

Uhlig, Johannes; Solga, Heike; Schupp, Jürgen

**Article — Published Version**

## Bildungsungleichheiten und blockierte Lernpotenziale: welche Bedeutung hat die Persönlichkeitsstruktur für diesen Zusammenhang?

Zeitschrift für Soziologie

**Provided in Cooperation with:**

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

*Suggested Citation:* Uhlig, Johannes; Solga, Heike; Schupp, Jürgen (2009) : Bildungsungleichheiten und blockierte Lernpotenziale: welche Bedeutung hat die Persönlichkeitsstruktur für diesen Zusammenhang?, Zeitschrift für Soziologie, ISSN 0340-1804, Lucius & Lucius Verlagsgesellschaft mbH, Stuttgart, Vol. 38, Iss. 5, pp. 418-440,  
<http://www.zfs-online.org/index.php/zfs/article/viewFile/1311/848>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/71758>

**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.*

# Bildungsungleichheiten und blockierte Lernpotenziale: Welche Bedeutung hat die Persönlichkeitsstruktur für diesen Zusammenhang?

## Inequality in Educational Opportunities: Underachievement and the Role of Personality Traits

Johannes Uhlig, Heike Solga

Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung (WZB), Abteilung „Ausbildung und Arbeitsmarkt“, Reichpietschufer 50, 10785 Berlin, Germany

E-Mail: uhlig@wzb.eu; solga@wzb.eu

Jürgen Schupp

SOEP am Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Mohrenstr. 58, 10117 Berlin, Germany

E-Mail: jschupp@diw.de

**Zusammenfassung:** Der Beitrag untersucht, inwiefern ungleiche Bildungschancen mit dem Phänomen von *Underachievement* verbunden sind. Analysiert wird zudem, ob Persönlichkeitseigenschaften den Zusammenhang von sozialer Herkunft und Bildungschancen vermitteln. *Underachievement* bezieht sich auf die Beobachtung, dass die schulischen Ergebnisse von Kindern hinter deren kognitiven Lernpotenzialen zurückbleiben. Die Analysen basieren auf Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP). Sie zeigen, dass das *Underachievement*-Risiko für Kinder von Eltern ohne akademischen Abschluss deutlich höher ist als für Kinder, bei denen mindestens ein Elternteil über einen akademischen Abschluss verfügt. Ein Ergebnis unserer Analysen ist, dass Persönlichkeitsstrukturen die ungleichen *Underachievement*-Risiken nicht erklären können. Persönlichkeitsausprägungen haben lediglich einen stärkeren Einfluss auf den Schulerfolg bei Kindern aus Akademiker-Familien. Dies ist vor allem einem Selektionseffekt geschuldet. Dieser Befund sowie die Berücksichtigung von Schulnoten in unseren Analysen deuten darauf hin, dass nicht Leistungsunterschiede, sondern Unterschiede in Bildungsentscheidungen die höhere *Underachievement*-Risiken von Kindern aus nicht-akademischen Familien verursachen.

**Summary:** This paper examines the impact of underachievement on inequality of educational opportunities. It also investigates whether personality traits are a mediating mechanism between social origin and underachievement. Underachievement is defined as achieving a school attainment that is below the individual cognitive learning potential measured by tests of fluid intelligence. The paper develops a definition of underachievement which takes into account the German school system with its different types of secondary schools. In the empirical analyses, we use data from the German Socio-Economic Panel (SOEP). The results show that children from lower socio-economic background have a higher risk of underachievement than children of a higher socio-economic background. This difference cannot be explained by compositional differences in personality traits between children of differing social backgrounds. Our analyses reveal that the influence of personality traits is stronger for children from higher socio-economic classes. A comparison of school grades of underachievers and non-underachievers suggests that it is not differences in school performance, but differences in educational decisions that cause the higher risk of underachievement among children from the lower classes.

### 1. Einleitung

Zahlreiche soziologische Studien und nicht zuletzt die PISA-Erhebungen weisen auf einen starken Zusammenhang von sozialer Herkunft und Bildungserfolg bei deutschen Schülerinnen und Schülern hin. Auch in diesem Beitrag stehen soziale Bildungsungleichheiten im Mittelpunkt des Interesses, verbunden allerdings mit dem Versuch einer interdis-

ziplinären Erklärung. Dazu reichern wir die soziologische Untersuchung von Chancengleichheit durch die Einbindung psychologischer Sichtweisen und Konstrukte an.

Für Dahrendorf (1979: 174) ist die „Gleichheit der Bildungschancen ein Grundrecht jedes Bürgers, denn Bildung ist sowohl eine Voraussetzung als auch eine Dimension der vollen sozialen und politischen Teilnahme“. In vielen soziologischen Studien

werden ungleiche Bildungschancen durch einen Vergleich von Gruppen, die relativ gut oder schlecht im Bildungssystem abschneiden (im Sinne von Unter- und Überrepräsentanz), untersucht. Dies ist jedoch unzureichend. Das Gebot der Chancengleichheit wird verletzt, wenn Kinder mit gleichen kognitiven Voraussetzungen aufgrund ihrer sozialen Herkunft (oder anderer sogenannter zugeschriebener Merkmale) in Lernprozessen und hinsichtlich ihres Bildungserwerbs benachteiligt werden (vgl. Solga 2009). Sozial ungleiche Bildungschancen wären dementsprechend erst dann vorhanden, wenn Kinder aus niedrigeren Schichten seltener als Kinder höherer sozialer Herkunft ihre vorhandenen kognitiven Lernpotenziale in entsprechende Schulleistungen und Bildungserfolge umsetzen können oder Kinder höherer Schichten häufiger einen höheren Bildungserfolg erreichen, als es ihre kognitiven Grundfähigkeiten erwarten lassen würden. Ersteres wird in der Psychologie als *Underachievement* bezeichnet, letzteres als *Overachievement*.<sup>1</sup>

*Under- und Overachievement* sind in keinem Bildungssystem vollkommen auszuschließen. Meta-Analysen haben gezeigt, dass die Korrelation zwischen Schulleistungen und IQ-Tests eine mittlere Stärke – zwischen 0,34 bis 0,51 – aufweist (Stern/Hardy 2004: 595). Das heißt, IQ-Tests erklären 12 bis 26 Prozent der Unterschiede im Schulerfolg. Es bestand auch nie die Annahme, dass Lernfähigkeit und Schulleistungen perfekt korrelieren (Thorndike 1963), da zwei Prozesse diese Korrelation „stören“: zum einen das Über- und Unterbewerten von Schulleistungen durch Lehrer<sup>2</sup> bei der Benotung und zum anderen ein „hidden underachievement“, das dann vorhanden ist, wenn Lehrer und Eltern die Lernpotenziale der Kinder nicht erkennen oder abweichende Bildungsentscheidungen treffen (Breen/Goldthorpe 1997, Cheung/Rudowicz 2003, Ford 1996, Troyna 1991). Wie häufig *Under- und Overachievement* in einem Bildungssystem vorkommen, hängt allerdings von den konkreten Lernbedingungen und den Bildungsinstitutionen ab. Damit wird die Untersuchung von *Under- und Overachievement* für die Erklärung von Chancenungleichheiten in Deutschland in zweierlei Hinsicht relevant: (1) Wie hoch sind die Anteile für die beiden Phänomene im deutschen Bildungssystem? Und (2) wie stark und wa-

rum sind sie mit der sozialen Herkunft der Lernenden verbunden? Beide Fragen sind Gegenstand des vorliegenden Beitrags. In Bezug auf die zweite Frage untersuchen wir, ob Persönlichkeitsausprägungen einen Einfluss auf das *Underachievement*-Risiko haben und inwiefern sie hierbei vorhandene Herkunftunterschiede erklären können.

Bevor wir unsere Überlegungen und Analysen zur Beantwortung dieser beiden Fragen ausführen, wollen wir kurz darlegen, worin sich unser Beitrag von bisherigen Beiträgen zu diesem Thema unterscheidet. Kognitive Lernpotenziale wurden bereits im sogenannten Wisconsin-Modell des Staturerwerbs berücksichtigt (Jencks et al. 1983, Sewell et al. 1969, Sewell et al. 1970). In diesem Modell wurden die kognitiven Fähigkeiten (*mental abilities*) von Kindern als unabhängige Variable zur Vorhersage des individuellen Bildungserfolgs verwendet. In unseren Analysen zum *Underachievement* sind die kognitiven Lernpotenziale hingegen Definitionsbestandteil der abhängigen Variablen. Ferner haben die PISA- und TIMSS-Studien breite Überschneidungen in den Kompetenzbereichen unterschiedlicher Schultypen gezeigt. So gibt es beispielsweise Hauptschüler, die mit 15 Jahren die gleichen Kompetenzen erworben haben wie Realschüler. Diese Überschneidungen sagen jedoch nichts über den Anteil von *Under- und Overachievement* aus. Zum einen zeigen sie nicht, wie hoch der Anteil derjenigen Hauptschüler ist, die – obgleich sie dieselben Kompetenzwerte wie die Realschüler erreichen – geringere Kompetenzen erworben haben, als es ihr kognitives Lernpotenzial beim Besuch einer Schule anderen Typs zugelassen hätte. Zum anderen ist *Underachievement* nicht nur bei derartigen Überschneidungen vorhanden, denn die geringeren Kompetenzwerte eines Teils der Hauptschüler können auch durch Unterschiede in den Lerngelegenheiten (nach Schultypen) im Vergleich zu Realschülern verursacht sein, so dass diese Hauptschüler trotz eines gleichen kognitiven Lernpotenzials im Vergleich zu Realschülern geringere Kompetenzwerte erreicht haben. Der zentrale Unterschied unserer Untersuchung zu diesen Schulleistungsstudien besteht daher darin, dass wir *Underachievement* als abhängige Variable wählen. Gegenüber der etablierten psychologischen Forschung zum *Underachievement* entwickeln wir ein soziologisch fundiertes Konzept des *Underachievements*, mit dem die institutionelle Verfasstheit von Bildungssystemen – hier des deutschen – berücksichtigt werden kann. Für die soziologische Bildungsforschung ist dieses Konzept interessant, da es eine adäquate Untersuchung von Ungleichheiten in Bildungs*chancen* ermöglicht.

<sup>1</sup> Auf eine deutsche Übersetzung der beiden Begriffe wird verzichtet, da es sich um international etablierte Fachbegriffe handelt, für die es keine adäquate deutsche Entsprechung gibt.

<sup>2</sup> Bei allen Personenbezeichnungen sind sowohl weibliche als auch männliche Personen gemeint.

Darüber hinaus verdient unsere Frage nach der Vermittlung der Herkunftseffekte über die Ausprägung in Persönlichkeitsvariablen in der soziologischen Forschung stärkere Beachtung. In der erziehungswissenschaftlichen und psychologischen Literatur wird häufig auf die Bedeutung von Persönlichkeitsunterschieden für erfolgreiches Lernen in der Schule hingewiesen (Entwistle 1972, de Raad/Schouwenburg 1996, Noffle/Robins 2007), der Einfluss der sozialen Herkunft hingegen zumeist ausgeblendet. Mit dem interdisziplinären Zugang unseres Beitrags, der psychologische und soziologische Merkmale bei der Vorhersage des Schulerfolgs kombiniert, untersuchen wir, ob die soziale Herkunft über Persönlichkeitsunterschiede für den Schulerfolg (hier gemessen als *Underachievement*) im deutschen Bildungssystem relevant wird. Damit eröffnen wir Möglichkeiten für einen Erklärungsversuch, der über die bisherige rein disziplinäre Suche nach den Einflussfaktoren von Chancenungleichheiten hinausgeht.

Der Beitrag ist folgendermaßen gegliedert: In Abschnitt 2 wird das Konzept des *Underachievements* und der Zusammenhang von *Underachievement*, Persönlichkeit und sozialer Herkunft diskutiert, um daraus empirisch überprüfbare Hypothesen abzuleiten. In Abschnitt 3 werden die verwendeten Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) sowie die Operationalisierungen der abhängigen und unabhängigen Variablen vorgestellt. In Abschnitt 4 werden deskriptive Befunde und in Abschnitt 5 die Ergebnisse der empirischen Überprüfung unserer Hypothesen präsentiert. Zum Abschluss des Beitrags werden die Befunde mit Blick auf die Erklärung ungleicher Bildungschancen diskutiert und bilanziert.

## 2. *Underachievement*, Persönlichkeit und soziale Herkunft

Im Folgenden wird zuerst das Konzept von *Underachievement* vorgestellt. Anschließend wird das psychologische Konzept der Persönlichkeit erörtert und diskutiert, warum Persönlichkeitsunterschiede eine der Ursachen für ungleich verteilte *Underachievement*-Risiken sein können. Am Ende dieses Abschnitts entwickeln wir Hypothesen zum Einfluss von Persönlichkeitsunterschieden auf *Underachievement*-Risiken und ihren Zusammenhang mit sozialer Herkunft.

### 2.1 *Underachievement*

*Underachievement* ist ein Konzept der Psychologie. Es bezieht sich auf die Beobachtung, dass die schulischen Ergebnisse von Lernenden hinter ihren kognitiven Lernpotenzialen zurückbleiben (Reis/McCoach 2000). *Underachievement* ist ein soziales Phänomen (Carrier 1983), das beispielsweise durch unzureichende Lerngelegenheiten, Bildungserfahrungen oder Lernmotivationen verursacht sein mag (Bempechat/Ginsburg 1989, Stamm 2008). Sind diese Ursachen systematisch von der sozialen Herkunft abhängig, können sie zu Unterschieden im Transfer von kognitiven Lernpotenzialen in schulischen Erfolg und damit zu sozial ungleich verteilten *Underachievement*-Risiken beitragen (Cheung/Rudowicz 2003).

*Underachievement* wird üblicherweise als Diskrepanz zwischen den Ergebnissen in IQ-Tests und Schulleistungen operationalisiert (Thorndike 1963). Dabei gibt es unterschiedliche Herangehensweisen. Einige Forscher verwenden Schwellen-Werte: *Underachiever* sind hier bspw. Schüler, die über dem 90. Prozentrang der IQ-Verteilung und unter dem Median der Durchschnittsnotenverteilung liegen. Andere Autoren bevorzugen ein Regressionsmodell, mit dem die individuellen Leistungsergebnisse aus Fähigkeitsmessungen vorhergesagt werden. Hier dienen die Residuen als Definitionskriterium für ein *Underachievement*. Weiterhin kann zwischen einem kategorialen und kontinuierlichen *Underachievement*-Begriff unterschieden werden (vgl. Preckel et al. 2006). Die Ergebnisse dieser unterschiedlichen Identifikationsverfahren und statistischen Methoden sind vergleichbar (Lau/Chan 2001).

