

Materialien zu Wirtschaft und Gesellschaft

Chancengleichheit in Österreich -
Bildungs- und Einkommenskorrelationen
von Geschwistern

134 René Böheim, Christina Judmayr



WIEN

Materialien zu Wirtschaft
und Gesellschaft Nr. 134

Herausgegeben von der Abteilung Wirtschaftswissenschaft und Statistik
der Kammer für Arbeiter und Angestellte
für Wien

**Chancengleichheit in Österreich -
Bildungs- und Einkommenskorrelationen von
Geschwistern**

René Böheim, Christina Judmayr

November 2014

Die in den Materialien zu Wirtschaft und Gesellschaft
veröffentlichten Artikel geben nicht unbedingt die
Meinung der AK wieder.

Die Deutsche Bibliothek – CIP-Einheitsaufnahme

Ein Titeldatensatz für diese Publikation ist bei
der Deutschen Bibliothek erhältlich.

ISBN 978-3-7063-0514-3

© Kammer für Arbeiter und Angestellte für Wien
A-1041 Wien, Prinz-Eugen-Straße 20-22, Tel: (01) 501 65, DW 2283

Inhalt

Zusammenfassung	iii
1. Einleitung	1
2. Bedeutung von Bildung und Einkommen	4
2.1. Bestimmungsfaktoren des höchsten Bildungsabschlusses	4
2.2. Einfluss von Bildung auf Einkommen	7
2.3. Einfluss von Bildung und Einkommen auf andere Lebensbereiche.....	8
3. Literaturüberblick.....	10
3.1. Österreichische Studien	10
3.2. Internationale Studien.....	15
4. Empirische Vorgehensweise	20
4.1. Hypothese	20
4.2. Empirisches Modell.....	21
4.2.1. Grundlagen	21
4.2.2. Auswertungsmethoden	23
5. Daten	27
5.1. Datenquelle.....	27
5.2. Qualität der Stichprobe.....	28
5.3. Datenbeschreibung	30
6. Ergebnisse	36
6.1. Bildung	36
6.2. Einkommen	50
7. Zusammenfassung	54
Literaturverzeichnis.....	56
Anhang	61

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Altersgruppen in der Stichprobe.	31
Abbildung 2: Verteilung über die Einkommensklassen.	35
Abbildung 3: Zusammenhang der Bildungsabschlüsse in der Kerngruppe.	37
Abbildung 4: Korrelation des höchsten Bildungsabschlusses.	41
Abbildung 5: Zusammenhang der Ausbildungsjahre von Geschwisterpaaren.	42
Abbildung 6: Korrelation der Ausbildungsjahre bei erwerbstätigen Geschwistern, nach Altersgruppen.	45
Abbildung 7: Korrelation der Ausbildungsjahre nach Altersgruppen.	47
Abbildung 8: Internationale Einordnung der Bildungsergebnisse.	49
Abbildung 9: Einkommen von Geschwisterpaaren (Methode II).	50
Abbildung 10: Korrelation der durchschnittlichen Jahreseinkommen bei Geschwistern, nach Altersgruppen.	52
Abbildung 11: Internationale Einordnung der Einkommensergebnisse.	53
Abbildung 12: Bildungsabschlüsse bei Geschwistern.	64

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Intergenerationale Mobilität in Österreich.	10
Tabelle 2: Ergebnisse internationaler Untersuchungen.	16
Tabelle 3: Stichprobengröße.	30
Tabelle 4: Höchste Bildungsabschlüsse.	32
Tabelle 5: Verteilung der Einkommen.	34
Tabelle 6: Korrelation der Ausbildungsjahre.	43
Tabelle 7: Korrelation der durchschnittlichen Jahreseinkommen bei Geschwistern (Methode II).	51
Tabelle 8: Erwerbsstatus in der Stichprobe.	61
Tabelle 9: Stellung im Beruf in der Stichprobe.	62
Tabelle 10: Bedingte Wahrscheinlichkeiten von Bildungsabschlüssen bei Geschwistern (in %).	63
Tabelle 11: Bildungszusammenhänge in Zweikindfamilien in der Kerngruppe.	68
Tabelle 12: Bildungszusammenhänge in Dreikindfamilien in der Kerngruppe.	69
Tabelle 13: Bildungszusammenhänge in Vierkindfamilien in der Kerngruppe.	70

Zusammenfassung

Wir untersuchen, wie stark der **Bildungs- und Arbeitsmarkterfolg in Österreich vom familiären Hintergrund** abhängt.

Wir berechnen dafür **erstmalig für Österreich die Korrelation von Einkommen und Bildung 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 wegen der 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 und unsere bevorzugte Gruppe umfasst alle Geschwister in Geschwisterpaaren, die zwischen 26 und 30 Jahre alt sind. Diese haben typischerweise ihre höchste formale Bildung abgeschlossen und stehen bereits im Erwerbsleben. Bei Geschwistern, wo 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.

Die Korrelationen sind **geringer als in Deutschland oder den USA**.

Da die Geschwister der **Stichprobe** vergleichsweise **jung** sind, erwarten wir, 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.

