führt sie zu der Schlussfolgerung, dass die Bundesrepublik und die Vereinigten Staaten ein vergleichbares Niveau an intergenerationaler Mobilität aufweisen (Couch und Dunn, 1997, S. 220f.).

Lillard (2001) untersucht das Verhältnis der beiden Länder unter Berücksichtigung möglicher Unterschiede entlang der Einkommensverteilung der Väter (Lillard, 2001, S. 51f.). Unter Verwendung des linearen Modells ermittelt er einen Wert von 0,109 für die Bundesrepublik und einen Wert von 0,144 für die USA. Seine Ergebnisse liegen also sehr nahe bei den von Couch und Dunn (1997) ermittelten Werten (Lillard, 2001, S. 55). Seine Untersuchungen für die verschiedenen Einkommensquintile der Väter zeigen jedoch, dass die Vereinigten Staaten vor allem eine höhere Mobilität im niedrigsten Einkommensanteil der Einkommensverteilung der Väter zeigen. In den vier anderen Quintilen weist die Bundesrepublik jedoch eine höhere Mobilität auf (Lillard, 2001, S. 57). Seine Ergebnisse schränken also die Schlussfolgerung einer ähnlich hohen intergenerationalen Mobilität in Deutschland und den USA ein.

Vogel (2006a) liefert ebenfalls einen Ländervergleich zwischen den USA und Deutschland. Das primäre Ziel seiner Arbeit war die Untersuchung der Verzerrungen, die auftreten können, wenn darauf verzichtet wird, Unterschiede in den Einkommensprofilen zwischen Personen unterschiedlicher Bildungs- bzw. Fähigkeitsniveaus zu berücksichtigen. Er kommt zu dem Schluss, dass diese Frage einen substantiellen Einfluss auf die ermittelten Schätzwerte haben kann. Seine Ergebnisse zeigen, dass eine Schätzung ohne Berücksichtigung dieser Unterschiede, wie in der Literatur bis jetzt üblich, zu einer massiven Unterschätzung der Elastizität führt (Vogel, 2006a, S. 13).

Gleichzeitig weist er nach, dass es nicht unbedingt notwendig ist, eine Modellierung dieser Einkommensprofile vorzunehmen. Der Einfluss der Unterschiede wird minimal, wenn sich die beobachteten Individuen im Alter von ca. 35 Jahren befinden (Vogel, 2006a, S. 16). Durch eine restriktivere Stichprobenabgrenzung kann dieses Problem zufriedenstellend gelöst werden. Für die Söhne deckt sich das mit der Forderung, die bereits Haider und Solon (2006, S. 1317) aufgestellt haben und auf die im nächsten Abschnitt näher eingegangen wird. Eine Begrenzung der Einkommensbeobachtungen der Söhne auf dieses Alter ist mit den aktuellen Datensätzen kein Problem mehr. In vielen Fällen werden aber die zugehörigen Einkommensbeobachtungen der Väter in einem deutlich höheren Alter gemacht. Für diesen Fall, so erläutert Vogel (2006a, S. 16), wird mit zunehmendem Durchschnittsalter der Väter der ermittelte Wert der Elastizität kleiner werden.

Aufgrund seines primären Ziels, die Effekte der verschiedenen Einkommenszyklen abzubilden, verwendete Vogel einen mehrstufigen Ansatz zur Modellierung der intergenerationalen Zusammenhänge. Die am besten mit den Ergebnissen aus der Literatur vergleichbaren Werte für die intergenerationale Einkommenselastizität liegen bei 0,235 für die Daten aus dem SOEP und bei 0,343 für die Daten aus den USA.

Die zweite Arbeit, die Vogel (2006b) zu diesem Thema veröffentlichte, befasst sich intensiver mit unterschiedlichen ethnischen Gruppen in Deutschland. Er untersucht, ob es Unterschiede im Ausmaß der intergenerationalen Mobilität zwischen Deutschen und Einwanderern gibt. In dieser Arbeit verwendete er den gleichen mehrstufigen Prozess, um zu den Schätzwerten für die intergenerationale Einkommenselastizität zu gelangen. In Tabelle 1 ist der ermittelte Schätzwert angegeben, der mit der bereits vorhandenen Literatur vergleichbar ist. Vogel ermittelt einen Wert von 0,37 und liegt damit deutlich höher als in der zweiten von ihm durchgeführten Studie (Vogel, 2006a), ohne näher auf die Gründe einzugehen (Vogel, 2006b, S. 15).

Das Hauptziel des Autors war es aber nicht, einen Vergleich mit den USA herzustellen, sondern einen Vergleich der verschiedenen ethnischen Gruppen in Deutschland zu präsentieren. Er zeigt, dass sich die geschätzten Koeffizienten der ersten Einwanderergeneration kaum von den Koeffizienten der Deutschen unterscheiden. Bei der zweiten Generation stellt sich die Situation etwas anders dar. Ihr Erfolg auf dem deutschen Arbeitsmarkt hängt in stärkerem Ausmaß von dem Erfolg ihrer Väter ab (Vogel, 2006b, S. 15f.).

Tabelle 1: Geschätzte Einkommenselastizitäten für Vater-Sohn Paare in Deutschland

Autor(en) der Studie	Elastizität	Alter der Söhne	Alter der Väter	Abhängige Variable	Methode	Average
Grawe 2004	0,10		47,5	Einkommen	LS	5 Jahre
Vogel 2006a	0,10	27-42	35-58	Einkommen	-	5 Jahre
Lillard 2001	0,11	25,89	52,00	Einkommen	LS	
Couch und Dunn 1997	0,11	22,8	51	Einkommen	LS	6 Jahre
Comi 2004	0,15	22,7		Einkommen	LS	
Ermisch et al. 2006	0,18	32,11	51,08	Familieneinkommen	LS	10 Jahre
Wiegand 1997	0,20		51	Einkommen	LS	
Vogel 2006a	0,24	27-42	30-58	Einkommen	-	5 Jahre
Grawe 2004	0,32			Einkommen	-	-
Wiegand 1997	0,34			Einkommen		5 Jahre
Vogel 2006b	0,37	29,1	51,7	Einkommen	-	5 Jahre

Quelle: Eigene Darstellung ergänzt um die Darstellung bei Corak (2006, S. 60).

Fasst man die bisherigen Ergebnisse zusammen, so gibt es Hinweise darauf, dass Deutschland eine höhere intergenerationale Mobilität aufweist als die Vereinigten Staaten. Wie bereits dargelegt, beruht diese Einordnung aber auf den Ergebnissen sehr weniger Studien und ist damit noch nicht abschließend geklärt. Es darf ebenfalls nicht vergessen werden, dass diese allgemeinen Angaben für ein ganzes Land nur aggregierte Größen sind, während die Arbeiten von Vogel (2006a, 2006b) und Lillard (2001) nahe legen, dass innerhalb der Bevölkerungs- und Einkommensgruppen Unterschiede existieren.

In den meisten Fällen wird der Vater als Bezugspunkt in der Elterngeneration verwendet. Dies begründet sich vor allem aus der Tatsache, dass in den meisten Ländern die Mütter eine sehr viel niedrigere Erwerbsbeteiligung verzeichnen als ihre Kinder. Bei den Kindern waren es bis vor einigen Jahren die Söhne, die für die Untersuchungen als Bezugspunkte in der Kindergeneration verwendet wurden. Abhängig von den zur Verfügung stehenden Datensätzen hat sich dies in der aktuellen Literatur geändert und bei den aktuelleren Arbeiten werden immer häufiger auch Ergebnisse für Töchter veröffentlicht. Für Deutschland existieren leider extrem wenig Erkenntnisse zu den Töchtern. Couch und Dunn (1997) haben nur Mutter-Tochter Paare untersucht und keine signifikanten Ergebnisse ermitteln können. So bleiben nur die Ergebnisse von Comi (2004), die einige Probleme bei der Stichprobenzusammensetzung überwinden musste, die einen Vergleich ihrer Ergebnisse mit dem Rest der Literatur erschweren, und der Arbeit von Ermisch, Francesconi und Siedler (2006), die bei einem 10-Jahresdurchschnitt ein Ergebnis von 0,152 für die Töchter ermittelten.