Eine Anwendung dieser Verfahren auf das deutsche Schulsystem verbietet sich jedoch aus folgenden Gründen: Aufgrund der unterschiedlichen Schultypen existieren unterschiedliche Lernmilieus und Benotungsstandards, so dass Noten in Abhängigkeit vom besuchten Schultyp eine qualitativ unterschiedliche Bedeutung haben und die Noten unterschiedlicher Schultypen nicht vergleichbar sind. Die Bedingung einer gemeinsamen Skala der Leistungsmessung ist damit verletzt (vgl. Thorndike 1963). Außerdem hat der Schulerfolg im mehrgliedrigen deutschen Schulsystem – aus soziologischer Sicht – zwei Dimensionen: Neben der Schülerleistung und den erworbenen Kompetenzen, die sich (zum Teil) im Notendurchschnitt abbilden, bestimmen vor allem die besuchte Schulform und der hier typischerweise erzielte (bzw. erzielbare) Schulabschluss die zukünftigen Ausbildungs- und Erwerbschancen (Müller/Jacob 2008, Solga 2005). So haben Jugend-

liche mit einem Hauptschulabschluss – unabhängig von ihren Kompetenzen – eine geringere Chance auf Zugang zu weiterqualifizierenden Ausbildungsgängen und qualifizierten Erwerbstätigkeiten als Jugendliche mit einem Realschulabschluss oder Abitur.

Ausgehend von diesen Überlegungen werden wir ein eigenes, genuin soziologisches Konzept des *Underachievements* verwenden. Es verbindet die individuell-psychologische Dimension des kognitiven Lernpotenzials mit einem bildungsinstitutionellen Verständnis von Bildungserfolg. Wir definieren daher *Underachievement* als Diskrepanz zwischen besuchtem Schultyp und individuellem Lernpotenzial. Dabei dient der Median der kognitiven Lernpotenziale der Schüler eines Schultyps als ein Maß für die typische (oder typischerweise notwendige) Lernfähigkeit von Kindern zum Besuch dieses Schultyps. Gemäß dieser Definition sind Hauptschüler dann als *Underachiever* zu klassifizieren, wenn ihr kognitives Potenzial über dem Median der Verteilung des kognitiven Lernpotenzials von Realschülern liegt. Das heißt, die betroffenen Hauptschüler verfügen zwar über ein vergleichbares Lernpotenzial wie die besseren 50 Prozent der Realschüler, haben jedoch als Hauptschüler in der Regel eine deutlich geringere Chance, einen vergleichbaren Schulabschluss zu erwerben. Besonders gravierend trifft die Problematik des *Underachievements* Hauptschüler mit einem individuellen Lernpotenzial, mit dem sogar ein Gymnasialbesuch möglich gewesen wäre. Realschüler, deren kognitives Lernpotenzial oberhalb des Medians des kognitiven Lernpotenzials von Gymnasiasten liegt, sind gleichfalls als *Underachiever* zu klassifizieren. *Overachiever* können analog dieser Klassifikationsmethode definiert werden: Es sind all jene Gymnasiasten bzw. Realschüler, deren kognitives Lernpotenzial geringer ist als der Median der kognitiven Lernpotenziale von Real- bzw. Hauptschülern. Derartige Überschneidungen in den Verteilungen der kognitiven Grundfähigkeiten der Schüler unterschiedlicher Schultypen – bei annähernder Normalverteilung der kognitiven Lernpotenziale für jeden Schultyp – sind in Deutschland vorhanden (Stern/Hardy 2004: 606, Solga et al. 2005).

Unsere Definition von *Underachievement* korrespondiert in gewisser Weise mit einer Argumentation, die häufig zur Rechtfertigung des mehrgliedrigen Schulsystems in Deutschland bemüht wird. Diese geht von dem Ziel aus, möglichst homogene Schülergruppen zu schaffen, um den kognitiven Möglichkeiten und Bedürfnissen der Schüler im Unterricht besser entsprechen zu können. Besucht ein

Jugendlicher mit höherem Lernpotenzial einen Schultyp, der auf die Bedürfnisse von Schülern mit niedrigeren kognitiven Grundfähigkeiten ausgerichtet ist, kann folglich in zweifacher Hinsicht von einem „verlorenen“ Lernpotenzial gesprochen werden: Zum einen werden die vorhandenen Lernfähigkeiten des betreffenden Jugendlichen nicht ausreichend entwickelt und gefördert; zum anderen bleibt ihm (zumindest vorerst) der Weg zu höheren Bildungsabschlüssen und -karrieren versperrt. Derartige negative Konsequenzen sind bei einem *Overachievement* nicht zu erwarten. Interessant ist diese Personengruppe gleichwohl mit Blick auf die Frage von Chancengleichheit – nämlich, inwiefern auch ein *Overachievement* von der sozialen Herkunft der Schüler abhängig ist. In unseren empirischen Analysen gehen wir daher auch kurz auf *Overachievement* ein.

## 2.2 Persönlichkeit, soziale Herkunft und Underachievement

Im Folgenden wollen wir darlegen, inwiefern Persönlichkeitseigenschaften einen Vermittlungsmechanismus für den Zusammenhang von sozialer Herkunft und *Underachievement* darstellen können. Schulische Leistungen sind das Ergebnis des Zusammenwirkens von kognitiven und nicht-kognitiven Faktoren. Leistung ist nach Young (1958: 4) das Resultat aus Lernpotenzial (kognitiv) und Anstrengung (nicht-kognitiv). Von daher sollten die Verhaltensweisen des Schülers im Schulkontext, die im Zusammenhang mit der individuellen Anstrengung stehen, auch für das jeweilige *Underachievement*-Risiko von Bedeutung sein (Baker et al. 1998, Reis/McCoach 2000). Eine Einflussgröße für diese anstrengungsbezogenen Verhaltensweisen stellt die Persönlichkeit des Schülers dar. Sie wird immer wieder als ein wichtiger Faktor für schulischen Erfolg hervorgehoben (Entwistle 1972, de Raad/Schouwenburg 1996, Noffle/Robins 2007).

Als Persönlichkeit werden in der Psychologie (vgl. Asendorpf 2007) und der Sozialisationsforschung (vgl. Hurrelmann 2006) die relativ stabilen und konsistenten Eigenschaften, Einstellungen, Gefühle, Motivationen und Interessen eines Menschen verstanden, die sich ausgehend von seiner biologischen Ausstattung als Ergebnis der Auseinandersetzung mit seiner sozialen Umwelt entwickelt haben. Den sogenannten *Big Five* kommt innerhalb der Persönlichkeitsforschung eine integrative Funktion zu (John/Srivastava 1999). Dieses international anerkannte und kulturübergreifend replizierte Persönlichkeitsmodell wird zunehmend auch in den So-

zialwissenschaften in seiner Bedeutung für die Sozialstruktur, beispielsweise als Mechanismus bei der (Re)Produktion von Ungleichheit, erkannt (Dehne/Schupp 2007).

Die Theorie der *Big Five* postuliert fünf breite Persönlichkeitsdimensionen:

- *Extraversion* beschreibt das aktive Verhalten im zwischenmenschlichen Bereich.
- *Verträglichkeit* betrifft ebenfalls das interpersonale Verhalten und betont Altruismus und Mitgefühl.
- *Gewissenhaftigkeit* setzt sich aus den Teilbereichen Kompetenz, Pflichtbewusstsein und Selbstdisziplin zusammen.
- *Neurotizismus* beschreibt individuelle Unterschiede in der emotionalen Stabilität.
- *Offenheit für Erfahrungen* erfasst das Interesse und Ausmaß der Beschäftigung mit neuen Erfahrungen und Erlebnissen.

Für alle fünf Faktoren konnten Zusammenhänge mit dem Bildungserfolg nachgewiesen werden (de Raad/Schouwenburg 1996; vgl. auch Anger/Heineck 2008, Heineck/Anger 2009). Die meisten empirischen Studien betonen die Bedeutung von *Gewissenhaftigkeit*, insbesondere der Facette *Selbstdisziplin* (Duckworth/Seligman 2005).<sup>3</sup> Hier besteht ein enger Zusammenhang zu motivationalen Konstrukten, wie Anstrengungsbereitschaft und Ehrgeiz. „Gewissenhafte“ Personen können schulische Anforderungen und Erwartungen offenbar leichter erfüllen (Preckel et al. 2006). In einer Übersicht von aktuellen psychologischen Forschungsergebnissen gelangen Borghans und Kollegen (2008) zu vergleichbaren Schlussfolgerungen. Sie weisen zudem auf die hohe Bedeutung des Faktors *Offenheit für Erfahrungen* hin.<sup>4</sup> Dieser wird mit einer höheren Bildungsmotivation in Verbindung gebracht (John et al. 1994, Komarraju/Karau 2005). Der Zusammenhang von Schulerfolg und dem Faktor *Verträglichkeit*

wird unter dem Aspekt sozial-emotionaler Anpassungsfähigkeit diskutiert. Signifikante Effekte dieses Faktors lassen sich insbesondere in kooperativen Lernumwelten finden. *Extraversion* weist in Abhängigkeit vom Lebensalter gegensätzliche Zusammenhänge mit Bildungserfolg auf. Während hohe Ausprägungen in dieser Persönlichkeitsdimension im Sekundar- und Tertiärbereich eher ein Hindernis darstellen, scheinen extravertierte Kinder bis zum Alter von etwa 12 Jahren ihren introvertierten Altersgenossen in der Schule überlegen zu sein (Eysenck 1996). Im Bereich emotionaler Stabilität (*Neurotizismus*) werden schwach negative Zusammenhänge berichtet, die mit zunehmendem Alter möglicherweise stärker werden (de Raad/Schouwenburg 1996).

Neben den *Big Five* werden weitere Persönlichkeitseigenschaften im Sinne stabiler *traits* diskutiert, die das Bildungsverhalten beeinflussen können. Andresen (1995) postuliert als einen sechsten Faktor der Persönlichkeit die *Risikobereitschaft* (vgl. Becker 1999). Hierbei handelt es sich um individuelle Einstellungen zu risikobehafteten Verhaltensweisen und Entscheidungen, die über zahlreiche Situationen hinweg stabil sind (Dohmen et al. 2005). Risikoaversion wird in einer wachsenden Zahl ökonomischer Arbeiten bei der Erklärung von beruflichen und bildungsbezogenen Entscheidungsprozessen berücksichtigt (Bonin et al. 2007, Borghans et al. 2008).

Wenn Persönlichkeitsunterschiede überhaupt den Einfluss von sozialer Herkunft auf *Underachievement*-Risiken mit erklären sollen, muss die Persönlichkeitsentwicklung zunächst von der sozialen Herkunft beeinflusst werden. Dieser Zusammenhang berührt die in der Persönlichkeitspsychologie immer noch intensiv geführte Anlage-Umwelt-Debatte (*Nature vs. Nurture*). Es ist ein robuster Befund der verhaltensgenetischen Forschung (in der Zwillings- und Adoptionsstudien kombiniert werden),<sup>5</sup> dass im Durchschnitt rund 50 Prozent der Varianz der individuellen Unterschiede in den Ausprägungen der *Big Five* durch genetische Verwandtschaft erklärt werden (vgl. Asendorpf 2007). Die anderen 50 Prozent der individuellen Persönlichkeitsunterschiede sind durch die soziale Formung der Persönlichkeit im Zusammenspiel mit funktionalen Strukturerefordernissen und organischen Bedürfnissen zu erklären. Dies deckt sich mit den Ergebnissen der Meta-Analysen von Roberts und

<sup>3</sup> Für eine chronologische Auswahl empirischer Studien vgl. John et al. 1994, Blickle 1996, de Fruyt/Mervielde 1996, Heaven et al. 2002, Furnham et al. 2003, Komarraju/Karau 2005, Chowdhury/Amin 2006, Preckel et al. 2006, Di Fabio/Busoni 2007, Nofhle/Robins 2007, Wagerman/Funder 2007, Heaven/Ciarrochi 2008.

<sup>4</sup> Folgt man der Argumentation von Stern und Hardy (2004: 598), dass „fehlendes Wissen nicht durch Intelligenz ausgeglichen werden (kann)“, könnte die Bedeutung von Gewissenhaftigkeit und Offenheit für Erfahrungen für Lernerfolge dadurch begründet sein, dass sie wichtige nicht kognitive Voraussetzungen für solche Erfolge darstellen.

<sup>5</sup> In reinen Zwillingsstudien wird der genetische Anteil der Varianzerklärung in der Regel überschätzt (vgl. Asendorpf 2007).

Kollegen (2006) sowie Roberts und DelVecchio (2000). Diese weisen darauf hin, dass die Persönlichkeit gerade in der Kindheit im hohen Maße durch die sozialen Umweltbedingungen beeinflusst wird (vgl. Lehnart et al. 2008). Die von den kindlichen Persönlichkeitsdispositionen ausgehenden Trajektorien sind im weiteren Lebensverlauf dann relativ stabil (vgl. Asendorpf et al. 2009). Auftretende Veränderungen folgen dann eher dem Muster: „They make us more of who we already are“ (Roberts et al. 2003: 592). Die Betonung der biologischen Determinanten der Persönlichkeit bei den Begründern der Fünf-Faktoren-Theorie (McCrae/Costa 1999, McCrae et al. 2000) ist insofern wie folgt zu interpretieren: Gemeint ist kein biologischer Determinismus, sondern dass sowohl genetische als auch soziale Faktoren die Persönlichkeitsentwicklung beeinflussen (Plomin et al. 1999: 77).

