

Krug, Gerhard; Popp, Sandra

**Working Paper**

## Soziale Herkunft und Bildungsziele von Jugendlichen im Armutsbereich

IAB-Discussion Paper, No. 42/2008

**Provided in Cooperation with:**

Institute for Employment Research (IAB)

*Suggested Citation:* Krug, Gerhard; Popp, Sandra (2008) : Soziale Herkunft und Bildungsziele von Jugendlichen im Armutsbereich, IAB-Discussion Paper, No. 42/2008, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB), Nürnberg

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/32689>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

Institut für Arbeitsmarkt-  
und Berufsforschung

Die Forschungseinrichtung der  
Bundesagentur für Arbeit

IAB

# IAB-Discussion Paper

42/2008

Beiträge zum wissenschaftlichen Dialog aus dem Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

## Soziale Herkunft und Bildungsziele von Jugendlichen im Armutsbereich

Gerhard Krug  
Sandra Popp

# Soziale Herkunft und Bildungsziele von Jugendlichen im Armutsbereich

Gerhard Krug (IAB)

Sandra Popp (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.

## Inhaltsverzeichnis

Zusammenfassung.....	4
1 Einleitung und Fragestellung.....	5
2 Soziale Herkunftsfaktoren und ihr Einfluss auf Bildungschancen .....	6
3 Hypothesen.....	8
4 Daten und Methoden .....	10
4.1 Datenbeschreibung .....	10
4.2 Schätzverfahren und Operationalisierungen .....	10
5 Ergebnisse.....	13
6 Diskussion und Schlussfolgerungen.....	17
Literatur .....	18
Anhang A.....	23
Anhang B.....	25

## Zusammenfassung

Jeder zehnte Jugendliche in Deutschland bezieht zumindest zeitweise Leistungen der Grundsicherung für Arbeitsuchende (Arbeitslosengeld II). Der schulische Bildungsabschluss kann für diese jungen Hilfeempfänger eine wichtige Ressource zum Ausstieg aus der Sozialstaatsabhängigkeit darstellen, da die weiteren Beschäftigungs- und Einkommenschancen der Jugendlichen maßgeblich davon abhängen. Welchen Bildungsabschluss Jugendliche anstreben, ist jedoch nicht unabhängig von Faktoren ihrer sozialen Herkunft. Gerade im Armutsbereich besteht daher die Gefahr, dass mit dem Einfluss der sozialen Herkunft auf die Bildungsziele eine „Vererbung“ der Armutsrisiken erfolgt. Hauptthema der vorliegenden Untersuchung sind die Bildungsziele von Jugendlichen, die in Haushalten mit finanziellen Einschränkungen leben. Da Armutshaushalte in den meisten Bevölkerungsstudien unterproportional erfasst werden, sind diese Zusammenhänge speziell in einkommensarmen Haushalten wenig erforscht. Datengrundlage der vorliegenden Untersuchung bilden die Befragungsdaten von 1.600 hilfebedürftigen Jugendlichen und ihren Eltern, die an der IAB-Untersuchung „Lebenssituation und Soziale Sicherung 2005“ teilgenommen haben. Die Ergebnisse verweisen auf bildungspolitisch wichtige Differenzierungslinien innerhalb von Armutspopulationen. Es zeigt sich, dass auch innerhalb der ohnehin finanziell eingeschränkten Arbeitslosengeld-II-Haushalte niedrige ökonomische Ressourcen die Bildungsziele der jungen Hilfebedürftigen reduzieren. Zum anderen wird der starke Einfluss des Bildungshintergrundes der Eltern deutlich. Je höher der Schulabschluss der Eltern, desto höher sind auch die Bildungsziele ihrer Kinder.

**JEL Klassifikation:** I3, I21

**Keywords:** Soziale Herkunft, Bildungsziele, Ordered Probit.

Wir danken Juliane Achatz, Jörg Drechsler, Hans Kiesl, Britta Matthes, André Pahnke und Markus Promberger für Hinweise und Diskussionen. Verbliebene Fehler gehen allein auf uns zurück. Eine frühere Version des Papiers wurde auf der ESF-LiU Konferenz „The Transfer of Resources across Generations“ präsentiert.

# 1 Einleitung und Fragestellung

In Deutschland leben derzeit etwa eine Million Jugendliche zwischen 15 und 24 Jahren am soziokulturellen Existenzminimum und sind auf Leistungen der Grundsicherung für Arbeitsuchende angewiesen (Bundesagentur für Arbeit 2008). Dies bedeutet, dass jeder zehnte Jugendliche zumindest zeitweise von Armutserfahrungen betroffen ist. Bildung kann eine entscheidende Ressource für diese Jugendlichen darstellen, die Abhängigkeit von sozialstaatlichen Leistungen zu beenden. So hat Bildung Auswirkungen auf die Stellung im Arbeitsmarkt und Beschäftigungssystem: Niedrigqualifizierte sind mit höheren Arbeitsloskeitsrisiken konfrontiert und üben häufiger prekäre Beschäftigungen im Niedrigeinkommensbereich aus (Reinberg/Hummel 2007). Der Bildungserfolg beeinflusst somit auch die Ausstiegchancen aus Armut selbst (Buhr 1995; Gangl 1998; Bundesregierung 2005).

Der Bildungserfolg von Kindern ist allerdings in hohem Maße von sozialen Herkunftsfaktoren abhängig, wie etwa dem Bildungsniveau oder dem sozialen Status der Eltern (Deutsches PISA-Konsortium 2001; Becker/Nietfeld 1999; Stecher 1999; Werfthorst/Hofstede 2007; Ditton 2007). Ebenso gibt es empirische Hinweise, dass sich Einkommensarmut negativ auf die Bildungschancen von Kindern auswirkt (Becker/Nietfeld 1999; Walper 1995; Groh-Samberg/Grundmann 2006). Der Einfluss von sozialen Herkunftsfaktoren kann jedoch schon viel früher ansetzen, nämlich bei den Bildungszielen, welche sich Kinder und Jugendliche setzen. Würden Bildungsziele von Jugendlichen, die von Armutserfahrungen betroffen sind, durch die deprivierte Lebenslage ihres Haushalts eingeschränkt, widerspräche dies nicht nur meritokratischen Vorstellungen von Bildungschancen, sondern wäre zudem Hinweis auf die Gefahr einer intergenerationalen Vererbung von Armutsrisiken.

In den meisten Bevölkerungsstudien sind Armutshaushalte allerdings unterproportional erfasst, weshalb differenzierte Analysen zu den Bildungszielen von Jugendlichen, die in einkommensarmen Haushalten leben, fehlen. Die vorliegende Studie schließt diese Lücke, indem sie auf Befragungsdaten von Personen zurückgreift, die Leistungen der Grundsicherung für Arbeitsuchende beziehen und somit eine spezifische Armutspopulation bilden. In der IAB-Untersuchung „Lebenssituation und Soziale Sicherung 2005“ wurden 15- bis 17-jährige Jugendliche, die Leistungen der Grundsicherung für Arbeitsuchende bekommen, zu ihren Bildungszielen befragt. Jugendliche können aus unterschiedlichen Gründen auf Arbeitslosengeld II angewiesen sein: aufgrund eigener Ausbildungs- und Arbeitslosigkeit oder weil die Zeit bis zum Beginn einer Ausbildung oder eines Studiums überbrückt werden muss. Jüngere Hilfebedürftige, die noch zur Schule gehen, sind allerdings insbesondere von der Hilfebedürftigkeit und Arbeitslosigkeit der Eltern betroffen und beziehen als Mitglied der elterlichen Bedarfsgemeinschaft Leistungen der Grundsicherung (Popp et al. 2006). Hauptfragestellung der vorliegenden Studie ist, ob Jugendliche, die in Haushalten mit finanziellen Einschränkungen und mehrfacher Deprivation leben, niedrigere Schulabschlüsse anstreben und in diesem Sinne Armutsrisiken „weitervererbt“ werden.

Um relevante Mechanismen für Bildungsziele aufzuzeigen, werden in Kapitel 2 zunächst theoretische Konzepte und empirische Ergebnisse vorgestellt, um im Anschluss daran in Kapitel 3 die Hypothesen abzuleiten. Im vierten Kapitel stellen wir die Daten der IAB-Untersuchung „Lebenssituation und Soziale Sicherung 2005“ und das methodische Vorgehen vor, anhand dessen die zuvor abgeleiteten Hypothesen empirisch überprüft werden. Die Darstellung der empirischen Befunde erfolgt im fünften Kapitel, deren Diskussion im sechsten und letzten Kapitel.

## **2 Soziale Herkunftsfaktoren und ihr Einfluss auf Bildungschancen**

Wie eine Vielzahl von empirischen Studien zeigen konnte, übt die soziale Herkunft einen starken Einfluss auf die Bildungsbeteiligung von Kindern aus (Deutsches PISA-Konsortium 2001; Ditton 2004; Ditton et al. 2005; Lehmann et al. 2002). Boudon (1974) unterscheidet zwei Mechanismen: Primäre Herkunftseffekte werden durch die erzielten schulischen Leistungen vermittelt. Eltern mit höheren Schulabschlüssen können demnach ein anregenderes Lernumfeld für ihre Kinder bieten als gering Qualifizierte, was zu besseren Schulleistungen führt. Zudem können sie ihren Kindern kompetente Hilfestellung geben und weiterführende Bildungswege fördern, da sie im Laufe ihrer eigenen Bildungskarriere Kenntnisse über das Schulsystem erworben haben. Es lassen sich jedoch auch herkunftsspezifische Unterschiede in den Bildungszielen und dem Bildungsverhalten nachweisen, die über diese Leistungsunterschiede hinausgehen (Deutsches PISA-Konsortium 2001). Unterschiede, die auch bei gleichen Leistungen bestehen bleiben, wurden von Boudon (1974) als sekundäre Herkunftseffekte bezeichnet und resultieren aus einem je nach sozialer Lage unterschiedlichen Bildungsverhalten. Demnach streben Personen aus höheren Schichten auch bei gleichen Schulleistungen häufiger eine lange Bildungskarriere an als Personen aus niedrigeren Schichten. Als Erklärung wird hierbei vor allem auf das Motiv des Stuserhaltes verwiesen (Breen/Goldthorpe 1997; Ditton 1992; Esser 1999). Hauptargument ist, dass die Mitglieder aller sozialen Schichten versuchen, einen intergenerationalen Statusverlust zu vermeiden und deshalb einen höheren oder zumindest gleichwertigen Abschluss als jenen der Eltern anstreben. Kinder aus höheren sozialen Schichten müssen hierfür jedoch länger im Bildungssystem verbleiben als Kinder aus bildungsfernen Schichten, was zu den erwähnten herkunftsspezifischen Bildungsmustern führt.

