

---

---

# Bildungs- und Einkommenskorrelationen von Geschwistern in Österreich

René Böheim, Christina Judmayr

---

---

## 1. Einleitung

Wir untersuchen die Bedeutung des Familienhintergrundes für den Bildungs- und Einkommenserfolg von Geschwistern in Österreich, um neue Informationen über die soziale Durchlässigkeit und den Einfluss der sozialen Herkunft auf Bildungs- und Erwerbskarrieren in Österreich zu erhalten. Hintergrund dieser Untersuchung ist die Überlegung, dass das Umfeld, in welches Kinder geboren werden, unabhängig von der späteren individuellen Anstrengung, einen direkten Einfluss auf zukünftige Lebensumstände wie Einkommen oder Teilhabe am sozialen Leben haben wird. Je stärker der Zusammenhang zwischen familiärer Herkunft und späterem Lebenserfolg ist, desto geringer ist die Chancengleichheit einer Gesellschaft.

In der empirischen Sozialforschung wurden unterschiedliche Methoden zur Messung von Chancen(un)gleichheit entwickelt. Eine häufig verwendete Methode ist die Berechnung der intergenerationalen Mobilität.<sup>1</sup> Diese Methode benötigt allerdings sehr detaillierte Informationen, sowohl über die Eltern als auch über deren Kinder, um den Einfluss des familiären Hintergrundes auf die Stellung im Erwerbsleben der Kinder zu messen.

Um dieser Kritik zu begegnen, wurde eine neue Methode, Lebenschancen zu messen, entwickelt.<sup>2</sup> Diese untersucht anstatt des Zusammenhangs von Bildung und Einkommen zwischen Eltern und ihren Kindern ausschließlich jenen zwischen Geschwistern. Die Berechnung dieser Geschwisterkorrelation erfordert weniger umfangreichen Datensätze und ist daher in vielen Situationen zweckmäßiger.

Die Geschwisterkorrelation ist ein weiter gefasster Indikator für die Messung des ökonomischen Lebenserfolgs als die intergenerationale Mobilität.<sup>3</sup> Sie ermöglicht die Einschätzung der sozialen Determinanten des ökonomischen Lebenserfolgs und der gesellschaftlichen Durchlässigkeit, und mit der Geschwisterkorrelation kann ein detailliertes Bild der Chancengleichheit in Österreich gezeichnet werden.

Die Daten wurden von der Statistik Austria zur Verfügung gestellt und

basieren auf dem registerbasierten Zensus 2011, das heißt, primär auf Daten des Zentralen Melderegisters.<sup>4</sup> Familienbeziehungen wurden mit den Daten des Hauptverbands der österreichischen Sozialversicherungsträger, Steuerdaten des österreichischen Bundesministeriums für Finanzen und Daten des Familienbeihilferegisters der Jahre 2004 bis 2011 rekonstruiert. Die Stichprobe enthält alle Personen des registerbasierten Zensus mit österreichischer Staatsbürgerschaft im Alter von 15 bis 39 Jahren (Stichtag 31.10.2011), für die mindestens eine Schwester oder ein Bruder identifiziert werden konnte. Sie umfasst 923.300 Geschwister aus 398.583 Familien. Für die so festgelegte Stichprobe wurden die Angaben zu Geschlecht, Geburtsjahr, höchstem formalen Bildungsabschluss, Stellung im Beruf und Erwerbsstatus am Stichtag 31.10.2011 aus der Registerzählung hinzugefügt. Für alle unselbstständig Beschäftigten der Stichprobe wurde das Brutto-Jahreseinkommen der Jahre 2007 bis 2012 erhoben.

Unsere Berechnungen zeigen einen bedeutsamen Einfluss des familiären Hintergrundes. Der Einfluss des Familienhintergrundes erklärt in diesen Daten circa ein Drittel der Varianz der Bildungsabschlüsse in unserer bevorzugten Stichprobe der 26- bis 30-Jährigen und circa 28% der Varianz des Einkommens von Geschwisterpaaren, von denen am Stichtag mindestens eine/r erwerbstätig war. Diese Stichproben bestehen aus sehr jungen Personen, die sich am Beginn ihres Erwerbslebens befinden. Es ist zu vermuten, dass der Einfluss des familiären Hintergrundes im weiteren Erwerbsleben noch bedeutsamer wird. Dies kann aber mit den derzeit verfügbaren Daten noch nicht untersucht werden. Weitere Untersuchungen mit Daten für ältere Geschwister und längeren Einkommenszeiträumen sind daher sinnvoll, um die Bedeutsamkeit des familiären Hintergrundes für unterschiedliche Kohorten und einen etwaigen zeitlichen Wandel beurteilen zu können.

## 2. Bedeutung von Bildung und Einkommen

Demokratische westliche Staaten werden häufig als Meritokratien bezeichnet, also als Gesellschaften, in denen Ungleichheit durch unterschiedliche Leistungen – zum Beispiel im Hinblick auf Bildung – und nicht durch die Vererbung von Reichtümern und Machtstellungen entsteht.<sup>5</sup> Empirisch zeigt sich jedoch, dass die Wahrscheinlichkeit, einen formal hohen Bildungsabschluss zu erreichen, unter anderem vom familiären Hintergrund abhängt. Bisherige Studien zeigen, dass das Einkommen der Eltern und damit zusammenhängende Faktoren alleine weniger als die Hälfte des gesamten Einflusses von Familie und Nachbarschaft auf die zukünftige Stellung im Erwerbsleben eines Kindes erklären.<sup>6</sup> Die Gründe für

die ungleiche Verteilung von Bildung sind vielschichtig. Im „Nationalen Bildungsbericht“ führen Bruneforth, Weber und Bacher (2012) einen Teil der Unterschiede auf den formalen Bildungsstand der Eltern, die soziale Stellung, Migrationshintergrund und Geschlecht zurück. Sie zeigen, dass die soziale Herkunft das zentrale Merkmal für unterschiedliche Bildungskarrieren ist.

Vogtenhuber, Lassnigg und Bruneforth (2012) nennen im „Nationalen Bildungsbericht“ nichtdeutsche Alltagssprache, niedrigen Berufsstatus der Eltern und Abstammung aus einem bildungsfernen Haushalt als die größten Risikofaktoren für formal niedrige Bildungsabschlüsse. Sie zeigen mit Daten der Bildungsstandards 2009/2010, dass ein Drittel der SchülerInnen der vierten Schulstufe zu mindestens einer dieser drei Risikogruppen gehört. Die Ergebnisse der PISA-Tests zeigen ebenfalls, dass die soziale Herkunft der SchülerInnen einen erheblichen Einfluss auf die Testergebnisse hat.<sup>7</sup> Das österreichische Schulsystem kann also herkunftsbedingte Nachteile der SchülerInnen nicht zur Gänze ausgleichen. Durch Umstrukturierungen im Bildungssektor, zum Beispiel durch die Einführung der Neuen Mittelschule und der Berufsreifeprüfung, wurde in den letzten Jahren versucht, den Einfluss der sozialen Herkunft auf den Bildungserfolg zu reduzieren.<sup>8</sup>

In den sozial- und wirtschaftswissenschaftlichen Disziplinen wurden verschiedene Erklärungsansätze für die Ursache und das Wachstum gesellschaftlicher Ungleichheit und den Bildungs- und Einkommenszusammenhang zwischen Geschwistern entwickelt. Die modernen Theorien können grob in zwei Stränge eingeteilt werden: einerseits diejenigen, die in der Tradition der Humankapitaltheorie nach Becker (1964) stehen, andererseits jene, die auf den Theorien Bourdieus (1983, 1987) basieren. Becker (1964) sieht Unterschiede in den Ausbildungsniveaus durch unterschiedliche Kosten des Erwerbs von Bildung und durch unterschiedlichen Nutzen des Bildungserwerbs begründet. In der Sicht der Humankapitaltheorie entscheiden Individuen unter Berücksichtigung ihrer Kosten und Nutzen das für sie optimale Ausbildungsniveau. Personen investieren demgemäß solange in ihre Ausbildung, solange der erwartete Ertrag größer als die damit verbundenen Kosten ist. Je nach familiärem Hintergrund sind die Kosten der Investition in Bildung unterschiedlich hoch, außerdem unterscheiden sich die Erwartungen hinsichtlich zukünftiger Verdienstmöglichkeiten. Dies stellt eine potenzielle Erklärung dafür dar, warum einzelne Familien unterschiedlich viel in die Ausbildung ihrer Kinder investieren (können).

Bourdieu (1987) kritisiert, dass die Humankapitaltheorie nur ökonomisches Kapital betrachte, aber andere Typen von Kapital ignoriere, wobei er zwischen kulturellem, sozialem und ökonomischem Kapital unterscheidet. Gesellschaftliche Ungleichheit beruht Bourdieu zufolge auf klassen-

spezifischen Unterschieden in der Ausstattung und Zusammensetzung des Kapitals, sowie auf klassenspezifischen Normen.<sup>9</sup>

Bourdieu (1987) nimmt des Weiteren an, dass Menschen Denk- und Handlungsmuster verinnerlichen, die unter anderem zur Herausbildung von Geschmacks- und Werturteilen führen, und bezeichnet dies als „Habitus“. Die Grundstruktur des Habitus werde in der Kindheit bestimmt, im Laufe des Lebens entstünden meist nur geringfügige Modifikationen der bestimmenden Denk- und Handlungsmuster. Der Habitus ist somit ein erworbenes, durch Erfahrung angeeignetes Konzept und könnte daher ein Unterscheidungsmerkmal gesellschaftlicher Klassen sein, da Menschen sich den Habitus einer anderen gesellschaftlichen Schicht nur sehr schwierig bis gar nicht aneignen können. Der Habitus wäre somit eine immaterielle Aufstiegsbarriere und führt im Zusammenspiel mit unterschiedlichen Kapitalausstattungen zu einer Reproduktion gesellschaftlicher Klassen.

Bourdieu folgert aus diesen gesellschaftlichen Strukturen eine doppelte Benachteiligung von Kindern niedrigstehender sozialer Gruppen: Erstens seien sie durch eine geringere Ausstattung mit Kapital und durch eine andere Struktur des Kapitals benachteiligt, zweitens durch den ihnen eigenen Habitus, der als immaterielle Barriere einen sozialen Aufstieg verhindere. Im ersten Fall könnte man von einer objektiven Benachteiligung sprechen, im zweiten Fall von einer subjektiven.