Mögliche Erklärungsperspektiven für den Einfluss der sozialen Umwelt auf die Persönlichkeitsentwicklung von Kindern eröffnen Sozialisationsforschung (Hurrelmann 2006: 48) und psychologische Entwicklungstheorien psychoanalytischen (z. B. Erikson 1963) wie lerntheoretischen (z. B. Bandura 1977) Hintergrunds. Studien in der Entwicklungspsychologie haben gezeigt, dass Unterschiede in den Erziehungsstilen sozialer Schichten die Persönlichkeitsentwicklung von Kindern beeinflussen (z. B. Shaffer 2005, Shanahan et al. 2008). In der Sozialisationsforschung wird der Zusammenhang von sozialer Herkunft und Persönlichkeitsentwicklung von Kindern unter anderem durch die beruflichen Alltagserfahrungen und die Bildung der Eltern erklärt, da sie die familialen Interaktionen und Erziehungspraktiken beeinflussen (z. B. Hurrelmann 2006, Rolf 1980). Die Grundrichtung dieser These geht bereits auf Kohn (1981) zurück, der in seinen Arbeiten gezeigt hat, dass Eltern im Erziehungsprozess durch Wertvorstellungen und Verhaltensweisen geleitet werden, die sie an ihren Arbeitsplätzen entwickelt haben. Auch Greenberger und Kollegen (1994) fanden heraus, dass Eltern mit gering qualifizierten Tätigkeiten die in ihren Lebenswelten Erfolg versprechenden Verhaltensweisen und Werte – wie Unterordnung unter die Autorität von Vorgesetzten – an ihre Kinder weitergeben. Eltern mit höher qualifizierten Tätigkeiten diskutieren und verhandeln hingegen öfter mit ihren Kindern. Sie belohnen Initiative, Neugier und Kreativität – d. h. Fähigkeiten, die an ihren Arbeitsplätzen geschätzt werden. Für die Risikobereitschaft wird ebenfalls davon ausgegangen, dass die Sozialisation in der Familie die individuell unterschiedlichen Einstellungen von Kindern zu Risiken beeinflusst (Dohmen et al. 2006).

Warum sollten nun Persönlichkeitsunterschiede zu ungleichen *Underachievement*-Risiken führen? Wie die Diskussion zum Zusammenhang von Persönlichkeitsausprägungen und Schulerfolg am Beginn dieses Abschnitts verdeutlicht hat, können Persönlichkeitsunterschiede erstens durch unterschiedliche Verhaltensweisen im Unterricht und damit einhergehenden Unterschieden in den Lernanstrengungen und im Lernverhalten zu einem ungleichen *Underachievement*-Risiko führen. Zweitens können sie das Benotungs- und Bewertungsverhalten von Lehrern beeinflussen, so dass die vorhandenen Lernpotenziale von Kindern mit schulisch negativ bewerteten Persönlichkeitseigenschaften unterschätzt werden. Drittens können Persönlichkeitsunterschiede auch die Wahrnehmung bzw. das Erkennen von Lernpotenzialen der Kinder durch die Eltern und damit die Förderung der Kinder sowie die elterlichen Bildungsentscheidungen beeinflussen. Über diese drei Mechanismen kann die soziale Herkunft von Kindern für das Risiko eines *Underachievements* (sowie auch die Chancen eines *Overachievements*) relevant werden. Dies wird in unseren Hypothesen näher ausgeführt.

### 2.3 Basishypothesen und Hypothesen

Unterschiede in den Persönlichkeitsstrukturen (P) können nur dann den Zusammenhang zwischen Herkunft (H) und *Underachievement* (U) – mit  $H \rightarrow P \rightarrow U$  – vermitteln, wenn folgende Voraussetzungen im Sinne von *Basishypothesen* erfüllt sind.

- Basishypothese 1: Das Risiko eines *Underachievements* ist abhängig von der sozialen Herkunft ( $H \rightarrow U$ ).
- Basishypothese 2: Es besteht ein signifikanter Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und Unterschieden in den Persönlichkeitsstrukturen ( $H \rightarrow P$ ).
- Basishypothese 3: Persönlichkeitseigenschaften beeinflussen signifikant das Risiko eines *Underachievements* ( $P \rightarrow U$ ).

Sollten diese Zusammenhänge empirisch nicht nachweisbar sein, kann der Zusammenhang von sozialer Herkunft und *Underachievement* nicht auf einer ungleichen Verteilung von Persönlichkeitseigenschaften basieren.

Ausgehend von den drei oben genannten möglichen Mechanismen, über die ein Zusammenhang von Persönlichkeitsstruktur und dem Risiko eines *Underachievements* hergestellt werden kann, und unter Berücksichtigung der sozialen Herkunft können vier Hypothesen ableitet werden.

– Hypothese 1: Kinder aus unteren Schichten haben häufiger als Kinder höherer Schichten schulisch nachteilige Persönlichkeitseigenschaften. Dies ist die Ursache dafür, dass Kinder unterer Schichten ein höheres Risiko eines *Underachievements* besitzen. Hierbei wäre zu erwarten, dass der Effekt für den Einfluss der sozialen Herkunft auf das Risiko eines *Underachievements* unter Kontrolle von Persönlichkeitseigenschaften deutlich geringer ist.

Derartige Verteilungsunterschiede in den Persönlichkeitseigenschaften von Kindern unterschiedlicher sozialer Herkunft könnten, wie bereits ausgeführt, durch die Sozialisation in der Herkunftsfamilie verursacht sein. Schulisch vorteilhaft könnten bestimmte Persönlichkeitsausprägungen zum einen deshalb sein, weil sie tatsächlich Lernerfolge begünstigen, und zum anderen, weil sie dem Sozialcharakter der Mittel- und Oberschichten entsprechen. So weisen beispielsweise Bourdieu und Passeron (1971) darauf hin, dass die Kommunikationsformen des Unterrichts und die Curricula an den Normen der Mittelschicht orientiert sind, aus der auch die Mehrheit der Lehrer stammt.

Im Unterschied zu dieser klassischen Kompositionshypothese, die eine gleiche Wirkung von Persönlichkeitsausprägungen für Kinder unterschiedlicher Herkunft unterstellt, lassen sich zwei konkurrierende Hypothesen formulieren, die von einer herkunftabhängigen Wirkung ausgehen.

– Hypothese 2: Die Persönlichkeitsstruktur hat bei Kindern aus sozial unteren Schichten eine höhere Bedeutung für das Risiko eines *Underachievements* als bei Kindern aus höheren Schichten. Gerade für Kinder unterer Schichten könnten schulisch vorteilhafte Persönlichkeitseigenschaften eine wichtige Voraussetzung dafür sein, dass ihre Lernpotenziale entdeckt und gefördert werden. Damit hätten Unterschiede in den Persönlichkeitsstrukturen für Kinder aus sozial benachteiligten Familien einen stärkeren Einfluss auf das *Underachievement*-Risiko als für Kinder aus sozial höheren Familien.

Zur Begründung dieser Hypothese lassen sich unterschiedliche Sachverhalte anführen. Zum einen könnte die Persönlichkeit der Kinder aus sozial benachteiligten Familien aufgrund des Mangels an externen Lernressourcen (wie Anregung und Unterstützung beim Lernen durch die Eltern) von besonderer Bedeutung sein. *Gewissenhaftigkeit* könnte beispielweise eine wichtige Ressource für den Erfolg für Schüler aus bildungsfernen Schichten darstellen, die über weniger externe Motivations-

quellen (Familie, Freundeskreis) verfügen. Ferner kann die von Bourdieu (1982) kritisierte Mittelschichtorientierung der Institution Schule dazu beitragen, dass die Lernpotenziale von Kindern aus sozial benachteiligten Schichten durch Lehrer nur dann erkannt werden, wenn sie sich entsprechend den schulischen Standards verhalten (vgl. Bourdieu/Passeron 1971, Ditton 2004, Rolff 1981). Schließlich können soziale Unterschiede in den Bildungsaspirationen und -entscheidungen der Eltern als Begründung angeführt werden (vgl. Breen/Goldthorpe 1997). Das heißt, erst wenn Kinder aus niedrigeren Schichten über eine schulisch vorteilhafte Persönlichkeitsstruktur verfügen, erkennen auch deren Eltern ihre Lernpotenziale, und diese unterstützen ihre Kinder erst dann beim Zugang zu höheren Bildungsgängen.

Konkurrierend dazu kann auch eine Hypothese für einen höheren Einfluss bei Kindern aus sozial höheren Schichten formuliert werden:

– Hypothese 3: Kinder aus höheren Schichten haben ein höheres *Underachievement*-Risiko, wenn sie eine schulisch nachteilige Persönlichkeitsstruktur aufweisen, als Kinder aus niedrigeren Schichten. Unterschiede in den Persönlichkeitsstrukturen hätten damit für Kinder aus sozial höheren Familien einen stärkeren Einfluss auf das *Underachievement*-Risiko.

Hierfür lassen sich zwei Erklärungen anführen: Aufgrund der Mittelschichtorientierung von Schulen könnten zum einen die stereotypen Erwartungen bezüglich bestimmter (positiv bewerteter) Verhaltensweisen bei Kindern aus Akademiker-Familien seitens der Lehrer stärker sein als bei Kindern aus Familien ohne akademisch gebildete Eltern. Das Verletzen dieser Erwartungen durch schulisch nachteilige Persönlichkeitsausprägungen von Kindern aus Akademiker-Familien könnte dazu führen, dass Lehrer (und Eltern) deren kognitives Potenzial nicht erkennen oder unterschätzen.<sup>6</sup> Zum anderen könnte bei Kindern aus Akademiker-Familien erst bei einer schulisch stark nachteiligen Persönlichkeitsstruktur ein erhöhtes *Underachievement*-Risiko bestehen, so dass die Gruppe der *Underachiever* aus diesen Familien in höherem Maße negativ selektiv wäre als die Gruppe der *Underachiever* aus niedrigeren Schichten. Erst dann wäre

<sup>6</sup> Im Unterschied dazu ist aus der Forschung zu sozialer Kategorisierung und dem Labeling bekannt, dass positive Abweichungen von stereotypen Erwartungshaltungen bei Angehörigen unterer sozialer Gruppen seltener – und wenn überhaupt dann als „Ausnahmen von der Regel“ – wahrgenommen werden (Brewer/Brown 1998, Fiske 1998).



auch bei Kindern aus sozial höheren Familien der Lernerfolg bzw. der Besuch höherer Schultypen (insbesondere des Gymnasiums) so beeinträchtigt, dass Eltern – trotz des für den Statuserhalt notwendigen höheren Schulabschlusses (vgl. Breen/Goldthorpe 1997) – davon „absehen“ würden.

Diese drei Hypothesen zum Zusammenhang von Persönlichkeit und *Underachievement*-Risiko gehen davon aus, dass Kinder mit schulisch nachteiligen Ausprägungen von Persönlichkeitseigenschaften ihre vorhandenen Lernpotenziale aufgrund eines unzureichenden Lernverhaltens nicht in entsprechende Kompetenzen umsetzen können oder dass wegen schulisch „schwieriger“ Verhaltensweisen ihre Lernpotenziale seitens der Lehrer und Eltern nicht entdeckt werden. Werden sie dennoch entwickelt und „entdeckt“ und ist das Risiko eines *Underachievements* weiterhin abhängig von der sozialen Herkunft, kann mit Blick auf den Einfluss von Persönlichkeitseigenschaften folgende vierte Hypothese formuliert werden:

- Hypothese 4: Unterschiede in der Persönlichkeitsstruktur erklären nicht den Einfluss der sozialen Herkunft auf das *Underachievement*-Risiko. Unabhängig von der sozialen Herkunft erzielen *Underachiever* bessere Schulleistungen (Noten) als *Non-Underachiever*.

Für die Begründung dieser Hypothese ist die Unterscheidung zwischen primären und sekundären Herkunftseffekten von Boudon (1974) hilfreich. Von primären Herkunftseffekten ist die Rede, wenn ungleiche Schulleistungen von Kindern unterschiedlicher sozialer Herkunft zu entsprechenden Ungleichheiten im Bildungserfolg führen. Sekundäre Herkunftseffekte existieren hingegen, wenn trotz gleicher Schulleistungen herkunftsabhängig unterschiedliche Bildungsentscheidungen für Kinder getroffen werden. Die besseren Schulnoten der *Underachiever* würden zum einen darauf hindeuten, dass weniger die fehlenden Schulleistungen (primäre Effekte), sondern eher herkunftsabhängige Entscheidungen bei gleicher Leistung (sekundäre Effekte) das Risiko eines *Underachievements* verursachen. Eine derartige Schlussfolgerung würde durch ein Zusammentreffen der folgenden drei Befunde bekräftigt werden: (1) Der Notenunterschied zwischen *Underachievern* und *Non-Underachievern* ist bei Kindern aus Akademiker-Familien größer als bei Kindern von Eltern ohne akademischen Abschluss. (2) Der Einfluss der Persönlichkeitsstruktur ist bei Kindern aus Akademiker-Familien vor allem auf stärkere Selektionseffekte (infolge von Bildungsentscheidungen) zurückzuführen (Bestätigung

von Hypothese 3). Und (3) Kinder von Eltern ohne akademischen Abschluss tragen selbst bei schulisch vorteilhaften Persönlichkeitsausprägungen kein geringeres *Underachievement*-Risiko, d. h. Bildungsentscheidungen sind hier unabhängig von der Persönlichkeitsstruktur der Kinder (Ablehnung der Hypothesen 1 und 2).

### 3. Daten und Operationalisierungen

Für die Überprüfung dieser vier Hypothesen verwenden wir die Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW). Das SOEP ist eine repräsentative jährliche Panelbefragung von Privathaushalten in Deutschland, die seit 1984 durchgeführt wird. In den Jahren 2006 bis 2008<sup>7</sup> hat eine Zufallsstichprobe von 17-jährigen Erstteilnehmern (Geburtsjahrgänge 1989 bis 1991) und von 18- und 19-jährigen Teilnehmern (Jahrgänge 1987 und 1988) kognitive Leistungstests absolviert ( $n = 1.214$ ) (Schupp/Herrmann 2009). Da wir mit unserem Konzept des *Underachievements* nur Jugendliche berücksichtigen können, die eindeutig einem der drei wesentlichen Schultypen (Hauptschule, Realschule, Gymnasium) zugeordnet werden können<sup>8</sup> und bei denen Angaben zur sozialen Herkunft vorliegen, umfasst unsere effektive Stichprobe 910 Personen.

#### 3.1 Soziale Herkunft

Aufgrund der relativ kleinen Fallzahl können wir nur einen Indikator für die soziale Herkunft verwenden. Wir haben uns für den höchsten Bildungsabschluss der Eltern entschieden, da dieser als kulturelles Kapital den größten Bezug zum Schulerfolg der Kinder aufweist.<sup>9</sup> Wir unterscheiden zwei Gruppen: (a) Familien, in denen mindestens ein El-

<sup>7</sup> Im Folgenden als Datenquelle SOEP 2006–2008 bezeichnet.

<sup>8</sup> Gesamtschüler, die nicht eindeutig einem Schulzweig zugeordnet werden konnten, werden in unseren Analysen nicht berücksichtigt. Förderschulen sind im SOEP nicht vertreten.