3 Ökonometrisches Modell

3.1 Die grundlegende Schätzstrategie

Ausgangspunkt der bisherigen Überlegungen war, dass der langfristige ökonomische Status eines Kindes einer Familie i mit dem langfristigen ökonomischen Status der Eltern dieser Familie korreliert.

Abweichend von den grundlegenden Arbeiten von Zimmerman (1992) und Solon (1992) wird im Folgenden das Modell als Vater-Kind Relation entwickelt und nicht als Vater-Sohn Relation. Zur Vereinfachung der Notation wird allerdings nur ein Kind pro Vater angenommen. Diese Beschränkung wird am Ende des Kapitels wieder aufgehoben und hat keinen Einfluss auf die Ergebnisse.

Der oben angesprochene Zusammenhang zwischen dem langfristigen ökonomischen Status der beiden Generationen kann wie folgt modelliert werden:

$$Y_{i,t} = \alpha + \rho Y_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

wobei $Y_{i,t}$ den langfristigen ökonomischen Status des Kindes und $Y_{i,t-1}$ den langfristigen ökonomischen Status des Vaters einer Familie i darstellt. ρ stellt die Korrelation zwischen den beiden langfristigen Größen dar (Zimmerman, 1992, S. 410). Definiert man den langfristigen ökonomischen Status als Lebenseinkommen und setzt dieses in logarithmier-

ter Form in die Gleichung (2) ein, so ergibt sich die bereits bekannte Modellierung der intergenerationalen Einkommenselastizität β :

$$\ln Y_{i,t} = \alpha + \beta \ln Y_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

Da noch keine Datensätze verfügbar sind, die für beide Generationen den langfristigen ökonomischen Status bzw. das Lebenseinkommen enthalten, muss man sich mit Näherungen behelfen. Bis Anfang der 90er Jahre wurde versucht, das Lebenseinkommen mit einzelnen logarithmierten Jahresbeobachtungen des Einkommens zu approximieren.

Die auf diese Art erhaltenen Schätzwerte für die intergenerationale Einkommenselastizität waren sehr niedrig. Dies veranlasste Becker und Tomes (1986, S. 1, S. 32) zu der Schlussfolgerung, dass es in keinem der untersuchten Länder ein ernsthaftes Problem mit einer zu niedrigen intergenerationalen Mobilität gäbe.

3.2 Aspekte der Messung des Lebenseinkommens

Obwohl bereits Becker und Tomes (1986, S. 14) darauf hinwiesen, dass es bei der Schätzung der Gleichung (3) zu Verzerrungsproblemen kommen kann, hielt dieser Gedanke erst durch die Arbeiten von Solon (1989, 1992) und Zimmerman (1992) Einzug in die Diskussion. Eine nähere Betrachtung der Elemente der Gleichung (3) legt nahe, dass die in den angesprochenen Arbeiten veröffentlichten Schätzwerte eine deutliche Verzerrung in Richtung Null erfahren haben. Der Hauptgrund für diese Verzerrung liegt in der bereits angesprochenen Not, eine geeignete Näherung für das Lebenseinkommen zu finden. Die gefundene Lösung, die Verwendung von einjährigen bzw. kurzfristigen Einkommensbeobachtungen, ist eine mögliche Quelle dieser Verzerrung (Solon, 1992, S. 393f.).

Das beobachtete Jahreseinkommen lässt sich dabei modellieren als

$$Y_{i,t,u} = Y_{i,t} + \nu_{i,t,u} \quad (4)$$

für das Kind, wobei $Y_{i,t,u}$ das beobachtete Einkommen des Kindes der Familie i im Jahr u ist. $Y_{i,t}$ stellt den permanenten, also den langfristigen Teil seines Einkommens dar und $\nu_{i,t,u}$ einen Störterm, der Fluktuationen im Einkommensverlauf und einen zufälligen Messfehler enthält. Analog kann für den Vater geschrieben werden

$$Y_{i,t-1,s} = Y_{i,t-1} + \nu_{i,t-1,s} \quad (5)$$

wobei $Y_{i,t-1,s}$ das beobachtete Einkommen des Vaters einer Familie i im Jahr s ist. $Y_{i,t-1}$ ist der permanente Teil seines Einkommens und $\nu_{i,t-1,s}$ ist auch hier ein Störterm, der Fluktuationen und einen zufälligen Messfehler enthält (Solon, 1992, S. 395).

Schätzt man nun die Gleichung (3) anstatt mit dem Lebenseinkommen mit den Variablen aus Gleichung (4) und (5), so ergibt sich für den Koeffizienten β ein klassisches Fehler-in-Variablen Problem.

Für den geschätzten Koeffizienten $\hat{\beta}$ ergibt sich damit folgender Wahrscheinlichkeitsgrenzwert:

$$\text{plim } \hat{\beta} = \beta * \left[\frac{\sigma_{Y_{i,t-1}}^2}{(\sigma_{Y_{i,t-1}}^2 + \sigma_{\nu_{i,t-1,s}}^2)} \right] (< \beta) \quad (6)$$

Der geschätzte Koeffizient unterschätzt also den wahren Wert von β . Die Höhe dieser Verzerrung ist abhängig von der Höhe der Varianz des Störterms aus Gleichung (5) $\sigma_{\nu_{i,t-1,s}}^2$. Oder anders formuliert, je ungenauer die Approximation des Lebenseinkommens durch die verwendete Einkommensvariable ist, je größer also der Messfehler in der erklärenden Variablen, desto stärker ist die Verzerrung gegen Null (Zimmerman, 1992, S. 412).

Um das vorliegende Problem der Verzerrung zu lösen, ist es notwendig, aus den verfügbaren Daten eine möglichst genaue Näherung an das Lebenseinkommen der beobachteten Person zu erlangen. Ziel ist es, den Einfluss der Störterme aus den Gleichungen (4) und (5) möglichst gering zu halten. Ein wichtiges Element, das in diesem Fluktuationsterm enthalten ist, sind Schwankungen im Einkommen aufgrund des Alters. In den meisten Fällen stammen die Einkommensbeobachtungen von unterschiedlichen Punkten im Lebenseinkommenszyklus des Probanden. Aus diesem Grund werden Kontrollvariablen für das Alter der beobachteten Väter und Söhne mit in die Einkommensmodellierung eingebunden. Daraus ergeben sich folgende Gleichungen (Solon, 1992, S. 399):

Für das beobachtete Einkommen des Vaters in einem Jahr s ,

$$Y_{i,t-1,s} = Y_{i,t-1} + \alpha_{t-1} + \eta_{t-1}AGE_{i,t-1,s} + \gamma_{t-1}AGE_{i,t-1,s}^2 + \nu_{i,t-1,s} \quad (7)$$

und analog für die Einkommensbeobachtung des Sohns in einem Jahr u

$$Y_{i,t,u} = Y_{i,t} + \alpha_t + \eta_t AGE_{i,t,u} + \gamma_t AGE_{i,t,u}^2 + \nu_{i,t,u} \quad (8)$$

wobei AGE und AGE^2 die Kontrollvariablen für das Alter im jeweiligen Jahr darstellen.

Die quadrierte Form der Alterskontrollvariablen wird hier mit eingebunden, um einen nicht linearen Verlauf des Einkommensprofils zuzulassen. Die Störterme in den beiden Gleichungen, $\nu_{i,t-1,s}$ und $\nu_{i,t,u}$ enthalten nun nur noch Fluktuationen, die nicht mehr auf das Alter zurückzuführen sind.