Unterschiede im formalen Bildungsabschluss sind, neben Faktoren wie zum Beispiel Berufserfahrung, Alter und Beschäftigungsausmaß, deutlich mit späteren Einkommensunterschieden korreliert. Schwabe und Radinger (2008) schätzen mit Daten der Jahre 1999 bis 2005, dass ein zusätzliches Ausbildungsjahr bei Männern durchschnittlich mit einem um 7,7% höheren Nettostundenlohn verbunden ist. Für Frauen liegt dieser Wert bei 7,2%. Männliche Universitätsabsolventen verdienen demgemäß im Vergleich zur Referenzgruppe (Pflichtschulabschluss) einen um 74,7%, AHS-Absolventen einen um 36,5% und Absolventen einer Lehre einen um 15% höheren Nettostundenlohn. Diese Schätzungen der Bildungserträge werden im „Nationalen Bildungsbericht“, der zu ähnlichen Ergebnissen gelangt, bestätigt.<sup>10</sup>

Höhere Bildung ist auch mit einem geringeren Risiko, arbeitslos zu werden, verbunden. Die Arbeitslosenquote von Geringqualifizierten ist mehr als doppelt so hoch wie die durchschnittliche Arbeitslosenquote. Im Jahr 2011 betrug die durchschnittliche Arbeitslosenquote 6,7%, jene von Geringqualifizierten 18,2% und jene von Hochqualifizierten 2,4%.<sup>11</sup>

### 3. Literaturüberblick

Eine auf Geschwisterkorrelationen basierende Analyse der Chancengleichheit wie in der vorliegenden Untersuchung existiert für Österreich bislang noch nicht. Um unsere Ergebnisse mit den Ergebnissen der Fachliteratur vergleichen zu können, stellen wir kurz Studienergebnisse vor, die intergenerationale Korrelationen für Österreich berechnen, und skizzieren internationale Studien, die Bildungs- und Einkommenskorrelationen von Geschwistern untersucht haben.

#### 3.1 Österreichische Studien

Knittler (2011) zeigt mit Daten der Mikrozensus-Arbeitskräfteerhebung, dass rund 30% der jungen Erwachsenen einen höheren und rund 17% einen niedrigeren formalen Bildungsabschluss als ihre Eltern erzielten. Der Spearman-Korrelationskoeffizient beträgt 0,38 und zeigt einen positiven Zusammenhang zwischen dem höchsten Bildungsabschluss der Eltern und jenem ihrer Kinder, wobei die Korrelation zwischen Männern (0,36) etwas niedriger als zwischen Frauen (0,41) ist. Die Korrelation von 0,38 bedeutet, dass 38% der Varianz des Bildungsabschlusses von Eltern und deren Kinder auf den familiären Hintergrund zurückzuführen sind.

Fessler et al. (2012) verwenden Daten des „Austrian Household Survey on Housing Wealth“, um die Bildungsmobilität zu untersuchen. Ihre Analyse zeigt, dass die intergenerationale Bildungsmobilität in Österreich vergleichsweise gering ist. Die Korrelation des höchsten Schulabschlusses der Eltern mit jenem ihrer Nachkommen liegt bei 0,52, dies ist im Vergleich von 20 Ländern der dritthöchste Wert (nach Italien und Slowenien).<sup>12</sup> Ihre Untersuchung zeigt jedoch auch, dass die Mobilität bei jüngeren Kohorten höher als bei älteren Kohorten ist. Während die Korrelation über alle Altersgruppen hinweg bei etwa 0,5 liegt, ist sie für die Kohorte der zwischen 1975 und 1984 Geborenen etwa 0,4.

Basierend auf den Daten des EU-SILC 2005 untersuchen Schnetzer und Altzinger (2013) die Einkommens- und Bildungsmobilität junger Erwachsener in Österreich. Sie schätzen die intergenerationale Korrelation von Einkommen auf rund 0,13 (Spearman-Korrelationskoeffizient), merken jedoch an, dass die Ergebnisse wegen der beschränkten Verfügbarkeit von Informationen zur Elterngeneration verzerrt sein könnten. Sie stellen einen deutlicheren Zusammenhang zwischen dem Einkommen der Eltern und dem formalen Bildungsabschluss von Kindern fest, der Spearman-Korrelationskoeffizient wird auf rund 0,19 geschätzt.

Altzinger, Lamei, Rumplmaier und Schneebaum (2013) verwenden die Daten des EU-SILC 2011 zur Analyse der intergenerationalen Mobilität. Deren Ergebnisse zeigen einen starken Zusammenhang zwischen den

Bildungsabschlüssen der Elterngeneration und jener ihrer Kinder: 54% der Kinder, die in Haushalten aufwachsen, in denen mindestens ein Elternteil einen akademischen Abschluss hat, erreichen selbst einen akademischen Abschluss, während nur 6% der Kinder, deren Eltern maximal einen Pflichtschulabschluss haben, einen akademischen Abschluss erreichen. Die Wahrscheinlichkeit, höchstens einen Pflichtschulabschluss zu erreichen, beträgt 4% für Kinder aus Akademikerhaushalten und 30% für jene aus Haushalten, in denen die Eltern maximal einen Pflichtschulabschluss haben. Auch diese Studie weist auf einen Anstieg der intergenerationalen Bildungsmobilität in den letzten Jahrzehnten hin.

Netter, Schweitzer und Völkerer (2008) untersuchen den Zusammenhang zwischen dem sozioökonomischen Status von Eltern und der Wahl des Schultyps ihrer Kinder mit Daten des Mikrozensus und der PISA-Studie. Diese Daten ermöglichen eine Analyse, die über rein materielle familiäre Einflussfaktoren hinausgeht. Die Untersuchung zeigt, dass die Wahrscheinlichkeit eines Kindes, eine Schule zu besuchen, die mit einer Matura abschließt, mit höherem Bildungsabschluss und beruflichem Status der Eltern steigt. So streben laut PISA-Datensatz 74,3% aller Kinder, deren Eltern einen Maturaabschluss haben, ebenso die Matura an, während dies bei Eltern ohne Maturaabschluss nur 41,9% sind. Kinder von Eltern, die eine höhere oder führende berufliche Tätigkeit ausüben, streben zu ca. 75% die Matura an, Kinder von Hilfsarbeitern hingegen nur zu ca. 40%. Bei Burschen ist der Einfluss von Bildung und Beruf der Eltern auf die persönlichen Bildungsziele noch deutlicher ausgeprägt als bei Mädchen, allerdings streben Mädchen die Matura häufiger als Burschen an. Der Zusammenhang zwischen dem sozioökonomischen Status der Eltern und dem Streben ihrer Kinder nach der Matura ist im Fall der AHS besonders ausgeprägt. Für Jugendliche mit Migrationshintergrund zeigt sich, dass diese seltener eine Matura anstreben als solche ohne Migrationshintergrund.

Alle bisherigen Studien für Österreich deuten auf eine im internationalen Vergleich geringe intergenerationale Bildungs- und Einkommensmobilität hin. Bei jüngeren Kohorten dürfte die Bildungs- und Einkommensmobilität leicht gestiegen sein. Insgesamt legen die Ergebnisse nahe, dass die intergenerationale Persistenz von Bildung stärker als die Persistenz von Einkommen(sklassen) ist. Eine geringe Einkommensmobilität ist vor allem an den Rändern der Einkommensverteilung feststellbar, das heißt, dass Kinder aus Haushalten mit hohem Einkommen eine hohe Wahrscheinlichkeit aufweisen, selbst ein hohes Einkommen zu erzielen. Umgekehrtes gilt für Kinder aus Haushalten mit geringem Einkommen.

Potenzielle Gründe für die große Bandbreite der Ergebnisse sind die unterschiedlichen Daten, die den einzelnen Studien verwendeten (unterschiedliche Erhebungsmethoden, Definitionen von Variablen und Stichprobengrößen), sowie voneinander abweichende Auswertungsmethoden.



Die Mehrheit der AutorInnen war mit einer schwierigen Datenbasis konfrontiert, da eine Untersuchung von intergenerationalen Zusammenhängen weitreichende Informationen zu einzelnen Individuen und deren Elterngeneration erfordert. Gerade das für die Untersuchung von Einkommenskorrelationen notwendige Lebenseinkommen beider Generationen ist schwierig zu erheben. Die große Bandbreite der Schätzungen zur Bildungs- und Einkommensmobilität ist jedoch keine österreichische Besonderheit, sondern in der empirischen Literatur ein bekanntes Problem. In den USA, zum Beispiel, schwanken die Schätzungen zur intergenerationalen Einkommenskorrelation etwa zwischen 0,1 und 0,6.<sup>13</sup>

### 3.2. Internationale Studien

Für die USA verwendet Mazumder (2008) Daten des „National Longitudinal Survey of Youth“ (NLSY) für die Kohorte der zwischen 1957 und 1965 Geborenen, um sowohl die Korrelation zwischen Geschwistern für verschiedene Einkommensdimensionen als auch für Bildung, Körpergröße, Gewicht und Selbstwertgefühl zu berechnen. Die Einkommenskorrelation zwischen Brüdern beträgt seinen Ergebnissen zufolge 0,49, jene zwischen Schwestern ist mit 0,34 geringer. Die Korrelation der Bildung von Geschwistern ist in den USA noch stärker ausgeprägt als die Einkommenskorrelation und beträgt rund 0,6. In diesem Punkt ist kein Unterschied zwischen Brüdern (0,622) und Schwestern (0,602) feststellbar.

Die aktuellste Studie, die die Geschwisterkorrelation für Deutschland berechnet, stammt von Schnitzlein (2014). Er untersucht Geschwisterkorrelationen mit Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SEOP) für die Gruppe der 31- bis 49-Jährigen. Die Korrelation des Lebenseinkommens bei deutschen Brüdern ist seinen Ergebnissen nach circa 0,43 (Dänemark: 0,2, USA: 0,45).

Im Gegensatz zu Schnitzlein (2014), der für Dänemark auf administrative Daten der „Danish Integrated Database for Labor Market Research“ zurückgreift, verwenden Björklund, Eriksson, Jäntti, Raaum und Österbacka (2002) eine Kombination aus zwei dänischen Längsschnitterhebungen und schätzen für Dänemark eine Einkommenskorrelation zwischen Brüdern von 0,23. Die Korrelation bei Schwestern in Deutschland ist nach Schnitzlein (2014) mit 0,39 geringer (Dänemark: 0,19, USA: 0,29). Die Bildungskorrelation zwischen deutschen Brüdern liegt bei 0,66, zwischen Schwestern bei 0,55.

Für Schweden verwenden Björklund, Jäntti und Lindquist (2009) Daten des schwedischen Personen- und Steuerregisters, um die Einkommenskorrelation von Brüdern zu berechnen. Sie zeigen, dass die um 1950 geborene Kohorte eine höhere Einkommensmobilität als die um 1930 geborene Kohorte hat (0,32 im Vergleich zu 0,49). Bei jüngeren Kohorten ist

jedoch wieder ein geringer Rückgang, ein Korrelationskoeffizient von 0,37, zu bemerken.

Björklund und Jäntti (2012) untersuchen mit Daten des Personenstandsregisters der Statistik Schweden die Gemeinsamkeiten von Geschwistern bei IQ, nichtkognitiven Fertigkeiten, Dauern der Schulbildungen und langfristigem Einkommen. Die Autoren stellen fest, dass die Korrelation der Körpergröße (0,53) und des IQs (0,47) bei Brüdern am höchsten ist, gefolgt von der Korrelation der Dauern der Schulbildungen (0,44), nichtkognitiven Fertigkeiten (0,32) und dem Einkommen (0,22). Wie in den meisten durchgeführten Untersuchungen ist die Korrelation bei Schwestern geringer als bei Brüdern.

Zusammenfassend zeigen internationale Studien, dass die Bildungs- und Einkommenskorrelation von Geschwistern in den skandinavischen Ländern deutlich geringer als in Deutschland und den USA ist. Der Einfluss des familiären Hintergrundes auf die Bildungs- und Erwerbskarriere ist also in den skandinavischen Ländern geringer und die Chancengleichheit ist stärker ausgeprägt. Die meisten AutorInnen finden darüber hinaus eine geringere Korrelation zwischen Schwestern als zwischen Brüdern, was auch eine Folge des steigenden Ausbildungsstandes von Frauen in den letzten Jahrzehnten ist.