<sup>9</sup> Der Zusammenhang zwischen höchstem Bildungsabschluss und Klassenlage der Eltern ist sehr hoch. Bei 73 Prozent der Kinder aus Familien mit akademischen Bildungshintergrund gehören die Eltern der oberen oder mittleren Dienstklasse des EGP-Klassenschemas an, bei den Kindern aus Familien, in denen kein Elternteil einen akademischen Abschluss besitzt, sind es hingegen nur 23 Prozent.

ternteil über ein abgeschlossenes (Fach-)Hochschulstudium verfügt (akademischer Bildungshintergrund), und (b) Familien, in denen kein Elternteil einen akademischen Abschluss erworben hat (nicht-akademischer Bildungshintergrund). Bei Alleinerziehenden erfolgt die Zuordnung über das Bildungsniveau des Elternteils, in dessen Haushalt der Jugendliche lebt. In unserer Stichprobe kommen 26 Prozent der Kinder aus einer Familie mit akademischem Bildungshintergrund (n = 238) und 74 Prozent aus einer Familie ohne akademischen Bildungshintergrund (n = 672).

### 3.2 Persönlichkeitsstruktur

Zur Erfassung der *Big Five* wird im SOEP das BFI-S verwendet (Gerlitz/Schupp 2005). Es beinhaltet drei Items pro Persönlichkeitsdimension (insgesamt 15 Fragen). Untersuchungen zur Reliabilität und Validität des Instruments zeigten trotz der Kürze des Instruments zufrieden stellende Ergebnisse (Dehne/Schupp 2007, Lang 2005).<sup>10</sup> Die allgemeine Risikobereitschaft wurde durch eine Frage mit einer Skala von 0 (keinerlei Risikobereitschaft) bis 10 (maximale Risikobereitschaft) erhoben.<sup>11</sup> Auch hier handelt es sich um eine valide Messung von Risikoaversion (Dohmen et al. 2005). Diese Persönlichkeitseigenschaften wurden erstmals im Alter von 17 Jahren bei den Befragten erhoben. Wie unsere Diskussion zur Persönlichkeitsentwicklung in Abschnitt 2 gezeigt hat, stellt diese Messung im späten Jugendalter keine perfekte Messung der Persönlichkeitsstruktur während der Schulzeit dar. Als Proxy-Indikator für Unterschiede in den Persönlichkeitsausprägungen sollte sie dennoch ausreichend sein, da die Persönlichkeitsentwicklung häufig Entwicklungstrajektorien folgt (Roberts et al. 2003). In Anlehnung an Dehne und Schupp (2007) verwenden wir T-normierte Werte,<sup>12</sup> da diese besser vergleichbar sind.

Bei einigen Persönlichkeitsdimensionen liegen die „optimalen“ bzw. schulisch vorteilhaften Persönlichkeitsausprägungen im mittleren Bereich, während extreme Werte Indikatoren für pathologische bzw. schulisch nachteilige Persönlichkeitsausprägungen darstellen (vgl. Borghans et al. 2008). Für den Einfluss der Persönlichkeitsstruktur auf den Bildungserfolg ist es deshalb sinnvoll, die Ausprägun-

gen der sechs erhobenen Dimensionen wie folgt zu differenzieren:

- Besonders hohe und niedrige Ausprägungen in den Faktoren *Gewissenhaftigkeit* (als mangelhafte Lerndisziplin bzw. Lernbehinderung durch zu hohe Gründlichkeit), *Verträglichkeit* (als sozial unangepasstes bzw. überangepasstes Verhalten) und *Risikobereitschaft* (als fehlendes bzw. unreflektiertes Risikoverhalten) sind in schulischen Kontexten eher nachteilig. Bei Gewissenhaftigkeit und Verträglichkeit werden diese Ausprägungen als T-Werte kleiner als 40 oder größer als 60 definiert, bei Risikobereitschaft sind es Werte kleiner als 4 oder größer als 7.
- Besonders hohe Werte in der Dimension *Neurotizismus* (als Indikator von emotionaler Instabilität) sind gleichfalls nachteilig. Dies operationalisieren wir als T-Werte größer als 60.
- Für die beiden Faktoren *Offenheit für Erfahrungen* und *Extraversion* ist von einem linearen Einfluss – im Sinne von „je mehr, desto besser“ – auszugehen.

### 3.3 Underachievement

Die binäre abhängige Variable unserer Analysen ist *Underachievement* (und *Overachievement*). Für ihre Bestimmung ist die Messung des *kognitiven Lernpotenzials* bzw. der kognitiven Grundfähigkeiten der Jugendlichen zentral. Diese wurden mit drei Subskalen im verbalen, numerischen sowie figuralen Bereich des weit verbreiteten Intelligenz-Struktur-Tests 2000R erhoben (Amthauer et al. 2001, Solga et al. 2005).<sup>13</sup> Die Testdauer betrug rund 30 Minuten für jeden Jugendlichen (Schupp/Herrmann 2009). Diese drei Subtests gehören zum Bereich der sogenannten *fluiden Intelligenz* (Cattell 1987). Der Summenindex dieser Subskalen ist ein zuverlässiges Maß für die allgemeine Denkfähigkeit (*reasoning*), die auch als kognitives Lernpotenzial bezeichnet wird. Die verwendeten Items zur Messung der *fluiden* Intelligenzkomponente sind für Personen mit Haupt-, Realschul- oder Gymnasialbesuch gleichermaßen gut verständlich. Das Abschneiden in Intelligenztests ist zweifellos durch die Bildungsbeteiligung beeinflusst (Ceci 1991). Die im SOEP befragten Jugendlichen unterscheiden sich spätestens mit dem Verlassen der Grundschule in Qualität und Quantität des Schulbesuchs. Darüber hinaus wirken sich auch Lernumwelt und Erfahrungskon-

<sup>10</sup> Die Reliabilität ist ausreichend für unsere Analysen mit gruppenbezogener Typenbildung.

<sup>11</sup> „Wie schätzen Sie sich persönlich ein: Sind Sie im Allgemeinen ein risikobereiter Mensch oder versuchen Sie, Risiken zu vermeiden?“

<sup>12</sup> Mittelwert = 50, Standardabweichung = 10.

<sup>13</sup> Jugendliche mit dem Wert 0 in einer der Subskalen wurden aus den Analysen ausgeschlossen.

texte in der Familie auf die Testleistungen aus. Dieser Einfluss ist jedoch bei der hier gemessenen *fluiden Intelligenz* deutlich geringer als bei der sogenannten *kristallinen Intelligenz* (Cattell 1987, Stern 2001). Aus diesem Grund wurde Letztere im SOEP nicht erhoben. *Fluide Intelligenz* gilt als weitgehend unabhängig vom Schulbesuch und stabil über den Lebensverlauf.<sup>14</sup> Gleichwohl werden Herkunftseffekte sowie das Ausmaß an *Underachievement* (gemessen am Ende der Schulzeit) in unseren Analysen mit der Messung im Alter von 17 bis 19 Jahren etwas unterschätzt.

Die Zuordnung der Jugendlichen zum Schultyp erfolgt mittels der Variable „Schule“, die im Datensatz *cogdj* des SOEP bereitgestellt wird. Dabei handelt es sich um die Bildungsbeteiligung im Jahr der Testbearbeitung.<sup>15</sup> In unserer Stichprobe teilt sich der Schulbesuch wie folgt auf: 24 Prozent Hauptschule, 43 Prozent Realschule und 33 Prozent Gymnasium. Die gewichteten und ungewichteten Anteile unterscheiden sich kaum, so dass im Folgenden bei den deskriptiven Auswertungen auf eine Gewichtung verzichtet wird.

Auf der Basis dieser beiden Variablen haben wir unsere Variable *Underachievement* definiert. Für unsere Zufallsstichprobe von Schülern aus den drei Schultypen haben wir die Häufigkeitsverteilungen der kognitiven Grundfähigkeiten (als Indikator der kognitiven Lernpotenziale) differenziert nach Schultyp bestimmt. Diese sind in Abbildung 1 dargestellt. Dabei wird deutlich, dass es breite Überschneidungsbereiche der Lernpotenziale (nicht zu verwechseln mit Kompetenzen, wie sie z. B. bei PISA gemessen werden) der Jugendlichen der drei Schultypen gibt. Sie dienen als Basis für die Klassifizierung der Jugendlichen als *Under-* und *Overachiever*. *Underachiever* sind entsprechend unserer Definition all jene Personen in Abbildung 1, deren kognitives Potenzial rechts der senkrechten Markierungen liegt, die den Median des nächst höheren Schultyps (31 bzw. 37) angibt.<sup>16</sup> Der Mittelwert der Gymnasiasten ist mit 36,3 Punkten (Standard-

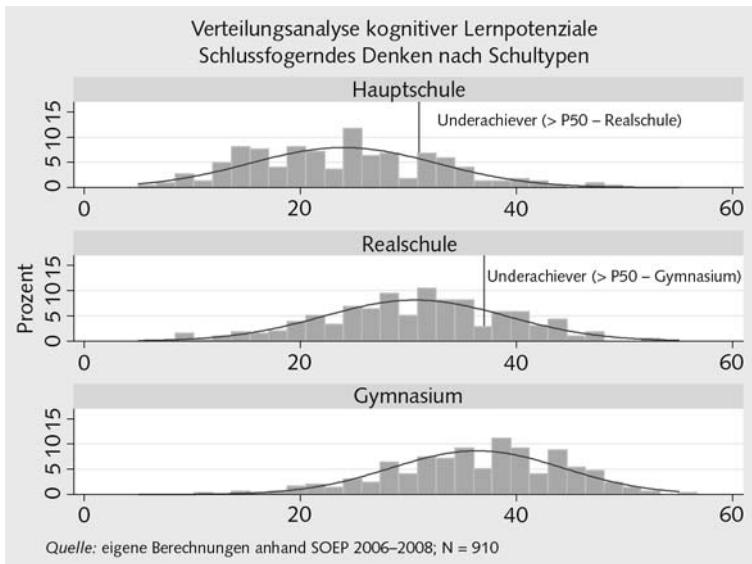
abweichung = 8,0) höher als der der Hauptschüler mit 24,0 Punkten (8,7) und der der Realschüler mit 30,6 Punkten (8,5). Der Summenindex „Schlussfolgerndes Denken“ als Indikator des kognitiven Lernpotenzials ist demzufolge für *Underachiever* auf Hauptschulen größer oder gleich 31 und auf Realschulen größer oder gleich 37. Die Gruppe der *Underachiever* umfasst insgesamt 153 Personen. Dies entspricht 16,8 Prozent der Stichprobe. Analog können Gymnasiasten, deren kognitives Leistungspotenzial unter dem Median der Realschulverteilung liegt, sowie Realschüler mit einem kognitiven Leistungspotenzial, das kleiner als der Median der Hauptschulverteilung (24) ist, als *Overachiever* klassifiziert werden. In unserer Stichprobe betrifft dies 80 Realschüler und 68 Gymnasiasten (16,3 Prozent der Stichprobe).

Die Mediane der drei Schultypen, basierend auf der Gesamtstichprobe, stellen Bundesdurchschnitte dar. Gegen dieses Vorgehen könnte eingewendet werden, dass es adäquater wäre, bundeslandspezifische Mediane zu verwenden, da sich Bundesländer im Anteil von Haupt- und Realschülern sowie Gymnasiasten unterscheiden. Es ist beispielsweise denkbar, dass in Bayern und Baden-Württemberg – mit ihren höheren Hauptschulanteilen – Hauptschüler ein höheres durchschnittliches kognitives Lernpotenzial aufweisen als in anderen Bundesländern. Damit wäre in diesen beiden Ländern der Anteil an *Underachievern* mit Verwendung des Bundesmedians überschätzt. Unsere Stichprobengröße lässt länderspezifische Analysen nicht zu. Als Sensitivitätsanalyse haben wir für die in unserer Stichprobe am stärksten vertretenen Ländern Bayern, Baden-Württemberg, Nordrhein-Westfalen und Sachsen landesspezifische Berechnungen durchgeführt (siehe Tabelle 1). Der Median für Hauptschüler ist in allen vier Bundesländern nahezu identisch. Die Medianwerte der kognitiven Lernpotenziale für die Realschule und das Gymnasium sind nur in Bayern etwas höher. Damit gibt es eine (moderate) Überschätzung des Anteils an *Underachievern* in Bayern in unseren am Bundesdurchschnitt ausgerichteten Analysen. Der Anteil der Befragten aus Bayern ist in unserer Stichprobe allerdings nicht so hoch, dass er die im Folgenden präsentierten Befunde hätte überwiegend bestimmen können.

<sup>14</sup> Gemeint ist hierbei nicht eine absolute, sondern eine relative Stabilität (d. h. eine gleichbleibende Platzierung von Personen in der Populationsverteilung über die Zeit).

<sup>15</sup> Dem Schultyp Hauptschule werden die folgenden Kategorien zugeordnet: Hauptschulbesuch, Hauptschulabschluss und ehemaliger Hauptschulbesuch (Angaben der Mutter). Die Zuordnung zur Realschule und Gymnasium erfolgt analog.

<sup>16</sup> Der Median stellt das typische kognitive Lernpotenzial der Schüler des jeweiligen Schultyps dar. Sozial ungleiche Risiken eines *Underachievement* zeigten sich auch bei Verwendung des 25. bzw. 75. Perzentil als Schwellenwert.



**Abb. 1** Verteilung kognitiver Lernpotenziale nach Schultypen

Quelle: eigene Berechnungen anhand SOEP 2006–2008; N = 910

**Tabelle 1** Anteile von *Underachievement* in ausgewählten Bundesländern in Prozent (in Klammern: absolut)

Bundesland	Median der kognitiven Lernpotenziale			<i>Underachievement auf der Basis des</i>	
	Hauptschule	Realschule	Gymnasium	Medians Bundesland	Medians Bund
Baden-Württemberg	25	30	37	16.3 (22)	16.3 (22)
Bayern	23	35	40	18.4 (25)	25.0 (34)
Nordrhein-Westfalen	22	31	37	12.5 (20)	12.5 (20)
Sachsen	23	33	36	25.4 (18)	25.4 (18)
Gesamtstichprobe (Bund)	24	31	37		16.8 (153)

Quelle: eigene Berechnungen. SOEP 2006–2008

### 3.4 Schulnoten

Für die Überprüfung der Hypothese 4 werden die Schulnoten aus dem Jugendfragebogen verwendet. Dabei handelt es sich um die letzte Schulnote in Deutsch und Mathematik. Informationen über die Noten in der 4. oder 6. Klasse (d. h. zum Zeitpunkt des Übergangs in den Schultyp der Sekundarstufe) liegen im SOEP nicht vor. Aus der Forschung ist bekannt, dass Schulnoten unter anderem vom besuchten Schultyp – dessen Anregungs-, Anforderungs- und Leistungsniveau – abhängig sind. Damit sind die Schulnoten am Ende der Schulzeit sicherlich nicht mehr als ein Proxy-Indikator für die Entdeckung von Lernpotenzialen während der Schulzeit. Die Befunde zu Hypothese 4 werden somit vorläufigen Charakter haben und sind mit einem anderen Datensatz, der alle notwendigen Informationen (einschließlich der Noten in Klasse 4 bzw. 6) zur

Verfügung stellt, zu replizieren (so z. B. zukünftig mit dem nationalen Bildungspanel).