Löst man nun die Gleichungen (7) und (8) nach $Y_{i,t}$ und $Y_{i,t-1}$ auf und setzt diese in Gleichung (3) ein, so ergibt sich

$$\begin{aligned} \ln Y_{i,t,u} = & \alpha + \alpha_t - \beta\alpha_{t-1} + \beta \ln Y_{i,t-1,s} + \eta_t AGE_{i,t,u} + \gamma_t AGE_{i,t,u}^2 - \\ & - \beta\eta_{t-1} AGE_{i,t-1,s} - \beta\gamma_{t-1} AGE_{i,t-1,s}^2 + \epsilon_{i,t} + \nu_{i,t,u} + \beta\nu_{i,t-1,s} \end{aligned} \quad (9)$$

Gleichung (9) drückt nun den beobachteten Status des Sohnes im Jahr u als Regressionsfunktion des beobachteten Status des Vaters im Jahr s und Kontrollvariablen für das Alter im Jahr der Einkommensmessung aus.

Schätzt man nun diese Gleichung per OLS, sollte bereits ein Teil der Verzerrung beseitigt sein. Es besteht aber immer noch ein Problem mit den Fluktuationen, für die nicht kontrolliert wird. Solon (1992, S. 400) schlägt als Lösung vor, das Einkommen der Väter über mehrere Jahre zu mitteln und damit eine bessere Näherung an das Lebenseinkommen zu erreichen. Damit ergibt sich folgende modifizierte Version von Gleichung (9)

$$\begin{aligned} \ln Y_{i,t,u} = & \alpha + \alpha_t - \beta\alpha_{t-1} + \beta \ln \overline{Y_{i,t-1,s}} + \eta_t AGE_{i,t,u} + \gamma_t AGE_{i,t,u}^2 - \\ & - \beta\eta_{t-1} \overline{AGE_{i,t-1,s}} - \beta\gamma_{t-1} \overline{AGE_{i,t-1,s}^2} + \epsilon_{i,t} + \nu_{i,t,u} + \beta\overline{\nu_{i,t-1,s}} \end{aligned} \quad (10)$$

wobei für jede Variable $z_{i,t-1,s}$, die über T Jahre gemittelt wird, gilt

$$\overline{z_{i,t-1}} = \sum_{j=s}^{s+T} \frac{z_{i,t-1,j}}{T} \quad (11)$$

Durch diese Mittelwertberechnung wird die Varianz des Störterms aus Gleichung (7) verringert. Betrachtet man die Gleichung (6), sollte durch eine Verringerung der Varianz das Ausmaß der Verzerrung geringer werden. Das Problem wird aber nur abgeschwächt, nicht vollständig gelöst.

Trotz der Kontrollen für das Alter von Vater und Kind und der Durchschnittsbildung des väterlichen Einkommens ist der geschätzte Koeffizient $\hat{\beta}$ einer OLS-Regression von Gleichung (10) noch immer gegen Null verzerrt (Solon, 1992, S. 400). Das Ausmaß der Verzerrung nimmt aber mit der Anzahl der Jahre, über die gemittelt wird, ab. Ebenso ist die Richtung der Verzerrung bekannt. Damit kann dieses Modell, unter der Bedingung, dass Einkommensbeobachtungen aus mehreren Jahren vorliegen, effektiv zur Bestimmung der intergenerationalen Elastizität verwendet werden.

Dieses Modell ist die Grundlage fast aller Arbeiten zu diesem Thema. Ein wichtiger Faktor blieb allerdings weitgehend unbeachtet. Das oben beschriebene Problem bei der Messung des Lebenseinkommens tritt nicht nur in der erklärenden Variablen (bei den Vätern), sondern auch in der abhängigen Variablen (bei den Kindern) auf. Solon (1992, S. 398, S. 400) argumentiert, dass bei den Kindern diejenige Einkommensbeobachtung verwendet werden sollte, die am nächsten am aktuellen Rand der Beobachtungen liegt, da bei ihnen die am weitesten im Lebenseinkommenszyklus fortgeschrittene Beobachtung das beste Maß für das Lebenseinkommen sei. Er geht in seiner Argumentation sogar so weit, dass er alle jüngeren Geschwister ausschließt und nur das älteste Kind (bzw. den ältesten Sohn) jeder Familie in die Stichprobe mit einbezieht. Unterstellt man ein klassisches Fehler-in-Variablen Problem, ist beim Einkommen der Kinder eine Mittelung nicht notwendig, da ein Messfehler in der abhängigen Variablen keinen Einfluss auf die Konsistenz der Schätzung der Koeffizienten hat, und man dadurch nur weitere unpräzisere Beobachtungen mit im Modell verarbeiten würde.

Im klassischen Fall eines Fehler-in-Variablen Problems wäre dies auch richtig. Diese Annahme ist allerdings bei genauerer Betrachtung problematisch. Geht man im Folgenden von einem klassischen „errors-in-variables“ Problem aus, muss $\nu_{i,t,u}$ in Gleichung (4) einen Erwartungswert von Null haben (Greene, 2003, S. 84ff.). Demnach müsste eine Schätzung von Gleichung (4) einen Steigungskoeffizienten von 1 für $Y_{i,t}$ liefern (Haider und Solon, 2006, S. 1306). Nur in diesem Fall wären auch die oben dargestellten Annahmen, die für das empirische Modell getroffen wurden, weiter gültig.

Haider und Solon (2006) haben dieses Problem anhand eines administrativen Datensatzes aus den USA untersucht, der es ihnen ermöglichte, Lebenseinkommen von Individuen zu betrachten. Sie kamen zu dem Ergebnis, dass das klassische Lehrbuchmodell hier nicht generell anwendbar ist. Die ermittelten Steigungskoeffizienten unterschieden sich teilweise deutlich von eins. Einen Steigungskoeffizienten von eins und damit eine näherungsweise Gültigkeit des angenommenen Modells fanden sie nur für Männer² im Alter zwischen Anfang 30 und Mitte 40 (Haider und Solon, 2006, S. 1317). Diese Ergebnisse werden durch eine ähnliche Studie aus Schweden bestätigt (Bohlmark und Lindquist, 2006, S. 887f.).

²Es wurden nur Männer untersucht, das Resultat sollte aber auch auf Frauen übertragbar sein.

Diese Studien berücksichtigten nur Daten für die Vereinigten Staaten und Schweden, ermitteln aber trotz der institutionellen Unterschiede der beiden Länder auffallend ähnliche Ergebnisse. Daher ist davon auszugehen, dass die Erkenntnisse auch auf andere Länder übertragbar sind.

Nun stellt sich natürlich auch die Frage nach dem Messfehler in der erklärenden Variablen, also der Einkommensmessung des Vaters, und der Gültigkeit der an dieser Stelle angenommenen Form der Verzerrung. Diese konnte in den empirischen Studien bestätigt werden (Haider und Solon, 2006, S. 1318), sodass an dieser Stelle keine Korrekturen vorgenommen werden müssen.

Zusammenfassend ergeben sich damit einige wichtige Hinweise, die bei der Schätzung der intergenerationalen Elastizität für die Ergebnisse in Kapitel 5 beachtet werden müssen:

- Die Schätzung der intergenerationalen Elastizität erfolgt anhand des Modells in Gleichung (10), in dem Kontrollvariablen für das Alter der Beteiligten integriert sind.
- Das Einkommen der Väter sollte über eine möglichst hohe Anzahl von Jahren geschätzt werden, um die Verzerrung des geschätzten Koeffizienten zu minimieren.
- Des Weiteren sollte darauf geachtet werden, dass die Einkommensbeobachtungen der Kinder, sofern dies mit dem Datensatz möglich ist, im Alter zwischen 30 und Mitte 40 getätigt werden³.
- Die Restriktion nur ein Kind pro Vater zuzulassen, wird wieder fallen gelassen. Um der Gefahr eines Heteroskedastieproblems, das durch Väter mit mehreren Kindern entstehen könnte, vorzubeugen, werden in Kapitel 5 heteroskedastiekonsistente Standardfehler angegeben.