1. Einleitung

Wir untersuchen die Bedeutung des Familienhintergrundes für den Bildungs- und Einkommenserfolg von Geschwistern in Österreich. Diese Information dient zur näheren Beleuchtung des Einflusses des Familienhintergrundes auf die Bildungs- und Erwerbskarrieren und liefert neue Informationen über die soziale Durchlässigkeit Österreichs.¹ 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, desto geringer ist die Chancengleichheit einer Gesellschaft.

Chancengleichheit bezeichnet eine Situation, in der „gleiche Ausbildungs- und Aufstiegsmöglichkeiten für alle ohne Rücksicht auf Herkunft und soziale Verhältnisse“ gegeben sind (Duden, 2014). Moderne Bildungssysteme sollen demnach auch darauf ausgelegt sein, herkunftsbedingte Unterschiede auszugleichen (Sauer und Völkerer, 2009). Die österreichische Regierung sieht im Bildungssystem eine zentrale Möglichkeit, Chancen im Berufs- und Arbeitsleben zu sichern und eine umfassende Teilhabe in unserer Gesellschaft zu ermöglichen (Bundeskanzleramt, 2013, S.28).

¹ Ein Vergleich der Geschwisterkorrelation auf Basis des Bruttoeinkommens und Nettoeinkommens erlaubt Rückschlüsse auf die Rolle staatlicher Steuer- und Sozialpolitik. Für einen direkten Vergleich von Brutto- und Nettoeinkommen, siehe Roemer et al. (2003).

In der empirischen Sozialforschung wurden unterschiedliche Methoden zur Messung von Chancen(un)gleichheit entwickelt. Eine dieser Methoden ist die Berechnung der intergenerationalen Mobilität, also der „Fähigkeit der Mitglieder einer jüngeren Generation, im Vergleich zu ihren Eltern eine andere Position in der Gesellschaft zu erreichen“ (Altzinger, Lamei, Rumplmaier und Schneebaum, 2013, S. 48). Diese Methode benötigt allerdings sehr detaillierte Informationen, sowohl über die Eltern als auch über deren Kinder, um den Einfluss des familiären Hintergrundes auf die erzielten Positionen der Kinder zu messen. Beispiele für etwaige weitere Faktoren, die einen Einfluss auf Bildung und Einkommen haben könnten, sind unter anderem genetische Veranlagungen, die Situation in der Nachbarschaft, die medizinische Versorgung, die weitere familiäre Struktur oder aber auch die elterliche Zuwendung. Die bisherigen Erfahrungen 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 (Mazumder, 2008).

Um dieser Kritik zu begegnen, wurde eine neue Methode, Lebenschancen zu messen, entwickelt (Solon, Corcoran, Gordon und Laren, 1991). Diese Methode 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 weiterer Indikator für die Messung des ökonomischen Lebenserfolgs (Schnitzlein, 2014). Sie ermöglicht die Einschätzung der sozialen Determinanten des ökonomischen Lebenserfolgs und der gesellschaftlichen Durchlässigkeit eines Landes. Somit ist die Methode der Geschwisterkorrelation in der Lage, ein detaillierteres Bild der Chancengleichheit in Österreich zu zeichnen.

Die Daten für unsere Untersuchungen wurden von der Statistik Austria zur Verfügung gestellt und basieren auf dem registerbasierten Zensus 2011, das heißt, primär auf Daten des Zentralen Melderegisters (Rechta und Waldner, 2014). 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. Die Stichprobe umfasst 923.300 einzelne Geschwister 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 unselbständig Beschäftigten der Stichprobe wurde das Brutto-Jahreseinkommen der Jahre 2007 bis 2012 erhoben.

Unsere Berechnungen zeigen einen bedeutsamen Einfluss des familiären Hintergrunds. 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 ein Drittel der Varianz des Einkommens von Geschwistern, die am Stichtag erwerbstätig waren. Da diese Stichproben aus sehr jungen Personen bestehen, die sich am Beginn ihres Erwerbslebens befinden, ist zu vermuten, dass der familiären Hintergrundes bei zunehmender Varianz der Einkommen 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

2.1. Bestimmungsfaktoren des höchsten Bildungsabschlusses

In der österreichischen Verfassung ist festgehalten, dass alle Kinder und Jugendlichen die besten Entwicklungsmöglichkeiten vorfinden sollen, um zu verantwortungsvollen Mitgliedern der Gesellschaft heranzuwachsen. Die Schule ist als ein Ort definiert, der „der gesamten Bevölkerung, unabhängig von Herkunft, sozialer Lage und finanziellem Hintergrund, unter steter Sicherung und Weiterentwicklung bestmöglicher Qualität ein höchstmögliches Bildungsniveau sichert“ (Rechtsinformationssystem des Bundes, i.d.g.F., Art 14, Abs 5a).