Neben der elterlichen Bildung ist ein weiterer Aspekt der sozialen Herkunft das verfügbare Einkommen des Haushalts. Studien haben zeigen können, dass sich Einkommensarmut negativ auf die Bildungskarriere von Kindern ausübt (Hackett/Preißler/Ludwig-Mayerhofer 2001) und die bestehenden Unterschiede nach sozialer Herkunft verstärkt werden (Groh-Samberg/Grundmann 2006). Werden Bildungsziele als Ergebnis einer Kosten-Nutzen-Kalkulation betrachtet (Esser 1999), wird diejenige Bildungsoption ausgewählt, die nach einer Abwägung von anfallenden Kosten und Erträgen den größten Nutzen verspricht. Der Vergleich von erwarteten Kosten einer längeren Bildungslaufbahn mit den vorhandenen ökonomischen Ressourcen spielt

für Bildungsentscheidungen deshalb eine große Rolle. Wie empirische Analysen zeigen konnten, gehen Personen mit niedrigerem Einkommen von tendenziell höheren Kosten einer längeren Ausbildung aus als Personen aus höheren Einkommensklassen (Stocké 2007). Eingeschränkte ökonomische Ressourcen können zudem zu einer Unterschätzung des erwartbaren Nutzens von höherer Bildung führen (Becker 1998; Silbereisen/Walper 1989). Der empfundene Zeitdruck, die Ausbildung so kurz wie möglich zu halten, ist deshalb für Kinder aus einkommensschwachen Haushalten besonders hoch (Bielieck 1996). Mit einer frühen ökonomischen Selbständigkeit steigen nicht nur die eigenen Konsummöglichkeiten, sie kann auch zu einer finanziellen Entlastung des gesamten Haushalts beitragen (Walper 1995). Aufgrund dieser gegenwärtigen Vorteile kann ein schneller Arbeitsmarkteinstieg insbesondere für Kinder aus einkommensarmen Familien attraktiver erscheinen als unsichere Bildungsrendite in der Zukunft. Die Geschwisteranzahl kann die Kostenabwägung von höherer Bildung ebenfalls beeinflussen. Je mehr Kinder in einem Haushalt leben, desto stärker müssen die vorhandenen materiellen als auch sozialen Ressourcen aufgeteilt werden (Schauenberg 2007).

Stresstheoretische Ansätze betonen, dass sich sowohl Armut als auch Arbeitslosigkeit negativ auf das Familienklima auswirken und die schulische Leistungsentwicklung der Kinder dadurch beeinträchtigt wird. Neben angespannten Eltern-Kind-Interaktionen ließen sich abnehmende Unterstützungsleistungen der Eltern beobachten (Conger et al. 1997). Beides kann in schlechteren Bildungserfolgen und niedrigeren Bildungszielen münden. Studien konnten zudem zeigen, dass sich Eltern über die Zukunftsperspektiven ihrer Kinder eher pessimistisch äußern, wenn ökonomische Probleme vorhanden sind. Dies hat wiederum Auswirkungen auf die Ziele und Erwartungen ihrer Kinder selbst (McLoyd 1989). Ein besonderes Risiko liegt in einer sich verfestigenden Armut und der Unterversorgung in mehreren Lebensbereichen, bezeichnet als multiple Deprivation (Berghman 1995). Es wird angenommen, dass Partizipationschancen insbesondere durch das Auftreten von mehreren Belastungen gleichzeitig beeinträchtigt werden und somit einen erheblichen Stressor für Familien darstellen (Voges 2003).

Ob und in welchem Ausmaß Armut und Arbeitslosigkeit zu Stress und familiären Belastungen führt, ist auch eine Frage von Bewältigungsstrategien. Insbesondere von der Einschätzung der Ressourcenlage des Haushalts und den damit verbundenen Bewältigungsoptionen hängt ab, ob eine prekäre Lebenssituation als mehr oder weniger belastend empfunden wird (Walper 1988). So sind höher gebildete Eltern offenbar besser in der Lage, die Konsequenzen von Armut für ihre Kinder aufzufangen: es gibt Hinweise darauf, dass sich der negative Einfluss von eingeschränkten materiellen Ressourcen auf Bildungsergebnisse auf niedrig qualifizierte Familien beschränkt (Becker/Nietfeld 1999; Walper 1988). Es wird hierbei vor allem auf die besseren Coping- und Handlungsstrategien von Eltern mit höherer Bildung rekurriert (Becker 1998).

Ein weiterer Herkunftsfaktor, der Einfluss auf Bildungsziele von Kindern ausüben kann, ist der Migrationshintergrund. Bekannt ist, dass Kinder von Migranten in der Schule schlechter abschneiden als einheimische Kinder (Geißler 2004; Kristen/Granato 2004; Alba/Handl/Müller 1994; Esser 1990; Granato/Kalter 2001; Baumert et al. 2006). In Hinblick auf Bildungsziele kann zunächst davon ausgegangen werden, dass Kinder mit Migrationshintergrund vergleichbare Bildungsabschlüsse anstreben, da ihre späteren Arbeitsmarktchancen ebenfalls entscheidend von ihrer Bildung abhängen (Granato/Kalter 2001).

Allerdings unterscheiden sich die Ausgangsbedingungen zwischen Kindern mit Migrationshintergrund und Kindern ohne Migrationshintergrund, wenn es um ihre Investitionsmöglichkeiten in Bildung geht (Kristen/Granato 2004): So verfügen ihre Eltern im Durchschnitt über einen geringeren Bildungshintergrund und geringere ökonomische Ressourcen als die einheimische Bevölkerung, was sich - wie bereits dargelegt - hinderlich auf hohe Bildungsziele auswirken kann. Kinder von Migranten können allerdings auch noch in weiterer Hinsicht benachteiligt sein. So ist anzunehmen, dass ihre Eltern weniger Einblick in das hoch stratifizierte deutsche Bildungssystem haben und ihren Kindern weniger Orientierungshilfe geben können als Eltern ohne Migrationshintergrund. Des Weiteren sind Sprachprobleme ein weiteres Hindernis. Es gibt Hinweise, dass sich gute Kenntnisse der Eltern in der Sprache des Aufnahmelandes positiv auf die Leistungen der Kinder in der Unterrichtssprache (Mouw/Xie 1999) und somit auch auf deren schulischen Leistungen (Baumert/Schümerter 2001) ausüben. Zudem ist zu erwarten, dass schlechte Deutschkenntnisse der Eltern deren Unterstützungsmöglichkeiten bei schulischen Fragestellungen und Problemen erheblich erschweren. Des Weiteren wird angeführt, dass sich eine starke Rückkehrorientierung nachteilig für Kinder mit Migrationshintergrund auswirkt, da die Bildungsrenditen bei einer Rückkehr ins Heimatland vergleichsweise geringer ausfallen und deshalb weniger in hohe Bildung investiert wird (Granato 2004).

### **3 Hypothesen**

Im Folgenden werden auf der Basis der vorgestellten Theorien und Ansätze Hypothesen generiert, wie sich eingeschränkte ökonomische Ressourcen, Arbeitslosigkeit und der Bildungs- und Migrationshintergrund der Eltern auf die Bildungsziele ihrer Kinder auswirken.

*Bildungsziele und eingeschränkte ökonomische Ressourcen.* Einkommensarmut beeinflusst die Kosten-Nutzen-Abwägung von höherer Bildung. Es wird angenommen, dass einkommensschwächere Haushalte die anfallenden Kosten von Bildung überschätzen und die Bildungsrenditen unterschätzen. Es soll deshalb die Hypothese geprüft werden, dass sogar unter den Grundeinkommensbeziehern niedrigere Haushaltseinkommen mit geringeren Bildungszielen der Kinder einhergehen. Als besonderer Stressor für den Haushalt dürften sich andauernde Armutserfahrungen erweisen. Wenn finanzielle Engpässe in kumulierten Problemlagen resultieren, kann dies eine Verschlechterung des Familienklimas und erwarteten Zukunftsperspekti-

ven nach sich ziehen. Wir nehmen deshalb des Weiteren an, dass das Auftreten von multipler Deprivation im Haushalt zu niedrigen Bildungszielen der Kinder führt.

*Bildungsziele und Geschwisteranzahl.* Die Anzahl der Geschwister kann die Kosten für Bildung erhöhen. Dieselben objektiven Kosten für Bildungsinvestitionen sind für diejenigen Familien schwerer zu tragen, deren ökonomischen und sozialen Ressourcen zwischen Geschwistern aufgeteilt werden müssen (Blake 1985). Wir gehen deshalb davon aus, dass mit steigender Geschwisterzahl niedrigere Schulabschlüsse angestrebt werden.

*Bildungsziele und Arbeitslosigkeit.* Arbeitslosigkeit und Einkommensarmut gehen oftmals Hand in Hand: So sind insbesondere Haushalte, in denen ein oder mehrere Familienmitglieder arbeitslos sind, von Armut betroffen (Andreß/Lipsmeier 2001; Bundesregierung 2005). Arbeitslosigkeit kann jedoch unabhängig von ökonomischen Verlusten zu einem Gefühl der Unsicherheit und psychischen Beeinträchtigungen führen (Schels 2007; Kieselbach/Beelmann 2000; Álvaro/Garrido 2003) und stellt ein erheblicher Stressfaktor für die gesamte Familie dar (Christoffersen 2000; Eder 2008). Es wird von zunehmenden Konflikten innerhalb der Familie, nachlassenden Unterstützungsleistungen und einem abnehmenden Interesse der Eltern an der Schul- und Berufsausbildung der Kinder berichtet (Christoffersen 2000; Silberstein/Walper 1989; Eder 2008). Dies kann sich wiederum negativ auf die Bildungsziele der Jugendlichen selbst auswirken. Hierbei dürften sich die Häufigkeit von Arbeitslosigkeitsepisoden der Eltern und prekäre Erwerbsverläufe als ebenso relevant für die Bildungsziele der Kinder herausstellen wie die aktuelle Arbeitslosigkeit der Eltern. Wir gehen davon aus, dass die Arbeitslosigkeit der Eltern unabhängig von der ökonomischen Situation des Haushalts einen negativen Effekt auf die Bildungsziele der Kinder ausübt.

*Bildungsziele und Bildungshintergrund.* Vermittelt über primäre und sekundäre Herkunftseffekte übt der Bildungshintergrund der Eltern einen starken Einfluss auf Bildungsziele der Kinder aus. Es ist deshalb davon auszugehen, dass Kinder von höher gebildeten Eltern ebenfalls höhere Schulabschlüsse anstreben. Zum anderen spiegelt der Bildungshintergrund der Eltern ihre Fähigkeit wider, ungünstige Auswirkungen von Armut und Arbeitslosigkeit abzufangen. Es wird die These überprüft, dass Eltern höherer Bildungsklassen ihre Kinder besser vor den negativen Folgen von Armut und Arbeitslosigkeit schützen können als Eltern mit niedrigen Bildungsabschlüssen und ihre Kinder somit eher höhere Bildungsziele angeben.

*Bildungsziele und Migrationshintergrund.* Migrantenfamilien verfügen im Durchschnitt über weniger schulrelevantes Wissen, was sich nachteilig auf Unterstützungsmöglichkeiten auswirken kann. Als erschwerend können sich mangelnde Deutschkenntnisse erweisen. Aufgrund dieser geringeren Möglichkeiten von zugewanderten Eltern, ihren Kindern Orientierungshilfen und schulische Unterstützung zukommen zu lassen, gehen wir davon aus, dass es ihre Kinder im deutschen Bildungssystem ungleich schwerer haben als Kinder, deren Eltern in Deutschland ge-

boren wurden, was sich negativ auf ihre Bildungsziele auswirkt. Es wird daher angenommen, dass Kinder aus Migrantenfamilien im Durchschnitt niedrigere Bildungsabschlüsse anstreben als Kinder ohne Migrationshintergrund. Dieser negative Effekt sollte jedoch mit der Aufenthaltsdauer der Familie in Deutschland abnehmen. Mit einer längeren Aufenthaltsdauer in Deutschland dürfte ein höheres Wissen über das spezifische Bildungssystem einhergehen und schulische Unterstützungsleistungen der Eltern werden wahrscheinlicher. Des Weiteren kann angenommen werden, dass die Rückkehrorientierung abnimmt und sich Bildungsziele stärker an den Vorstellungen einer erfolgreichen Bildungskarriere in Deutschland orientieren.