Auf Basis dieser Erkenntnisse wurden die in Kapitel 5 dargestellten empirischen Resultate für die intergenerationale Einkommensmobilität in Deutschland ermittelt.

3.3 Weiterführende empirische Methoden

Schätzt man das in (10) vorgestellte Modell mittels OLS, dann erhält man einen geschätzten Wert für die Elastizität am Mittelwert der bedingten Einkommensverteilung der Kinder. Obwohl es eine sehr intuitive Herangehensweise ist, zu untersuchen, wie hoch die

³Im Idealfall sollten auch die Einkommensbeobachtungen der Väter aus diesem Intervall stammen. Dies ist für die Gültigkeit des dargestellten Fehler-in-Variablen Modells aber nicht zwingend notwendig.

Persistenz der Einkommen zwischen den Generationen im Mittel ist, ist es nicht erwiesen, dass der Einfluss des elterlichen Einkommens an allen Stellen der bedingten Einkommensverteilung identisch ist (Eide und Showalter, 1999, S. 254).

Um ein detailliertes Bild über die intergenerationale Mobilität in einer Volkswirtschaft zu erlangen, ist es also notwendig, zu überprüfen, ob sich die Werte der intergenerationalen Einkommenselastizität an verschiedenen Perzentilen der bedingten Einkommensverteilung unterscheiden. Die geeignetste Methode, um solch eine Untersuchung durchzuführen, ist die von Koenker und Bassett (1978) vorgestellte Quantilsregression. Hierbei wird der Wert der Elastizität nicht am bedingten Erwartungswert berechnet, sondern an einem beliebigen Perzentil θ . Der Wert der Elastizität wird dabei geschätzt durch Minimierung der folgenden Gleichung (Koenker und Bassett, 1978, S. 38ff.):

$$\min_{\beta \in \mathbb{R}^k} \left[\sum_{i \in \{i: Y_{i,t} \geq x_{i,t}\beta\}} \theta |Y_{i,t} - x_{i,t}\beta| + \sum_{i \in \{i: Y_{i,t} < x_{i,t}\beta\}} (1 - \theta) |Y_{i,t} - x_{i,t}\beta| \right] \quad (12)$$

wobei $Y_{i,t}$ die abhängige Variable darstellt, $x_{i,t}$ den Vektor der erklärenden Variablen und β den Vektor der geschätzten Koeffizienten inklusive der intergenerationalen Einkommenselastizität. Für die Ergebnisse der Quantilsregression im zweiten Teil des fünften Kapitels wurden die in Gleichung (10) dargestellten erklärenden Variablen verwendet und die Schätzwerte für die Elastizität mittels der Gleichung (12) ermittelt.

Weitere Informationen stellt eine Übergangsmatrix bereit, in der die Einkommensverteilung von Vätern und Kindern in fünf Einkommensquintile aufgeteilt wird und gezeigt wird, welches Quintil die Kinder, abhängig vom Quintil ihres Vaters, erreichen. Diese Art der Darstellung findet sich vor allem in der Literatur über Großbritannien (z.B. Blanden, Gregg und Machin, 2005, S.8), da hier die Datengrundlage kein jährlich erhobenes Haushaltspanel ist, sondern wiederkehrende Befragungen von Mitgliedern eines ausgewählten Geburtsjahrgangs. Daher finden sich in den britischen Daten keine Einkommensverzerrungen aufgrund unterschiedlichen Alters der betrachteten Kinder.

Übergangsmatrizen sind auch für Länder, deren Daten aus Haushaltspanels stammen, in der Literatur präsentiert worden. Bei einer einfachen Gegenüberstellung der Einkommensquintile kann jedoch, aufgrund der unterschiedlichen Geburtsjahre der betrachteten Kinder nicht differenziert werden, ob zum Beispiel ein Kind mit Mitte 20 ein niedriges Einkommen hat, weil es ein niedriges Lebenseinkommen haben wird, oder ob es sich um ein Kind mit hohem Lebenseinkommen handelt und das niedrige Einkommen nur aufgrund des erst vor kurzem erfolgten Berufseinstiegs vorliegt. So legt z.B. Zimmerman (1992, S. 425f.) dar, die Ergebnisse seiner Matrix vorsichtig zu interpretieren.

Um trotzdem eine Auswertung vornehmen zu können, muss dieses Problem gelöst werden. Im fünften Kapitel werden daher nicht die Anteile, mit denen sich die Kinder der Väter eines bestimmten Quintils auf ihre Quintile verteilen, dargestellt, sondern geschätzte Wahrscheinlichkeiten präsentiert. Für jedes Quintil der Einkommensverteilung der Kinder wird, anhand einer Ordered Probit Schätzung, die Wahrscheinlichkeit vorhergesagt mit der ein Kind, unter der Voraussetzung einen Vater aus einem Quintil q zu haben, diesem Quintil zugeordnet wird (Fertig, 2003/2004, S. 114). Der Vorteil der Verwendung dieser Methode gegenüber der Kreuztabellierung liegt in der Möglichkeit, zusätzliche Kontrollvariablen verwenden zu können, um z.B. dem beschriebenen Alterseffekt entgegenzuwirken. Für die Ergebnisse in Kapitel 5 wurden die erklärenden Variablen aus Gleichung (10) berücksichtigt.

4 Daten

In den vorigen Kapiteln wurde bereits mehrfach darauf hingewiesen, dass für die Analyse der intergenerationalen Mobilität die Verfügbarkeit von guten Daten der entscheidende Faktor ist. Corak (2006, S. 6) beschreibt die Eigenschaften eines für die Untersuchung intergenerationaler Zusammenhänge idealen Datensatzes:

- Der Datensatz sollte eine langjährige Panelbefragung sein, die Kinder bereits erfasst während sie noch zu Hause leben und sie im Idealfall bis ins hohe Alter verfolgt.
- Ebenso sollte er repräsentativ für die zu untersuchende Gesellschaft sein und genaue Messungen der Einkommen von Eltern sowie der späteren Einkommen von Kindern enthalten.

Gleichzeitig stellt Corak dar, dass diese beiden Punkte in der Praxis in einem Gegensatz zueinander stehen. So ist aufgrund der Panelsterblichkeit die Repräsentativität von sehr langen Panels fraglich. Ein weiteres Problem ist die genaue Messung der Einkommen, da es neben dem unvermeidbaren Messfehler auch schwierig ist, in einem Haushaltspanel, die gesamte Einkommensverteilung inklusive der Ränder korrekt abzubilden. Ein weiteres nicht zu vernachlässigendes Problem ist die extrem lange Zeitspanne die benötigt wird um diese Daten zu erheben. So dauert ein Berufsleben z.B. eines Akademikers in Deutschland zwischen 35 und 40 Jahre. Um sein Lebenseinkommen exakt abzubilden, müsste das Panel also mindestens 35 Jahre laufen.

Mit dem SOEP existiert für Deutschland ein Haushaltspanel, das nach dem Vorbild des amerikanischen PSID angelegt wurde (SOEP-Group, 2001, S. 13). Die erste Welle startete

im Jahr 1984 und die Befragungen wurden seither jährlich wiederholt. Das SOEP deckt genau wie sein amerikanisches Vorbild eine große Bandbreite an Themen ab, zu denen die Personen befragt werden. Für Analysen der intergenerationalen Zusammenhänge ist sehr wichtig, dass im SOEP Familienrelationen erfasst werden. Es ist also möglich Kinder und die dazugehörigen Eltern zu identifizieren. Da eine Person ab dem Zeitpunkt, an dem sie in das Panel eingetreten ist, im weiteren Lebensverlauf verfolgt wird, auch wenn sie den ursprünglichen Haushalt verlässt, ist es möglich, Einkommensbeobachtungen der Kinder im Erwachsenenalter mit den zugehörigen Eltern in Verbindung zu bringen (Vogel, 2006b, S. 7). Da das SOEP als repräsentatives Panel für Deutschland angelegt wurde und inzwischen bereits eine lange Laufzeit vorweisen kann, kommt der Datensatz den geforderten Bedingungen bereits sehr nahe (SOEP-Group, 2001, S. 7).