## 4. Deskriptive Befunde zu den Basishypothesen

Im Folgenden werden einige deskriptive Befunde vorgestellt und unsere drei Basishypothesen überprüft. Wie bereits in Abschnitt 3 präsentiert, gehören knapp 17 Prozent der Jugendlichen unserer Stichprobe der Gruppe der *Underachiever* an. Das Risiko eines *Underachievements* ist jedoch in Abhängigkeit von der sozialen Herkunft sehr ungleich verteilt. In Tabelle 2 zeigen sich zunächst deutliche soziale Unterschiede hinsichtlich des Schulbesuchs. Zwei Drittel der Kinder aus Familien mit einem akademischen Bildungshintergrund besuchen das Gymnasium, bei den Kindern aus Familien ohne

**Tabelle 2** Schulbesuch, *Under-* und *Overachievement* nach sozialer Herkunft

	Akademischer Bildungshintergrund	Nicht-akademischer Bildungshintergrund
Schulbesuch	<i>Absolut (in Prozent)</i>	
Hauptschule	17 ( 7 %)	205 (30 %)
Realschule	65 (27 %)	328 (49 %)
Gymnasium	156 (66 %)	139 (21 %)
Underachievement		
Insgesamt	21 (9 %)	132 (20 %)
Hauptschüler	7 (33 %)	47 (36 %)
Realschüler	14 (67 %)	85 (64 %)
Kein <i>Underachievement</i>	217 (91 %)	540 (80 %)
Overachievement		
Insgesamt	45 (19 %)	103 (15 %)
Realschüler	11 (24 %)	69 (67 %)
Gymnasiasten	34 (76 %)	34 (33 %)
Kein <i>Overachievement</i>	193 (81 %)	569 (85 %)
Erwartbarer Schulbesuch ohne <i>Under-</i> und <i>Overachievement</i>		
Hauptschule	31 (13 %)	238 (36 %)
Realschule	66 (28 %)	197 (29 %)
Gymnasium	141 (59 %)	237 (35 %)
Gesamt	238 (26 %)	672 (74 %)

Quelle: eigene Berechnungen, SOEP 2006–2008, N = 910

akademischen Bildungshintergrund sind es hingegen nur 21 Prozent. Umgekehrt besuchen 30 Prozent der Kinder von Eltern ohne akademischen Abschluss eine Hauptschule, aber nur sieben Prozent der Kinder aus Akademiker-Familien. Diese Unterschiede im Schulbesuch sind durch unterschiedliche Anteile eines *Underachievement* und *Overachievement* in den beiden Herkunftsgruppen mit verursacht. Das *Underachievement*-Risiko ist für Kinder aus Familien ohne akademischen Bildungshintergrund mit 20 Prozent ca. 2,5-mal so hoch wie für Kinder aus Akademiker-Familien.<sup>17</sup> Beim *Overachievement* sind die Unterschiede deutlich geringer.

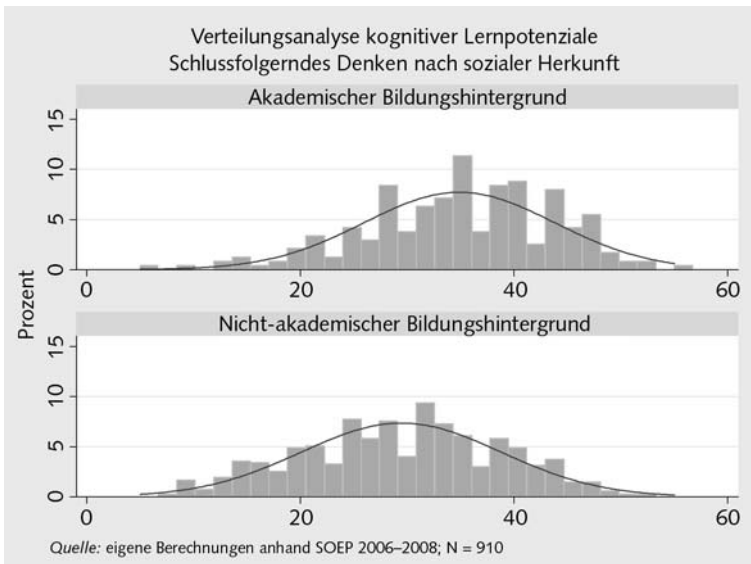
Wie Tabelle 2 ausweist, wäre die erwartbare Verteilung der Kinder beider Herkunftsgruppen auf die drei Schultypen ohne *Under-* und *Overachievement* deutlich gleicher als in der Realität. Der Dissimilaritätsindex<sup>18</sup> der realen Verteilung beträgt 45 (d. h. 45 Prozent der Jugendlichen müssten umverteilt werden, um eine gleiche Verteilung der beiden Herkunftsgruppen auf die drei Schultypen zu erreichen). Der Index für die erwartbare Verteilung be-

trägt hingegen nur 24 (das entspricht einer Reduzierung um fast die Hälfte). Chancengleichheit könnte damit durch eine Beseitigung von *Under-* und *Overachievement* substanziell erhöht werden. Gleichwohl gäbe es auch ohne *Under-* und *Overachievement* weiterhin unterschiedliche Verteilungen für die beiden Herkunftsgruppen. Ursache dafür sind unter anderem Unterschiede in den vorhandenen kognitiven Lernpotenzialen (siehe Abbildung 2). Kinder aus Familien mit akademischem Bildungshintergrund erreichen – nicht überraschend – höhere Werte bei den kognitiven Tests als Kinder aus Familien ohne akademischen Bildungshintergrund. Der Summenindex für Erstere ist im Mittel mit 34,9 (Standardabweichung von 8,9) höher als für Kinder aus Familien ohne akademischen Bildungshintergrund, sie erreichen nur 29,4 Punkte (9,4). Dieser Unterschied ist, wie in Abschnitt 3 erwähnt wurde, durch unterschiedliche Lernumwelten und Gelegenheiten mit verursacht.

Aufgrund unserer Schwellenwert-Definition von *Underachievement* (am schultypbezogenen Median der kognitiven Tests) ist die Spannbreite der kognitiven Lernpotenziale von *Underachievern* mit Werten zwischen 31 und 53 geringer als die Spannbreite der *Non-Underachiever* mit Werten zwischen 5 und 55. Um untersuchen zu können, inwieweit Kinder unterschiedlicher sozialer Herkunft bei einem gleichen Lernpotenzial durch Unterschiede in der Per-

<sup>17</sup> Dem gängigen Standard folgend berichten wir den odds ratio:  $(0,2/0,8) / (0,09/0,91) = 2,5$ .

<sup>18</sup> Der Dissimilaritätsindex ist die Summe der absoluten Differenzen der Anteilswerte für die drei Schultypen, dividiert durch zwei.



**Abb. 2** Verteilung kognitiver Lernpotenziale nach sozialer Herkunft

Quelle: eigene Berechnungen anhand SOEP 2006–2008; N = 910

sönlichkeitsstruktur ein ungleiches *Underachievement*-Risiko tragen, müssen alle betrachteten Jugendlichen ein Lernpotenzial haben, das für ein *Underachievement* ausreichend ist. Wir berücksichtigen daher in den weiteren Analysen nur jene Jugendlichen, die in den Tests für das kognitive Leistungspotenzial mindestens den Wert 31 erreicht haben. Nur sie sind einem *Underachievement*-Risiko ausgesetzt. Dies sind 485 Jugendliche, die wir fortan als unsere „at risk“-Analysestichprobe behandeln. Ausgeschlossen von den Analysen sind mehrheitlich Hauptschüler, die mit Werten zwischen 5 und 30 Punkten über ein relativ niedriges kognitives Leistungspotenzial verfügen. Analog umfasst die Analysestichprobe von Jugendlichen „at risk“ für ein *Overachievement* nur Haupt-, Realschüler und Gymnasiasten, deren Testwerte für das kognitive Leistungspotenzial bei maximal 30 Punkten liegen (425 Personen).

Unter den *Underachievement*-Risiken ausgesetzten Jugendlichen erhöht sich logischerweise der Anteil der *Underachiever*. Er beträgt 32 Prozent. Das Risiko eines *Underachievements* ist weiterhin stark sozial ungleich verteilt (siehe Tabelle 3). Kinder aus nicht-akademischem Elternhaus tragen ein fast 5mal so hohes Risiko (odds ratio = 4,7) wie Kinder aus Familien, in denen mindestens ein Elternteil ein (Fach)Hochschulstudium abgeschlossen hat. Dies ist nicht durch Unterschiede in den kognitiven Fähigkeiten verursacht, da die durchschnittlichen Testwerte für beide Herkunftsgruppen in der *at-risk*-Population nahezu gleich sind (39,5 zu 37,5).

Das höhere Risiko eines *Underachievement* bei weitgehend gleichem kognitivem Lernpotenzial resultiert daher stärker als für die Gesamtstichprobe aus sozial ungleichen Chancen für den Zugang zu den beiden höheren Schultypen. So besuchen 74 Prozent der Kinder aus Akademiker-Familien das Gymnasium, aber nur 33 Prozent der Kinder aus Familien ohne akademischen Bildungshintergrund. Unsere erste Basishypothese ( $H \rightarrow U$ ) ist damit bestätigt: Chancengleichheit wird im deutschen mehrgliedrigen Schulsystem durch ein sozial ungleiches *Underachievement*-Risiko mit verursacht.

Wir untersuchen nun die zweite Basishypothese ( $H \rightarrow P$ ), d. h. ob sich die Ausprägungen in den sechs Persönlichkeitsdimensionen für die beiden sozialen Herkunftsgruppen unterscheiden. Wie Tabelle 4 ausweist, bestehen zwischen den beiden Herkunftsgruppen keine signifikanten Unterschiede (in der *at-risk*-Population für ein *Underachievement*).<sup>19</sup> Kinder aus Akademiker-Familien haben von der Tendenz her lediglich einen etwas höheren Mittelwert in der Dimension *Offenheit für Erfahrungen* und einen etwas geringeren Anteil bei den Extremwerten in den Dimensionen *Verträglichkeit* und *Neurotizismus*. Damit kann die zweite Basishypothese nicht bestätigt werden. Dies bedeutet zu-

<sup>19</sup> Für die Gesamtstichprobe gibt es hingegen einen substantiellen Unterschied: Jugendliche aus Akademiker-Familien weisen signifikant höhere Ausprägungen in der Dimension *Offenheit für Erfahrungen* auf ( $t = 2.69$ ,  $df = 884$ ,  $p < 0.01$ ).

**Tabelle 3** *Underachievement* nach sozialer Herkunft für Jugendliche *at risk*

	Akademischer Bildungshintergrund	Nicht-akademischer Bildungshintergrund
	<i>Absolut (in Prozent)</i>	
Underachievement	21 (13 %)	132 (41 %)
	<i>Mittelwert (Standardabweichung)</i>	
Kognitives Lernpotenzial		
Schlussfolgerndes Denken (Summenindex)	39,5 (5,5)	37,5 (5,0)
Numerisch	16,1 (3,3)	16,3 (3,0)
Verbal	11,3 (3,0)	9,7 (3,0)
Figural	12,1 (2,7)	11,5 (2,6)
Gesamt	166 (34 %)	319 (66 %)

Quelle: eigene Berechnungen, nur Jugendliche *at risk* für ein *Underachievement*, SOEP 2006–2008

**Tabelle 4** Persönlichkeitsstruktur und soziale Herkunft für Jugendliche *at risk*

	Akademischer Bildungshintergrund	Nicht-akademischer Bildungshintergrund
	<i>Mittlere T-Werte (Standardabweichung)</i>	
Offenheit für Erfahrungen	55,7 ( 9,1 %)	54,8 (10,1 %)
Extraversion	51,2 (10,4 %)	51,5 (10,6 %)
	<i>Anteil im Extrembereich*</i>	
Gewissenhaftigkeit	49 %	51 %
Verträglichkeit	26 %	31 %
Neurotizismus	8 %	12 %
Risikobereitschaft	33 %	33 %

Zur Operationalisierung siehe Abschnitt 3.

\* Gewissenhaftigkeit und Verträglichkeit: Anteil der Personen mit T-Werten kleiner als 40 oder größer als 60; Neurotizismus: T-Werte größer als 60; Risikobereitschaft: Werte kleiner 4 oder größer 7 (bei Verteilungstests mit linearer Verwendung gibt es gleichfalls keine signifikanten Unterschiede).

Quelle: eigene Berechnungen, nur Jugendliche *at risk* für ein *Underachievement*, SOEP 2006–2008

gleich, dass auch Hypothese 1 widerlegt ist, denn Verteilungsunterschiede in den Persönlichkeitsstrukturen können dementsprechend keinen Erklärungsbeitrag für das höhere *Underachievement*-Risiko bei Kindern aus Familien ohne akademischen Bildungshintergrund leisten.

Als Grundvoraussetzung für unsere Hypothesen 2 und 3 prüfen wir nun unsere dritte Basishypothese ( $P \rightarrow U$ ). Das heißt, gibt es Unterschiede in den Persönlichkeitsausprägungen zwischen *Underachievern* und *Non-Underachievern* (mit vergleichbarem kognitiven Potenzial)? Tabelle 5 zeigt zwei signifikante Unterschiede: Zum einen sind die Ausprägungen in der Persönlichkeitsdimension *Offenheit für Erfahrungen*<sup>20</sup> in der Gruppe der *Underachiever*

niedriger. Dabei handelt es sich um einen Effekt mittlerer Stärke ( $d = 0,39$ )<sup>21</sup>. Zum anderen ist der Anteil der *Underachiever* mit extremen Ausprägungen auf dem Faktor *Gewissenhaftigkeit* größer als bei den *Non-Underachievern*. Die anderen Persönlichkeitsmerkmale (einschließlich Risikobereitschaft) sind in beiden Gruppen gleich verteilt. Damit ist unsere dritte Basishypothese bestätigt: Es gibt Unterschiede in der Persönlichkeitsstruktur der *Underachiever*.