## **4 Daten und Methoden**

### **4.1 Datenbeschreibung**

Die Analysen basieren auf der Erhebung „Lebenssituation und Soziale Sicherung 2005“ (LSS 2005) des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Dabei handelt es sich um eine einmalige Befragung von rund 20.000 Personen, die entweder Ende 2004 Arbeitslosenhilfe oder Anfang 2005 Arbeitslosengeld II bezogen haben. Die Studie dient vor allem dazu, den Zeitpunkt des Übergangs vom alten System der Arbeitslosen- und Sozialhilfe hin zur neuen Grundversorgung für hilfebedürftige Arbeitsuchende zu beschreiben, bietet aber auch Informationen zu den sozialen Folgen des Leistungsbezugs. In der Studie wurden neben Fragen zu den Betreuungsverhältnissen und Leistungsaspekten der Grundsicherung für Arbeitsuchende ebenso die materielle und soziale Lebenssituation der Hilfebedürftigen erfasst. Im Rahmen dieser Untersuchung wurden auch 15- bis 17-jährige Hilfeempfänger, die mit ihren Eltern eine Bedarfsgemeinschaft bilden, zu verschiedenen Aspekten ihres Lebens befragt. Aufgrund der Annahme, dass die Jugendlichen zur Einkommenssituation des Haushalts nur wenig Auskunft geben können, sollte jeweils ein Elternteil die spezifischen Haushaltsfragen beantworten. Allerdings ließen sich nur bei etwas mehr als der Hälfte der 1016 befragten Jugendlichen auch die Interviews eines zugehörigen Elternteils realisieren (540 Fälle).

Dadurch wird zum einen die Fallzahl für die Analyse des Einflusses von Eltern- und Haushaltseigenschaften auf die individuellen Bildungsziele der Jugendlichen reduziert. Zum anderen kann die Nichtteilnahme einiger Eltern an der Befragung selektiv erfolgen, so dass Analysen mit den verfügbaren Haushalten (sog. complete case analysis) zu verzerrten Schätzungen führen. Um dies zu vermeiden, wurde vor der Prüfung der Hypothesen eine multiple Imputation der fehlenden Daten durchgeführt (Rubin 1976; vgl. Anhang B).

### **4.2 Schätzverfahren und Operationalisierungen**

In der folgenden Analyse werden die Einflussfaktoren auf die Bildungsziele der jungen Hilfebezieher analysiert. Diejenigen Jugendlichen, die noch zur Schule gingen, wurden u. a. nach dem Schulabschluss befragt, den sie anstreben. Zum Befragungszeitpunkt hatte allerdings eine Reihe von Jugendlichen bereits ihre Schulausbildung abgeschlossen. Für diese Jugendlichen nehmen wir an, dass der von ihnen

erreichte Schulabschluss auch dem entspricht, den sie angestrebt haben. Um die Plausibilität dieser Annahme zu untersuchen, wurde die Analyse zunächst für beide Teilgruppen getrennt durchgeführt. Hinsichtlich der Determinanten der Bildungsziele und dem erreichten Bildungsabschluss wurde ein Wald-Test auf Gleichheit der Regressionskoeffizienten beider Modelle durchgeführt.<sup>1</sup> Lediglich bei der bisherigen Dauer der Berufserfahrung der Eltern zeigten sich auf dem Signifikanzniveau von 0,05 unterschiedliche Koeffizienten in beiden Teilpopulationen. Wir poolen daher für die Analyse beide Teilgruppen und berücksichtigen die unterschiedliche Wirkung der elterlichen Berufstätigkeitsdauer durch deren Interaktion mit einem Dummy für die Teilgruppen.

Untersucht wird der Einfluss von sozialen Herkunftsfaktoren auf die Bildungsziele der Kinder durch ein Ordered Probit Modell (vgl. zum Folgenden Greene 2003: 736 ff.). Das „Bildungsziel der Jugendlichen“ wird als latente abhängige Variable aufgefasst, deren Zusammenhang mit den Elternvariablen  $X_i$  durch folgende Gleichung beschrieben wird:

$$y_i^* = X_i' \beta + \varepsilon_i$$

Die latente Variable Bildungsziel selbst ist nicht beobachtbar, jedoch die  $l$  einzelnen faktischen Ausprägungen der Variable (formale Bildungsabschlüsse)  $y_i$

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{falls } -\infty \leq y_i^* < \mu_1 \\ 2 & \text{falls } \mu_1 \leq y_i^* < \mu_2 \\ 3 & \text{falls } \mu_2 \leq y_i^* < \infty \end{cases}$$

wobei 1 für „Sonder- oder Hauptschulabschluss“ steht, 2 für „Realschulabschluss“ und 3 für „Abitur“. Nach diesem Modell streben die Jugendlichen einen Sonder- oder Hauptschulabschluss an, wenn ihre Bildungsziele niedriger sind als der Schwellenwert  $\mu_1$ , einen Realschulabschluss, wenn sie zwischen  $\mu_1$  und  $\mu_2$  liegt und sie streben das Abitur an, wenn die Bildungsaspiration höher als  $\mu_2$  ist. Die  $\mu$  sind dabei zusätzlich zu den  $\beta$  zu schätzende Parameter. Unter der Annahme der Normalverteilung des Störterms  $\varepsilon_i$  bestimmen sich die Wahrscheinlichkeiten für die Wahl der einzelnen Bildungsabschlüsse wie folgt, wobei  $\Phi$  für die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung steht:

$$P(y = 1 | X) = \Phi(-X' \beta),$$

$$P(y = 2 | X) = \Phi(\mu_2 - X' \beta) - \Phi(\mu_1 - X' \beta),$$

$$P(y = 3 | X) = 1 - \Phi(\mu_2 - X' \beta)$$

<sup>1</sup> Der Test wurde mit den nichtimputierten Daten durchgeführt. Die Ergebnisse für die Koeffiziententests auf Gleichheit sind in Tabelle 2, Anhang A aufgeführt.

Die Operationalisierung der ökonomischen Ressourcen erfolgt zum einen über das bedarfsgewichtete Haushaltseinkommen<sup>2</sup>. Zum andern wird ein Summenindex für die Kumulation von Problemlagen gebildet, der Indikatoren für Schulden, eine deprivierte Wohnsituation und der Verzicht von Konsumgütern für die Kinder (wie beispielsweise Verzicht auf Schulbücher, Klassenfahrten etc.) berücksichtigt. Der Summenindex kann Werte zwischen 0 (keine Deprivation) und 3 (Deprivation in allen drei Dimensionen) einnehmen. SGB-II-Haushalte gehören zwar per se zu einkommensschwachen Haushalten, der Grad ihrer Bedürftigkeit und ihre Lebenssituation kann sich jedoch voneinander unterscheiden (Popp/Schels 2008). Gründe hierfür können zum Beispiel die Dauer in Armut sein, ob Möglichkeiten des Zuverdienstes bestehen oder ob auf Eigentum zurückgegriffen werden kann.

Da die subjektiv wahrgenommene ökonomische Belastung durch Bildungsinvestitionen auch von der Kinderzahl im Haushalt abhängt, wird zusätzlich in das Modell die Variable „Anzahl weiterer Kinder im Haushalt“ mit aufgenommen.

Die Erfahrung mit Arbeitslosigkeit wird durch mehrere Indikatoren erfasst: Neben einer Dummyvariablen für den aktuellen Status der Arbeitslosigkeit der Eltern wird auch der Einfluss der Erfahrung von Arbeitslosigkeit überhaupt in der Erwerbsbiographie untersucht. Da der Einfluss von Arbeitslosigkeit mit ihrer Häufigkeit zunehmen kann, wird alternativ auch die Zahl der bisherigen Arbeitslosigkeitsepisoden und - um einer eventuellen Nichtlinearität Rechnung zu tragen - die quadrierte Zahl der bisherigen Arbeitslosigkeitsepisoden getestet. Um die Erfahrung prekärer Erwerbsverläufe des Elternteils besser abbilden zu können, wird zudem die kumulierte Dauer der bisherigen Erwerbstätigkeit erfasst.

Der Bildungshintergrund des befragten Elternteils wird auf zweierlei Weise operationalisiert. Zum einen als formaler Bildungsabschluss, der als Dummy wiedergibt, ob der Elternteil mindestens einen Realschulabschluss besitzt. Zum anderen wurden die Befragten nach ihrer Einschätzung befragt, wie gut ihre Deutschkenntnisse in Schrift und Sprache sind. Gibt der Elternteil an, dass er nur einigermaßen oder schlecht Deutsch schreiben und sprechen könne, geht dies als Dummy „Schlechte Deutschkenntnisse“ in das Modell ein und wird als allgemeine Bildungsferne interpretiert. Hierbei gaben nicht nur Migranten schlechte Deutschkenntnisse an, ein Kollinearitätsproblem liegt nicht vor.

Um die Hypothese zu testen, dass Jugendliche, deren Eltern zugewandert sind, niedrigere Bildungsziele verfolgen, wurde die eigene Migrationserfahrung des Elternteils in den Analysen mitberücksichtigt. Da sich mit zunehmender Aufenthalts-

---

<sup>2</sup> Durch das Zusammenleben in einem Haushalt können gewisse Kosten eingespart werden, da beispielweise bestimmte Gebrauchsgegenstände durch mehrere Haushaltsmitglieder genutzt werden können und daher keine mehrfache Anschaffung notwendig ist. Bei der Berechnung eines Haushaltsäquivalenzeinkommens gehen die einzelnen Haushaltsmitglieder mit sogenannten Bedarfsgewichten ein. Es wurde die neue OECD-Gewichtung vorgenommen.

dauer in Deutschland sowohl die Kenntnisse über das Bildungssystem und Unterstützungsmöglichkeiten der Familien mit Migrationshintergrund verändern können, als auch deren subjektive Bewertung des Nutzens von Bildung, nehmen wir folgende Operationalisierung vor: Eine Dummyvariable erfasst den Einfluss des Migrationshintergrundes des befragten Elternteils, wobei 1 bedeutet, dass der Elternteil selbst nach Deutschland zugewandert ist und 0, dass er in Deutschland geboren wurde. Dieser Dummy wird mit einer Variablen für die Dauer der Jahre interagiert, die Migranten bereits in Deutschland ansässig sind, wobei diese Variable für Eltern ohne Migrationserfahrung auf 0 gesetzt wird. Damit gibt die Dummyvariable die Niveauverschiebung der Bildungsziele von Jugendlichen durch den elterlichen Migrationsstatus an („Konstante“), während die kontinuierliche Variable - konstruktionsbedingt nur für Migranten - den Einfluss der Anzahl der Jahre misst, die vergangen sind, seitdem der befragte Elternteil nach Deutschland zugewandert ist („Steigung“).<sup>3</sup>

Als weitere Kontrollvariablen dienen das Alter des Elternteils, die Information, ob die Familien in Ost- oder Westdeutschland leben und ob sich das Kind noch in Schulbildung befindet. Wie oben bereits beschrieben, liegt ein hoher Nonresponse der Eltern vor. Um zu vermeiden, dass sich dadurch verzerrte Schätzungen der Parameter im Ordered Probit Modell ergeben, wurde vor der empirischen Überprüfung der Hypothesen mit der multiplen Imputation (Rubin 1987; Weins 2006) ein Korrekturverfahren für die Stichprobenausfälle durchgeführt. Nachdem durch multiple Imputation die fehlenden Elternangaben ersetzt wurden, steht ein vollständiger Datensatz zur Verfügung, anhand dessen der Einfluss von Eltern- und Haushaltscharakteristika auf die Bildungsziele der Kinder geschätzt wird. Die Ergebnisse werden im folgenden Abschnitt präsentiert.