Für die Auswertungen im nächsten Kapitel muss nun eine Stichprobe aus den Daten des SOEP gebildet werden, die eine Analyse der intergenerationalen Einkommensmobilität ermöglicht. Dabei werden nur Personen betrachtet, die sich 1989 in Westdeutschland befanden, um verzerrende Effekte aufgrund der Wiedervereinigung auszuschließen.

Die individuellen Einkommensbeobachtungen stammen aus den Cross-National-Equivalent-Files (CNEF) des SOEP und wurden anhand der Inflationsdaten des Statistischen Bundesamtes auf das Niveau von 1983 deflationiert und in Euro umgerechnet. Die Einkommensbeobachtungen aus den CNEF sind bereits für internationale Vergleiche aufbereitet worden. Für Deutschland enthalten sie Löhne, Gehälter und das Arbeitseinkommen von Selbständigen jeweils auf jährlicher Basis (Burkhauser et al., 2004, S. 2).

Die betrachteten Kinder sind die Kinder der Haushalte der ersten Welle des SOEP aus dem Jahr 1984. Um in die Auswertung zu gelangen, müssen innerhalb der ersten zehn Wellen fünf gültige Einkommensbeobachtungen in den Daten vorhanden sein, wobei auch Jahre mit einem Einkommen von Null als gültig gezählt werden. Für die Kinder gilt, dass ihre Einkommensbeobachtungen aus den letzten fünf Wellen stammen. In diesen muss mindestens eine gültige Einkommensbeobachtung existieren. Liegen mehrere Beobachtungen vor, so wird der Durchschnitt dieser Beobachtungen verwendet. Die Einkommensbeobachtungen müssen bei den Kindern im Alter zwischen 30 und 40 getätigt worden sein und bei den Vätern ist die Altersvorgabe 30 bis 55 Jahre. Mithilfe dieses Datensatzes ergeben sich 1002 auswertbare Vater-Kind Paare.

5 Ergebnisse

5.1 Zentrale Befunde

Die Anwendung der im vorigen Kapitel dargestellten Auswahlregeln führt zu einer Stichprobe, die 1002 Vater-Kind Paare umfasst, die sich aufteilen in 575 Vater-Sohn und 427 Vater-Tochter Paare. Die deskriptiven Statistiken dieser Stichprobe sind in Tabelle 2 aufgeführt.

Tabelle 2: Deskriptive Statistiken der zweiten Stichprobe

Variable	MW	(Std. Abw.)	Min.	Max.
Alter der Söhne	34,06	(2,98)	30	40
Alter der Töchter	33,5	(2,84)	30	39,5
Alter der Väter	47,27	4,26	34	53
Logarithmiertes Einkommen der Väter	9,72	(0,72)	4,50	11,95
Logarithmiertes Einkommen der Söhne	9,90	(0,66)	6,21	11,68
Logarithmiertes Einkommen der Töchter	8,94	(1,10)	4,83	10,90
N = 1002	575 Vater-Sohn / 427 Vater-Tochter Paare			

Quelle: Eigene Berechnung auf Basis des SOEP.

In den ersten drei Zeilen sind die Daten zum Alter von Söhnen, Töchtern und Vätern angegeben. In die hier dargestellten Durchschnittswerte, sowohl für Alter wie auch für das Einkommen, sind bereits die Mittelwerte aus den jeweiligen Beobachtungszeiträumen eingeflossen. So wird zum Beispiel für einen Sohn, der drei gültige Einkommensbeobachtungen vorweisen kann, hier der Durchschnitt seines Alters aus diesen drei Jahren verwendet. Diese Art der Darstellung wurde gewählt, da z.B. die Einkommensbeobachtungen der Väter aus einem zehnjährigen Fenster stammen und aus diesem Grund die Angabe des Alters in einem bestimmten Jahr keinerlei Aussagekraft hätte, aus welchem Altersbereich die verwendeten Einkommensdaten stammen. Um das Bild konsistent zu halten, ist diese Art der Darstellung für alle Variablen übernommen worden.

So ergibt sich ein durchschnittliches Alter der Väter von 47,27 Jahren. Für die Kinder liegen die Altersdurchschnitte für beide Gruppen sehr nahe beieinander, wobei die Söhne mit 34,06 Jahren ein halbes Jahr älter sind als die Töchter mit 33,5 Jahren. Wie aus der letzten Spalte ersichtlich ist, ist in diesem Datensatz der Altersforderung von Haider und Solon (2006) sowie von Vogel (2006a) weitestgehend Rechnung getragen worden. Analog zur Darstellung bei Haider und Solon (2006), die darlegen, dass das kritische Element vor allem das Alter der Kinder ist, ist die Altersobergrenze für die Väter etwas weniger restriktiv angesetzt worden. Bei den logarithmierten Einkommen zeigt sich, dass

die Töchter ein niedrigeres logarithmiertes Durchschnittseinkommen vorweisen als die Söhne.

Die erste Frage die es zu beantworten gilt ist, ob es möglich ist, die Söhne und Töchter in einer gemeinsamen Regression zu betrachten. Wendet man das Modell aus Gleichung (10) auf den gesamten Datensatz an und integriert zusätzlich einen Geschlechterdummy als Kontrollvariable, ergibt sich eine intergenerationale Einkommenselastizität von 0,186 bei einem Standardfehler von 0,038. In diesem Modell wird aber vorausgesetzt, dass das Einkommen des Vaters auf Söhne und Töchter einen identischen Effekt hat. Diese Restriktion erscheint als sehr hart⁴. Aus diesem Grund werden im Folgenden die Ergebnisse jeweils für beide Geschlechter getrennt diskutiert.

Tabelle 3: Ergebnisse aus der zweiten Stichprobe

Beschreibung	geschätzte Elastizität	
$\hat{\beta}$ nur Söhne	0,172*** (0,036)	N=575
$\hat{\beta}$ nur Töchter	0,202*** (0,072)	N=427

Signifikanzniveaus: * : 10% ** : 5% *** : 1%, Standardfehler in Klammern.

Quelle: Eigene Berechnung auf Basis des SOEP.

Für die am besten mit den Werten aus der Literatur vergleichbaren Variante, dem Schätzwert für alle Vater-Sohn Paare, ergibt sich eine Elastizität von 0,172 bei einer Stichprobengröße von 575 Beobachtungen. Für die Vater-Tochter Paare ergibt sich hier ein Wert von 0,202 bei einer Stichprobengröße von 427. Das Einkommen der Töchter scheint also im Vergleich zu den Söhnen etwas abhängiger vom Einkommen ihres Vaters zu sein.

5.2 Betrachtung entlang der Einkommensverteilung

Im größten Teil der bisherigen Literatur wurde genauso wie in der ersten Auswertung dieses Kapitels der Schätzwert der intergenerationalen Einkommenselastizität mittels OLS geschätzt. Die Ergebnisse sind also die Schätzwerte für den bedingten Erwartungswert der Einkommensverteilung der Kinder. Im Folgenden soll diese Betrachtungsweise erweitert werden, da es möglich ist, dass sich der Einfluss des väterlichen Einkommens entlang der bedingten Einkommensverteilung der Kinder verändert (Eide und Showalter, 1999, S. 253ff.). Am geeignetsten für diese Art der Betrachtung ist die Durchführung einer Quantilsregression, wie sie von Koenecker und Basset (1978) entwickelt wurde. Dabei

⁴Im Rahmen eines Chow-Test mit einem vollständig interagierten Modell konnte die Nullhypothese identischer Koeffizienten für Söhne und Töchter zurückgewiesen werden.

wird der Wert für die Elastizität nicht am bedingten Erwartungswert geschätzt sondern an einer beliebigen Stelle der bedingten Einkommensverteilung des Kindes (vgl. Darstellung in Kapitel 3).