## 4. Empirische Vorgehensweise

### 4.1 Hypothese

In einer durch vollständige Chancengleichheit gekennzeichneten Gesellschaft wäre zu erwarten, dass sich Geschwister in Bezug auf Bildung, Einkommen und Stellung im Wirtschaftsleben nicht ähnlicher als zwei zufällig ausgewählte Individuen sind. Die zu überprüfende Nullhypothese besagt daher, dass der familiäre Hintergrund keinen Einfluss auf die Bildungs- und Erwerbskarriere eines Kindes hat. Die Annahme völliger Chancengleichheit ist jedoch aus mehreren Gründen nicht plausibel. Erstens kann vermutet werden, dass die genetische Veranlagung körperliche Konstitution und Intelligenz beeinflusst („*nature*“). Zweitens üben Eltern durch Erziehung, ihre Werte und Einstellungen, Förderung der Fähigkeiten ihrer Kinder und ihren persönlichen Lebensstil Einfluss auf die zukünftige soziale Stellung ihrer Kinder aus („*nurture*“). Eine Untersuchung schwedische Familien zeigt beispielsweise, dass die Familienstruktur eine überraschend geringe Bedeutung für das zukünftige Einkommen eines Kindes hat, während Engagement und Einstellung der Eltern dieses stärker beeinflussen.<sup>14</sup> Drittens beeinflussen auch das schulische und gesellschaftliche Umfeld, soziale Kontakte und die individuelle Wohnsitua-



tion, in der Kinder aufwachsen, ihre späteren Lebensumstände. Diese Faktoren können unter dem Begriff Nachbarschaft zusammengefasst werden und können als eine Komponente angesehen werden, die wichtig für die Ausgestaltung des individuellen Habitus<sup>15</sup> ist.

Dies legt die Alternativhypothese nahe, dass Geschwister einander ähnlicher als zwei zufällig ausgewählte Individuen sind. Der vermutete Zusammenhang ist typischerweise positiv und liegt zwischen 0 und 1. Wie ähnlich Geschwister einander sind – in anderen Worten: wie stark ihre Bildung, ihr Einkommen und ihre Stellung im Erwerbsleben korrelieren –, stellt ein Maß für die Chancengleichheit in einem Land dar. Liegt der Zusammenhang nahe 0, so ist der Einfluss der Herkunft eher unbedeutend. Je näher der Zusammenhang bei 1 liegt, desto bedeutender ist der Einfluss der familiären, sozialen und genetischen Herkunft auf die untersuchten Merkmale. Die Korrelation kann auch negative Werte annehmen, wenn zum Beispiel Erstgeborene systematisch andere Ausbildungen als später Geborene erhalten oder Buben systematisch anders als Mädchen erzogen werden.

#### 4.2 Empirisches Modell

Das Modell zur Untersuchung von Geschwisterkorrelationen stammt von Solon et al. (1991) bzw. Solon (1999) und wurde in den vergangenen Jahren vielfach verwendet.<sup>16</sup> Diese Korrelation beschreibt, wie viel vom Unterschied zwischen Geschwistern einem gemeinsamen Faktor zugeordnet werden kann. Ein Korrelationskoeffizient von z. B. 0,25 besagt hier, dass ein Viertel der Varianz zweier Geschwister einem gemeinsamen Faktor zugeschrieben werden kann.

In diesem Modell wird angenommen, dass das Einkommen  $y$  jeder Person  $j$  die Summe einer Komponente  $a$ , die für alle Personen einer Familie  $i$  gleich ist, und einer individuellen Komponente,  $m$ , ist:

$$y_{ij} = a_i + m_{ij}.$$

Die Variation des Einkommens kann dann als die Summe der Varianzen des individuellen und des familiären Faktors beschrieben werden:

$$\text{Var}[y] = \text{Var}[a] + \text{Var}[m],$$

mit der Kovarianz der beiden Individuen  $j$  und  $j'$  eines Geschwisterpaars:

$$\text{Cov}[y_{ij}, y_{ij'}] = \text{Var}[a], \quad j \neq j'.$$

Die Korrelation  $\rho$  des Einkommens von Person  $j$  mit dem Einkommen des Bruders oder der Schwester  $j'$  ist somit jener Anteil der Gesamteinkommensvarianz, der auf den gemeinsamen familiären Hintergrund zurückzuführen ist:

$$\text{Geschwisterkorrelation: } \rho = \text{corr}(y_{ij}, y_{ij'}) = \frac{\text{Var}[a]}{\text{Var}[a] + \text{Var}[m]}.$$

Beispiele für die familienspezifische Komponente  $a$  sind das Einkommen und der Wohnort der Eltern, solche für die individuelle Komponente  $m$  die persönliche Anstrengung oder die Risikobereitschaft einer Person. Die Bildungskorrelation von Geschwistern kann ebenfalls mit dieser Methode berechnet werden.

Die Geschwisterkorrelation zeigt nur die untere Grenze des wahren Einflusses der Herkunftsfamilie, da es eine Vielzahl an Faktoren gibt, die nicht von allen Kindern einer Familie geteilt werden.<sup>17</sup>

Je nach Variablentyp nutzen wir unterschiedliche statistische Analysemethoden. Für die Berechnung des Zusammenhangs der formalen Bildungsabschlüsse von Geschwistern verwenden wir Kendalls- $\tau$ -b,<sup>18</sup> einen Rangkorrelationskoeffizienten, während wir für die Berechnung der Korrelation von Ausbildungsjahren und Einkommen von Geschwistern den Intra-Klassen-Korrelationskoeffizient (englische Kurzform: ICC) verwenden. Der ICC misst die Korrelation metrischer Variablen innerhalb zuvor definierter Gruppen. Er entspricht dem Korrelationskoeffizienten von bestimmten Merkmalen zwischen Geschwistern innerhalb von Familien<sup>19</sup> und gibt jenen Anteil der Variation von Bildung und Einkommen bei Geschwistern an, der auf den familiären Hintergrund zurückzuführen ist.<sup>20</sup> Der ICC kann auf drei unterschiedlichen Modellen zur Analyse von Varianzen (ANOVA) aufgebaut sein. Da es im vorliegenden Fall keine systematischen Unterschiede in der Messung von Bildung und Einkommen der Kinder zwischen den einzelnen Familien gibt, verwenden wir ein *one-way random effects*-Modell.

Die Korrelation kann als *random-effects*-Modell formuliert werden, in dem Bildung bzw. Durchschnittseinkommen die abhängige Variable darstellt. Das ökonometrische Modell kann wie folgt ausgedrückt werden<sup>21</sup>:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it1} + \dots + \beta_k x_{itk} + a_i + u_{it}$$

$$\text{Cov}[x_{ij}, a_j] = 0, t = 1, 2, \dots, T; i = 1, 2, \dots, N; j = 1, 2, \dots, k.$$

In diesem Modell bezeichnet  $y$  die abhängige Variable (Bildung bzw. Einkommen),  $\beta$  den Schnittpunkt der Schätzgeraden mit der  $y$ -Achse,  $x$  sind erklärende Variablen,  $a$  bezeichnet das unbeobachtete Merkmal jeder Person  $i$ , und  $u$  bezeichnet den Fehlerterm.

Die einfachste Form der Geschwisterkorrelation, also jenen Anteil der Varianz von Bildung bzw. Einkommen, der auf die Familie zurückzuführen ist, erhält man in diesem Modell, wenn das Modell ohne erklärende Variablen geschätzt wird. Das Ergebnis dieser Schätzung ist  $\rho$ , das Verhältnis der auf  $a$  zurückzuführenden Varianz zur Gesamtvarianz.

Allerdings ist bei dieser Methode zu bedenken, dass Geschwister erstens nur in etwa die Hälfte ihrer Gene teilen und somit auch mit einer unterschiedlichen genetischen Ausstattung ins Leben starten. Zweitens können Kinder, die in unterschiedlichen Jahren in der gleichen Familie

aufwachsen, mit verschiedenen Umwelteinflüssen konfrontiert sein, beispielsweise durch einen Umzug oder eine Veränderung des Familienstandes. Drittens kann auch nicht ausgeschlossen werden, dass Eltern ihre Kinder unterschiedlich behandeln (beispielsweise Jungen anders als Mädchen, Erstgeborene anders als Letztgeborene).<sup>22</sup>

## 5. Daten

### 5.1 Datenquelle

Die Daten wurden von der Statistik Austria im Zuge des registerbasierten Zensus 2011 erhoben. In einem ersten Schritt wurden Einzelpersonen mithilfe der Daten des Zentralen Melderegisters zu Haushalten zusammengeführt.<sup>23</sup> Die Informationen über Familienbeziehungen stammen aus Daten des Hauptverbands der österreichischen Sozialversicherungsträger, Steuerdaten des österreichischen Bundesministeriums für Finanzen und Daten des Familienbeihilferegisters der Jahre 2004 bis 2011. Die Identifikation von Geschwisterbeziehungen erfolgt indirekt. Zwei Personen werden zu Geschwistern, wenn ihr Geschwisterstatus aus anderen Beziehungen (z. B. Eltern-Kind-Beziehung durch Identifikation über die Familienbeihilfe) abgeleitet werden kann. Kinder einer Familie werden nur dann als solche identifiziert, wenn sie in einem gemeinsamen Haushalt mit mindestens einem Elternteil leben oder wenn für sie Familienbeihilfe bezogen wird. Dies führt dazu, dass manche Familien im Datensatz nicht vollständig abgebildet sind. So könnten beispielsweise ältere Geschwister, die zum Erhebungszeitpunkt bereits ausgezogen waren und über eigenes Einkommen verfügten, nicht erfasst sein. Bei ca. 80% aller Haushalte ist die Etablierung von Beziehungen auf Basis der administrativen Datenquellen ausreichend, und es müssen keine weiteren Schritte getätigt werden. Für die übrigen Haushalte müssen Beziehungen mithilfe eines eigens entwickelten Imputationsverfahrens festgelegt werden.<sup>24</sup>

Die Stichprobe enthält alle Personen des registerbasierten Zensus mit österreichischer Staatsbürgerschaft im Alter von 15 bis 39 Jahren, für die mindestens eine Schwester oder ein Bruder identifiziert werden konnte. Sie umfasst 923.300 Einzelpersonen aus 398.583 Familien. Für die so festgelegte Stichprobe wurden die Angaben zu Geschlecht, Geburtsjahr, höchstem formalen Bildungsabschluss, Stellung im Beruf und Erwerbsstatus aus der Registerzählung mit Stichtag 31.10.2011 hinzugefügt. Für alle unselbstständig Beschäftigten der Stichprobe wurde das Brutto-Jahres-einkommen der Jahre 2007 bis 2012 erhoben. Alle Einkommensangaben wurden mit dem harmonisierten Verbraucherpreisindex der Statistik Austria an die Inflation angepasst (Basisjahr: 2007). Für die deskriptiven Sta-

tistiken werden diese deflationierten Werte verwendet, für die weiteren Berechnungen verwenden wir logarithmierte Werte.