## 5 Ergebnisse

Insbesondere die Arbeitslosigkeit der Eltern, eingeschränkte ökonomische Ressourcen und der Bildungs- und Migrationshintergrund der Eltern stehen im Mittelpunkt der Analysen. Die Ergebnisse der Ordered Probit Regression sind in Tabelle 1 aufgeführt. Zusätzlich zu den Koeffizienten, die inhaltlich schwer interpretierbar sind, sind die marginalen Effekte auf die Wahrscheinlichkeiten angegeben (vgl. Greene 2003: 738), einen Hauptschulabschluss (Haupt), den Realschulabschluss (Real) oder das Abitur (Abi) anzustreben. Die marginalen Effekte geben an, um wie viel sich die entsprechende Wahrscheinlichkeit ändert, dass die Jugendlichen eine der drei Bildungsoptionen verfolgen, wenn eine unabhängige Variable um eine marginale Einheit erhöht wird, während die restlichen Variablen auf den Stichprobenmittelwert gesetzt werden. Bei Dummyvariablen wird statt der marginalen Effekte die

---

<sup>3</sup> Dadurch kann der Einfluss der Verbleibszeit der Eltern mit Migrationshintergrund in Deutschland auf die Bildungsziele ihrer Kinder gemessen werden, ohne das Sample auf die Eltern mit Migrationshintergrund zu beschränken.

Differenz in den vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten bei beiden möglichen Ausprägungen angegeben.

**Tabelle 1**  
**Einfluss der Eltern- und Haushaltscharakteristika auf die Bildungsziele Jugendlicher**

	Koeffizienten	Marginale Effekte (MI)		
		P (Haupt)	P(Real)	P(Abi)
Haushaltsäquivalenzeinkommen/100 Keine Deprivation (RF)	0,047**	-0,018**	0,006**	0,012**
Deprivation in einer Lebenslage	-0,180	0,070	-0,026	-0,044
Deprivation in zwei Lebenslagen	-0,325**	0,126**	-0,051**	-0,076**
Deprivation in drei Lebenslagen	-0,322**	0,126**	-0,054*	-0,072**
Anzahl weitere Kinder im Haushalt	-0,050	0,019	-0,007	-0,013
Elternteil aktuell nicht arbeitslos (RF: arbeitslos)	-0,139	0,053	-0,019	-0,035
Zahl der Arbeitslosigkeitsphasen des Elternteils	-0,021	0,008	-0,003	-0,005
Zahl der Arbeitslosigkeitsphasen <sup>2</sup> des Elternteils	0,002	-0,001	0,000	0,001
Bildungsabschluss des Elternteils mindestens mittlere Reife (RF: maxi- mal Hauptschulabschluss)	0,648***	-0,247***	0,091***	0,156**
Selbsteinschätzung des Elternteils: schlechte Deutschkenntnisse (RF: keine Probleme)	-0,191	0,074	-0,027	-0,046
Immigration des Elternteils nach Deutschland (RF: in Deutschland geboren)	-0,199	0,077	-0,027	-0,049
Jahre in Deutschland (falls Eltern zugezogen)	0,020***	-0,008***	0,003***	0,005***
Westdeutschland	-0,070	0,027	-0,009	-0,018
Alter des Elternteils	-0,001	0,000	0,000	0,000
Kind noch in Schulausbildung	0,774***	-0,296***	0,117***	0,179***
Dauer Erwerbstätigkeit des Elternteils	-0,002	0,001	0,000	0,000
Interaktion Kind noch in Schulaus- bildung*Dauer Erwerbstätigkeit	0,015	-0,006	0,002	0,004
P (y = 1)		0,39	0,44	0,17
Schwelle $\mu_1$	0,526			
Schwelle $\mu_2$	1,767***			
Wald $\chi^2(17)$	151,75			
Prob > $\chi^2$	0,000			

Anmerkung: \* p<0,1; \*\* p<0,05; \*\*\* p<0,01;

RF= Referenzkategorie

Hinweis: Während im Ordered Probit die Richtung der Vorzeichen der Marginalen Effekte für P(Haupt) und P(Abi) durch das Vorzeichen der Koeffizienten determiniert sind, gilt dies nicht für die marginalen Effekte für P(Real).

Quelle: LSS 2005; eigene Berechnungen unter Verwendung des Stata add-ons micombine (Royston 2005, 2007). Der Informationsgewinn durch Imputation wird berechnet aus dem Quotienten der  $\chi^2$ -Werte der Waldtests nach und vor der Imputation.

*Der Zugang zu materiellen Ressourcen - auch in einer Armutspopulation entscheidend für Bildungsziele.* Die Ergebnisse bestätigen die These, dass eingeschränkte ökonomische Ressourcen im Haushalt die Bildungsziele von Kindern reduzieren. Dies gilt selbst innerhalb der Gruppe von Arbeitslosengeld-II-Haushalten, die sich durch die Einkommens- und Vermögensgrenzen der Grundsicherung für Arbeitsuchende in ähnlichen finanziellen Situationen befinden- und verweist auf die bildungspolitisch wichtigen Differenzierungslinien *innerhalb* von Armutspopulationen. Mit steigendem äquivalenzgewichtetem Haushaltseinkommen sinkt die Wahrscheinlichkeit, einen Hauptschulabschluss anzustreben und desto häufiger wird der Realschulabschluss oder die (Fach-)Hochschulreife als Bildungsziel angegeben. Die Ergebnisse zur Deprivationslage des Haushalts weisen in die gleiche Richtung. Die Kumulation von Problemen wie Schulden, einer schlechten Wohnsituation oder der Verzicht auf Konsumgüter für die Kinder weisen auf verfestigte Armutslagen hin. Hierbei wird deutlich, dass erst diejenigen jungen Hilfebedürftigen niedrige Schulabschlüsse anstreben, in deren Haushalt zwei oder drei Problemlagen kumuliert auftreten. Die Bildungsziele von Kindern in Armutshaushalten leiden also besonders unter den Bedingungen multipler Deprivationen. Dabei scheint es hinsichtlich der marginalen Effekte keinen Unterschied zu machen, ob zwei oder drei Problemlagen vorliegen. Allein die Kumulation ist entscheidend. Des Weiteren zeigt sich, dass entgegen der formulierten Hypothese die Geschwisteranzahl im Haushalt keinen negativen Effekt auf den anvisierten Schulabschluss hat. Die familiäre Bereitschaft, höhere Bildungslaufbahnen anzustreben, nimmt somit offenbar nicht mit der Anzahl der Kinder ab.

Insgesamt zeigen die Ergebnisse, dass ein eingeschränkter Zugang zu materiellen Ressourcen und das Auftreten von kumulierten Problemlagen im Haushalt mit niedrigen Bildungszielen der jungen Hilfebedürftigen verbunden sind. Innerhalb dieser Armutspopulation werden nicht grundsätzlich niedrige Bildungsziele angestrebt. Es spielt vielmehr eine entscheidende Rolle, über wie viel mehr oder weniger Ressourcen die einzelne Familie verfügen kann. So erhöht das Vorhandensein von bspw. 1000 Euro äquivalenzgewichtetes Haushaltseinkommen mehr im Monat die Wahrscheinlichkeit, dass die Jugendlichen das Abitur als Bildungsziel angeben, um immerhin zwölf Prozentpunkte. Somit kann das Risiko konstatiert werden, dass hilfebedürftige Jugendliche aufgrund von fehlenden finanziellen Mitteln im Haushalt und dem Vorhandensein von kumulierten Problemlagen Abstriche bei ihrer Schulbildung machen. Dies kann sich wiederum negativ auf ihre spätere Erwerbskarriere ausüben und langfristig erhöhte Armutsrisiken nach sich ziehen.

*Arbeitslosigkeit der Eltern - keine negativen Effekte für die Bildungsziele der Kinder.* Die im theoretischen Teil diskutierten Hypothesen in Bezug auf die negativen Effekte von Arbeitslosigkeit können nicht gestützt werden. Weder die aktuelle Arbeitslosigkeit noch wiederholte Erfahrungen des Elternteils mit Arbeitslosigkeit reduzieren die Wahrscheinlichkeit, dass ihre 15- bis 17-jährigen Kinder einen Realschulabschluss oder die (Fach-)Hochschulreife anstreben. Dies bestätigt zum einen Befunde, die keinen eigenständigen Einfluss der aktuellen Arbeitslosigkeit der Eltern auf

den Bildungserfolg der Kinder nachweisen konnten (Becker/Nietfeld 1999; Hacket/Preißler/Ludwig-Mayerhofer 2001). Zum anderen hatten Becker und Nietfeld (1999) jedoch herausgearbeitet, dass das häufige Auftreten von Arbeitslosigkeit einen negativen Effekt auf die Bildungswahl von Kindern ausübt. Allerdings ergaben sich bei der zitierten Studie nur signifikante Effekte, wenn die Arbeitslosigkeit mit starken ökonomischen Verlusten einherging. In unserem Modell ging die Einkommenssituation als eigenständige Variable ein, was ein Grund dafür sein kann, dass die Häufigkeit von Arbeitslosigkeitsepisoden nicht signifikant ist (Hacket/Preißler/Ludwig-Mayerhofer 2001).

*Intergenerationale Vererbung von Bildungskapital.* Der Bildungshintergrund des Elternteils übt wie erwartet einen starken Einfluss auf die Bildungsziele der jungen Hilfebezieher aus. Kinder, deren Eltern mindestens einen Realschulabschluss besitzen, geben um 16 Prozentpunkte häufiger das Ziel an, eine (Fach-)Hochschulreife zu erlangen als Kinder, deren Eltern keinen oder einen Hauptschulabschluss haben. Somit bleiben herkunftsspezifische Bildungsmuster erhalten. Als weiteren Proxy für die Bildungsnähe der Familien haben wir die Selbsteinschätzung der Eltern über ihre Kompetenzen in deutscher Schrift und Sprache herangezogen. Es lassen sich hierbei jedoch keine signifikanten Effekte nachweisen. Entscheidend für die Bildungsziele der Kinder ist somit der erreichte Bildungsabschluss der Eltern und weniger deren subjektive Kompetenzeinschätzung. Ebenfalls nicht bestätigt ließ sich die These, dass sich der negative Effekt von Armut auf Bildungsziele nur auf Jugendliche mit gering gebildeten Eltern beschränkt (Becker/Nietfeld 1999; Walper 1988). In einem zusätzlichen Modell wurde der Interaktionseffekt zwischen Haushaltseinkommen und der Bildung der Eltern eingeführt, um diese These zu prüfen. Dieser erwies sich jedoch als nicht signifikant und wird deshalb in dem vorliegenden Modell nicht extra aufgeführt. Einkommensarmut erhöht demnach in allen Bildungsschichten das Risiko, niedrige Schulabschlüsse anzustreben.