Tabelle 4: Ergebnisse der Quantilsregression

Perzentil	0,05	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90	0,95
Söhne N = 575	0,098 (0,193)	0,162 (0,135)	0,172*** (0,048)	0,216*** (0,032)	0,191*** (0,038)	0,158*** (0,055)	0,169*** (0,079)
Töchter N = 427	0,591** (0,257)	0,275* (0,158)	0,148 (0,178)	0,161*** (0,056)	0,174** (0,068)	0,192*** (0,056)	0,192 (0,120)
Signifikanzniveaus: * : 10% ** : 5% *** : 1%, Standardfehler in Klammern.							

Quelle: Eigene Berechnung auf Basis des SOEP.

Die Ergebnisse dieser Schätzung sind in Tabelle 4 dargestellt. In der ersten Zeile sind sowohl bei den Söhnen als auch bei den Töchtern die Punktschätzer der Elastizitäten an den jeweiligen Perzentilen aufgeführt, während in der zweiten Zeile die jeweiligen Standardfehler angegeben sind⁵. Bei den Söhnen sind alle Ergebnisse, außer den Werten für das 5. und das 10. Perzentil, mindestens auf dem 5 % Niveau signifikant. Bei den Töchtern ist der Wert für das 1. Dezentil nur auf dem 10 % Niveau signifikant und der Wert für das höchste Perzentil und das erste Quartil sind aufgrund der großen Standardfehler nicht signifikant. Alle anderen Werte erreichen auch hier mindestens das 5 % Signifikanzniveau.

Vergleicht man diese Ergebnisse mit den Ergebnissen von Bratberg, Nilsen und Vaage (2007) für Norwegen und Eide und Showalter (1999) für die USA, so zeigt sich für die Söhne in den deutschen Daten ein konstant hohes Niveau der intergenerationalen Mobilität entlang der bedingten Einkommensverteilung. Damit zeigen die Ergebnisse ein außergewöhnliches Bild. Es fehlt der bis jetzt in allen Auswertungen festgestellte Anstieg der geschätzten Elastizität im unteren Bereich der bedingten Einkommensverteilung, wie er auch für die Töchter zu erkennen ist.

Es lässt sich festhalten, dass der Einfluss des väterlichen Einkommens bei Töchtern am unteren Ende der bedingten Einkommensverteilung deutlich höher zu sein scheint als am Rest der Verteilung. Allerdings kann für beide Geschlechter die Nullhypothese, dass alle Punktschätzer einen identischen Wert annehmen, nicht abgelehnt werden. Somit kann an dieser Stelle keine klare Aussage über den Anstieg im unteren Bereich der bedingten Einkommensverteilung der Töchter getroffen werden, da auch der sehr hohe Wert am 5. Perzentil aufgrund seines Standardfehlers statistisch nicht signifikant von den weiteren Koeffizienten verschieden ist und deswegen auch für die Töchter eine Gleichheit der Ein-

⁵Die Standardfehler wurden per bootstrapping ermittelt.

kommenselastizitäten entlang der bedingten Einkommensverteilung nicht ausgeschlossen werden kann.

Die Ergebnisse zeigen aber, dass an dieser Stelle eine intensivere Betrachtung der intergenerationalen Zusammenhänge notwendig ist. Dies geschieht im nächsten Abschnitt mit der Analyse anhand einer Übergangsmatrix.

5.3 Übergangsmatrix

Eine weitere sehr intuitive Art sich mit der Frage der intergenerationalen Einkommensmobilität auseinander zu setzen, ist die Gegenüberstellung von Familienhintergrund und eigenem ökonomischen Status der Kinder. Das bedeutet, es wird betrachtet, aus welcher Position in der Einkommensverteilung der Eltern das Kind stammt und in welcher Position es sich in der eigenen Einkommensverteilung befindet. Dazu werden die Einkommensverteilung von Vätern und Söhnen bzw. Töchtern in jeweils fünf Quintile unterteilt und ermittelt welchem Quintil der eigenen Verteilung die jeweilige Person angehört. Stellt man die Quintile von Vätern und Kindern in einer Kreutztabelle gegenüber, so kann man feststellen, welche Bewegungen zwischen den Generationen stattgefunden haben (vgl. Kapitel 3).

Betrachtet man die Frage der intergenerationalen Mobilität als eine Frage der Chancengleichheit, spielt man darauf an, dass der persönliche Erfolg oder Misserfolg unabhängig von der ökonomischen Leistung der Eltern sein soll. Die Position der Eltern in ihrer Einkommensverteilung, in dieser Untersuchung des Vaters in seiner Einkommensverteilung, sollte damit keinen Einfluss haben auf die Position, die das Kind in der Einkommensverteilung der Kinder einnimmt.

Tabelle 5: Übergangsmatrix der Söhne

Einkommensquintil Väter	Einkommensquintil Söhne				
	unterstes	2	3	4	höchstes
unterstes	0,23	0,32	0,21	0,11	0,12
2	0,25	0,21	0,27	0,15	0,11
3	0,16	0,20	0,21	0,23	0,20
4	0,19	0,14	0,23	0,26	0,19
höchstes	0,17	0,12	0,09	0,25	0,37

Quelle: Eigene Berechnung auf Basis des SOEP.

Für die betrachteten deutschen Vater-Sohn und Vater-Tochter Paare ist die Situation in den Tabellen 5 und 6 dargestellt. In der Matrix stellen die Elemente der Hauptdiagonale den Anteil der Kinder dar, die sich im selben Einkommensquintil befinden wie ihre Väter. Dementsprechend stellen die Elemente unterhalb der Hauptdiagonale den Anteil der

Tabelle 6: Übergangsmatrix der Töchter

Einkommensquintil Väter	Einkommensquintil Töchter				
	unterstes	2	3	4	höchstes
unterstes	0,25	0,14	0,21	0,26	0,14
2	0,16	0,23	0,17	0,25	0,18
3	0,24	0,26	0,19	0,15	0,16
4	0,22	0,21	0,17	0,20	0,19
höchstes	0,13	0,15	0,26	0,13	0,32

Quelle: Eigene Berechnung auf Basis des SOEP.

Kinder dar, deren Einkommen in einem niedrigeren Quintil ihrer Verteilung liegt, also relativ gesehen die Absteiger sind, während die Elemente oberhalb der Hauptdiagonalen die Aufsteiger anzeigen. In einer Situation mit vollständig mobiler Gesellschaft würden alle Elemente der obigen Matrix den Wert 0,2 aufweisen, während in einer vollständig determinierten Gesellschaft alle Elemente der Hauptdiagonalen den Wert eins aufweisen würden.

Bereits auf den ersten Blick fällt auf, dass die Söhne als auch die Töchter sehr mobil sind. Dies kann als weitere Bestätigung der niedrigen Schätzwerte für die intergenerationale Einkommenselastizität gewertet werden. Ein Problem, das bei dieser Art der Gegenüberstellung der Einkommenspositionen auftritt, ist die fehlende Möglichkeit, Einflüsse wie zum Beispiel das Alter zu kontrollieren.

Aus diesem Grund wurde, wie in Kapitel 3 dargestellt, für beide Kindergruppen eine Ordered Probit Schätzung durchgeführt, um die Wahrscheinlichkeit, mit der ein Kind, bei gegebenem Einkommensquintil des Vaters, ein bestimmtes Einkommensquintil erreicht, zu berechnen. Die Ergebnisse der beiden Ordered Probit Schätzungen sind in Tabelle 9 und 10 im Anhang angegeben. Wie man sieht, sind die Koeffizienten der Einkommensdummies in der Schätzung mit den Daten der Töchter einzeln nicht signifikant. Ein Test auf gemeinsame Signifikanz zeigt allerdings, dass die Koeffizienten gemeinsam auf dem 5 % Niveau signifikant sind. In den Tabellen 7 und 8 sind die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten dargestellt.