<sup>20</sup> In der Literatur wird bei der Interpretation der Dimension *Offenheit für Erfahrungen* kontrovers diskutiert, ob ihre Bedeutung nicht zu nah am Konstrukt der Intelligenz liegt. In unseren Daten ist die Korrelation zwischen *Offenheit* und dem Summenindex der kognitiven Fähigkeiten

nahezu null (0,008). Somit gibt es keine Konfundierung beider Faktoren.

<sup>21</sup> Cohens  $d$  ist ein Maß für die Effektgröße eines Mittelwertunterschieds zwischen zwei Gruppen. Dazu werden die Mittelwerte anhand ihrer Varianzen standardisiert (Cohen 1988).

**Tabelle 5** Persönlichkeitsstruktur und Bildungserfolg

	Non-Underachiever	Underachiever
<i>Mittlere T-Werte (Standardabweichung)</i>		
Offenheit für Erfahrungen	56,3 (9,3) <sup>1)</sup>	52,5 (10,1) <sup>1)</sup>
Extraversion	51,5 (10,7)	51,3 (10,1)
<i>Anteil im Extrembereich*</i>		
Gewissenhaftigkeit	48 % <sup>2)</sup>	56 % <sup>2)</sup>
Verträglichkeit	29 %	30 %
Neurotizismus	10 %	12 %
Risikobereitschaft	32 %	34 %

Zur Operationalisierung siehe Abschnitt 3.

\* Gewissenhaftigkeit und Verträglichkeit: Anteil der Personen mit T-Werten kleiner als 40 oder größer als 60; Neurotizismus: T-Werte größer als 60; Risikobereitschaft: Werte kleiner 4 oder größer 7 (die Befunde sind bei Verwendung linearer Verteilungen gleich).

<sup>1)</sup>  $t = 4.04$ ,  $df = 467$ ,  $p < 0,01$ , <sup>2)</sup>  $\chi^2(1) = 3.00$ ,  $p < 0,10$

Quelle: eigene Berechnungen, nur Jugendliche *at risk* für ein *Underachievement*, SOEP 2006–2008

## 5. Hypothesentests und multivariate Analysen

Wir kommen nun zur Überprüfung unserer vier Hypothesen. Dazu haben wir binäre logistische Regressionen geschätzt. Die abhängige Variable ist das Risiko, der Gruppe der *Underachiever* anzugehören. Ausgewiesen sind zum einen odds ratios (Effektkoeffizienten). Hier signalisieren Werte größer als eins ein erhöhtes Risiko und Werte kleiner als eins ein geringeres Risiko. Für den Vergleich von Modellen können odds ratios aufgrund der Skalenzerrung durch unterschiedliche Varianzanteile nicht verwendet werden. Daher weisen wir zum anderen auch  $y$ -standardisierte Koeffizienten aus, die dieses Problem lösen. Dazu werden die Logit-Koeffizienten durch die geschätzte Standardabweichung der latenten Variable des jeweiligen Modells geteilt (Mood 2009).  $Y$ -standardisierte Koeffizienten sind keine odds ratios. Werte kleiner als null bedeuten eine geringere Wahrscheinlichkeit des Eintretens eines *Underachievements*, Werte größer als null eine höhere Wahrscheinlichkeit.

Die Ergebnisse der Modelle 1 und 2 in Tabelle 6 bestätigen die deskriptiven Befunde. Die beiden Determinanten soziale Herkunft und Persönlichkeitsstruktur – Offenheit für Erfahrungen sowie extreme Ausprägungen von Gewissenhaftigkeit – haben einen jeweils eigenständigen Erklärungsbeitrag für das Risiko eines *Underachievements*. Konform zu unserer Ablehnung von Basishypothese 2 ( $H \rightarrow P$ ) in Abschnitt 4 zeigt der Vergleich der Modelle 1 und 3, dass sich der Effekt der sozialen Herkunft bei Kontrolle der Verteilung der Persönlichkeitseigenschaften kaum verändert. Der  $y$ -standardisierte Koeffizient für die soziale Herkunft ver-

ringert sich nur von 1,24 auf 1,16. Der Einfluss der sozialen Herkunft auf das Risiko eines *Underachievements* kann demzufolge nicht mit Verteilungsunterschieden in Persönlichkeitsstrukturen erklärt werden. Damit ist unsere Hypothese 1 abzulehnen.

Im Folgenden prüfen wir die Hypothesen 2 und 3, die einen unterschiedlichen Einfluss der Persönlichkeitsstruktur auf das *Underachievement*-Risiko für die beiden Herkunftsgruppen postulieren. Modelle 4a und 4b in Tabelle 6 weisen die Koeffizienten für den Einfluss der beiden Persönlichkeitsdimensionen für die beiden Herkunftsgruppen aus. Für Kinder aus Familien ohne akademischen Bildungshintergrund ist die Dimension *Offenheit für Erfahrungen* signifikant (Modell 4a). Für Kinder aus Akademiker-Familien zeigt sich ein signifikanter Einfluss der Dimensionen *Offenheit für Erfahrungen* sowie *Gewissenhaftigkeit* (Modell 4b). Letztere ist mit einem  $p$ -Wert von 0,062 oberhalb des 5- aber weit unterhalb des 10-Prozent-Niveaus signifikant. Angesichts der konservativen Prüfung mit einem zweiseitigen Test (obgleich unsere Hypothesen gerichtet sind und damit auch durch einen einseitigen Test geprüft werden könnten) und der kleinen Fallzahl werten wir dies als Signal für einen signifikanten Einfluss. Der Vergleich der Ergebnisse der Modelle 4a und 4b deutet an, dass die beiden Persönlichkeitsmerkmale das Risiko, zur Gruppe der *Underachiever* zu gehören, bei Kindern aus Familien mit akademischem Hintergrund stärker beeinflussen als bei Kindern aus Familien ohne akademischen Hintergrund. Der signifikante Interaktionseffekt zwischen sozialer Herkunft und *Offenheit für Erfahrungen* in Modell 5 unterstützt diesen Befund.



**Tabelle 6** Binäre logistische Regression zum *Underachievement-Risiko* (odds ratios und *y-standardisierte Koeffizienten*)

Unabhängige Variablen	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4a Nicht-akademischer Bildungshintergrund	Modell 4b Akademischer Bildungshintergrund	Modell 5 Interaktionsmodell
<b>Soziale Herkunft</b>						
Nicht-akademischer Bildungshintergrund (Ref: akademischer Bildungshintergrund)	4,67 (0,000)		4,69 (0,000)			5,99 (0,000)
	1,24		1,16			1,20
<b>Persönlichkeit</b>						
Offenheit <sup>a</sup>		1,53 (0,000)	1,53 (0,000)	1,38 (0,006)	2,77 (0,001)	2,77 (0,001)
		0,39	0,32	0,31	0,71	0,68
Gewissenhaftigkeit <sup>b</sup>		1,47 (0,061)	1,48 (0,069)	1,29 (0,276)	2,60 (0,062)	2,60 (0,062)
		0,35	0,29	0,24	0,67	0,64
<b>Interaktion</b>						
Herkunft * Offenheit						0,50 (0,039)
						-0,46
Herkunft * Gewissenhaftigkeit						0,50 (0,215)
						-0,47
Pseudo R <sup>2</sup> (Nagelkerke)	0,10	0,05	0,15	0,03	0,23	0,16
LR Chi <sup>2</sup>	42,55	19,57	60,80	8,63	15,62	66,80
N	469	469	469	306	163	469

Odds ratios bzw. Effektkoeffizienten =  $\exp(\beta)$ , in Klammern die dazugehörige p-Werte, dritte Zeile *y-standardisierte Koeffizienten*.

<sup>a</sup> z-standardisierte, invertierte Variable (Mittelwert = 0, Standardabweichung = 1, Max. = neg., Min. = pos.).

<sup>b</sup> Dummy-kodierte Variable (1 = Extrembereich / T-Werte < 40 und > 60; 0 = mittlere Ausprägungen / T-Werte 40 bis 60).

Quelle: Eigene Berechnungen, nur Jugendliche *at risk* für ein *Underachievement*, SOEP 2006–2008

Hinter diesem höheren Einfluss bei Kindern aus Akademiker-Familien könnte sich die Tatsache verbergen, dass *Underachievement* Unterschiedliches in Bezug auf den potenziell möglichen Schulbesuch in den beiden Herkunftsgruppen bedeutet. Dies ist jedoch nicht der Fall. Die Anteile an *Underachievern* auf Haupt- und Realschulen sind in beiden Gruppen gleich groß (siehe Tabelle 2). Gleichwohl unterscheiden sich die kognitiven Fähigkeiten der *at-risk*-Jugendlichen der beiden Herkunftsgruppen leicht (siehe Tabelle 3). Um auszuschließen, dass unser Interaktionseffekt durch diesen – wenn auch geringen – Unterschied verursacht ist, betrachten wir zur weiteren Bestätigung des unterschiedlichen Einflusses von Persönlichkeitsausprägungen auf das Risiko eines *Underachievements* im Folgenden nur Schüler mit einem kognitiven Lernpotenzial, das mindestens dem Median der Gymnasialverteilung (37 Punkte) entspricht. Das heißt, wir untersuchen, ob sich ein stärkerer Einfluss für Kinder aus Akademiker-Familien auch zeigt, wenn nur das *Underachievement-Risiko* beim Besuch des Gymnasiums

untersucht wird. *At risk* sind 17 Haupt- und 99 Realschüler (*Underachiever*), die mit 157 Gymnasiasten (*Non-Underachiever*) verglichen werden. Der Einfluss der sozialen Herkunft auf das *Underachievement-Risiko* ist hier noch stärker: 18 Prozent der Kinder aus Akademiker-Familien im Vergleich zu 58 Prozent der Kinder aus Familien ohne akademischen Bildungshintergrund gehören zur Gruppe der *Underachiever*. Die Persönlichkeitsunterschiede zwischen *Underachievern* und *Non-Underachievern* sind identisch mit denen der gesamten *at-risk*-Stichprobe. Die Ergebnisse der analog zu Tabelle 6 geschätzten logistischen Regressionsmodelle zeigen gleichfalls einen stärkeren Einfluss der Persönlichkeitsdimension *Gewissenhaftigkeit* für Kinder aus Akademiker-Familien (nicht ausgewiesen).

Diese Befunde deuten auf einen sozial ungleichen Einfluss von Persönlichkeitsmerkmalen auf das *Underachievement-Risiko* entsprechend unserer Hypothese 3 hin. Für Kinder aus beiden Herkunftsgruppen hat die Dimension *Offenheit für Erfahrung*

**Tabelle 7** Persönlichkeitsstruktur und soziale Herkunft von *Underachievern*

	Akademischer Bildungshintergrund		Nicht-akademischer Bildungshintergrund
	<i>Underachiever</i>	<i>Non-Underachiever</i>	<i>Underachiever</i>
	<i>Mittlere T-Werte (Standardabweichung)</i>		
Offenheit für Erfahrungen	49,6 (9,1) <sup>1)</sup>	56,6 (8,7) <sup>1)</sup>	52,9 (10,2)
Extraversion	53,4 (9,7)	50,9 (10,5)	50,9 (10,1)
	<i>Anteil im Extrembereich*</i>		
Gewissenhaftigkeit	67 % <sup>2)</sup>	46 % <sup>2)</sup>	54 %
Verträglichkeit	29 %	25 %	30 %
Neurotizismus	0 %	9 %	14 %
Risikobereitschaft	24 %	34 %	36 %
N	21	142	125

Zur Operationalisierung siehe Abschnitt 3.

\* Gewissenhaftigkeit und Verträglichkeit: Anteil der Personen mit T-Werten kleiner als 40 oder größer als 60; Neurotizismus: T-Werte größer als 60; Risikobereitschaft: Werte kleiner 4 oder größer 7 (die Befunde sind bei Verwendung linearer Verteilungen gleich)

<sup>1)</sup>  $t = 4.04$ ,  $df = 467$ ,  $p < 0,01$ , <sup>2)</sup>  $\chi^2(1) = 3.00$ ,  $p < 0,10$

Quelle: eigene Berechnungen, nur Jugendliche *at risk* für ein *Underachievement*, SOEP 2006–2008

gen einen signifikanten Einfluss auf das *Underachievement*-Risiko, bei Kindern aus Akademiker-Familien ist dieser Einfluss jedoch stärker. Zudem beeinflusst *Gewissenhaftigkeit* das *Underachievement*-Risiko signifikant nur bei Kindern von Eltern mit akademischem Abschluss. Damit ist Hypothese 2, in der ein stärkerer Einfluss für Kinder von Eltern ohne akademischen Abschluss formuliert wurde, abzulehnen.

Wir haben zwei Begründungen für Hypothese 3 formuliert: zum einen stärker negative Auswirkungen, wenn Kinder aus Akademiker-Familien von den stereotypen Mittelschicht-Erwartungen abweichen, und zum anderen ein stärkerer Selektionseffekt bei ihnen. Nur Letzteres können wir mit den im SOEP vorliegenden Informationen direkt überprüfen. In Tabelle 7 sind dazu die Ausprägungen der Persönlichkeitsstrukturen von *Underachievern* für die beiden Herkunftsgruppen sowie für *Non-Underachiever* aus Akademiker-Familien dargestellt. Hier zeigt sich, dass sich *Underachiever* aus Familien mit akademischem Bildungshintergrund in ihrer Persönlichkeitsstruktur (insbesondere in den Dimensionen *Offenheit für Erfahrungen* und *Gewissenhaftigkeit*) deutlich von den *Non-Underachievern* gleicher Herkunft sowie auch den *Underachievern* aus Familien ohne akademischen Bildungshintergrund unterscheiden. Im Unterschied dazu haben *Underachiever* aus Familien ohne akademischen Bildungshintergrund, wie der Vergleich von Tabelle 4 und 7 zeigt, kaum unterschiedliche Persönlichkeitsstrukturen. Diese Befunde weisen gemäß unserer Selektionsbegründung darauf hin, dass die

Gruppe der *Underachiever* aus Akademiker-Familien deutlich selektiver ist.

Bevor wir uns der Überprüfung unserer Hypothese 4 zuwenden, sei noch erwähnt, dass auch die *Overachievement*-Chancen von der sozialen Herkunft abhängen. In einer logistischen Regression, in der nur die Jugendlichen „*at risk*“ für ein *Overachievement* berücksichtigt wurden (deren Summenindex der kognitiven Tests maximal 30 Punkte beträgt), zeigt sich gleichfalls ein signifikanter Herkunftseffekt, der in Stärke und Modellgüte mit den Ergebnissen für das *Underachievement*-Risiko vergleichbar ist (nicht ausgewiesen).