*Zuwanderung nach Deutschland - komplexe Effekte des Migrationshintergrundes der Eltern.* Unsere Ergebnisse weisen darauf hin, dass Kinder von Migranten nicht per se geringere Bildungsziele haben als Jugendliche, deren Eltern in Deutschland geboren wurden. Dies zeigt sich daran, dass die Dummyvariable „Immigration des Elternteils nach Deutschland“ zwar ein negatives Vorzeichen hat, aber insignifikant bleibt. Unsere Annahme, dass mit den geringeren Unterstützungs- und Orientierungsmöglichkeiten zugewanderter Eltern auch niedrigere Bildungsziele der Kinder einhergehen, kann somit nicht bestätigt werden. Entscheidend scheint vielmehr zu sein, seit wie vielen Jahren die Eltern bereits in Deutschland leben. Mit jedem Jahr in Deutschland steigt die Wahrscheinlichkeit für höhere Bildungsziele. Leben die Eltern zehn Jahre oder länger in Deutschland, sind die Bildungsziele ihrer Kinder sogar höher als von Kindern, deren Eltern in Deutschland geboren wurden (siehe Grafik 1; Anhang A). Somit zeigen die Ergebnisse für die Gruppe hilfebedürftiger Jugendlicher, dass sich insbesondere die zweite Generation von Migranten hohe Bildungsziele setzt. Dies mag zunächst verwundern, wenn man bedenkt, dass insbesondere die zweite Generation schlecht im Bildungssystem abschneidet (BMBF

2006). Die PISA-Ergebnisse haben jedoch bereits auf die hohen Bildungsaspirationen von Migranten hingewiesen und gezeigt, dass diese trotz der Schwierigkeiten, vor die sie gestellt sind, ein hohes Interesse an Bildung haben und sehr lernmotiviert sind (BMBF 2006). Zur Erklärung der festgestellten hohen Bildungsziele der zweiten Generation von Migranten sind mehrere Argumentationslinien denkbar. Zum einen kann man davon ausgehen, dass Eltern, die schon seit geraumer Zeit in Deutschland leben, über mehr schulrelevantes Wissen verfügen als neu zugewanderte Eltern und sie ihren Kindern aus diesem Grund bessere Orientierungshilfen und Unterstützung zukommen lassen können, was sich wiederum positiv auf die Bildungsziele der Kinder ausüben dürfte. Zum anderen ist vorstellbar, dass der Wunsch nach einem sozialen Aufstieg, der den Eltern verwehrt wurde (Boos-Nünning 1989 nach Schucharz/Maaz 2007), insbesondere bei der zweiten Generation stark ausgeprägt ist. Zudem hat die zweite Generation von Migranten das deutsche Bildungssystem von Beginn an durchlaufen, weshalb ihnen Bildungsoptionen stärker vertraut sein sollten als Jugendlichen, die erst eingewandert sind. Welche Mechanismen genau hinter dem festgestellten Zusammenhang zwischen der Aufenthaltsdauer der Eltern und den Bildungszielen der Jugendlichen liegen, lässt sich anhand der vorliegenden Daten leider nicht überprüfen, hierfür wären vertiefende Analysen notwendig. Sie sind jedoch Hinweis darauf, dass es insbesondere der zweiten Generation von Zuwanderern schwerfällt, ihre Bildungsziele zu erreichen.

## **6 Diskussion und Schlussfolgerungen**

Im Fokus der Analysen standen Jugendliche, die auf Leistungen der Grundsicherung für Arbeitsuchende angewiesen sind. Sie sind somit alle mit eingeschränkten finanziellen Ressourcen des elterlichen Haushalts konfrontiert. Dennoch spielt es auch innerhalb dieser Armutspopulation eine entscheidende Rolle, in welchem Umfang die Familien auf materielle Ressourcen zurückgreifen können. Insbesondere bei verfestigten Armutslagen - wenn Schulden und schlechte Wohnverhältnisse zum Alltag gehören und auch bei Ausgaben für die Kinder gespart werden muss - streben die befragten 15- bis 17-Jährigen seltener höhere Schulabschlüsse an. Die Ergebnisse weisen auf die Gefahr hin, dass sich Armut über die Generationen hinweg verfestigt, indem Abstriche bei der Schulausbildung gemacht werden und damit geringere Arbeitsmarktchancen einhergehen. So sind insbesondere Niedrigqualifizierte von hohen Arbeitslosigkeits- und somit auch Armutsrisiken betroffen. Als zentrale Determinante der Bildungsziele von hilfebedürftigen Jugendlichen erwies sich der Bildungsabschluss ihrer Eltern. Auch dieses Ergebnis verweist auf den Einfluss der sozialen Herkunft auf Bildungsziele und zeigt auf, dass sich soziale Ungleichheiten über Generationen hinweg stabilisieren können. Ein weiterer Befund war, dass die Arbeitslosigkeit der Eltern die Bildungsziele der Jugendlichen nicht signifikant beeinflusst. Offenbar sind es vor allem die ökonomischen Verluste von Arbeitslosigkeit, die sich negativ auf die Bildungsneigungen ausüben. Die Ergebnisse zur Immigration des Elternteils haben darauf verwiesen, dass nicht die Einwanderung per se einen negativen Einfluss auf die Bildungsziele der Kinder ausübt, sondern vor allem der Aufenthaltsdauer ein entscheidendes Gewicht zukommt. Je länger sich Eltern

bereits in Deutschland befinden, desto häufiger streben die Jugendlichen den höchsten Schulabschluss an.

Die vorliegende Untersuchung konzentrierte sich auf Bildungsziele von hilfebedürftigen Jugendlichen im Alter zwischen 15 und 17 Jahren. Einschränkend muss festgehalten werden, dass in diesem Alter die wichtigsten Bildungsentscheidungen oftmals schon gefallen sind. Zudem beruhen die Analysen auf Querschnittsdaten, auf detaillierte Informationen zu der früheren Armutsgeschichte der Familien kann deshalb nicht zurückgegriffen werden. Es konnte jedoch gezeigt werden, dass insbesondere frühe Armutserfahrungen negative Auswirkungen auf die späteren Bildungsambitionen und -entscheidungen ausüben (Ermisch et al. 2001). Um die Lücken der vorliegenden Studie schließen zu können, sollen deshalb in einem nächsten Schritt die Längsschnittinformationen des Haushaltspanels „Arbeitsmarkt und Soziale Sicherung“ des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung genutzt werden, um vertiefende Analysen zu den Bildungszielen von Kindern und Jugendlichen, die in armen Haushalten aufwachsen, zu ermöglichen und Wirkungszusammenhänge deutlicher zu machen.

Trotz der genannten Einschränkungen lassen die vorgestellten Ergebnisse Rückschlüsse auf den Zusammenhang zwischen sozialen Herkunftsfaktoren und Bildungszielen in der untersuchten Armutspopulation zu. Durch die Kombination von Befragungsdaten der Kinder und der Eltern konnte der Einfluss von elterlicher Arbeitslosigkeit, deren Bildungs- und Migrationshintergrund und der Haushaltssituation auf die Bildungsziele ihrer Kinder aufgezeigt werden. Durch das besondere Sample von Hilfebeziehern konnten hierbei Einblicke über bildungsrelevante Mechanismen einer Armutspopulation gewonnen werden, die in bevölkerungsrepräsentativen Surveys meist unterrepräsentiert ist.

## Literatur

Alba, R.; Handl, J.; Müller, W. (1994): Ethnische Ungleichheiten im deutschen Bildungssystem, *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 46 (2), S. 209–237.

Álvaro, J.L.; Garrido, A. (2003): Economic hardship, employment status and psychological wellbeing of young people in Europe. In: Hammer, Torild (Hrsg.): *Youth Unemployment and Social Exclusion*. Bristol: The Policy Press. S. 173–192.

Andreß, H.J.; Lipsmeier, G. (2001): *Lebenslagen in Deutschland. Der erste Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*. Forschungsprojekt Armut und Lebensstandard. Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung.

Baumert, J.; Schümert, G. (2001): Familiäre Lebensverhältnisse, Bildungsbeteiligung und Kompetenzerwerb. In: Baumert, J.; Neubrand, M.; Prenzel, M.; Schiefele, M.; Schneider, W.; Stanat, P.; Tillmann, K.-J.; Weiß, M. (Hrsg.): *Pisa 2000. Basiskompetenzen von Schülerinnen und Schülern im internationalen Vergleich*, Opladen: Leske & Budrich.

Baumert, J.; Stanat, P.; Watermann, R. (2006): *Herkunftsbedingte Disparitäten im Bildungswesen. Vertiefende Analysen im Rahmen von PISA 2000*. VS Verlag.

- Becker, R. (1998): Dynamik rationaler Bildungsentscheidungen im Familien- und Haushaltskontext. *Zeitschrift für Familienforschung* 10, S. 5–28.
- Becker, R.; Nietfeld, M. (1999): Arbeitslosigkeit und Bildungschancen von Kindern im Transformationsprozess – Eine empirische Studie über die Auswirkungen sozio-ökonomischer Deprivation auf intergenerationale Bildungsvererbung. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 51, S. 55–79.
- Bieligk, A. (1996): Die armen Kinder. Armut und Unterversorgung bei Kindern. Belastungen und ihre Bewältigung. Essen.
- Blake, J. (1985): Number of Siblings and Educational Mobility. *American Sociological Review*, 50, S. 84–94.
- BMBF (Hrsg.) (2006): Schulerfolg von Jugendlichen mit Migrationshintergrund im internationalen Vergleich. *Bildungsforschung Band 19*. OECD.
- Boos-Nünning, U. (1989): Berufswahl türkischer Jugendlicher. Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.
- Boudon, R. (1974): *Education, Opportunity, and Social Inequality*. New York: Wiley.
- Breen, R.; Goldthorpe, J.H. (1997): Explaining Educational Differentials- Towards a formal Rational Action Theory. *Rationality and Society*, 9, S. 275–305
- Buhr, P. (1995): *Dynamik von Armut. Dauer und biographische Bedeutung von Sozialhilfebezug*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Bundesagentur für Arbeit (2008): <http://www.pub.arbeitsamt.de/hst/services/statistik/detail/a.html>
- Bundesregierung (Hrsg.) (2005): *Zweiter Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*, Berlin.
- Christoffersen, M.N. (2000): Growing up with unemployment. A Study of Parental Unemployment and children's Risk of Abuse and Neglect Based on National Longitudinal 1973 Birth Cohorts in Denmark. *Childhood*, 7 (4), S. 421–438.
- Conger, R.D.; Conger, K.J.; Elder, G.H. (1997): Family Economic Hardship and Adolescent Adjustment: Mediating and Moderating Processes. In: Duncan, G.J.; Brooks-Gunn, J. (Hrsg.): *Consequences of Growing Up Poor*. New York: Russell Sage.
- Deutsches PISA-Konsortium (2001): *PISA 2000, Basiskompetenzen von Schülerinnen und Schülern im internationalen Vergleich*. Opladen: Leske & Budrich.
- Ditton, H. (1992): *Ungleichheit und Mobilität durch Bildung. Theorie und empirische Untersuchung über sozialräumliche Aspekte von Bildungsentscheidungen*. Weinheim und München: Juventa.
- Ditton, H. (2004): Der Beitrag von Schule und Lehrern zur Reproduktion von Bildungsungleichheit. In: R. Becker; W. Lauterbach (Hrsg.): *Bildung als Privileg?* Wiesbaden, S. 251–279.
- Ditton, H. (Hrsg.) (2007): *Kompetenzaufbau und Laufbahnen im Schulsystem. Ergebnisse einer Längsschnittuntersuchung an Grundschulen*. Münster, New York, München, Berlin: Waxmann.
- Ditton, H.; Krüsken, J; Schauenberg, M. (2005): Bildungsungleichheit- der Beitrag von Familie und Schule. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 8, S. 285–303.
- Eder, A. (2008): *Familiäre Konsequenzen elterlicher Arbeitslosigkeit. Eine Sekundäranalyse des sozio-ökonomischen Panels (SOEP)*. Hamburg: Verlag Dr. Kovac.