Tabelle 7: Geschätzte Übergangsmatrix der Söhne

Einkommensquintil Väter	Einkommensquintil Söhne				
	unterstes	2	3	4	höchstes
unterstes	0,28	0,22	0,20	0,17	0,12
2	0,27	0,22	0,20	0,18	0,13
3	0,18	0,19	0,21	0,21	0,20
4	0,16	0,18	0,21	0,22	0,23
höchstes	0,11	0,15	0,20	0,24	0,30

Quelle: Eigene Berechnung auf Basis des SOEP.

Tabelle 8: Geschätzte Übergangsmatrix der Töchter

Einkommensquintil Väter	Einkommensquintil Töchter				
	unterstes	2	3	4	höchstes
unterstes	0,23	0,21	0,20	0,19	0,17
2	0,18	0,20	0,20	0,21	0,21
3	0,25	0,22	0,20	0,18	0,15
4	0,22	0,21	0,20	0,19	0,18
höchstes	0,13	0,17	0,20	0,22	0,28

Quelle: Eigene Berechnung auf Basis des SOEP.

Trotz einiger Veränderungen zeigen die vorhergesagten Ergebnisse ein ähnliches Bild wie die Ergebnisse in der einfachen Gegenüberstellung der Einkommenspositionen. Auch die so adjustierten Ergebnisse sprechen eindeutig dafür, dass die intergenerationale Mobilität in Deutschland ein recht hohes Niveau erreicht.

Betrachtet man die Hauptdiagonale der obigen Matrix für die Söhne erkennt man, dass nennenswerte Abweichungen von 0,2 nur in den beiden Extrempunkten zu verzeichnen sind. So liegt die Wahrscheinlichkeit eines Kindes, dessen Vater aus den am besten verdienenden 20 % der Einkommensverteilung kommt, selbst in das unterste Quintil abzurutschen nur bei 11 % gegenüber einer Wahrscheinlichkeit von 30 %, selbst im fünften Quintil zu bleiben. Ein ähnliches Bild zeigt der andere Extrempunkt, hier ist die Wahrscheinlichkeit eines armen Kindes arm zu bleiben mit 28 % deutlich höher als die Wahrscheinlichkeit in das oberste Quintil vorzustoßen, aber immerhin liegt die Wahrscheinlichkeit in eines der oberen 3 Quintile aufzusteigen bei 49 %.

Die Situation der Töchter stellt sich, im Vergleich zu den Söhnen, sehr ähnlich dar. Bei ihnen ergibt sich eine Wahrscheinlichkeit von 23 % für Kinder mit Vätern aus dem untersten Einkommensbereich, selbst im untersten Einkommensbereich zu bleiben, während die Wahrscheinlichkeit für Kinder aus dem obersten Einkommensfünftel, selbst zu den oberen 20 % ihrer Einkommensverteilung zu gehören, bei 28 % liegt.

6 Zusammenfassung

Die bisherige Literatur konnte noch kein einheitliches Bild über das Ausmaß der intergenerationalen Vererbung von Einkommen in Deutschland liefern. Dies lag zum einen an einem noch sehr jungen Datensatz und zum anderen daran, dass die vorgelegten Studien verschiedene Primärziele verfolgten und ihre Ergebnisse daher nicht vollständig vergleichbar waren. Ziel dieser Arbeit war es daher, anhand aktueller Daten, eine Analyse des Ausmaßes und der Struktur der intergenerationalen Einkommensmobilität in Deutsch-

land durchzuführen.

Für den am besten mit der bestehenden Literatur vergleichbaren Schätzwert, zeigt sich ein Wert für die intergenerationale Einkommenselastizität von 0,172 für Vater-Sohn und 0,202 für Vater-Tochter Paare. Dies bedeutet, dass in Deutschland bei den Söhnen durchschnittlich ca. 17 % und bei den Töchtern ca. 20 % des elterlichen Einkommensvorteils oder auch Nachteils an die Kinder weitergegeben wird. Betrachtet man dies zusammen mit den Ergebnissen der geschätzten Übergangsmatrizen, zeigt sich für Deutschland ein hohes Maß an intergenerationaler Einkommensmobilität.

Trotz dieses positiven Resultats, legen die Ergebnisse der Übergangsmatrizen nahe, dass gerade in den Randbereichen der Einkommensverteilung noch eine merkliche Persistenz der Einkommensvorteile und -nachteile vorherrscht. Besonders im unteren Einkommensbereich sollte daher versucht werden, diesem Problem durch intensivere Förderung der betroffenen Kinder zu begegnen.

Literatur

- [1] Becker, Gary S. und Nigel Tomes, 1979, *An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility*, Journal of Political Economy, 87(6), S. 1153-1189.
- [2] Becker, Gary S. und Nigel Tomes, 1986, *Human Capital and the Rise and Fall of Families*, Journal of Labor Economics, 4(3), S. 1-39.
- [3] Blanden, Jo, Paul Gregg und Stephen Machin, 2005, *Intergenerational Mobility in Europe and North America*, Discussion Paper, Centre for Economic Performance, London.
- [4] Böhlmark, Anders und Matthew J. Lindquist, 2006, *Life-Cycle Variations in the Association between Current and Lifetime Income: Replication and Extension for Sweden*, Journal of Labor Economics, 24(4), S. 879-896.
- [5] Bratberg, Espen, Oivind A. Nilsen und Kjell Vaage, 2007, *Trends in Intergenerational Mobility across Offspring's Earnings Distribution in Norway*, Industrial Relations, 46(1), S. 112-129.
- [6] Burkhauser, Richard V. et al., 2004, *Creation of Private and Public (Social Security and Other Government Income) Categories for CNEF Data*.
- [7] Chadwick, Laura und Gary Solon, 2002, *Intergenerational Income Mobility among Daughters*, The American Economic Review, 92(1), S. 335-344.

- [8] Comi, Simona, 2004, *Intergenerational Mobility in Europe: Evidence from ECHP*, Working Paper Nr. 18/2004, Centre for Household, Income, Labour and Demographic Economics.
- [9] Corak, Miles R., 2004, *Generational Income Mobility in North America and Europe: An Introduction*, in: Corak, Miles R. (Hrsg.), 2004, *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge Univ. Press, Cambridge, S. 1-37.
- [10] Corak, Miles R., 2006, *Do Poor Children Become Poor Adults? Lessons from a Cross Country Comparison of Generational Earnings Mobility*, IZA Discussion Paper Nr. 1993, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, Bonn.
- [11] Couch, Kenneth A. und Thomas A. Dunn, 1997, *Intergenerational Correlations in Labor Market Status - a Comparison of the United States and Germany*, The Journal of Human Resources, 32(1), S. 210-232.
- [12] Eide, Eric R. und Mark H. Showalter, 1999, *Factors Affecting the Transmission of Earnings across Generations: A Quantile Regression Approach*, The Journal of Human Resources, 34(2), S. 253-267.
- [13] Ermisch, John, Marco Francesconi und Thomas Siedler, 2006, *Intergenerational Mobility and Marital Sorting*, The Economic Journal, 116 (515 der Gesamtfolge), S. 659-679.
- [14] Fertig, Angela R., 2003/2004, *Trends in Intergenerational Earnings Mobility in the United States*, Journal of Income Distribution, 12(3/4), S. 108-130.
- [15] Grawe, Nathan D., 2004, *Intergenerational Mobility for Whom? The Experience of High- and Low- Earning Sons in International Perspective*, in: Corak, Miles R. (Hrsg.), 2004, *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge Univ. Press, Cambridge, S. 58-89.
- [16] Greene, William H., 2003, *Econometric Analysis*, 5. Aufl., Prentice-Hall, Upper Saddle River NJ.
- [17] Haider, Steven und Gary Solon, 2006, *Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings*, The American Economic Review, 96(4), S. 1308-1320.
- [18] Jäntti, Markus et al., 2006, *American Exceptionalism in a New Light: A Comparison of Intergenerational Earnings Mobility in the Nordic Countries, the United Kingdom and the United States*, IZA Discussion Paper Nr. 1938, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, Bonn.
- [19] Koenker, Roger und Gilbert Bassett Jr., 1978, *Regression Quantiles*, Econometrica, 46(1), S. 33-50.