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 (Vester, 2006). Empirisch zeigt sich jedoch, dass die Wahrscheinlichkeit, einen formal hohen Bildungsabschluss zu erreichen, unter anderem vom familiären Hintergrund eines Kindes abhängt. 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, insbesondere Migrationshintergrund, aber auch das Geschlecht und individuelle Begabungen zurück. Schulen und Klassen unterscheiden sich in der sozialen Zusammensetzung der Schülerinnen und Schüler, was ebenfalls zu unterschiedlichem Bildungserfolg führen könnte. Bruneforth et al. (2012) zeigen, dass Herkunft und das soziale Umfeld die zentralen Merkmale für unterschiedliche Bildungskarrieren sind.

Die genauen Wirkungskanäle sind Thema zahlreicher Untersuchungen. Boudon (1974) unterscheidet primäre und sekundäre Effekte der sozialen Herkunft auf Bildungserfolge. Primäre Effekte der Ungleichheit entstehen, wenn Kinder aus sozial benachteiligten Familien schlechtere schulische Leistungen zeigen und daher seltener höhere Schulen besuchen. Sekundäre Effekte liegen im Vergleich dazu vor, wenn Kinder aus unterschiedlichen sozialen Milieus zwar die gleichen Leistungen erbringen, jedoch aufgrund ihrer Herkunft trotzdem seltener formal hohe Bildungsabschlüsse erreichen.

Beide Effekte dürften im österreichischen Schulsystem vorliegen. Vogtenhuber, Lassnigg und Bruneforth (2012) zeigen mit Daten der Bildungsstandards 2009/2010, dass ein Drittel der Schülerinnen und Schüler der vierten Schulstufe zu mindestens einer von drei Risikogruppen gehört. Diese größten Risikofaktoren für geringe formale Bildungsabschlüsse sind laut Nationalem Bildungsbericht nichtdeutsche Alltagssprache, niedriger Berufsstatus der Eltern und Abstammung aus einem bildungsfernen Haushalt. Die Ergebnisse der PISA-Tests zeigen ebenfalls, dass die soziale Herkunft der Schülerinnen und Schüler einen erheblichen Einfluss auf die Testergebnisse haben (Aff, 2011). Das österreichische Schulsystem ist also nicht zur Gänze in der Lage, herkunftsbedingte Nachteile der Schülerinnen und Schüler auszugleichen. 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 (Aff, 2011; Bruneforth et al., 2012).

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 (Becker, 1964) stehen, andererseits jene, die auf den Theorien Bourdieus (1983) 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. Bourdieu (1987) kritisiert, dass die Humankapitaltheorie nur ökonomisches Kapital betrachte, aber andere Typen von Kapital, nämlich kulturelles und soziales Kapital, ignoriere. Bourdieu (1983, 1987) unterscheidet zwischen kulturellem, sozialen und ökonomischen Kapital, gesellschaftliche Ungleichheit beruhe auf klassenspezifischen Unterschieden in der Ausstattung und Zusammensetzung des Kapitals, sowie auf klassenspezifischen Normen.

Das kulturelle Kapital lässt sich laut Bourdieu in drei Formen unterteilen. Es besteht erstens aus dem inkorporierten Kulturkapital, das durch Erziehung zu einem festen Bestandteil der Persönlichkeit eines Menschen wird, beispielsweise die Sprechweise einer bestimmten

Gesellschaftsschicht. Individuen eignen sich dieses Kapital während des Sozialisationsprozesses über einen langen Zeitraum hinweg an und es kann von Außenseitern nur schwer erworben werden. Die Zeit, die sich Bezugspersonen für Kinder nehmen können, um inkorporiertes Kulturkapital weiterzugeben, steht in engem Zusammenhang mit der ökonomischen Situation einer Familie. Bourdieu erklärt Teile der unterschiedlichen schulischen Leistung von Kindern aus verschiedenen sozialen Schichten durch eine unterschiedliche Ausstattung mit inkorporiertem Kulturkapital. Bei der zweiten Form von Kulturkapital, dem objektivierten Kulturkapital, handelt es sich um die materielle Ausstattung mit Kulturgütern wie zum Beispiel Büchern oder Instrumenten. Der Zugang von Kindern zu diesen Gütern übt ebenso einen Einfluss auf ihren Bildungserfolg und ihre ökonomischen Lebenschancen aus. Die dritte Art von Kulturkapital ist das institutionalisierte Kulturkapital, das sind zum Beispiel Titel, die mit dem Abschluss eines Bildungsprozesses erworben werden. Institutionalisiertes Kulturkapital verleiht seinen Inhabern gesellschaftliche Anerkennung und Zugang zu beruflichen Positionen.

Bourdieu versteht unter sozialem Kapital den Zugang zu Netzwerken von Personen und die Zugehörigkeit zu bestimmten Gruppen, die mit materiellen und symbolischen Profiten ausgestattet sind. Vereinfacht gesprochen, bezeichnet Sozialkapital die Summe der sozialen Beziehungen und damit verbundene Kapitalausstattungen, und je größer die Kapitalausstattung dieser Gruppen ist, desto größer wäre das Sozialkapital. Zur Aufrechterhaltung des Sozialkapitals sei kontinuierliches Engagement notwendig, das auch Zeit und Geld erfordere.