- Ermisch, J.; Francesconi, M.; Pevalin, D.J. (2001): Outcomes for children of poverty. Department for Work and Pensions, Research Report No 158, University of Essex.
- Esser, H. (1990): Familienmigration und Schulkarriere ausländischer Kinder und Jugendlicher, in: Esser, H.; Friedrichs, J. (Hrsg.): Generation und Identität. Theoretische und empirische Beiträge zur Migrationssoziologie. Westdeutscher Verlag. S. 127–146.
- Esser, H. (1999): Soziologie- Spezielle Grundlagen. Band 1: Situationslogik und Handeln. Frankfurt/Main: Campus.
- Gangl, M. (1998): Sozialhilfebezug und Arbeitsmarktverhalten. Eine Längsschnittanalyse der Übergänge aus der Sozialhilfe in den Arbeitsmarkt. Zeitschrift für Soziologie, 27 (3), S. 212–232.
- Granato, N.; Kalter, F. (2001): Die Persistenz ethnischer Ungleichheit auf dem deutschen Arbeitsmarkt: Diskriminierung oder Unterinvestition in Humankapital? Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, 53, S. 497–520.
- Granato, N. (2004): Ethnische Ungleichheiten auf dem deutschen Arbeitsmarkt. Schriftenreihe des Bundesinstituts für Bevölkerungsforschung, Band 33, Opladen: Leske & Budrich.
- Greene, William H. (2003): Econometric Analysis. Prentice Hall.
- Groh-Samberg, O.; Grundmann, M. (2006): Soziale Ungleichheit im Kindes- und Jugendalter. Aus Politik und Zeitgeschichte, 26, S. 11–18.
- Hackett, A.; Preißler, J.; Ludwig-Mayerhofer, W. (2001): Am unteren Ende der Bildungsgesellschaft. In: Barlösius, E.; Ludwig-Mayerhofer, W. (Hrsg.): Die Armut der Gesellschaft, Opladen: Leske & Budrich, S. 97–130.
- Kieselbach, T.; Beelmann, G. (2000): Youth unemployment and health in Germany. In: Kieselbach, Thomas (Hrsg.): Youth Unemployment and Health. A Comparison of Six European Countries. Opladen: Leske & Budrich. S. 109–136.
- Klocke, A.; Hurrelmann, K. (1996): Psychosoziales Wohlbefinden und Gesundheit der Jugendlichen nichtdeutscher Herkunft. In: Mansel, J.; Kocke, A. (Hrsg.): Die Jugend von heute. Selbstanspruch, Stigma und Wirklichkeit. Weinheim/München: Juventa. S. 193–208.
- Kristen, C.; Granato, N. (2004): Bildungsinvestitionen in Migrantenfamilien. In: Bade, K.J.; Bommes, M. (Hrsg.): Migration - Integration - Bildung. Grundfragen und Problembereiche. Osnabrück. S. 123–141.
- Lehmann, R.H.; Peek, R.; Gänsfuß, R.; Husfeldt, V. (2002): LAU 9: Aspekte der Lernausgangslage und der Lernentwicklung- Klassenstufe 9. Ergebnisse einer längsschnittlichen Untersuchung in Hamburg. Hamburg: Behörde für Schule, Jugend und Berufsbildung/Behörde für Bildung und Sport.
- Lehmann, R.H.; Peek, R.; Gänsfuss, R. (1997): Aspekte der Lernausgangslage von Schülerinnen der fünften Klassen an Hamburger Schulen. Hamburg.
- Little, R.J.A.; Rubin, D.B. (1987): Statistical Analysis with Missing Data. New York.
- McLoyd, V.C. (1989): Socialization and Development in a Changing Economy: The Effects of Paternal Job and Income Loss on Children. American Psychologist, 44, S. 293–302.
- Moux, T.; Xie, Y. (1999): Bilingualism and the Academic Achievement of First- and Second-Generation Asian Americans: Accomodation with or without Assimilation? American Sociological Review, 64 (2), S. 232–252.

- Popp, S.; Schels, B.; Wenzel, U. (2006): Junge Erwachsene im Rechtskreis SGB II: Viele können noch gar nicht aktiviert werden. IAB-Kurzbericht 26/2006, Nürnberg.
- Popp, S.; Schels, B. (2008): „Do you feel excluded“? The Subjective Experience of Young State Benefit Recipients in Germany. *Journal of Youth Studies* 11 (2), S. 165–192.
- Raghunathan, T.E.; Lopkowski, J.M.; van Hoeweyk, J.; Solenberger, P. (2001): A Multivariate Technique for Multiply Imputing Missing Values Using a Series of Regression Models. *Survey Methodology* 27, S. 85–96.
- Raghunathan, T.E.; Solberger, P.W.; van Hoeweyk, J (2002): IVEware: Imputation and Variance Estimation Software. User Guide.
- Reinberg, A.; Hummel, M. (2007): Bildungshunger. Genuss ohne Reue in: IAB-Forum „Wachstumsstütze“, 2/2007. Nürnberg.
- Rubin, D.B. (1976): Inference with missing data (with discussion). *Biometrika* 63, S. 581–592.
- Rubin, D.B. (1987): *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*. New York: Wiley.
- Rubin, D.B. (2004): The Design of a General and Flexible System for Handling Non-response in Sample Surveys. *The American Statistician* 58(4), S. 298–302.
- Royston, P. (2005): Multiple imputation of missing values: update. *The Stata Journal* 5(2), S. 1–14.
- Royston, P. (2007): ICE: Stata module for multiple imputation of missing values.
- Schafer, J.L. (1997): *Analysis of Incomplete Multivariate Data*. London, u. a.: Chapman & Hall/CRC.
- Schafer, J.L. (1997): Multiple imputation: a primer. *Statistical methods in Medical Research* 8(3), S. 3–15.
- Schauenberg, M. (2007): Familienstruktur, Armut und Erziehung. In: Ditton, H. (Hrsg.): *Kompetenzaufbau und Laufbahnen im Schulsystem. Ergebnisse einer Längsschnittuntersuchung an Grundschulen*. Münster, New York, München, Berlin: Waxmann. S. 145–166.
- Schels, B. (2007): *Jugendarbeitslosigkeit und psychisches Wohlbefinden*. Nürnberg: IAB-Forschungsbericht 13/2007.
- Schuchart, C.; Maaz, K. (2007): *Bildungsverhalten in institutionellen Kontexten: Schulbesuch und elterliche Bildungsaspiration am Ende der Sekundarstufe 1*. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 59 (4), S. 640–666.
- Silbereisen, R.K.; Walper, S. (1989): *Arbeitslosigkeit in ihren Auswirkungen auf das Familiensystem*. In: Nave-Herz, R.; Marckfeld, M. (Hrsg.) *Handbuch der Familien- und Jugendforschung* Neuwied: Luchterhand, S. 535–557.
- Stecher, L. (1999): *Bildungsehrgeiz der Eltern, soziale Lage und Schulbesuch der Kinder*. In: Silbereisen, R.K.; Zinnecker, J. (Hrsg.): *Entwicklung im sozialen Wandel*. Weinheim: Beitz, S. 337–356.
- Stocké, V. (2007): Explaining Educational Decision and Effects of Families' Social Class Position: An Empirical Test of the Breen-Goldthorpe Model of Educational Attainment, *European Sociological Review* 23 (4), S. 505–519.

Van de Werfhorst, H.G.; Hofstede, S. (2007): Cultural capital or relative risk aversion? Two mechanisms for educational inequality compared. *The British Journal of Sociology* 58 (3), S. 391–413.

Walper, S. (1988): Familiäre Konsequenzen ökonomischer Deprivation. *Fortschritte der psychologischen Forschung* 2. München/Weinheim: Psychologie Verlags Union.

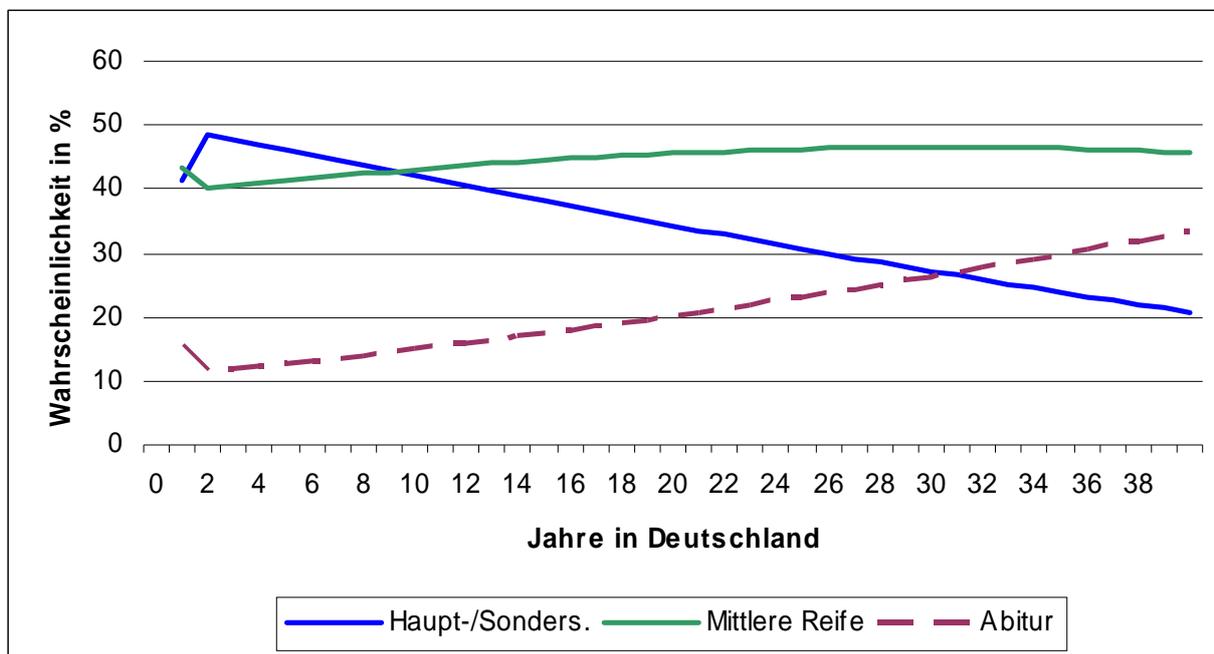
Walper, S. (1995): Kinder und Jugendliche in Armut. In K.-J. Bieback; Milz, H. (Hrsg.): *Neue Armut*. Frankfurt/New York: Campus Verlag, S. 181–219.