## 5.2 Qualität der Stichprobe

Gegenüber bisher verwendeten Daten haben die dieser Untersuchung zugrunde liegenden Daten eine Reihe von Vorteilen. Erstens handelt es sich um administrative Daten und nicht um Umfragedaten, dies beugt Messfehlern erheblich vor. Zweitens ist die Stichprobe mit 923.300 Geschwistern (gesamt) bzw. 190.705 Geschwistern (Kerngruppe) sehr groß, was die Aussagekraft der Ergebnisse erhöht.

An der Qualität der verwendeten Datengrundlage kann jedoch auch Kritik geübt werden:

- Repräsentativität der Stichprobe:

Der Datensatz umfasst Angaben zu allen Geschwistern, die in den administrativen Daten der Jahre 2004 bis 2011 identifiziert wurden. Geschwister, die nicht mehr in einem gemeinsamen Haushalt mit Familienangehörigen lebten und für die keine Familienbeihilfe bezogen wurde, konnten unter Umständen nicht als Familienmitglieder identifiziert werden. Dies führt dazu, dass manche Familien unvollständig abgebildet sind. So ist etwa bei 75% der 25- bis 29-jährigen ÖsterreicherInnen ein Elternteil bekannt und somit eine Verknüpfung der Geschwister möglich, in der Altersgruppe der 30- bis 39-Jährigen ist dies nur noch bei rund 15% der Fall.<sup>25</sup> Diese Personen sind nicht zufällig im Datensatz enthalten, sondern die Erhebungsart der Daten führt zu einer systematischen Überrepräsentation von Personen mit längerer Ausbildungsdauer.

- Einkommensangaben:

Bei vielen Personen fehlen Einkommensangaben. Es ist nicht klar, ob fehlende Angaben mit einem Einkommen von 0 gleichzusetzen sind oder ob die Personen zwar ein eigenes Einkommen hatten, dieses aber nicht im Datensatz festgehalten ist, wie dies beispielsweise für selbstständig erwerbstätige Personen der Fall ist. Die weiter unten vorgestellten unterschiedlichen Varianten der Berechnung des Durchschnittseinkommens stellen einen Versuch dar, Verzerrungen durch fehlende Einkommensangaben in einzelnen Jahren zu vermindern. Für Personen, die selbstständig erwerbstätig sind, stehen keine Angaben zum Jahreseinkommen zur Verfügung, daher ist die Untersuchung von Einkommenszusammenhängen in diesen Fällen nicht möglich. Von dieser Einschränkung sind etwa 12.800 Selbstständige und etwa 11.200 Freie DienstnehmerInnen betroffen.

Um Chancengleichheit hinsichtlich des Einkommens in der österreichischen Gesellschaft bestmöglich zu messen, sollte das Lebenseinkommen der Individuen als Vergleichsgrundlage herangezogen werden. Dieses Lebenseinkommen kann allerdings mithilfe der vorliegenden Datenbasis

nicht berechnet werden, da diese auf die Brutto-Jahreseinkommen der Jahre 2007 bis 2012 beschränkt ist. Es besteht die Gefahr, dass das jährliche Durchschnittseinkommen als Annäherung an das Lebenseinkommen das wahre Lebenseinkommen von Menschen mit hohem formalen Bildungsabschluss unterschätzt, da diese in jungen Jahren weniger verdienen.

Wegen dieser Bedenken berechnen wir die Ergebnisse sowohl für die gesamte Stichprobe als auch für zwei Teilgruppen. Die erste Teilgruppe besteht aus allen Geschwistern derjenigen Geschwisterpaare, bei denen mindestens ein Geschwister zwischen 26 und 30 Jahre alt ist, insgesamt sind dies 190.705 Personen. Die Einschränkung auf diese Geschwisterpaare erfolgt deswegen, weil aufgrund der Datenerhebung für ältere Personen Familienbeziehungen unter Umständen nur unvollkommen abgebildet werden können und es zu einer systematischen Verzerrung der Ergebnisse kommen könnte. Personen im Alter von 26 bis 30 Jahren haben ihren höchsten formalen Bildungsabschluss meist bereits erreicht, verfügen mit höherer Wahrscheinlichkeit als jüngere bereits über ein eigenes Einkommen aus unselbstständiger Erwerbstätigkeit, und ihre Familienbeziehungen konnten mit den administrativen Daten verlässlicher als für ältere Personen abgebildet werden.

Weil auch für diese Teilgruppe eine Verzerrung durch eine schlechtere Erfassung von älteren oder jüngeren Geschwistern möglich sein könnte, schränken wir diese Gruppe weiter auf alle Geschwisterpaare ein, bei denen beide Geschwister zwischen 26 und 30 Jahren alt sind. Die Zahl dieser Beobachtungen ist 76.022 Personen.

**Tabelle 1: Stichprobengröße**

	Alle Geschwisterpaare	Kerngruppe: mind. eine/r zwischen 26 und 30 Jahren	Beide Geschwister zwischen 26 und 30 Jahren
Anzahl Personen	923.300	190.705	76.022
Anzahl Familien	398.583	151.443	36.760
Frauenanteil	49,5%	51%	51%

Anmerkung: Daten der Statistik Austria. Die Stichprobe besteht aus allen Personen des registerbasierten Zensus mit österreichischer Staatsbürgerschaft im Alter von 15 bis 39 Jahren, für die mindestens eine Schwester oder ein Bruder identifiziert werden konnte. Eigene Auswertungen.

### 5.3 Datenbeschreibung

Die Personen der Stichprobe sind im Schnitt 22,6 Jahre alt (Standardabweichung 4,85 Jahre, alle Altersangaben beziehen sich auf das Jahr

2011). Die 15- bis 20-Jährigen sind mit knapp 38% die größte Gruppe, gefolgt von den 21- bis 25-Jährigen mit etwa 35%. Rund 20% der Personen sind 26- bis 30-Jährige, und etwa 7% sind zwischen 31 und 40 Jahre alt.

Der höchste formale Bildungsabschluss ist in acht Kategorien erfasst: Pflichtschule, Lehre, Berufsbildende Mittlere Schule (BMS), Allgemeinbildende Höhere Schule (AHS), Berufsbildende Höhere Schule (BHS), Kolleg, Hochschulverwandte Lehranstalt, und Universität bzw. Fachhochschule. Für die Vergleichbarkeit mit internationalen Studien wurde der höchste Bildungsabschluss auch in Ausbildungsjahre umgewandelt, wobei stets angenommen wurde, dass der jeweilige Bildungsabschluss in Mindestzeit erreicht wurde.

Tabelle 2 zeigt eine Übersicht über die höchsten Bildungsabschlüsse in der gesamten Stichprobe sowie in der Kerngruppe. Mit knapp 32% stellt der Pflichtschulabschluss in der gesamten Stichprobe den häufigsten Abschluss dar. Einen Ausbildungsabschluss im tertiären Bildungssektor weisen knapp 11% der Personen auf. Der Anteil der Personen mit Pflichtschulabschluss als höchstem Bildungsabschluss ist höher als in der Gesamtbevölkerung. Dies kann dadurch erklärt werden, dass die Stichprobe ein niedriges Durchschnittsalter aufweist und sich innerhalb der Stichprobe viele Personen noch in Ausbildung befinden. Bis zum Abschluss der laufenden Ausbildung werden diese Personen allerdings als PflichtschulabgängerInnen erfasst.

**Tabelle 2: Höchste Bildungsabschlüsse**

Höchster Abschluss	Dauer in Jahren	Kerngruppe (%)	Gesamte Stichprobe (%)
Pflichtschule	9	16.516 (8,7)	295.969 (31,8)
BMS	11	22.610 (11,9)	90.996 (9,8)
Lehre oder AHS	12	60.827 (31,9)	292.590 (31,5)
BHS	13	34.265 (18,0)	133.854 (14,4)
Kolleg	14	2.700 (1,4)	6.249 (0,7)
Hochschulverwandte Lehranstalt	16	4.738 (2,5)	8.843 (1,0)
Universität/Fachhochschule	17	49.049 (25,7)	101.811 (10,9)

Anmerkung: Die Tabelle beschreibt die Verteilung der Bildungsabschlüsse in der Kerngruppe (alle Geschwister aus denjenigen Paaren, bei denen mindestens ein Geschwister zwischen 26 und 30 Jahren alt ist) und in der gesamten Stichprobe.

Werden die Kategorien auf vier reduziert, verändert sich die Häufigkeitsfolge nicht wesentlich: Die Pflichtschule weist den größten Anteil auf, gefolgt von Lehre und BMS, Schulen mit Maturaabschluss und tertiären Abschlüssen. Wird der höchste Bildungsabschluss in Jahren angegeben,



beträgt die durchschnittliche Ausbildungsdauer 11,7 Jahre (Standardabweichung: 2,4 Jahre).

In der Kerngruppe zeigt sich ein verändertes Bild. Der Anteil der Pflichtschulabgänger sinkt auf knapp 9%, während mehr als ein Viertel einen Abschluss im tertiären Bereich hat. Der Grund für diese im Verhältnis zur Gesamtbevölkerung überdurchschnittlich hohen Bildungsabschlüsse liegt in der Konstruktion der Stichprobe, da Familienbeziehungen in den administrativen Daten für Kinder mit langen Ausbildungszeiten leichter als für Kinder mit kurzen Ausbildungszeiten konstruiert werden können. Personen mit längerer Ausbildungsdauer sind daher überrepräsentiert, und die durchschnittliche Ausbildungsdauer in der Kerngruppe beträgt 13,2 Jahre (Standardabweichung: 2,5 Jahre).

Deskriptive Einkommensstatistiken sind in Tabelle 3 tabelliert. Um einen Indikator für das Lebenseinkommen zu berechnen, wurden drei unterschiedliche Varianten des durchschnittlichen Jahreseinkommens berechnet. Bei der Berechnungsmethode I werden ausschließlich Beobachtungen verwendet, für die für jedes Jahr ein Einkommen in den Daten angegeben ist. Bei Methode II wird das Durchschnittseinkommen aus allen positiven Einkommensangaben berechnet. Bei Methode III werden fehlende Einkommensangaben mit dem Wert 0 ersetzt. Bei Methode I werden ältere Personen überdurchschnittlich oft berücksichtigt, denn sie haben im Vergleich zu Jüngeren häufiger ein Einkommen in allen sechs Jahren. Für die Kerngruppe ergibt Methode I mit € 24.395 das höchste Durchschnittsjahreseinkommen, allerdings ist die Anzahl der Beobachtungen im Vergleich zu den anderen beiden Varianten deutlich geringer. Methode II führt zu einem durchschnittlichen Jahreseinkommen von € 21.406. Bei der dritten Variante ist das durchschnittliche Jahreseinkommen rund € 19.428.

**Tabelle 3: Verteilung der Einkommen**

Durchschnittseinkommen	Kerngruppe Mittelwert (Standardabweichung)	Gesamt Mittelwert (Standardabweichung)	N Kerngruppe (N gesamt)
Methode I	24.395 (11.175)	20.586 (12.154)	125.283 (406.763)
Methode II	21.406 (11.901)	14.034 (12.196)	186.541 (876.323)
Methode III	19.428 (12.390)	11.780 (12.151)	190.705 (923.300)

Anmerkung: Die Tabelle beschreibt die durchschnittlichen Bruttojahreseinkommen der Kerngruppe und der gesamten Stichprobe. Zu jeder Variable sind Mittelwert und Standardabweichung angeführt, N steht für die Anzahl der Beobachtungen. Die Einkommensangaben wurden mithilfe des harmonisierten Verbraucherpreisindex der Statistik Austria an die Inflation angepasst (Basisjahr: 2007). Da die Einkommensangaben nicht für alle Personen für alle Jahre verfügbar sind, wurde das Durchschnittseinkommen durch drei unterschiedliche, im Text beschriebene Methoden berechnet, um Verzerrungen vorzubeugen.