Die einzelnen Kapitalarten können zum Teil ineinander umgewandelt werden, so kann beispielsweise mithilfe von ökonomischem Kapital soziales Kapital erworben werden, und auch kulturelles Kapital in Form von Bildung kann mit ökonomischem Kapital (leichter) erworben werden. Nichtsdestotrotz sei eine reibungslose Umwandlungsmöglichkeit nicht gegeben, da der Aufbau jeglichen Kapitals viel Zeit erfordere und vor allem kulturelles und soziales Kapital im familiären Kontext am besten erworben werden könne (Bourdieu, 1983, 1987). Die unterschiedliche Anfangsausstattung ist die grundlegende Ursache von Ungleichheit. Geschwister starten mit einer ähnlichen Kapitalausstattung und finden deshalb auch ähnliche Lebenschancen vor.

Bourdieu (1987) nimmt 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 sich der Habitus einer anderen gesellschaftlichen Schicht nur sehr schwierig bis gar nicht aneignet werden könne. 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 doppelten 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.

2.2. Einfluss von Bildung auf Einkommen

Je nach familiärem Hintergrund sind die Kosten der Investition in Bildung unterschiedlich hoch, außerdem unterscheiden sich die Erwartungen hinsichtlich zukünftiger Verdienstmöglichkeiten. Dies stellt eine potentielle Erklärung dafür dar, warum einzelne Familien unterschiedlich viel in die Ausbildung ihrer Kinder investieren (können).

Unterschiede im formalen Bildungsabschluss sind 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 ganz

ähnlichen Ergebnissen gelangt, bestätigt (Vogtenhuber, Lassnigg, Radinger und Gurtner-Reinthal, 2012).²

Höhere Bildung ist auch mit einem geringeren Arbeitslosigkeitsrisiko verknüpft. Die Arbeitslosenquote von Geringqualifizierten ist mehr als doppelt so hoch als die durchschnittliche Arbeitslosenquote. Im Jahr 2011 betrug die durchschnittliche Arbeitslosenquote 6,7%, während jene von Geringqualifizierten 18,2% und jene von Hochqualifizierten 2,4% betrug (Bock-Schappelwein, Janger und Reinstaller, 2012).

2.3. Einfluss von Bildung und Einkommen auf andere Lebensbereiche

Der Einfluss von Bildung beschränkt sich jedoch nicht nur auf Einkommen und Erwerbstätigkeit, sondern wird auch in anderen Lebensbereichen deutlich.

Klimont, Ihle, Baldaszi und Kytir (2008) zeigen den Zusammenhang zwischen Bildung, Einkommen, Erwerbstätigkeit und Gesundheit mit Daten der österreichischen Gesundheitsbefragung. Dieser Befragung zufolge fühlen sich Menschen höherer Einkommensklassen subjektiv gesünder, haben ein geringeres Risiko für chronische Krankheiten, psychische Probleme und Schmerzen und nehmen häufiger an Vorsorge- und Impfprogrammen teil. Unterschiede hinsichtlich des höchsten Bildungsabschlusses machen sich zusätzlich im gesundheitsrelevanten Verhalten bemerkbar. So sind Menschen mit niedrigerem Bildungsniveau häufiger Raucher und neigen stärker zu Übergewicht. Sie haben geringere Impfraten und nehmen seltener an Präventionsprogrammen teil. Der Einfluss der beruflichen Tätigkeit auf den individuellen Gesundheitszustand fällt vergleichsweise gering aus. Jedoch ist Arbeitslosigkeit eng mit einem schlechteren Gesundheitszustand korreliert und Arbeitslose haben ein subjektiv schlechteres Gesundheits- und Persönlichkeitsempfinden und leiden häufiger an chronischen Krankheiten.

² Zusätzlich zum höchsten Bildungsabschluss wird das Einkommen durch weitere Faktoren beeinflusst, dazu zählen zum Beispiel Berufserfahrung, Alter und Beschäftigungsausmaß.

Bei der Interpretation dieser Korrelationen muss jedoch darauf geachtet werden, dass einerseits die Kausalität nicht vollständig geklärt ist (zum Beispiel, verlieren Kranke öfter ihre Beschäftigung oder werden Arbeitslose öfter krank?) und es aufgrund der hohen Korrelation der einzelnen Faktoren schwierig ist, den genauen Einfluss der Faktoren zu isolieren (Klimont et al., 2008).

Gesundheitsbeeinträchtigungen und Entwicklungsdefizite treten bei Kindern aus einkommensschwachen Familien häufiger als bei Kindern von einkommensstarken Familien auf (Lampert, Saß, Häfeling und Ziese, 2005). Zu derartigen Beeinträchtigungen zählen beispielsweise Seh- und Sprachstörungen, Übergewicht, psychische Störungen und zahnmedizinische Probleme. Bildung und Einkommen der Eltern beeinflussen Kinder also bereits von Geburt an, und staatliche Programme sind derzeit nicht vollständig in der Lage, diese Chancenungleichheit auszugleichen.