Weins, C. (2006): Multiple Imputation. In: Behnke, J.; Gschwend, Th.; Schindler, D.; Schnapp, K.-U. (Hrsg): *Methoden der Politikwissenschaft. Neuere quantitative Methoden Analyseverfahren*. Baden-Baden: Nomos, S. 205–216.

## Anhang A

### Graphik 1

Wahrscheinlichkeit, dass Jugendliche einen der genannten Schulabschlüsse anstreben in Abhängigkeit der Jahre, die Eltern bereits in Deutschland leben\*



Anmerkungen: Zur Berechnung der Wahrscheinlichkeiten wurden die übrigen Variablen auf den Stichprobenmittelwert fixiert. Die Zahl 0 auf der X-Achse entspricht Jugendlichen, deren Eltern in Deutschland geboren wurden.

Quelle: LSS 2005; eigene Berechnungen.

**Tabelle 2**

**Wald-Test auf Gleichheit der Kontrollvariableneinflüsse bei Jugendlichen mit noch andauernder und abgeschlossener Schulausbildung**

	Modell A (noch in Schulausbildung)	Modell B (Schulbildung abgeschlossen)	Wald-Test auf Gleichheit der einzelnen Koeffizienten in A und B
	Koeffizienten	Koeffizienten	p-Wert
Haushaltsäquivalenzeinkommen/100 Keine Deprivation (RF)	0,065	0,060	0,932
Deprivation in einer Lebenslage	-0,415	-0,046	0,276
Deprivation in zwei Lebenslagen	-0,441	-0,275	0,636
Deprivation in drei Lebenslagen	-0,577	0,318	0,066
Anzahl weitere Kinder im Haushalt	-0,123	-0,169	0,688
Elternteil aktuell nicht arbeitslos	-0,053	-0,147	0,709
Zahl der Arbeitslosigkeitsphasen Elternteil	-0,070	-0,116	0,677
Zahl der Arbeitslosigkeitsphasen2 Elternteil	0,007	0,008	0,863
Bildungsabschluss Elternteil mindestens mittlere Reife	0,650	0,743	0,741
Schlechte Deutschkenntnisse Elternteil	-0,252	-0,244	0,981
Immigration des Elternteils nach Deutschland	-0,091	-0,584	0,309
Jahre in Deutschland (falls Elternteil zugezogen)	0,028	0,034	0,821
Westdeutschland	0,015	-0,375	0,203
Alter des Elternteils	0,004	-0,006	0,729
Dauer Erwerbstätigkeit des Elternteils	0,017	-0,019	0,042
Schwelle $\mu_1$	0,018	-0,225	
Schwelle $\mu_2$	1,216	1,956	
Wald-Test: Modell A = Modell B			0,252
Fallzahl	301	182	

Quelle: LSS 2005; eigene Berechnungen

## Anhang B

### Korrektur für Stichprobenausfälle durch multiple Imputation

Um die fehlenden Elternantworten zu ersetzen, wurde eine multiple Imputation durchgeführt. Im Folgenden werden die Variablen aus der Elternbefragung mit  $X$ , die aus der Befragung der Jugendlichen mit  $Y$  bezeichnet.  $Y$ -Variablen enthalten Selbstauskünfte der Jugendlichen (z. B. Alter, Bildungsziele) und allgemeine Fragen zum Haushaltskontext (z. B. Haushaltsgröße). Sie sind grundsätzlich für alle Haushalte erhoben worden. Dagegen sind  $X$ -Variablen von den Eltern erhoben worden und daher nur für einen Teil der Haushalte verfügbar. Sie enthalten einerseits Selbstauskünfte des Elternteils (z. B. zur Erwerbsbiographie) und andererseits spezielle Fragen zur Einkommenssituation und Leistungsbezug des Haushalts.

Grundsätzlich lassen sich beim Ausfallgeschehen drei unterschiedliche Mechanismen unterscheiden (Rubin 1987):

missing completely at random (MCAR)

missing at random (MAR)

not missing at random (NMAR)

Ausfälle sind MCAR, wenn diese weder von den beobachteten Werten  $X_{obs}$ , noch von den fehlenden Werten  $X_{mis}$  abhängen. Dies wäre dann gegeben, wenn die Verweigerung der Befragungsteilnahme bei den Eltern weder von den Charakteristika der Kinder, noch von ihren eigenen abhinge. In einem solchen Fall kann eine Auswertung auf Basis der Fälle erfolgen, in denen die Eltern an der Befragung teilgenommen haben, da diese dann eine Zufallsstichprobe aus allen Fällen darstellen. MAR sind Ausfälle, die von den  $X_{obs}$ , nicht aber von den  $X_{mis}$  abhängen. Die Ausfälle dürfen also zwar systematisch sein, diese Systematik müsste aber mit den  $X_{obs}$  aufgefangen werden. Schließlich sind Datenausfälle NMAR, wenn ihr Auftreten von den fehlenden Werten  $X_{mis}$  selbst abhängen. In diesem Fall liefern die beobachteten Werte nur ungenügende Informationen über das Ausfallgeschehen.

Bei MCAR ist eine Imputation der fehlenden Werte nicht zwingend notwendig, da auch auf Basis der beobachteten Werte unverzerrte Schätzungen möglich sind. Allerdings werden Informationen verschonkt, im Fall der vorliegenden Befragung ca. die Hälfte der Fälle. Dadurch verliert die Schätzung an Präzision, da sich die Standardfehler erhöhen. Liegt MAR vor, dann würde eine Auswertung auf Basis lediglich der verfügbaren Fälle zusätzlich noch zu verzerrten Schätzungen führen. Unter der Voraussetzung, dass sich der Ausfallmechanismus, mit den verfügbaren Daten abbilden lässt, kann hier eine Imputation der fehlenden Beobachtungen falsche Schlussfolgerungen verhindern. In diesem Fall spricht man von einem ignorierbaren

Ausfallmechanismus. (Schafer 1997, Little, Rubin 1987). Liegt jedoch NMAR vor, führt auch eine Imputation nicht zu unverzerrten Schätzungen.

Zur Imputation der fehlenden Elterninformationen wird das Verfahren der Sequential Regression Multivariate Imputation (SRMI) verwendet, das in der Software IVEware implementiert ist (Raghunathan et al. 2001; Raghunathan et al. 2002). Dabei wird wie folgt vorgegangen. Seien  $X_1, X_2, \dots, X_k$  die  $k$  Variablen mit fehlenden Werten wegen Teilnahmeverweigerung der Eltern und  $Y$  die an den Jugendlichen erhobenen Variablen, die also vollständige Beobachtungen enthalten.<sup>4</sup> Im ersten Schritt der ersten Runde wird die Variable  $X_1$  auf  $Y$  regressiert und auf dieser Basis die fehlenden Werte in  $X_1$  imputiert, wobei die Art der Regression vom Skalenniveau des Merkmals abhängt und dem in der Regression prognostizierten Wert noch eine zufällige Störgröße hinzuaddiert wird. Im zweiten Schritt wird die Variable  $X_2$  auf  $X_1, Y$  regressiert - wobei  $X_1$  nun sowohl die beobachteten als auch imputierten Werte enthält, im dritten Schritt  $X_3$  auf  $X_1, X_2, Y$ , etc. In der zweiten Runde wird dann die jeweilige abhängige Variable z. B.  $X_1$  auf alle anderen Variablen regressiert  $X_2, \dots, X_k, Y$  und die im Schritt Eins imputierten Werte in  $X_1$  werden durch die neuen Werte ersetzt. Raghunathan et al. (2002:16) geben an, dass nach zehn Runden die Imputation beendet und ein Datensatz mit vollständigen Daten erzeugt werden kann.

Berechnungen auf Basis dieser imputierten Daten würden nicht die Unsicherheit berücksichtigen, die dadurch entsteht, dass die Imputationen Schätzungen darstellen. Dies wird gewährleistet, indem nicht nur eine (single imputation), sondern mehrere Imputationen (multiple imputations) durchgeführt werden. Im Allgemeinen gelten bei 50 % fehlender Informationen fünf Imputationen und somit auch fünf verschiedene imputierte Datensätze als ausreichend (Schafer 1999: 7). Die Mittelwerte und Standardabweichungen der in der Regression verwendeten Variablen im ursprünglichen sowie in den fünf imputierten Datensätzen zeigt Tabelle 3. Ebenfalls abzulesen ist das Ausmaß der fehlenden Werte je Variable. Dieses variiert, da einerseits fehlende Werte auch bei Teilnahme der Eltern am Interview auftreten können (etwa Kategorie „Weiß nicht“). Andererseits konnten einige Informationen über den Haushaltskontext (Kinderzahl, Migrationsstatus der Eltern) aus der Befragung der Jugendlichen bezogen werden.

---

<sup>4</sup> Diese Darstellung ist insofern eine Vereinfachung, als auch die Angaben der Jugendlichen zum Teil fehlende Werte enthalten.

**Tabelle 3**  
**Mittelwerte und Standardabweichungen vor und nach der Imputation**

	Mittelwerte (Std.abw.)						
	Ohne Imputation	N missing	Imputation 1	Imputation 2	Imputation 3	Imputation 4	Imputation 5
Haushaltsäquivalenzeinkommen/100	6,37 (2,22)	490	6,48 (2,30)	6,32 (2,27)	6,44 (2,31)	6,37 (2,29)	6,34 (2,35)
Keine Deprivation (RF)							
Deprivation in einer Lebenslage	0,39 (0,49)	476	0,34 (0,48)	0,35 (0,48)	0,35 (0,48)	0,33 (0,47)	0,35 (0,48)
Deprivation in zwei Lebenslagen	0,33 (0,47)	476	0,27 (0,44)	0,27 (0,44)	0,27 (0,44)	0,27 (0,44)	0,26 (0,44)
Deprivation in drei Lebenslagen	0,10 (0,30)	476	0,14 (0,35)	0,15 (0,36)	0,16 (0,37)	0,17 (0,37)	0,18 (0,38)
Anzahl weitere Kinder <sup>#</sup>	1,38 (1,40)	0	1,38 (1,40)	1,38 (1,40)	1,38 (1,40)	1,38 (1,40)	1,38 (1,40)
Elternteil aktuell nicht arbeitslos	0,45 (0,50)	476	0,48 (0,50)	0,44 (0,50)	0,47 (0,50)	0,46 (0,50)	0,44 (0,50)
Zahl der Arbeitslosigkeitsphasen Elternteil	2,63 (2,59)	492	2,59 (2,38)	2,50 (2,44)	2,68 (2,55)	2,71 (2,51)	2,55 (2,38)
Zahl der Arbeitslosigkeitsphasen Elternteil <sup>2</sup>	13,62 (34,57)	492	12,37 (27,86)	12,20 (28,77)	13,70 (30,30)	13,63 (29,29)	12,17 (27,64)
Bildungsabschluss Elternteil mindestens mittlere Reife	0,59 (0,49)	476	0,57 (0,50)	0,54 (0,50)	0,57 (0,50)	0,58 (0,49)	0,56 (0,50)
Schlechte Deutschkenntnisse Elternteil	0,25 (0,44)	476	0,32 (0,47)	0,32 (0,47)	0,34 (0,47)	0,31 (0,46)	0,32 (0,47)
Immigration des Elternteils nach Deutschland <sup>#</sup> (Dummy: ja)	0,43 (0,50)	7	0,43 (0,50)	0,43 (0,50)	0,43 (0,50)	0,43 (0,50)	0,43 (0,50)
Jahre in Deutschland (falls Elternteil zugezogen)	3,73 (8,24)	476	7,34 (12,34)	6,97 (11,50)	6,95 (11,56)	7,44 (12,39)	7,37 (12,06)
Westdeutschland <sup>#</sup>	0,60 (0,49)	0	0,60 (0,49)	0,60 (0,49)	0,60 (0,49)	0,60 (0,49)	0,60 (0,49)
Alter des Elternteils	43,24 (6,06)	477	43,55 (7,33)	43,47 (6,87)	42,80 (6,69)	43,74 (6,59)	43,12 (6,71)
Kind noch in Schulausbildung <sup>#</sup>	0,61 (0,49)	0	0,61 (0,49)	0,61 (0,49)	0,61 (0,49)	0,61 (0,49)	0,61 (0,49)
Dauer Erwerbstätigkeit des Elternteils	16,38 (8,70)	507	16,71 (9,44)	16,60 (8,70)	15,71 (8,83)	16,27 (8,46)	16,19 (8,25)

<sup>#</sup> Variablen stammen aus der Befragung der Jugendlichen

Quelle: LSS 2005; eigene Berechnungen.