In der gesamten Stichprobe sind die Einkommen, bedingt durch den höheren Anteil an Personen in Ausbildung, niedriger als in der Kerngruppe.

## 6. Ergebnisse

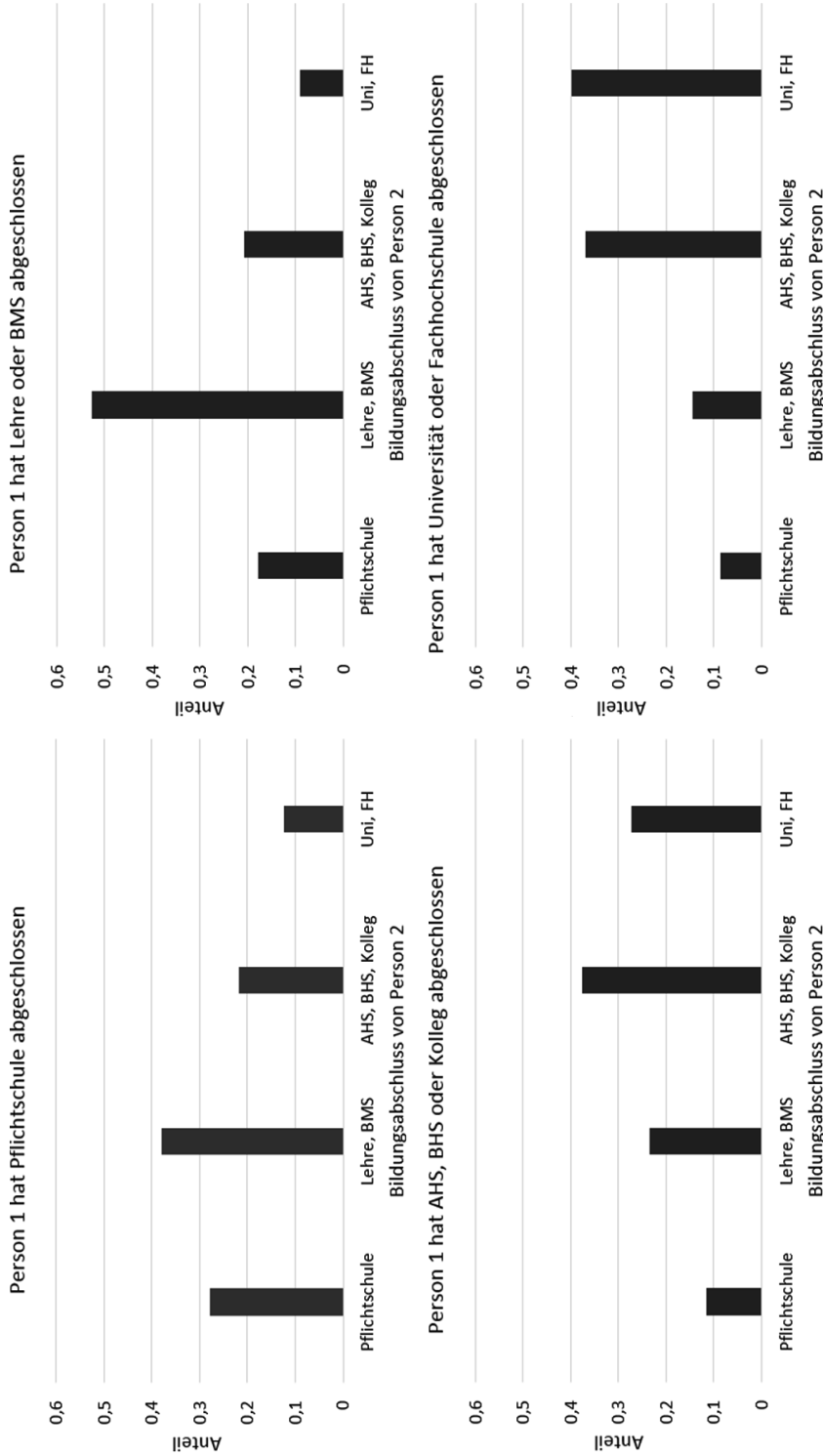
### 6.1 Bildung

Einen ersten Überblick über den Zusammenhang zwischen den höchsten Bildungsabschlüssen von Geschwistern liefert Abbildung 1. In diesen Grafiken sind die Verteilungen der Bildungsabschlüsse der 26- bis 30-Jährigen abhängig vom Bildungsabschluss des Bruders bzw. der Schwester abgebildet. Es zeigt sich, dass Personen mit Geschwistern, die eine niedrige formale Bildung haben, mit hoher Wahrscheinlichkeit ebenso einen niedrigen formalen Bildungsabschluss haben, und dass Personen aus Mehrkindfamilien, die eine hohe formale Bildung haben, mit hoher Wahrscheinlichkeit Geschwister haben, die ebenfalls einen hohen formalen Bildungsabschluss haben. Geschwister einer Person, die als höchsten Bildungsabschluss einen Pflichtschulabschluss hat, haben mit einer Wahrscheinlichkeit von 28% höchstens einen Pflichtschulabschluss und mit einer Wahrscheinlichkeit von 38% einen Lehr- oder BMS-Abschluss. Die Wahrscheinlichkeit eines Abschlusses im tertiären Sektor liegt bei 12%. Der Zusammenhang ist für Lehre und BMS noch stärker, hier liegt die Wahrscheinlichkeit, dass die zweite Person eines Geschwisterpaars ebenso einen Lehr- bzw. BMS-Abschluss hat, bei über 50%. Geschwister einer Person, die einen universitären Abschluss hat, haben mit einer Wahrscheinlichkeit von über 75% mindestens Matura, die Wahrscheinlichkeit, als höchsten Bildungsabschluss einen Pflichtschulabschlusses zu haben, beträgt etwa 8%. Dieser Zusammenhang für die gesamte Stichprobe sowie für Erwerbstätige ist in Abbildung 2 dargestellt.

Die Bildungskorrelation nach Spearman für Geschwister in der Kerngruppe, wenn der höchste formale Abschluss ordinal gemessen wird, liegt bei 0,36. Kendalls- $\tau$ -b ist geringer als der Korrelationskoeffizient von Spearman und beträgt 0,29. Eine Zusammenfassung auf vier Bildungskategorien verändert das Ergebnis nicht maßgeblich, Kendalls- $\tau$ -b steigt lediglich leicht auf einen Wert von 0,32 an. In der gesamten Stichprobe liegt dieser Wert bei 0,31.

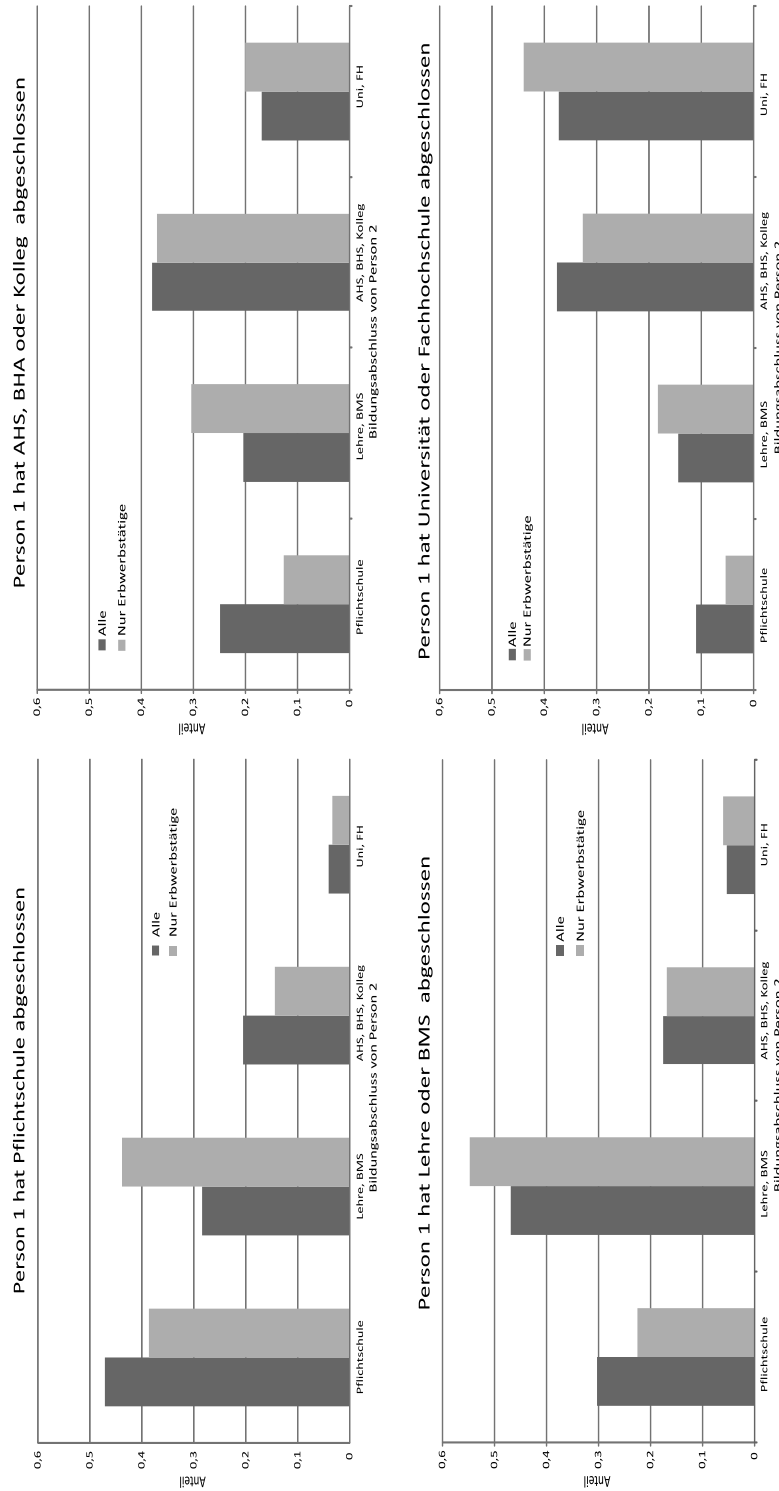
Tabelle 4 zeigt Korrelationen von Ausbildungsjahren, die mit unterschiedlichen Methoden berechnet wurden, für vier verschiedene Gruppen von Geschwistern. Die erste Spalte zeigt die Korrelationen von Geschwistern der Kerngruppe, in der zweiten Spalte werden die Beobachtungen auf alle Geschwisterpaare beschränkt, in denen beide Geschwister erwerbstätig sind, in der dritten Spalte auf jene Paar in denen mindestens ein Ge-

**Abbildung 1: Zusammenhang der Bildungsabschlüsse von Geschwisterpaaren in der Kerngruppe**



Anmerkung: Die Abbildung bietet einen Überblick über den Zusammenhang zwischen den höchsten Bildungsabschlüssen von Geschwisterpaaren. Die Grafiken zeigen die Verteilung der Bildungsabschlüsse in %, wenn ein Geschwister eines Geschwisterpaars als höchsten Bildungsabschluss einen Pflichtschulabschluss/Lehr- oder BMS-Abschluss/AHS-, BHS- oder Kolleg-Abschluss/Universitäts- oder Fachhochschulabschluss hat. Geschwisterpaare der Kerngruppe: Pflichtschule: N = 37.213, Lehre oder BMS: N = 82.467, AHS, BHS oder Kolleg: N = 72.630, Universität oder Fachhochschule: N = 54.471.