Klotz (2007) untersucht die Sterblichkeit für einzelne Bildungsgruppen in Österreich und belegt, dass Ausbildung und Sterbewahrscheinlichkeit negativ korrelieren, das heißt, je höher die Ausbildung, desto geringer die Sterbewahrscheinlichkeit. Zum Beispiel haben 35-Jährige männliche Akademiker eine restliche Lebenserwartung von rund 46 Jahren, 35-Jährige Männer mit Pflichtschulabschluss haben eine restliche Lebenserwartung von rund 40 Jahren. Frauen haben generell eine höhere Lebenserwartung als Männer, aber auch Frauen mit höheren formalen Ausbildungsabschlüssen haben eine höhere Lebenserwartung als Frauen mit niedrigeren formalen Abschlüssen.³

³ Die Kausalität dieses Zusammenhangs ist nicht geklärt, es könnte der Fall sein, dass Personen, die eine hohe Lebenserwartung haben, eher in Ausbildung investieren, da sie eine lange Lebensdauer erwarten, in der sich die Investition in eine Ausbildung eher als bei einer kurzen Lebensdauer rentiert.

3. Literaturüberblick

Eine auf Geschwisterkorrelationen basierende Analyse der Chancengleichheit wie in der vorliegenden Arbeit existiert für Österreich bislang noch nicht. Um unsere Ergebnisse mit den Ergebnissen der Fachliteratur vergleichen zu können, stellen wir Ergebnisse für Österreich vor, die auf Berechnungen intergenerationaler Korrelationen basieren, und skizzieren diejenigen internationalen Studien, die ebenfalls Geschwisterkorrelationen berechnet haben.

3.1. Österreichische Studien

Einen ersten Überblick über aktuelle, auf österreichischen Daten basierende Studien bietet Tabelle 1.

Tabelle 1: Intergenerationale Mobilität in Österreich.

Autoren	Jahr	Datenquelle	Methode	Faktor	Ergebnis
Knittler	2011	Mikrozensus-Arbeitskräfteerhebung 2009	Spearman-Korrelationskoeffizient	Bildung	0,38
Fessler et al.	2012	Austrian Household Survey on Housing Wealth	Korrelationskoeffizient	Bildung	0,52
Schnetzer und Altzinger	2013	EU-SILC 2005	Spearman-Korrelationskoeffizient	Bildung Einkommen	0,19 0,13

Knittler (2011) untersucht im Rahmen der Mikrozensus-Arbeitskräfteerhebung 8.188 Österreicherinnen und Österreicher im Alter zwischen 15 und 34 Jahren. Ihre Studie zeigt, 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 bei 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.⁴

Personen mit Migrationshintergrund haben eine etwas geringere intergenerationale Bildungsmobilität als Einheimische, wobei die Wahrscheinlichkeit eines Bildungsaufstiegs in etwa gleich hoch, die Wahrscheinlichkeit eines Bildungsabstiegs jedoch mit 21% deutlich höher ist.

Fessler et al. (2012) verwenden Daten der Austrian Household Survey on Housing Wealth, durchgeführt von der Österreichischen Nationalbank, um die Bildungsmobilität zu erheben. Sie schränken die Stichprobe auf zwischen 1916 und 1984 geborene Personen ein, die jüngsten Personen in ihrer Stichprobe sind also 24 Jahre alt. Die Daten stammen aus Befragungen und es standen in etwa 2.000 Beobachtungen zur Verfügung. 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) (Hertz et al., 2008). Die höchste Bildungsmobilität weisen in absteigender Reihenfolge Dänemark, Großbritannien, Nordirland, Finnland, Norwegen und die Niederlande auf. Die Daten des Austrian Household Survey on Housing Wealth zeigen jedoch auch eine langsame Veränderung. 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.

Sowohl Knittler (2011) als auch Fessler et al. (2012) stellen fest, dass die intergenerationale Bildungsmobilität in Österreich im Verlauf der vergangenen Jahrzehnte zugenommen hat. Durch die Einführung des Europäischen Haushaltspanels (ECHP) stand eine EU-weit einheitliche Datenbasis für die Analyse der Bildungskarrieren von Kindern unterschiedlicher sozialer Herkunft zur Verfügung, die auch für die Untersuchungen der Bildungsmobilität in Österreich verwendet wurde (siehe z.B. Bacher, 2003). (Das ECHP

⁴ Haben alle Kinder dieselbe Bildung wie ihre Eltern, beträgt die Korrelation 1, das heißt, alle Unterschiede in den Bildungsniveaus der Kinder werden durch die unterschiedlichen Bildungsniveaus der Eltern erklärt.

wurde durch die EU-SILC (European Union Statistics on Income and Living Conditions) abgelöst.)