Abschließend untersuchen wir entsprechend unserer Hypothese 4, ob der Einfluss der Persönlichkeit eines Schülers auf das *Underachievement*-Risiko der Tatsache geschuldet ist, dass dessen kognitive Lernpotenziale nicht entdeckt und gefördert werden und *Underachiever* aus diesem Grund nicht den höheren – „passenden“ – Schultyp besuchen (können). Dazu werden in Tabelle 8 die Schulleistungen (Deutsch- und Mathematiknote auf dem letzten Zeugnis) der *Underachiever* mit denen der *Non-Underachiever* verglichen. Da die Notengebung in Haupt- und Realschule nicht vergleichbar ist, betrachten wir hier nur die Gruppe der Realschüler.<sup>22</sup> Die Gruppe der *Underachiever* schneidet in beiden Fächern deutlich besser ab als die Gruppe

<sup>22</sup> Für die Hauptschüler allein ist ein solcher Vergleich nicht möglich, da es gemäß unserer Definition auf Hauptschulen keine *Underachiever* gibt.

**Tabelle 8** Schulnoten und *Underachievement* von Realschülern, getrennt nach sozialer Herkunft (Mittelwerte, Standardabweichung in Klammern)

	Schulnoten im letzten Zeugnis			n
	<i>Underachiever</i>	<i>Non-Underachiever</i>	Effektstärke <i>d</i>	
Akademischer Hintergrund				
Deutsch	2,6 (1,0)	3,0 (1,0)	0,40	37
Mathematik	2,1 (0,9)	3,0 (0,9)	1,00	37
Nicht-akademischer Hintergrund				
Deutsch	2,9 (0,8)	3,1 (0,7)	0,27	166
Mathematik	2,7 (0,9)	3,0 (0,9)	0,33	167

Quelle: Eigene Berechnungen, nur Realschüler *at risk* für ein *Underachievement*, SOEP 2006–2008

der *Non-Underachiever*.<sup>23</sup> Dieser Unterschied ist bei Kindern aus akademischem Elternhaus – insbesondere in Mathematik – deutlicher größer als bei Kindern aus Familien ohne akademischen Bildungshintergrund. Dieser Befund ist konform mit unserer Hypothese 4. Im Zusammenhang mit der Ablehnung unserer Hypothesen 1 und 2 und der Bestätigung von Hypothese 3 (einschließlich der Selektionsbegründung) deutet dies darauf hin, dass herkunftsabhängige Bildungsentscheidungen bei gleicher Leistung in stärkerem Maße das *Underachievement*-Risiko von Kindern beeinflussen als Leistungsunterschiede.

## 6. Zusammenfassung

In diesem Beitrag haben wir Ungleichheit in den Bildungschancen aus der Perspektive von *Under- und Overachievement* untersucht. Wir haben einen interdisziplinären Zugang mit der Kombination soziologischer und psychologischer Einflussfaktoren gewählt, um damit auch für die Soziologie eine zusätzliche Erklärungsperspektive zu eröffnen. Neben der Einführung des *Under- und Overachievements* als Gegenstand für die soziologische Bildungsforschung sind wir der Frage nach der Vermittlung des Einflusses der sozialen Schichtzugehörigkeit über die Ausprägung in sechs Persönlichkeitsdimensionen auf den Bildungserfolg nachgegangen. Dies ist – wie die Befunde unserer Analysen zeigen – eine Fragestellung, die in der Forschung stärkere Beachtung verdient hat.

<sup>23</sup> Hier zeigt sich der grundlegende Unterschied zwischen der klassischen psychologischen Definition, bei der *Underachievement* durch unterhalb von Lernpotenzialen liegende Schulnoten definiert wird, und unserem Ansatz, der die kognitiven Lernpotenziale zu den erreichbaren Bildungszertifikaten in Beziehung setzt.

Chancengleichheit kann – so die Befunde unserer Untersuchung – substanziiell durch eine Beseitigung von *Under- und Overachievements* erhöht werden. Der Übergang von Kindern nach der Grundschule auf die unterschiedlichen Sekundarschultypen ist mit einem hohen Anteil an „Fehlallokationen“ verbunden. In unserer Stichprobe besuchten 301 der 910 Jugendlichen (33 % Prozent) einen Schultyp über- oder unterhalb ihres kognitiven Lernpotenzials. Insbesondere in Bezug auf das *Underachievement* ist hierbei kritisch festzuhalten, dass damit einer relativ hohen Anzahl junger Menschen Bildungs- und Berufschancen verwehrt bleiben. Ferner konnten wir zeigen, dass Kinder aus sozial schwächeren Familien ein höheres *Underachievement*-Risiko tragen als Kinder von Eltern mit einem akademischen Abschluss. Dies widerspricht der Forderung nach Chancengleichheit.

Als eine der möglichen Ursachen für *Underachievement* haben wir Persönlichkeitsunterschiede untersucht und gefragt, inwieweit sie den Einfluss der sozialen Herkunft auf das *Underachievement*-Risiko vermitteln. Mit der Ablehnung unserer Basishypothese 2 (H → P) und unserer Hypothese 1, in der ein Kompositionseffekt als Ursache formuliert wurde, deuten die Befunde unserer Analyse darauf hin, dass Verteilungsunterschiede in den Persönlichkeitsmerkmalen nach sozialer Herkunft keinen Einfluss auf das *Underachievement* haben. Gleichfalls konnten wir unsere Hypothese 2 nicht bestätigen, in der ein stärkerer Einfluss der Persönlichkeitsstruktur für Kinder von Eltern ohne akademischen Abschluss formuliert wurde. Vielmehr fanden wir – konform zu unserer Hypothese 3 – einen stärkeren Einfluss der Persönlichkeitsdimensionen *Offenheit für Erfahrungen* und *Gewissenhaftigkeit* auf das *Underachievement*-Risiko bei Kindern aus Akademiker-Familien. In unseren Analysen gab es Anzeichen, dass die Ursache dafür in einer stärkeren Se-

lektion unter Kindern aus Akademiker-Familien besteht. Das heißt, erst bei einer schulisch stark nachteiligen Persönlichkeitsstruktur besuchen Kinder von Eltern mit einem akademischen Abschluss – trotz vorhandenen kognitiven Lernpotenzials – keinen höheren Schultyp (insbesondere das Gymnasium). Die Ursache dafür könnte sein, dass Eltern sich erst dann gegen den Besuch des Gymnasiums entscheiden, wenn der Lernerfolg auf dem höheren Schultyp sehr stark beeinträchtigt ist. Als erstes Ergebnis ist festzuhalten: Das höhere *Underachievement*-Risiko für Kinder aus niedrigeren Schichten kann weder durch Unterschiede in der Verteilung von schulisch vorteilhaften und nachteiligen Persönlichkeitsmerkmalen (einschließlich Risikoaversion) noch durch einen allgemein stärkeren Einfluss von Persönlichkeitsmerkmalen bei ihnen erklärt werden.

Analysen zu den Schulnoten deuten zweitens darauf hin, dass die sozial ungleiche Verteilung von *Underachievement*-Risiken wohl eher durch sekundäre Herkunftseffekte zu erklären ist. Bei aller Vorsicht, die angesichts unserer Analysen auf Basis der Schulnoten am Ende der Schulzeit geboten ist, legen unsere Befunde nahe, dass die Lernpotenziale der *Underachiever* sehr wohl „entdeckt“ werden, es also weniger die fehlenden Leistungen von Kindern mit schulisch nachteiligen Persönlichkeitseigenschaften sind, die zu einem *Underachievement* führen. Vielmehr scheinen herkunftsabhängige Bildungsentscheidungen die Ursache zu sein. Für eine besondere Relevanz von Bildungsentscheidungen für *Underachievement*-Risiken spricht auch die höhere persönlichkeitsbezogene Selektivität der *Underachiever* aus Familien mit akademischem Bildungshintergrund.

Bildungspolitisch zeigen die hohen Anteile an *Under-* und *Overachievern* in unserem Beitrag einmal

mehr, wie wenig das segregierte deutsche Schulsystem mit seinen Zuweisungspraktiken zu unterschiedlichen Bildungsgängen zu rechtfertigen ist. Unsere Konzeption von *Underachievement* ist keinesfalls als Empfehlung für die Herstellung (oder die Aufrechterhaltung der Fiktion) leistungshomogener Lerngruppen über ein *ability tracking* zu verstehen. Sie orientiert sich zwar an dem zur Legitimation der Segregation verwendeten Ideal leistungshomogener Lerngruppen, um jedoch aufzuzeigen, dass hierdurch Lernpotenziale ungenutzt bleiben und insbesondere Kindern aus niedrigeren Schichten Entwicklungsmöglichkeiten vorenthalten werden. Die Ergebnisse unserer Analysen stützen dabei die in bildungspolitischen Diskussionen immer wieder formulierte Forderung, dass Entscheidungen über unterschiedliche Bildungswege möglichst spät in der Bildungsbiografie erfolgen sollten. Dies wäre auch ein wichtiger Schritt zum Abbau von *Underachievement* und damit letztendlich von Bildungsungleichheiten im deutschen Schulsystem.

### **Anhang: Ergänzende Angaben zu den empirischen Daten**

Alle Analysen erfolgten mit Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP): Datenlieferung 2009 (Vorab-Version). Die Formulierungen der einzelnen Items auf Fragebogen-Ebene sind in den Dokumentationen des SOEP (online allgemein zugänglich) ersichtlich.

Die von uns vorgenommenen Operationalisierungen werden im Datenteil des Artikels genau beschrieben.

Datenfile Variable	Erhobenes Konstrukt
<b>cogdj</b>	
djstat	Bearbeitungsinformation kognitive Tests
sdindex	Summenindex richtiger Antworten aus allen 3 Subtests
analog	Anzahl richtiger Antworten im verbalen Testteil
rechenz	Anzahl richtiger Antworten im numerischen Testteil
matrize	Anzahl richtiger Antworten im figuralen Testteil
schule	Bildungsbeteiligung zum Erhebungszeitpunkt
<b>bioparen</b>	
vbbil	Höchster Bildungsabschluss des Vaters
vegp	Berufliche Stellung des Vaters (EGP-Schema)
mbbil	Höchster Bildungsabschluss der Mutter
megp	Berufliche Stellung der Mutter (EGP-Schema)
<b>\$page17*</b>	
\$j9101...9115	Big Five-Items
\$j89	Risikoaversion
<b>bioage17</b>	
bygebjah	Geburtsjahr
byntdeut	Deutsch-Note
byntmath	Mathematik-Note
<b>\$hgen</b>	
nuts106...108	Bundeslandinformation zum Erhebungszeitpunkt (2006–2008)

\* Für Jugendliche der Geburtsjahrgänge 1987 und 1988 stammen die Persönlichkeitsvariablen aus den \$p-files.

## Literatur

- Amthauer, R. / Brocke, B. / Liepmann, D. / Beauducel, A., 2001: I-S-T 2000R. Intelligenz-Struktur-Test 2000R. Göttingen: Hogrefe.
- Andresen, B., 1995: Risikobereitschaft (R) – der sechste Basisfaktor der Persönlichkeit. *Zeitschrift für differentielle und diagnostische Psychologie* 16: 210–236.
- Anger, S. / Heineck, G., 2008: Cognitive Abilities and Earnings. *Applied Economics Letters* (doi: 10.1080/13504850802297855).
- Asendorpf, J.B., 2007: *Psychologie der Persönlichkeit*. Berlin: Springer.
- Asendorpf, J.B. / Denissen, J.J.A. / van Aken, M.A.G., 2009: Personality Trajectories From Early Childhood Through Emergent Adulthood. S. 119–144 in: W. Schneider / M. Bullock (Hrsg.), *Human Development from Early Childhood to Early Adulthood*. New York: Psychology Press.
- Baker, J.A. / Bridger, R. / Evans, K., 1998: Models of Underachievement Among Gifted Preadolescents: The Role of Personal, Family, and School Factors. *Gifted Child Quarterly* 42: 5–15.
- Bandura, A., 1977: *Social Learning Theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Becker, P., 1999: Beyond the Big Five. *Personality and Individual Differences* 26: 511–530.
- Bempechat, J. / Ginsburg, H.P., 1989: *Underachievement and Educational Disadvantage: The Home und School Experience of At-Risk Youth*. New York: ERIC Clearinghouse.
- Blickle, G., 1996: Personality traits, learning strategies, and performance. *European Journal of Personality* 10: 337–352.
- Bonin, H. / Dohmen, T. / Falk, A. / Huffman, D. / Sunde, U., 2007: Cross-sectional earnings risk and occupational sorting: The role of risk attitudes. *Labour Economics* 14: 926–937.
- Borghans, L. / Duckworth, A.L. / Heckman, J.J. / ter Weel, B., 2008: The Economics and Psychology of Personality Traits. *Journal of Human Resources* 43: 1–164.
- Boudon, R., 1974: *Education, Opportunity, and Social Inequality*. New York: Wiley.
- Bourdieu, P., 1982: *Die feinen Unterschiede*. Frankfurt a.M.: Suhrkamp.
- Bourdieu, P. / Passeron, J.C., 1971: *Die Illusion der Chancengleichheit*. Stuttgart: Klett-Cotta.