**Abbildung 2: Zusammenhang der Bildungsabschlüsse in der gesamten Stichprobe und bei erwerbstätigen Geschwistern**



Anmerkung: Die Abbildung bietet einen Überblick über den Zusammenhang zwischen den höchsten Bildungsabschlüssen von Geschwisterpaaren. Die Grafiken zeigen die Verteilung der Bildungsabschlüsse in %, wenn ein Geschwister eines Geschwisterpaars als höchsten Bildungsabschluss einen Pflichtschulabschluss/Lehr- oder BMS-Abschluss/AHS-, BHS- oder Kolleg-/Abschluss/Universitäts- oder Fachhochschulabschluss hat. Alle Geschwisterpaare: Pflichtschule: N = 216.750, Lehr- oder BMS-Abschluss: N = 208.722, AHS, BHS oder Kolleg: N = 180.380, Universität oder Fachhochschule: N = 81.846. Erwerbstätige Geschwisterpaare: Pflichtschule: N = 61.735, Lehr- oder BMS-Abschluss: N = 124.118, AHS, BHS oder Kolleg: N = 69.745, Universität oder Fachhochschule: N = 42.858.

schwister erwerbstätig ist, und in der vierten Spalte sind die Berechnungen für alle Beobachtungen angeführt. Es zeigt sich, dass verschiedene Berechnungsmethoden nur zu geringen Änderungen der berechneten Korrelationen führen.<sup>26</sup> In den weiteren Tabellen und Abbildungen wird daher auf die Darstellung der Ergebnisse aller Auswertungsmethoden verzichtet, anstatt dessen erfolgt eine Beschränkung auf den ICC.

Aus Tabelle 4 wird jedoch auch deutlich, dass sich die Ergebnisse je nach untersuchter Gruppe stärker voneinander unterscheiden. Dies ist auf die Zusammensetzung der Gruppen zurückzuführen. Die gesamte Stichprobe ist mit durchschnittlich 22,6 Jahren vergleichsmäßig jung, und viele Personen befinden sich vermutlich noch im Ausbildungsprozess. Wenn soziale Herkunft ein wichtiger Faktor für den Erwerb von Bildung ist, führt es tendenziell zu einer geringeren Korrelation bei Geschwistern, wenn das eine Geschwister die Ausbildung bereits beendet hat, die höchste Ausbildung des anderen Geschwisters aber noch nicht abgeschlossen wurde. Die Korrelation in der gesamten Stichprobe ist in etwa 0,37, im Vergleich zur Bildungskorrelation in der Kerngruppe, die etwa 0,32 beträgt.

Von den insgesamt 923.300 Personen in der Stichprobe stehen 583.761 bereits im Erwerbsleben, dies entspricht einem Anteil von etwa 63%. Etwa 450.000 davon haben mindestens ein Geschwister, das ebenfalls erwerbstätig ist. Die Mehrzahl der Erwerbstätigen hat die Ausbildung im ersten Bildungsweg vermutlich bereits abgeschlossen, und die Bildungskorrelation von Geschwistern, die beide bereits erwerbstätig sind, ist in dieser Gruppe von jungen Personen daher eher höher als in der gesamten Stichprobe. Die Korrelation wird auf etwa 0,41 geschätzt und bestätigt somit diese Erwartung.

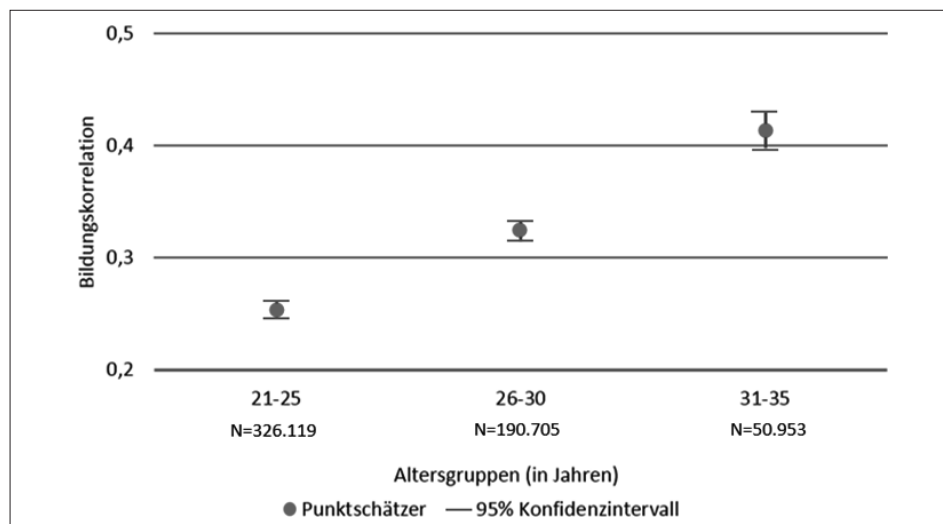
**Tabelle 4: Korrelation der Ausbildungsjahre**

	Kerngruppe	Beide Geschwister erwerbstätig	mind. eine/r erwerbstätig	Gesamte Stichprobe
Intra-Klassen-Korrelationskoeffizient (ICC)	0,324	0,412	0,422	0,367
<i>Random-effects-Modell</i>	0,317	0,417	0,432	0,373
<i>N</i>	190.705	450.609	583.761	923.300

Geschlechterunterschiede: Eine Unterteilung der Stichprobe in Brüder und Schwestern, wie sie auch in internationalen Studien häufig vorgenommen wird, zeigt einen Intra-Klassen-Korrelationskoeffizient von 0,32 für Brüder ( $N = 93.490$ ) und von 0,39 für Schwestern ( $N = 97.215$ ) in der Kerngruppe der 26- bis 30-Jährigen. Die Korrelation ist bei gleichgeschlechtlichen Geschwisterpaaren mindestens gleich hoch wie bei gemischtge-

schlechtlichen Geschwisterpaaren. Im Gegensatz zu Untersuchungen für andere Länder ist die Bildungskorrelation von Schwestern in Österreich etwas höher als jene von Brüdern. Eine potenzielle Erklärung dafür ist, dass Männer – bedingt durch Grundwehr- oder Zivildienst – ihren höchsten Bildungsabschluss mit höherem Alter erreichen als Frauen und dadurch mit einem niedrigeren Bildungsabschluss in der Stichprobe aufgenommen werden, als es ihrem späteren Bildungsabschluss entspricht. Dieser Effekt macht sich vermutlich in den Auswertungen bemerkbar, und die Bildungskorrelation von Frauen kann besser als jene von Männern gemessen werden.

**Abbildung 3: Korrelation der Ausbildungsjahre von Geschwisterpaaren nach Altersgruppen**



Anmerkung: Die Abbildung zeigt die Korrelation von Bildungsjahren bei Geschwistern in drei Altersgruppen in der gesamten Stichprobe. Angeführt sind der jeweilige Intra-Klassen-Korrelationskoeffizient, das 95% Konfidenzintervall und die Anzahl der Beobachtungen in der jeweiligen Gruppe, *N*.

Altersgruppen: Zusätzlich zur Kerngruppe der 26- bis 30-Jährigen wurde die Bildungskorrelation auch für andere Altersgruppen berechnet. Abbildung 3 zeigt die Ergebnisse. Eine detaillierte Untersuchung der Altersgruppe der 15- bis 20-Jährigen erweist sich als nicht sinnvoll, da viele Personen in dieser Gruppe ihren höchsten Bildungsabschluss noch nicht erreicht haben. Für die Altersgruppe der 36- bis 40-Jährigen liegen zu wenige Beobachtungen vor, um valide Aussagen treffen zu können. Mit zunehmendem Alter zeigt sich eine steigende Bildungskorrelation von Geschwistern innerhalb der Stichprobe. Während der ICC in der Gruppe der 21- bis 25-Jährigen einen Wert von 0,25 hat, beträgt er in der Kerngruppe



der 26- bis 30-Jährigen 0,32 und in jener der 31- bis 35-Jährigen 0,41. Wird die Stichprobe auf erwerbstätige Geschwister beschränkt, beträgt der ICC in der Gruppe der 21- bis 25-Jährigen rund 0,24, in jener der 26- bis 30-Jährigen in etwa 0,34 und in jener der 31- bis 35-Jährigen 0,45. Potenzielle Gründe für die höheren Korrelationen sind Bildungsabschlüsse, die bei höherem Alter erreicht werden, sowie eine Veränderung zwischen den Generationen in Richtung einer steigenden Bildungsmobilität der jüngeren Generation.

In der Stichprobe haben viele Personen ihren höchsten Bildungsabschluss vermutlich noch nicht erreicht, da die Datenerhebung jüngere und länger in Ausbildung befindliche Geschwister systematisch häufiger als ältere bzw. kürzer in Ausbildung befindliche Geschwister identifiziert. Daher ist zu erwarten, dass die tatsächliche Bildungskorrelation höher als unsere Berechnungen sein wird. Die Korrelation des höchsten formalen Bildungsabschlusses von Geschwistern in der Kerngruppe der 26- bis 30-Jährigen von etwa 0,32 kann daher als die untere Schranke der tatsächlichen Bildungskorrelation von Geschwistern interpretiert werden.

Wenn die Kerngruppe auf jene Familien eingegrenzt wird, die mindestens zwei Kinder in der Altersgruppe zwischen 26 und 30 Jahren haben, sinkt die Anzahl der verfügbaren Beobachtungen auf 76.022. Allerdings kann damit Verzerrungen durch große Alters- und Entwicklungsunterschiede zwischen Geschwistern besser vorgebeugt werden. Die Korrelation der Ausbildungsjahre von Geschwistern in der Gruppe der 26- bis 30-Jährigen liegt infolge dieser Definition bei 0,34, also etwas höher als bei der weniger strikten Eingrenzung der Kerngruppe.

## 6.2 Einkommen

Für die Berechnung der Korrelation der Einkommen zwischen Geschwistern wurde die Kerngruppe ebenfalls auf alle Geschwisterpaare beschränkt, in denen beide Geschwister zwischen 26 und 30 Jahre alt waren.