Basierend auf den Daten der EU-SILC 2005 untersuchen Schnetzer und Altzinger (2013) die Einkommens- und Bildungsmobilität junger Erwachsener in Österreich. Insgesamt stehen 2.795 Beobachtungen für Österreich zur Verfügung, hochgerechnet entspricht dies etwa 1,8 Millionen Menschen. Schnetzer und Altzinger schätzen die intergenerationale Korrelation von Einkommen auf rund 0,13 (Spearman-Korrelationskoeffizient). Im Vergleich zu anderen europäischen Ländern ist die Einkommensmobilität jedoch vergleichsweise gering: der schwächste Zusammenhang zwischen dem ökonomischen Erfolg der Eltern und jenem ihrer Nachkommen ist in den skandinavischen Ländern feststellbar, am stärksten ist dieser in den südeuropäischen Ländern. Österreich, wie beispielsweise auch Großbritannien und Frankreich, befindet sich nach Schnetzer und Altzinger (2013) im europäischen Mittelfeld. Ein deutlicherer Zusammenhang ist hinsichtlich des höchsten formalen Bildungsabschlusses feststellbar, der Spearman-Korrelationskoeffizient zwischen der finanziellen Situation der Eltern und dem höchsten Bildungsabschluss der Kinder liegt hier bei 0,19. Die Autoren merken an, dass die Datenlage aufgrund der beschränkten Verfügbarkeit von Informationen zur Elterngeneration problematisch ist.

Altzinger et al. (2013) verwenden die Daten der EU-SILC Befragung von 2011, um Veränderungen in der intergenerationalen Mobilität von Bildung und Einkommen in Österreich zu untersuchen. Nationalen Zusatzfragen im SILC-Fragebogen erlauben es, ein deutlicheres Bild der Lebensumstände während des Aufwachsens der Befragten zu zeichnen. Die Stichprobe umfasst 6.792 Beobachtungen (hochgerechnet entspricht dies etwa 4,13 Millionen) von Personen zwischen 25 und 59 Jahren. Die Ergebnisse zeigen einen starken Zusammenhang zwischen den Bildungsabschlüssen der Elterngeneration und jener ihres Nachwuchses: 54% der Kinder, die in Haushalten aufwachsen, in denen mindestens ein Elternteil einen akademischen Abschluss aufweist, erreichen selbst einen akademischen Titel, während dies nur für 6% der Kinder gilt, deren Eltern maximal einen Pflichtschulabschluss haben. 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.

Die Untersuchung von Altzinger et al. (2013) zeigt auch, dass vor allem in bildungsfernen Schichten große Unterschiede zwischen Männern und Frauen bestehen und Frauen in diesen Schichten eine deutlich geringere Wahrscheinlichkeit eines Bildungsaufstiegs als Männer haben. Diese Unterschiede sind in bildungsnahen Schichten nicht nachweisbar. Die intergenerationale Bildungsmobilität stieg, wie auch von Knittler (2011) und Fessler et al. (2012) festgestellt, jedoch in den letzten Jahrzehnten an.

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.

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. Der Mikrozensus erfasst die gesamte Bevölkerung über 15 Jahren und der PISA-Datensatz ca. 4.600 Schülerinnen und Schüler des Geburtsjahrgangs 1987 (Erhebung im Jahr 2003). Der Vorteil des PISA-Datensatzes ist, dass dieser mehr Informationen als der Mikrozensus, beispielsweise zu den kulturellen Besitztümern der Herkunftsfamilie und Indikatoren für den individuellen Fleiß, enthält, er hat allerdings weniger Beobachtungen. Die Daten ermöglichen somit eine Analyse, die über die materiellen familiären Einflussfaktoren hinausgeht und Thesen von Bourdieu oder Goldthorpe et al. (1987) testen kann.

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% ebenso 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 jedoch 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.

Netter, Schweitzer und Völkerer (2008) verwenden die Anzahl der Bücher in einem Haushalt als Indikator für das objektivierte Kulturkapitals und untersuchen auch die Korrelation des „objektivierte Kulturkapitals“ (Bourdieu, 1983) mit der Wahl des Schultyps. Wenn ein Haushalt viele Kulturgüter besitzt, besuchen die Kinder dieses Haushalts zu mehr als 46% eine AHS, ist keine Literatur vorhanden, nur zu 12,6% (Netter et al., 2008).⁵

Eine weitere Analyse der EU-SILC Daten (Berger, Graf, Strohner und Schuh, 2013) zeigt, dass - obwohl die intergenerationale Einkommensmobilität in Österreich unterdurchschnittlich ausgeprägt ist - die Einkommensmobilität der Individuen selbst durchaus eine hohe Dynamik aufweist. So befand sich mehr als die Hälfte der Haushalte mit einem Einkommen unterhalb der Armutsgrenze im darauffolgenden Jahr nicht mehr in dieser Kategorie. Der Anteil jener, die dauerhaft im unteren Einkommensdezil bleiben, ist mit 14% (von 2007 bis 2010) im europaweiten Vergleich gering. Der Gini-Koeffizient, das statistische Maß für die Einkommensverteilung innerhalb eines Landes, beträgt 0,27 (bezogen auf das verfügbare Einkommen) und deutet auf eine vergleichsweise ausgeglichene Einkommensverteilung hin (Berger et al., 2013).