- Breen, R. / Goldthorpe, J.H., 1997: Explaining educational differentials. *Rationality and Society* 9: 275–305.
- Brewer, M.B. / Brown, R.J., 1998: Intergroup relations. S. 554–594 in: D.T. Gilbert / S.T. Fiske / G. Lindzey (Hrsg.), *The handbook of social psychology*. Boston, MA: McGraw-Hill.
- Carrier, J.G., 1983: Masking the Social in Educational Knowledge. *American Journal of Sociology* 88: 948–978.
- Cattell, R.B., 1987: *Intelligence: Its structure, growth, and action*. New York: Elsevier.
- Ceci, S.J., 1991: How Much Does Schooling Influence General Intelligence and Its Cognitive Components? *Developmental Psychology* 27: 703–722.
- Cheung, C.-K. / Rudowicz, E., 2003: Underachievement and attributions among students attending schools stratified by student ability. *Social Psychology of Education* 6: 303–323.
- Chowdhury, M.S. / Amin, M.N., 2006: Personality and students' academic achievement: Interactive effects of conscientiousness and agreeableness on students' performance in principles of economics. *Social Behavior and Personality* 34: 381–388.
- Cohen, J., 1988: *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Dahrendorf, R., 1979: *Lebenschancen*. Frankfurt a.M.: Suhrkamp.
- de Fruyt, F. / Mervielde, I., 1996: Personality and interests as predictors of educational streaming and achievement. *European Journal of Personality* 10: 405–425.
- de Raad, B. / Schouwenburg, H.C., 1996: Personality in learning and education. *European Journal of Personality* 10: 303–336.
- Dehne, M. / Schupp, J., 2007: Persönlichkeitsmerkmale im Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) – Konzept, Umsetzung und empirische Eigenschaften. *Research Notes* No. 26. Berlin: DIW.
- Di Fabio, A. / Busoni, L., 2007: Fluid intelligence, personality traits and scholastic success. *Personality and Individual Differences* 43: 2095–2104.
- Ditton, H., 2004: Der Beitrag von Schule und Lehrern zur Reproduktion von Bildungsungleichheit. S. 243–271 in: R. Becker / W. Lauterbach (Hrsg.), *Bildung als Privileg?* Wiesbaden: VS Verlag.
- Dohmen, T. / Falk, A. / Huffman, D. / Sunde, U. / Schupp, J. / Wagner, G.G., 2005: Individual Risk Attitudes: New Evidence from a Large, Representative, Experimentally-Validated Study. *IZA Discussion Paper* No. 1730. Bonn: IZA.
- Dohmen, T. / Falk, A. / Huffman, D. / Sunde, U., 2006: The Intergenerational Transmission of Risk and Trust Attitudes. *IZA Discussion Paper* No. 2380. Bonn: IZA.
- Duckworth, A.L. / Seligman, M.E.P., 2005: Self-discipline outdoes IQ in predicting academic performance of adolescents. *Psychological Science* 16: 939–944.
- Entwistle, N.J., 1972: Personality and Academic Attainment. *British Journal of Educational Psychology* 42: 137–151.
- Erikson, E.H., 1963: *Childhood and Society*. New York: Norton.
- Eysenck, H.J., 1996: Personality and the experimental study of education. *European Journal of Personality* 10: 427–439.
- Fiske, S.T., 1998: Stereotyping, prejudice, and discrimination. S. 357–411 in: D.T. Gilbert / S.T. Fiske / G. Lindzey (Hrsg.), *Handbook of social psychology*. New York: McGraw-Hill.
- Ford, D.Y., 1996: *Reversing underachievement among gifted black students*. New York Teachers College.
- Furnham, A. / Chamorro-Premuzic, T. / McDougall, F., 2003: Personality, cognitive ability, and beliefs about intelligence as predictors of academic performance. *Learning and Individual Differences* 14: 49–66.
- Gerlitz, J.-Y. / Schupp, J., 2005: Zur Erhebung der Big-Five basierten Persönlichkeitsmerkmale im SOEP. *Research Notes* No. 4. Berlin: DIW.
- Greenberger, E. / O'Neil, R. / Nagel, S.K., 1994: Linking workplace and homeplace: Relations between the nature of adult work and their parenting behavior. *Developmental Psychology* 30: 990–1002.
- Heaven, P.C.L. / Ciarrochi, J., 2008: Parental Styles, Conscientiousness, and Academic Performance in High School. *Personality and Social Psychology Bulletin* 34: 451–461.
- Heaven, P.C.L. / Mak, A. / Barry, J. / Ciarrochi, J., 2002: Personality and family influences on adolescent attitudes to school and self-rated academic performance. *Personality and Individual Differences* 32: 453–462.
- Heineck, G. / Anger, S., 2009: The Returns to Cognitive Abilities and Personality Traits in Germany. *Labour Economics* (im Erscheinen).
- Hurrelmann, K., 2006: *Einführung in die Sozialisations- theorie*. Weinheim: Beltz.
- Jencks, C. / Crouse, J. / Mueser, P., 1983: The Wisconsin Model of Status Attainment: A National Replication with Improved Measures of Ability and Aspiration. *Sociology of Education* 56: 3–19.
- John, O.P. / Caspi, A. / Robins, R.W. / Moffitt, T.E. / Stouthamer-Loeber, M., 1994: The "Little Five": Exploring the Nomological Network of the Five-Factor Model of Personality in Adolescent Boys. *Child Development* 65: 160–178.
- John, O.P. / Srivastava, S., 1999: The Big Five Taxonomy: History, Measurement, and Theoretical Perspectives. S. 102–138 in: L.A. Pervin / O.P. John (Hrsg.), *Handbook of Personality Theory and Research*. New York: Guilford Press.
- Kohn, M.L., 1981: *Persönlichkeit, Beruf und soziale Schichtung*. Stuttgart: Klett-Cotta.
- Komarraju, M. / Karau, S.J., 2005: The relationship between the big five personality traits and academic motivation. *Personality and Individual Differences* 39: 557–567.
- Lang, F.R., 2005: Erfassung des kognitiven Leistungspotenzials und der „Big Five“ mit Computer-Assisted-Personal-Interviewing (CAPI): Zur Reliabilität und Validität zweier ultrakurzer Tests und des BFI-S. *DIW Research Notes* Nr. 9. Berlin: DIW.
- Lau, K.-L. / Chan, D.W., 2001: Identification of Under-achievers in Hong Kong: Do Different Methods Select

- Different Underachievers? *Educational Studies* 27: 187–200.
- Lehnart J. / Wrzus, C. / Neyer, F.J., 2008: Dynamische Transaktionen zwischen Persönlichkeit und Beziehungen. S. 149–171 in: F.J. Neyer / E.M. Spinath (Hrsg.), *Anlage und Umwelt. Neue Perspektiven für die Sozialwissenschaften*. Stuttgart: Lucius & Lucius.
- McCrae, R.R. / Costa, P.T.Jr., 1999: A Five-Factor Theory of Personality. S. 139–153 in: L.A. Pervin / O.P. John (Hrsg.), *Handbook of Personality Theory and Research*. New York: Guilford.
- McCrae, R.R. / Costa, P.T.Jr. / Ostendorf, F. / Angleitner, A. / Hrebickova, M. / Avia, M.D. / Sanz, J. / Sanchez-Bernardos, M.L., 2000: Nature Over Nurture: Temperament, Personality, and Life Span Development. *Journal of Personality and Social Psychology* 78: 173–186.
- Mood, C., 2009: Logistic Regression: Why We Cannot Do What We Think We Can Do, and What We Can Do About It. *European Sociological Review* (im Erscheinen: doi:10.1093/esr/jcp006 doi:10.1093/esr/jcp006).
- Müller, W. / Jacob, M., 2008: Qualifications and the Returns to Training Across the Life Course. S. 126–172 in: K.U. Mayer / H. Solga (Hrsg.), *Skill formation – Interdisciplinary and Cross-National Perspectives*. New York: Cambridge University Press.
- Noftle, E.E. / Robins, R.W., 2007: Personality Predictors of Academic Outcomes. *Journal of Personality and Social Psychology* 93: 116–130.
- Plewis, I., 1991: Underachievement: a case of conceptual confusion. *British Educational Research Journal* 17: 377–385.
- Plomin, R. / DeFries, J.C. / McClearn, G.E. / Rutter, M., 1999: *Lehrbuch Gene, Umwelt und Verhalten: Einführung in die Verhaltensgenetik*. Bern: Huber.
- Preckel, F. / Holling, H. / Vock, M., 2006: Academic Underachievement: Relationship With Cognitive Motivation, Achievement Motivation, and Conscientiousness. *Psychology in the Schools* 43: 401–411.
- Reis, S.M. / McCoach, D.B., 2000: The Underachievement of Gifted Students: What Do We Know and Where Do We Go? *Gifted Child Quarterly* 44: 152–170.
- Roberts, B.W. / DelVecchio, W.F., 2000: The rank-order consistency of personality from childhood to old age: A quantitative review of longitudinal studies. *Psychological Bulletin* 126: 3–25.
- Roberts, B.W. / Robins, R.W. / Trzesniewski, K.H. / Caspi, A., 2003: Personality Trait Development in Adulthood. S. 579–595 in: J.T. Mortimer / M.J. Shanahan (Hrsg.), *Handbook of the Life Course*. New York: Kluwer.
- Roberts, B.W. / Walton, K.E. / Viechtbauer, W., 2006: Pattern of mean-level change in personality traits across the life course: A meta-analysis of longitudinal studies. *Psychological Bulletin*, 132: 1–25.
- Rolff, H.-G., 1980: *Sozialisation und Auslese durch die Schule*. Heidelberg: Quelle und Meyer.
- Schupp, J. / Herrmann, S., 2009: *Kognitionspotenziale Jugendlicher. Ergänzung zum Jugendfragebogen der Längsschnittstudie Sozio-oekonomisches Panel (SOEP)*. DIW Data Documentation No. 43. Berlin: DIW.
- Sewell, W.H. / Haller, A.O. / Portes, A., 1969: The Educational and Early Occupational Attainment Process. *American Sociological Review* 34: 82–92.
- Sewell, W.H. / Haller, A.O. / Ohlendorf, G.W., 1970: The Educational and Early Occupational Status Attainment Process. *American Sociological Review* 35: 1014–1027.
- Shaffer, D.R., 2005: *Social and Personality Development*. Belmont, CA: Thomson Wadsworth.
- Shanahan, M.J. / Erickson, L.D. / Vaisey, S. / Smolen, A., 2008: Environmental Contingencies and Genetic Propensities: Social Capital, Educational Continuation, and Dopamine Receptor Gene DRD2. *American Journal of Sociology* 114 (Suppl.): 260–286.
- Solga, H., 2005: Ohne Abschluss in die Bildungsgesellschaft. Die Erwerbchancen gering qualifizierter Personen aus ökonomischer und soziologischer Perspektive. Opladen: Barbara Budrich.
- Solga, H., 2009: Meritokratie – die moderne Legitimation ungleicher Bildungschancen. S. 63–72 in: H. Solga / J. Powell / P.A. Berger (Hrsg.), *Soziale Ungleichheit. Klassische Texte der Sozialstrukturanalyse*. Frankfurt a.M.: Campus.
- Solga, H. / Stern, E. / von Rosenblatt, B. / Schupp, J. / Wagner, G.G., 2005: The Measurement and Importance of General Reasoning Potentials in Schools and Labor Markets. Pre-Test Report. Research Notes No. 10. Berlin, DIW.
- Stamm, M., 2008: Underachievement von Jungen: Perspektiven eines internationalen Diskurses. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 11: 106–124.
- Stern, E., 2001: Intelligence, Prior Knowledge, and Learning. S. 7670–7674 in: P.B. Baltes / N. Smelser (Hrsg.), *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences*. Oxford: Elsevier.
- Stern, E. / Hardy, L., 2004: Differentielle Psychologie des Lernens in Schule und Ausbildung. S. 573–618 in: K. Pawlik (Hrsg.), *Enzyklopädie der Psychologie, Band 5: Theorien und Anwendungen der Differentiellen Psychologie*. Göttingen: Hogrefe.
- Thorndike, R.L., 1963: *The Concepts of Over- and Underachievement*. New York: Teachers College Columbia University.
- Troyna, B., 1991: Underachievers or underrated? *British Educational Research Journal* 17: 361–377.
- Wagerman, S.A. / Funder, D.C., 2007: Acquaintance reports of personality and academic achievement: A case for conscientiousness. *Journal of Research in Personality* 41: 221–229.
- Young, M., 1958: *The rise of the meritocracy*. Harmondsworth: Penguin.

### Autorenvorstellung

Johannes Uhlig, geb. 1980 in Freiberg. Studium der Wirtschaftspädagogik an der Technischen Universität Dresden und der Psychologie an der Freien Universität Berlin und Universität Rennes 2. Seit 2008 wissenschaftlicher Mitarbeiter und Promotionsstudent im Projekt „The Discovery of Youth’s Learning Potentials Early in the Life Course“ am Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung (WZB).

Heike Solga, geb. 1964 in Berlin. Studium der Soziologie an der Humboldt-Universität Berlin und Stanford. Promotion und Habilitation an der Freien Universität Berlin. Von 1991–1999 wissenschaftliche Mitarbeiterin und von 2000–2005 Nachwuchsgruppenleiterin am Max-Planck-Institut für Bildungsforschung. Anschließend Professuren in Leipzig und Göttingen. Derzeit: Direktorin der Abteilung „Ausbildung und Arbeitsmarkt“ am WZB, Professorin für Soziologie an der FU Berlin und Direktorin am Soziologischen Forschungsinstitut Göttingen (SOFI).

Wichtigste Publikationen: Ohne Abschluss in die Bildungsgesellschaft. Die Erwerbschancen gering qualifizierter Personen aus ökonomischer und soziologischer Perspektive, Opladen 2005; Auf dem Weg in eine klassenlose Gesellschaft? Klassenlagen und Mobilität zwischen Generationen in der DDR, Berlin 1995; Soziale Ungleichheit. Klassische Texte der Sozialstrukturanalyse (Hrsg. mit Justin Powell und Peter A. Berger), Frankfurt a.M./New York 2009; zuletzt in dieser Zeitschrift: Die visuelle Wahrnehmbarkeit sozialer Ungleichheit – Eine alternative Methode zur Untersuchung der Entkopplungsthese (mit Simone Pape und Jörg Rössel), Zfs 36, 2008: 25–41.

Jürgen Schupp, geb. 1956 in Griesheim. Studium der Volkswirtschaftslehre und Soziologie in Mainz und Frankfurt am Main. Promotion in Bochum. Seit 1984 wissenschaftlicher Mitarbeiter am Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW Berlin) in der wissenschaftlichen Serviceeinrichtung SOEP der Abteilung Längsschnittstudie Sozio-oekonomisches Panel, seit April 2004 stellvertretender Abteilungsleiter. Seit 2006 Honorarprofessor für Soziologie am Institut für Soziologie der Freien Universität Berlin.

Forschungsschwerpunkte: Methoden der empirischen Sozialforschung, Soziale Indikatoren, Sozialstrukturanalyse und soziale Ungleichheit.

Wichtigste Publikationen: Leistungs- oder Bedarfsgerechtigkeit? Über einen normativen Zielkonflikt des Wohlfahrtsstaats und seine Bedeutung für die Bewertung des eigenen Erwerbseinkommens (mit Stefan Liebig), Soziale Welt 59, 2008: 5–28; zuletzt in dieser Zeitschrift: Stabilität und Wandel von Generationenbeziehungen (mit M. Szydlik), Zfs 27, 1998: 297–315.