Tabelle 5 zeigt die Korrelation der logarithmierten durchschnittlichen Bruttojahreseinkommen, die mit Methode II berechnet wurden,<sup>27</sup> für unterschiedliche Abgrenzungen der Stichprobe. Die Wahl der Stichprobe beeinflusst erwartungsgemäß die geschätzte Korrelation. Wird die gesamte Stichprobe für die Berechnungen verwendet, sind die berechneten Korrelationen höher als bei Geschwistern, die zwischen 26 und 30 Jahre alt waren. Am größten ist die Korrelation jedoch für diejenigen Geschwister, von denen am Stichtag mindestens eine/r erwerbstätig war, hier beträgt die Korrelation zwischen rund 0,28 und 0,31. Die Unterschiede, die sich durch die unterschiedlichen Berechnungen der Korrelationskoeffizienten ergeben, sind gering. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass es vor allem

in der Altersgruppe der 26- bis 30-Jährigen eine relativ breite Streuung der Einkommen gibt.

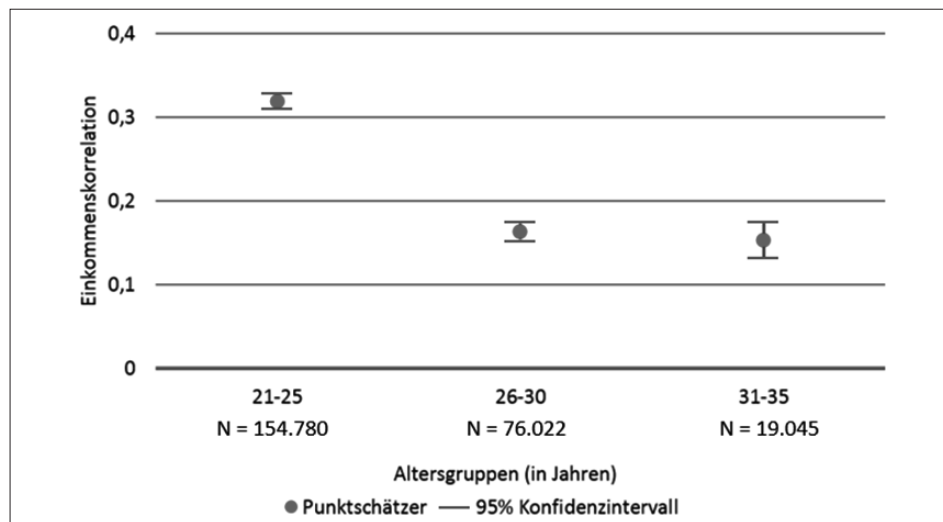
**Tabelle 5: Korrelation der durchschnittlichen Jahreseinkommen bei Geschwistern (Methode II)**

	Kerngruppe	Beide Geschwister erwerbstätig	mind. eine/r erwerbstätig	Gesamte Stichprobe
Intra-Klassen-Korrelationskoeffizient (ICC)	0,163	0,222	0,275	0,253
<i>Random-effects-Modell</i>	0,172	0,230	0,310	0,258
<i>N</i>	76.022	450.609	583.761	923.300

Anmerkung: Korrelationen der durchschnittlichen Bruttojahreseinkommen (logarithmierte €, zu Preisen von 2007). Berechnung der Durchschnitte mit Methode II.

Geschlechterunterschiede: Der Intra-Klassen-Korrelationskoeffizient für Brüder in Familien mit mindestens zwei männlichen Kindern in der Altersgruppe zwischen 26 und 30 liegt bei 0,23 ( $N = 19.417$ ). Für Schwestern

**Abbildung 4: Korrelation der durchschnittlichen Jahreseinkommen bei Geschwistern, nach Altersgruppen**



Anmerkung: Die Abbildung zeigt die Korrelation der durchschnittlichen Jahreseinkommen (logarithmierte €, zu Preisen von 2007), Berechnung mit Methode II, bei Geschwistern in drei Altersgruppen. Angeführt sind der jeweilige ICC, das 95% Konfidenzintervall und die Anzahl der Beobachtungen in der jeweiligen Gruppe,  $N$ . Es wurden nur jene Familien in der Analyse berücksichtigt, die mindestens zwei Kinder in der jeweiligen Altersklasse haben. Es erfolgte keine Beschränkung auf erwerbstätige Personen.

ergibt sich ein Wert von 0,16 ( $N = 21.216$ ). Wie aufgrund der internationalen Ergebnisse zu erwarten war, ist die Einkommenskorrelation von Schwestern niedriger als jene von Brüdern. Die Korrelation zwischen gleichgeschlechtlichen Geschwisterpaaren ist wiederum mindestens gleich hoch wie jene von gemischtgeschlechtlichen Geschwisterpaaren (0,16).

Altersgruppen: Die Einkommenskorrelation von Geschwistern in den einzelnen Altersgruppen ist in Abbildung 4 dargestellt. Die Korrelationen sind für junge Kohorten höher als für ältere. Dies ist einerseits auf geringe Einkommensunterschiede zu Beginn der Erwerbskarrieren zurückzuführen, andererseits sind ältere Kohorten in den Daten nur unvollständig erfasst.

## 7. Zusammenfassung

Wir haben in der vorliegenden Arbeit erstmals für Österreich die Korrelation von Bildung und Einkommen von Geschwistern berechnet. Für unsere Berechnungen konnten wir neue, bisher in dieser Form nicht verfügbare Daten der Statistik Austria verwenden.

Der geschätzte Korrelationskoeffizient für die Korrelation von Bildungsabschlüssen für die bevorzugte Gruppe der 26- bis 30-jährigen Geschwister liegt je nach verwendeter Methode bei rund 0,3. Das bedeutet, dass rund 30% der Varianz der Bildungsabschlüsse auf Faktoren, die Geschwistern gemein sind, zurückgeführt werden können. Eine Eingrenzung auf alle erwerbstätigen Geschwister in der Stichprobe ergibt eine geschätzte Korrelation von rund 0,41.

Die geschätzten Werte für alle uns zur Verfügung stehenden Beobachtungen sind höher jene unserer bevorzugten Stichprobe und unterstreichen damit die Wichtigkeit der Herkunft für formale Bildungsabschlüsse in Österreich. Diese Werte sind jedoch wegen der unklaren Repräsentativität nur als grober Indikator der Korrelation zu deuten.

Der geschätzte Korrelationskoeffizient für die Korrelation von Einkommen für diejenigen Geschwister, die am Stichtag (31.10.2011) erwerbstätig waren, liegt auch im Bereich von rund 30%. Im Gegensatz zur Geschwisterkorrelation von Bildungsabschlüssen reagiert die Geschwisterkorrelation bei Einkommen aber stärker auf unterschiedliche Stichprobenabgrenzungen. Für die Kerngruppe der 26- bis 30-Jährigen ist die Korrelation mit 0,16 deutlich niedriger, was mit der vergleichsweise hohen Anzahl von Geschwisterpaaren, in denen nur ein Geschwister am Stichtag erwerbstätig war, erklärt werden kann.

Die geschätzten Werte liegen am unteren Ende der in internationalen Studien berechneten Korrelationen. Aufgrund der Beschaffenheit der Stichprobe – es sind vor allem junge Personen erfasst, von denen vermut-

lich einige ihre erwünschte formale Bildung noch nicht erreicht haben und daher mit vergleichsweise niedrigen formalen Abschlüssen in den Daten geführt werden – ist zu vermuten, dass die Herkunft für ältere Kohorten noch bedeutsamer ist, da angenommen werden kann, dass die Bildungsmobilität bei jüngeren Kohorten höher als bei älteren ist. Aus unserer Sicht sind aufgrund der Datenerhebung und der daraus resultierenden Zusammensetzung der Beobachtungen die berechneten Korrelationen der Bildung von Geschwistern verlässlicher als die Korrelationen der Einkommen.

Aus wissenschaftlicher und sozialpolitischer Sicht ist eine genauere Berechnung der Korrelationen mit Daten für ältere Geschwister und längeren Einkommenszeiträumen sinnvoll, um die Bedeutsamkeit des familiären Hintergrundes für unterschiedliche Kohorten betrachten zu können. Dies ermöglicht auch eine Beurteilung der Bedeutsamkeit des Hintergrundes für unterschiedliche Kohorten und ob eine Änderung dieser Bedeutsamkeit feststellbar ist.

## Anmerkungen

- <sup>1</sup> Siehe z. B. für Österreich: Knittler (2011), Fessler, Mooslechner und Schürz (2012), Schnetzer und Altzinger (2013).
- <sup>2</sup> Mazumder (2008).
- <sup>3</sup> Solon, Corcoran, Gordon und Laren (1991).
- <sup>4</sup> Schnitzlein (2014).
- <sup>5</sup> Rechta und Waldner (2014).
- <sup>6</sup> Vester (2006).
- <sup>7</sup> Aff (2011).
- <sup>8</sup> Aff (2011), Bruneforth et al. (2012).
- <sup>9</sup> Bourdieu (1983), Bourdieu (1987).
- <sup>10</sup> Vogtenhuber, Lassnigg, Radinger und Gurtner-Reinthal (2012).
- <sup>11</sup> Bock-Schappelwein, Janger und Reinstaller (2012).
- <sup>12</sup> Hertz et al. (2008).
- <sup>13</sup> Corak (2006).
- <sup>14</sup> Björklund, Lindahl und Lindquist (2008).
- <sup>15</sup> Bourdieu (1987).
- <sup>16</sup> Vgl. z. B. Schnitzlein (2013, 2014) und Mazumder (2008).
- <sup>17</sup> Schnitzlein (2014).
- <sup>18</sup> Für nähere Informationen siehe Cleff (2008).
- <sup>19</sup> Stata (2014a).
- <sup>20</sup> Stata (2014b).
- <sup>21</sup> Wooldridge (2005).
- <sup>22</sup> Siehe z. B. Solon (1999).
- <sup>23</sup> Rechta und Waldner (2014).
- <sup>24</sup> Vgl. ebd.
- <sup>25</sup> Persönliches Gespräch mit Wanek-Zajic (2014).
- <sup>26</sup> Zusätzlich wurde auch der Korrelationskoeffizient nach Bravais-Pearson berechnet, dieser zeigt ebenso nur geringfügig abweichende Ergebnisse.

<sup>27</sup> Wir verwenden hier den ICC für positive Einkommen (Methode II), da dieser die verlässlichsten Schätzungen liefert. Die Schätzungen für Methode III weichen nur geringfügig von jenen für Methode II ab. Wird die gesamte Stichprobe berücksichtigt, ergibt Methode I eine etwas geringere Korrelation als Methode II. Wird die Korrelation für Erwerbstätige berechnet, liefert Methode I einen höheren Korrelationskoeffizienten als Methode II. Der Grund dafür ist, dass ältere Personen bei Methode I überdurchschnittlich oft berücksichtigt werden, da sie im Vergleich zu Jüngeren häufiger ein positives Einkommen in allen sechs Jahren aufweisen.