Alle bisherigen Studien für Österreich deuten auf eine im internationalen Vergleich geringe intergenerationale Bildungs- und Einkommensmobilität hin, wobei Personen mit Migrationshintergrund eine etwas höhere Bildungspersistenz als Einheimische haben. Bei jüngeren Kohorten dürfte die Bildungs- und Einkommensmobilität leicht gestiegen sein.

Potentielle 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 und Autoren war mit einer

⁵ Die Richtung der Kausalität ist in diesem Fall nicht vollständig geklärt, zum Beispiel: besuchen Kinder aus einem Haushalt mit vielen Kulturgütern häufiger maturaführende Schulen, oder erwerben Familien mit Kindern in solchen Schulen mehr Kulturgüter? Außerdem kann Endogenität nicht ausgeschlossen werden.

schwierigen Datenbasis konfrontiert, da eine Untersuchung von intergenerationalen Zusammenhängen nicht nur weitreichende Informationen zu einzelnen Individuen, sondern auch zu deren Elterngeneration erfordert. Gerade das für die Untersuchung von Einkommenskorrelationen vorteilhafte Lebenseinkommen beider Generationen ist schwierig zu erheben. Corak (2006) beschreibt die ideale Datenbasis als eine langfristige Längsschnitterhebung, die Informationen ab der Geburt enthält und Individuen bis ins Erwachsenenalter folgt. 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 zwischen etwa 0,1 und 0,6 (Corak, 2006).

3.2. Internationale Studien

In diesem Kapitel werden Erkenntnisse zur Einkommens- und Bildungskorrelation aus anderen Ländern vorgestellt. Die Auswahl orientiert sich primär an jenen Studien, die eine Vorreiterrolle in der Untersuchung von Bildungs- und Einkommenskorrelationen eingenommen haben. Tabelle 2 bietet einen Überblick über die in dieser Arbeit vorgestellten Ergebnisse internationaler Studien.

Die am häufigsten verwendete Methode für die Analyse von generationsübergreifenden Bildungs- und Einkommenszusammenhängen ist die Schätzung der intergenerationalen Korrelation. Eine weitere, seltener verwendete Methode ist die Schätzung von Geschwisterkorrelationen, die auch in dieser Arbeit verwendet wird. Der grundsätzliche Unterschied zwischen diesen beiden Methoden liegt in den betrachteten Personen: während bei intergenerationalen Korrelationen Paare aus Eltern und ihren Nachkommen gebildet werden, werden bei Geschwisterkorrelationen Zusammenhänge zwischen den einzelnen Geschwistern untersucht. Die Details dieser Methode werden weiter unten erläutert.

USA

Die ersten Studien zur Einkommensmobilität innerhalb von Familien wurden in den späten 1970er Jahren in den USA durchgeführt (Bielby und Hauser, 1977; Sewell und Hauser, 1975). Solon (1992) argumentiert jedoch, dass die im Zuge dieser Untersuchungen festgestellten Werte zur Korrelation des Einkommens des Sohnes mit jenem des Vaters von 0,18 bzw. 0,16 die wahre Korrelation systematisch unterschätzen. Dies ist einerseits durch

eine nicht repräsentative Stichprobenauswahl und andererseits durch Messfehler begründet. Solon (1992) verwendet Daten des Panel Study of Income Dynamics (PSID), schränkt die Söhne auf die Gruppe der 25- bis 33-Jährigen ein und schätzt den Korrelationskoeffizienten zwischen Vater und Sohn für das Einkommen auf mindestens 0,4.

Tabelle 2: Ergebnisse internationaler Untersuchungen.

Autoren	Jahr	Datenquelle	Methode	Faktor	Ergebnis
USA					
Solon	1992	Panel Study of Income Dynamics	IGM: OLS	Einkommen	0,386
			IGM: IV	Einkommen	0,526
Mazumder	2008	National Longitudinal Survey of Youth	Geschwisterkorrelation	Einkommen	♂: 0,49
				Einkommen	♀: 0,34
				Bildung	0,6
Deutschland					
Schnitzlein	2014	Sozio-ökonomisches Panel	Geschwisterkorrelation	Einkommen	♂: 0,43
				Einkommen	♀: 0,39
				Bildung	♂: 0,66
				Bildung	♀: 0,55
Schweden					
Björklund et al.	2009	Schwedisches Personen- und Steuerregister	Geschwisterkorrelation	Einkommen	♂: 0,37
Björklund & Jäntti	2012	Personenstandsregister Statistik Schweden	Geschwisterkorrelation	Einkommen	♂: 0,22
				Bildung	♂: 0,44
Dänemark					
Björklund et al.	2002	Kombination: Fertility Database und CLS (Arbeitsmarktdaten)	Geschwisterkorrelation	Einkommen	♂: 0,23
Schnitzlein	2014	Danish Integrated Database for Labor Market Research	Geschwisterkorrelation	Einkommen	♂: 0,2
				Einkommen	♀: 0,19

Anmerkungen: IGM: Intergenerationale Mobilität, OLS: Ordinary Least Squares, IV: Instrumentalvariablenansatz, ♂: Korrelation zwischen Brüdern, ♀: Korrelation zwischen Schwestern.