- [20] Lillard, Dean R., 2001, *Earnings and Income Mobility - Cross-National Estimates of the Intergenerational Mobility in Earnings*, Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, 70(1), S. 51-58.
- [21] SOEP-Group, 2001, *The German Socio-Economic Panel (GSOEP) after more than 15 Years - Overview*, Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, 70(1), S. 7-14.
- [22] Solon, Gary, 1989, *Biases in the Estimation of Intergenerational Earnings Correlations*, The Review of Economics and Statistics, 71(1), S. 172-174.
- [23] Solon, Gary, 1992, *Intergenerational Income Mobility in the United States*, The American Economic Review, 82(3), S. 393-408.
- [24] Solon, Gary, 2002, *Cross-Country Differences in Intergenerational Earnings Mobility*, The Journal of Economic Perspectives, 16(3), S. 59-66.
- [25] Vogel, Thorsten, 2006a, *Reassessing Intergenerational Mobility in Germany and the United States: The Impact of Differences in Lifecycle Earnings Patterns*, SFB Discussion Paper Nr. 649, School of Business and Economics, Humboldt-Universität zu Berlin, Berlin.
- [26] Vogel, Thorsten, 2006b, *Reassessing Intergenerational Mobility in Germany: Some new Estimation Methods and a Comparison of Natives and Immigrants*, Department of Economics - Humboldt-Universität zu Berlin, Berlin.
- [27] Wiegand, Johannes, 1997, *Intergenerational Earnings Mobility in Germany*, unpublished, aus: Corak, Miles R., 2006, *Do Poor Children Become Poor Adults? Lessons from a Cross Country Comparison of Generational Earnings Mobility*, IZA Discussion Paper Nr. 1993, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, Bonn, S.60.
- [28] Zimmerman, David J., 1992, *Regression Toward Mediocrity in Economic Stature*, The American Economic Review, 82(3), S. 409-429.

Anhang

Tabelle 9: Ergebnisse der Ordered Probit Schätzung für Söhne

Variable	Koeffizient	(Std. Fehl.)
Quantil2	0.035	(0.135)
Quantil3	0.323***	(0.136)
Quantil4	0.427**	(0.136)
Quantil5	0.657***	(0.139)
Alter des Vaters	-0.097	(0.191)
Alter des Sohnes	1.078***	(0.393)
quadr. Alter des Vaters	0.001	(0.002)
quadr. Alter des Sohnes	-0.015***	(0.006)
_cut1	16.979**	(7.473)
_cut2	17.588**	(7.474)
_cut3	18.133**	(7.475)
_cut4	18.771**	(7.476)
Signifikanzniveaus: * : 10% ** : 5% *** : 1%		

Quelle: Eigene Berechnung auf Basis des SOEP.

Tabelle 10: Ergebnisse der Ordered Probit Schätzung für Töchter

Variable	Koeffizient	(Std. Fehl.)
Quantil2	0.147	(0.150)
Quantil3	-0.069	(0.151)
Quantil4	0.028	(0.153)
Quantil5	0.358**	(0.153)
Alter des Vaters	0.606***	(0.225)
Alter der Tochter	-0.013	(0.484)
quadr. Alter des Vaters	-0.006***	(0.002)
quadr. Alter der Tochter	0.000	(0.007)
_cut1	12.926	(8.788)
_cut2	13.528	(8.790)
_cut3	14.046	(8.790)
_cut4	14.644	(8.790)
Signifikanzniveaus: * : 10% ** : 5% *** : 1%		

Quelle: Eigene Berechnung auf Basis des SOEP.

In dieser Reihe sind zuletzt erschienen

No.	Author(s)	Title	Date
13/2007	Hartmann, J. Krug, G.	Verknüpfung von Befragungs- und Prozessdaten: Selektivität durch fehlende Zustimmung der Befragten?	3/07
14/2007	Baltagi, B.H. Blien, U. Wolf, K.	Phillips Curve or wage curve? : Evidence from West Germany: 1980-2004	4/07
15/2007	Blien, U. Gartner, H. Stüber, H. Wolf, K.	Expensive and low-price places to live: Regional price levels and the agglomeration wage differential in Western Germany	4/07
16/2007	Jaenichen, U. Stephan, G.	The effectiveness of targeted wage subsidies for hard-to-place workers	6/07
17/2007	Fuchs, J. Weber, B.	Vollbeschäftigungsannahme und Stille Reserve: Eine Sensitivitätsanalyse für Westdeutschland	6/07
18/2007	Haas, A. Damelang, A.	Labour market entry of migrants in Germany: Does cultural diversity matter?	6/07
19/2007	Wachter, T. von Bender, S.	Do initial conditions persist between firms? : An analysis of firm-entry cohort effects and job losers using matched employer-employee data	6/07
20/2007	Reiter, J.P. Drechsler, J.	Releasing multiply-imputed synthetic data generated in two stages to protect confidentiality	6/07
21/2007	Damelang, A.	Räumliche Mobilität von türkischen Arbeitnehmern: Eine Analyse mit der IAB-Beschäftigtenstichprobe 2001	7/07
22/2007	Pfeifer, C.	Homogene und heterogene Teilnahmeeffekte des Hamburger Kombilohnmodells: Ein Verfahrensvergleich von Propensity Score Matching und OLS-Regression	7/07
23/2007	Bender, S. Koch, S. Meßmann, S. Walwei, U.	Was muten sich Arbeitslose zu? : Lohnkonzessionen von ALG-II-Empfängern published in: Sozialer Fortschritt, Jg. 57, H. 3 (2008), S. 75-85	7/07
24/2007	Bruckmeier, K. Schnitzlein, D.	Was wurde aus den Arbeitslosenhilfeempfängern? : Eine empirische Analyse des Übergangs und Verbleibs von Arbeitslosenhilfeempfängern nach der Hartz-IV-Reform	9/07
25/2007	Büttner, T.	Ankündigungseffekt oder Maßnahmewirkung? : Eine Evaluation von Trainingsmaßnahmen zur Überprüfung der Verfügbarkeit	10/07
26/2007	Brücker, H. Defoort, C.	Inequality and the (self-)selection of international migrants: Theory and novel evidence	10/07
27/2007	Brücker, H. Schröder, P.J.H.	International migration with heterogeneous agents: Theory and evidence	10/07
28/2007	Krug, G.	In-work benefits for low wage jobs: Can additional income hinder labor market integration?	11/07
29/2007	Wolff, J. Jozwiak, E.	Does short-term training activate means-tested unemployment benefit recipients in Germany?	11/07
30/2007	König, M. Möller, J.	Mindestlohneffekte des Entsendegesetzes? : Eine Mikrodatenanalyse für die deutsche Bauwirtschaft	11/07
32/2007	Hohmeyer, K. Wolff, J.	A fistful of Euros: Does One-Euro-Job participation lead means-tested benefit recipients into regular jobs and out of unemployment benefit II receipt?	12/07

Stand: 11.1.2008

Eine vollständige Liste aller erschienenen IAB-Discussion Paper finden Sie unter
<http://www.iab.de/de/publikationen/discussionpaper.aspx>

Impressum

IAB-Discussion Paper 1/2008

Herausgeber

Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesagentur für Arbeit
Regensburger Str. 104
90478 Nürnberg

Redaktion

Regina Stoll, Jutta Palm-Nowak

Bezugsmöglichkeit

<http://doku.iab.de/discussionpapers/2008/dp0108.pdf>

Technische Herstellung

Jutta Sebald

Rechte

Nachdruck – auch auszugsweise – nur mit Genehmigung des IAB gestattet

Website

<http://www.iab.de>

Rückfragen zum Inhalt an:

Daniel D. Schnitzlein
Telefon 0911.179 1305
E-mail daniel.schnitzlein@iab.de