## Literatur

- Aff, Josef, Wie durchlässig ist die österreichische Berufsbildung der Sekundarstufe II?, Kolumne, in: wissenplus 3-10 (2011) 20.
- Altzinger, Wilfried; Lamei, Nadja; Rumpelmaier, Bernhard; Schneebaum, Alyssa, Intergenerationelle soziale Mobilität in Österreich, in: Statistische Nachrichten 1 (2013) 48-62.
- Becker, Gary, Human Capital (New York u. a. 1964).
- Björklund, Anders; Lindahl, Lena; Lindquist, Matthew, What more than parental income? An exploration of what Swedish siblings get from their parents (=IZA discussion paper No. 3735, 2008).
- Björklund, Anders; Jäntti, Markus, How important is family background for labor-economic outcomes?, in: Labour Economics 19 (2012) 465-474.
- Björklund, Anders; Jäntti, Markus; Lindquist, Matthew J., Family background and income during the rise of the welfare state: Brother correlations in income for Swedish men born 1932-1968, in: Journal of Public Economics 93 (2009) 671-680.
- Björklund, Anders; Eriksson, Tor; Jäntti, Markus; Raaum, Oddbjörn; Österbacka, Eva, Brother correlations in earnings in Denmark, Finland, Norway and Sweden compared to the United States, in: Journal of Population Economics 15 (2002) 757-772.
- Bock-Schappelwein, Julia; Janger, Jürgen; Reinstaller, Andreas, Bildung 2025 – Die Rolle von Bildung in der österreichischen Wirtschaft (Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung, Wien 2012); online: <http://www.bmukk.gv.at/medienpool/23154/bildung2025.pdf> (Stand: 2.5.2014).
- Bourdieu, Pierre, Ökonomisches Kapital, kulturelles Kapital, soziales Kapital, in: Kreckel, R. (Hrsg.), Soziale Ungleichheiten. Soziale Welt, Sonderband 2 (Göttingen 1983) 183-198.
- Bourdieu, Pierre, Die feinen Unterschiede: Kritik der gesellschaftlichen Urteilskraft (Frankfurt am Main 1987).
- Bruneforth, Michael; Weber, Christoph; Bacher, Johann, Chancengleichheit und garantiertes Bildungsminimum in Österreich, in: Herzog-Punzenberger, Barbara (Hrsg.), Nationaler Bildungsbericht Österreich 2012, Band 2: Fokussierte Analysen bildungspolitischer Schwerpunktthemen (bmukk und BIFIE, Wien 2012) Kapitel 5, 189-227.
- Cleff, Thomas, Deskriptive Statistik und moderne Datenanalyse: Eine computergestützte Einführung mit Excel, SPSS und STATA (Wiesbaden 2008).
- Corak, Miles, Do poor children become poor adults? Lessons from a cross-country comparison of generational earnings mobility (= IZA Discussion Paper No. 1993, IZA, Bonn 2006).
- Fessler, Pirmin; Mooslechner, Peter; Schürz, Martin, Intergenerational transmission of educational attainment in Austria, in: Empirica 39/1 (2012) 65-86.
- Hertz, Tom; Jayasundera, Tamara; Piraino, Patrizio; Selcuk, Sibel; Smith, Nicole; Verashchagina, Alina, The inheritance of educational inequality: international comparisons and fifty-year trends, in: The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy 7/2 (2008) 1-48.
- Knittler, Käthe, Intergenerationale Bildungsmobilität – Bildungsstruktur junger Erwachsene

- ner im Alter von 15 bis 34 Jahren im Vergleich mit jener ihrer Eltern, in: *Statistische Nachrichten* 4 (2011) 252-266.
- Mazumder, Bhashkar, Sibling similarities and economic inequality in the US, in: *Journal of Population Economics* 21/3 (2008) 685-701.
- Netter, Markus; Schweitzer, Tobias; Völkerer, Petra, Inwieweit wird Bildung vererbt?, in: *Wirtschaft und Gesellschaft* 34/4 (2008) 475-507.
- Rechta, Henrik; Waldner, Christoph, Registerbasierte Statistiken: Methodik (RS), Schnellbericht 10.11, Statistik Austria (Wien 2014); online: [http://www.statistik.at/web\\_de/static/registerbasierte\\_statistiken\\_2014\\_-\\_methodik\\_rs\\_sb\\_10.11\\_\\_075137.pdf](http://www.statistik.at/web_de/static/registerbasierte_statistiken_2014_-_methodik_rs_sb_10.11__075137.pdf) (Stand: 15.4.2014).
- Schnetzer, Matthias; Altzinger, Wilfried, Intergenerational transmission of socioeconomic conditions in Austria in the context of European welfare regimes, in: *Momentum Quarterly* 2/3 (2013) 108-126.
- Schnitzlein, Daniel D., Wenig Chancengleichheit in Deutschland: Familienhintergrund prägt eigenen ökonomischen Erfolg, in: *DIW Wochenbericht* 4 (2013) 3-9.
- Schnitzlein, Daniel D., How important is the family? Evidence from sibling correlations in permanent earnings in the USA, Germany, and Denmark, in: *Journal of Population Economics* 27 (2014) 69-89.
- Schwabe, Markus; Radinger, Regina, Bildung in Zahlen 2006/07: Schlüsselindikatoren und Analysen (Statistik Austria, Wien 2008); online: [www.statistik.at/web\\_de/Redirect/index.htm?dDocName=030642](http://www.statistik.at/web_de/Redirect/index.htm?dDocName=030642) (Stand 10.5.2014).
- Solon, Gary, Intergenerational mobility in the labor market, in: Ashenfelter, Orly; Card, David (Hrsg.), *Handbook of Labor Economics*, Bd. 3A (Amsterdam u. a. 1999) 1761-1800.
- Solon, Gary; Corcoran, Mary; Gordon, Roger; Laren Deborah, A longitudinal analysis of sibling correlations in economic status, in: *The Journal of Human Resources* 26/3 (1991) 509-534.
- Stata, Stata Dokumentation: icc – Intraclass correlation coefficients (Wien 2014a); online: <http://www.stata.com/manuals13/ricc.pdf> (Stand: 10.6.2014).
- Stata, Stata Dokumentation: loneway – large one-way ANOVA, random effects, and reliability (Wien 2014b); online: <http://www.stata.com/manuals13/rloneway.pdf> (Stand: 10.6.2014).
- Vester, Michael, Die geteilte Bildungsexpansion – die sozialen Milieus und das segregierende Bildungssystem der Bundesrepublik Deutschland, in: Rehberg, K.-S., Deutsche Gesellschaft für Soziologie (DGS) (Hrsg.), *Soziale Ungleichheit, Kulturelle Unterschiede: Verhandlungen des 32. Kongresses der Deutschen Gesellschaft für Soziologie in München. Teilbd. 1 und 2* (Frankfurt am Main 2006) 73-89.
- Vogtenhuber, Stefan; Lassnigg, Lorenz; Bruneforth, Michael, Kontext des Schul- und Bildungswesens, in: Bruneforth, M.; Lassnigg, L. (Hrsg.), *Nationaler Bildungsbericht Österreich 2012, Band 1: Das Schulsystem im Spiegel von Daten und Indikatoren* (bmukk und BIFIE, Wien 2012), Kapitel A, 15-30.
- Vogtenhuber, Stefan; Lassnigg, Lorenz; Radinger, Regina; Gurtner-Reinthal, Maria, Outcome – Wirkungen des Schulsystems, in: Bruneforth, M.; Lassnigg, L. (Hrsg.), *Nationaler Bildungsbericht Österreich 2012, Band 1: Das Schulsystem im Spiegel von Daten und Indikatoren* (bmukk und BIFIE, Wien 2012) Kapitel F, 177-194.
- Wanek-Zajic, Barbara, Persönliches Gespräch vom 5. Juni 2014, Statistik Austria (2014).
- Wooldridge, Jeffery M., *Introductory Econometrics. A modern approach*, 3. Auflage (2006).



## Zusammenfassung

Wir untersuchen, wie stark der Bildungs- und Arbeitsmarkterfolg in Österreich vom familiären Hintergrund abhängt. Dafür berechnen wir erstmals für Österreich die Korrelation von Bildung und Einkommen bei Geschwistern. Diese Methode benötigt weniger detaillierte Daten als bisher verwendete Methoden. Wir verwenden administrative Daten, die von der Statistik Austria auf Basis der Registerzählung erhoben wurden. Diese Daten sind aufgrund ihrer administrativen Natur sehr verlässlich. Alle unsere Berechnungen zeigen einen bedeutsamen Einfluss des familiären Hintergrunds. Familienbeziehungen können für jüngere Personen besser als für ältere identifiziert werden. Daher umfasst unsere bevorzugte Gruppe alle Geschwister in Geschwisterpaaren, die zwischen 26 und 30 Jahre alt sind. Diese haben typischerweise ihre höchste formale Bildung bereits abgeschlossen und stehen im Erwerbsleben. Bei Geschwistern, bei denen zumindest ein Geschwister zwischen 26 und 30 Jahre alt ist, erklärt der gemeinsame Hintergrund rund 32% der Varianz der Bildungsabschlüsse. Bei Geschwistern, die am Stichtag (31.10.2011) erwerbstätig waren, erklärt der gemeinsame Hintergrund rund 28% der Varianz der Einkommen. Die Korrelationen sind ähnlich den Werten, die für Dänemark und Schweden berechnet wurden. Sie sind geringer als in Deutschland oder den USA. Die Geschwister der Stichprobe sind vergleichsweise jung. Wir erwarten, dass die Bedeutung des familiären Hintergrundes für ältere Geschwisterpaare noch wichtiger ist. Dies kann aber mit den derzeit zur Verfügung stehenden Daten nicht untersucht werden.

## Abstract

We estimate sibling correlations using novel and detailed administrative data to analyse the importance of the family background for education and income in Austria. Dependent on the sample used, we find a correlation between 0.32 and 0.42 for education and between 0.16 and 0.28 for incomes for the siblings. While these estimates are at the lower end of those found for other countries, which can be attributed to the comparably young sample, the correlations are sizeable and indicate low intergenerational mobility.

## Schriftenreihe der Arbeiterkammer Wien

## ■ sozialpolitik in diskussion sozialpolitik in diskussion

Adi Buxbaum (Hg.)

## PERSPEKTIVEN FÜR SOZIALEN FORTSCHRITT SOZIALINVESTITIONEN HABEN EINE MEHRFACHDIVIDENDE

Nach dem Scheitern des vorherrschenden Austeritätskurses in Europa sind progressive Antworten auf die aktuellen und anstehenden sozialpolitischen Herausforderungen gefragt. Fortschritte in der Sozialpolitik stehen keineswegs in Konkurrenz zu wirtschaftlichem Fortschritt oder Wirtschaftswachstum – im Gegenteil: an Themen wie Kinderbetreuung, überbetriebliche Lehrausbildung, schulische Tagesbetreuungsangebote etc. wird aufgezeigt, dass mit zielgerichteten Investitionen in den Sozialstaat nicht nur soziale Probleme adäquat adressiert werden, sondern dass damit auch ein signifikanter Beitrag zur nachhaltigen Budgetkonsolidierung geleistet werden kann.

Zu einer dauerhaften Entlastung der öffentlichen Haushalte kommt es insbesondere, wenn strukturelle Probleme gelöst und positive Wachstums- und Beschäftigungsimpulse gesetzt werden. Evident ist auch, dass Nichthandeln – und damit die Inkaufnahme des Fortbestehens von Problemen – in aller Regel eine sehr teure Variante ist, mit massiven individuellen und gesellschaftlichen Langzeitschäden und entsprechenden Folgekosten.

Wien, August 2014, 100 Seiten

Kostenloser Download unter:

<http://wien.arbeiterkammer.at/service/studien/Sozialpolitik/Sozialpolitik.html>

Bestellung der Print-Ausgabe

für einen Druckkostenbeitrag von 10 € bei:

[fachbuchhandlung@oegbverlag.at](mailto:fachbuchhandlung@oegbverlag.at)