Die Ordered Probit Regression der Bildungsziele von hilfebedürftigen Jugendlichen in Tabelle 1 wurde in allen fünf Datensätzen getrennt durchgeführt und die Ergebnisse wurden anhand einfacher Regeln (siehe Rubin 1987) kombiniert.

Für die Regressionskoeffizienten wird ein einfaches, ungewichtetes Mittel aus allen fünf imputierten Datensätzen gebildet. Sei  $\hat{\beta}_m$  ein Regressionskoeffizient aus einer

Regression mit den Daten der m-ten Imputation ( $m = 1, \dots, M$ ), dann ergibt sich der ist der MI-Schätzer für diesen Koeffizienten als Durchschnitt:

$$\bar{\beta}_M = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \hat{\beta}_m.$$

Auch die Standardfehler werden angepasst. Zur Bestimmung der Standardfehler wird zunächst die within-imputation variance

$$\bar{W}_M = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M W_m \text{ berechnet, mit } W_m = \text{Var}(\hat{\beta}_m) \text{ in der m-ten Imputation,}$$

$$\text{sowie die between-imputation variance } B_M = \frac{1}{M-1} \sum_{m=1}^M (\hat{\beta}_m - \bar{\beta}_M)^2.$$

Der MI-Schätzer für die Gesamtvarianz kombiniert beide Werte auf folgende Weise:

$$V_M = \bar{W}_M + \frac{M+1}{M} B_M.$$

Bei der Imputation ist zwischen dem Analysemodell (hier die Variablen in der ordered probit regression) und dem Imputationsmodell (für die Imputation verwendeten Variablen) zu unterscheiden. Das Imputationsmodell sollte die Variablen enthalten, die a) mit der ausfallbelasteten Variable und b) mit dem Ausfall zusammenhängen (Schafer 1997: 143). Daher wurden neben den Variablen im Analysemodell entsprechend zusätzliche Variablen für das Imputationsmodell aufgenommen (Tabelle 4).

**Tabelle 4**  
**Zusätzliche aus der Befragung der Jugendlichen entnommene Variablen für die Imputation**

<ul style="list-style-type: none"> <li>• Staatsangehörigkeit deutsch (Dummy)</li> <li>• Geburtsland Deutschland (Dummy)</li> <li>• Familiensprache (deutsch, türkisch, russisch, sonstiges)</li> <li>• Einstellung zu Ausbildung               <ul style="list-style-type: none"> <li>- solide Ausbildung machen, trotz Kosten</li> <li>- Kosten sind belastend für Familie</li> <li>- möglichst schnell verdienen</li> </ul> </li> <li>• Wird weitere Ausbildung angestrebt</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Beruflicher Status Vater (erwerbstätig, arbeitslos/-suchend, sonstiges)</li> <li>• Beruflicher Status Mutter (erwerbstätig, arbeitslos/-suchend, Hausfrau, sonstiges)</li> <li>• Bundesland</li> <li>• Träger (ARGE, Optionskommune, Getrennte Trägerschaft)</li> <li>• Schwierigkeiten in deutscher Sprache oder Schrift</li> <li>• Art des Leistungsbezuges seit 2005 (keine, ALG, ALG II, weiß nicht)</li> </ul>
---	--

Bisher hat sich kein allgemeines Maß durchgesetzt, anhand dessen die Güte der Imputation bestimmt werden könnte. Royston (2007) schlägt vor, den Informationsgewinn durch Imputation aus dem Quotienten der chi<sup>2</sup>-Werte der Waldtests nach und vor der Imputation abzuleite.<sup>5</sup> Damit beträgt der Informationsgewinn im Rahmen

<sup>5</sup> "The information gain is the percent increase in Wald chisquare for the entire model, comparing the Wald chisquare for the model on the original data (complete case analysis) with that using the variance-covariance matrix of the parameters estimated using Rubin's rules. With a bad imputation model the information increase could be negative" (Royston 2007, micombine version 1.1.6 PR 04jan2007).

der durchgeführten Imputation bei 13,3 %. Der Zuwachs der Stichprobengröße dadurch, dass nun alle befragten Jugendlichen in der Analyse berücksichtigt werden konnten, beträgt 110,4 %.

Tabelle 5 zeigt schließlich durch die Gegenüberstellung der Ergebnisse aus Tabelle 1 mit und ohne Imputation der fehlenden Elternangabe, dass eine Analyse allein auf Basis der verfügbaren Fälle mit Elterninterview zum Teil zu verzerrten Schätzungen geführt hätte.

**Tabelle 5**  
**Einfluss der Eltern- und Haushaltscharakteristika auf die Bildungsziele Jugendlicher: Ergebnisse mit und ohne Imputation der fehlenden Elternangaben**

	Mit Imputation	Ohne Imputation (Complete Case Analysis)
	Koeffizienten	Koeffizienten
Haushaltsäquivalenzeinkommen/100	0,047**	0,062**
Keine Deprivation (RF)		
Deprivation in einer Lebenslage	-0,180	-0,283*
Deprivation in zwei Lebenslagen	-0,325**	-0,354**
Deprivation in drei Lebenslagen	-0,322**	-0,284
Anzahl weitere Kinder im Haushalt	-0,050	-0,129**
Elternteil aktuell nicht arbeitslos (RF: arbeitslos)	-0,139	-0,090
Zahl der Arbeitslosigkeitsphasen des Elternteils	-0,021	-0,075
Zahl der Arbeitslosigkeitsphasen <sup>2</sup> des Elternteils	0,002	0,006*
Bildungsabschluss Elternteil mindestens mittlere Reife (RF: max. Hauptschulabschluss)	0,648***	0,706***
Selbsteinschätzung des Elternteils: schlechte Deutschkenntnisse (RF: keine Probleme)	-0,191	-0,253*
Immigration des Elternteils nach Deutschland (RF: in Deutschland geboren)	-0,199	-0,194
Jahre in Deutschland (falls Elternteil zugezogen)	0,020***	0,028***
Westdeutschland	-0,070	-0,092
Alter des Elternteils	-0,001	0,001
Kind noch in Schulausbildung	0,774***	0,454*
Dauer Erwerbstätigkeit des Elternteils	-0,002	-0,021*
Interaktion Kind noch in Schulausbildung*Dauer Erwerbstätigkeit	0,015	0,040***
Schwelle $\mu_1$	0,526	0,280
Schwelle $\mu_2$	1,767***	1,644***
Wald-Test		
chi <sup>2</sup> ( 17)	171,95	151,75
Prob > chi <sup>2</sup>	0,000	0,000
Pseudo R <sup>2</sup>	-	0,170
Fallzahl	1016	483

Anmerkung: \* p<0,1; \*\* p<0,05; \*\*\* p<0,01

Quelle: LSS 2005; eigene Berechnungen.

## In dieser Reihe sind zuletzt erschienen

Nr.	Autor(en)	Titel	Datum
<a href="#">28/2008</a>	Schanne, N. Wapler, R. Weyh, A.	Regional unemployment forecasts with spatial interdependencies	7/08
<a href="#">29/2008</a>	Stephan, G. Pahnke, A.	A pairwise comparison of the effectiveness of selected active labour market programmes in Germany	7/08
<a href="#">30/2008</a>	Moritz, M.	Spatial effects of open borders on the Czech labour market	7/08
<a href="#">31/2008</a>	Fuchs, J. Söhnlein, D. Weber, B.	Demographic effects on the German labour supply: A decomposition analysis	8/08
<a href="#">32/2008</a>	Brixy, U. Sternberg, R.. Stüber, H.	From Potential to Real Entrepreneurship	8/08
<a href="#">33/2008</a>	Garloff, A.	Minimum Wages, Wage Dispersion and Unemployment	8/08
<a href="#">34/2008</a>	Bruckmeier, K. Graf, T. Rudolph, H.	Working poor: Arm oder bedürftig?	8/08
<a href="#">35/2008</a>	Matthes, B. Burkert, C. Biersack, W.	Berufssegmente: Eine empirisch fundierte Neuabgrenzung vergleichbarer beruflicher Einheiten	8/08
<a href="#">36/2008</a>	Horbach, J. Blien, U. von Hauff, M.	Structural Change and Performance of the German Environmental Sector	9/08
<a href="#">37/2008</a>	Kirchner, St. Oppen, M. Bellmann, L.	Zur gesellschaftlichen Einbettung von Organisationswandel: Einführungsdynamik dezentraler Organisationsstrukturen	9/08
<a href="#">38/2008</a>	Kruppe, Th. Rudloff, K.	Wirksamkeit beruflicher Weiterbildungsmaßnahmen: Eine mikroökonomische Evaluation der Ergänzung durch das ESF-BA-Programm in der Zeit von 2000 bis 2002 auf Basis von Prozessdaten der Bundesagentur für Arbeit	9/08
<a href="#">39/2008</a>	Brixy, U.	Welche Betriebe werden verlagert: Beweggründe und Bedeutung von Betriebsverlagerungen	10/08
<a href="#">40/2008</a>	Oberschachtsiek, D.	Founders' Experience and Self-Employment Duration : The Importance of Being a 'Jack-of-all-Trades'. An Analysis Based on Competing Risks	10/08
<a href="#">41/2008</a>	Kropp, P. Schwengler, B.	Abgrenzung von Wirtschaftsräumen auf der Grundlage von Pendlerverflechtungen : Ein Methodenvergleich	10/08

Stand: 03.12.2008

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

## Impressum

IAB-Discussion Paper 42/2008

### Herausgeber

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

### Redaktion

Regina Stoll, Jutta Palm-Nowak

### Technische Herstellung

Jutta Sebold

### Rechte

Nachdruck - auch auszugsweise -  
nur mit Genehmigung des IAB gestattet

### Website

<http://www.iab.de>

### Bezugsmöglichkeit

<http://doku.iab.de/discussionpapers/2008/dp4208.pdf>

### Rückfragen zum Inhalt an:

Gerhard Krug  
Telefon 0911.179 3387  
E-Mail [gerhard.krug@iab.de](mailto:gerhard.krug@iab.de)

Sandra Popp  
Telefon 0911.179 3389  
E-Mail [sandra.popp@iab.de](mailto:sandra.popp@iab.de)