Neuere Ergebnisse für die USA finden sich in Mazumder (2008). Mazumder (2008) verwendet 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 Körpergröße, Gewicht oder Selbstwertgefühl zu berechnen. Die Einkommenskorrelation zwischen Brüdern beträgt seinen Ergebnissen zufolge 0,49, jene zwischen Schwestern ist mit 0,34 geringer. Bemerkenswert ist jedoch, dass die Einkommenskorrelation zwischen Geschwistern höher als die Korrelationen von Dimensionen, die nicht das Humankapital betreffen, ist. So ist für das Einkommen von Geschwistern ein stärkerer Zusammenhang als beispielsweise für Körpergröße und Gewicht - Faktoren, von denen bekannt ist, dass sie stark genetisch bedingt sind - feststellbar.

Die Korrelation der Bildung von Geschwistern ist in den USA noch stärker als die Einkommenskorrelation ausgeprägt und beträgt rund 0,6. In diesem Punkt ist kein Unterschied zwischen Brüdern (0,622) und Schwestern (0,602) feststellbar.

Deutschland

Wie in vielen anderen Ländern wurde Chancengleichheit in Deutschland bisher vor allem durch intergenerationale Einkommenskorrelationen gemessen. Eisenhauer und Pfeiffer (2008) und Yuksel (2009) zeigen, dass die Einkommensmobilität in Deutschland etwas höher als in den USA ist.

Die aktuellste Studie, die die Methode der Geschwisterkorrelation verwendet, stammt von Schnitzlein (2014). Er untersucht Geschwisterkorrelationen in Bezug auf monetäre und nicht-monetäre Faktoren 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).⁶ Die Korrelation bei Schwestern ist mit 0,39 geringer (Dänemark: 0,19, USA: 0,29). Neben dem Einkommen wurden auch nicht-monetäre Faktoren untersucht. Die Korrelation der Körpergröße – ein hauptsächlich genetisch bedingter Faktor – ist bei Brüdern geringer als bei Bildung, die

⁶ Im Gegensatz zu Schnitzlein (2014), der für Dänemark auf administrative Daten der Danish Integrated Database for Labor Market Research zurückgreift, verwenden Björklund et al. (2002) eine Kombination aus zwei dänischen Längsschnitterhebungen (mehr als 35.000 Familien) und schätzen für Dänemark eine Einkommenskorrelation zwischen Brüdern von 0,23.

Korrelationskoeffizienten betragen 0,5 und 0,66; bei Schwestern sind die Werte 0,47 und 0,55. Diese Ergebnisse sind den Ergebnissen von Mazumder (2008) durchaus ähnlich. Hinsichtlich der Risikoaversion ist ebenfalls ein Zusammenhang innerhalb der Familie feststellbar (Brüder: 0,40, Schwestern: 0,36). Zusammenfassend stellt Schnitzlein (2014) also fest, dass der familiäre und soziale Hintergrund nicht nur großen Einfluss auf das zukünftige Einkommen, sondern auch auf andere Lebensbereiche ausübt.

Schweden

Zur Bildungs- und Einkommensmobilität im europäischen Raum gibt es vor allem in den skandinavischen Ländern – und hier insbesondere in Schweden – umfangreiche Studien. In allen Studien zeigt sich in den nordeuropäischen Ländern ein geringerer Zusammenhang zwischen dem ökonomischen Status der Eltern und jenem ihrer Kinder als im übrigen Europa und den USA. Ähnliches gilt auch für den höchsten formalen Bildungsabschluss (Björklund et al., 2009; Corak, 2006). Für Schweden gibt es bereits mehrere Untersuchungen, die Geschwisterkorrelationen berechnen. Im Folgenden werden in erster Linie jene Studien vorgestellt, die der vorliegenden Arbeit methodisch ähneln.

Björklund et al. (2009) verwenden 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 (0,32 im Vergleich zu 0,49) hat. Bei jüngeren Kohorten ist jedoch wieder ein geringer Rückgang, ein Korrelationskoeffizient von 0,37, zu bemerken. Die Autoren machen dafür die gesteigerte Bedeutung der formalen Ausbildung in der schwedischen Gesellschaft verantwortlich.

Björklund und Jäntti (2012) untersuchen mit Daten des Personenstandsregisters der Statistik Schweden die Gemeinsamkeiten von zwischen den Jahren 1951 und 1967 geborenen 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.

Die Bildungssysteme und die sonstigen gesellschaftlichen Rahmenbedingungen in den untersuchten Ländern unterscheiden sich zum Teil deutlich voneinander (beispielsweise hinsichtlich vorschulischer Bildungsangebote, Aufteilung der Schülerinnen und Schüler in unterschiedliche Schultypen, Betreuungsschlüssel, und anderem).⁷

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 und Autoren 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.

⁷ Döbert, Hörner, von Kopp und Reuter (2010) bieten eine detaillierte Beschreibung der Bildungssysteme in Europa.

4. Empirische Vorgehensweise

4.1. Hypothese

Grundlage der vorliegenden Arbeit ist die Überlegung, dass das familiäre Umfeld, in dem Kinder aufwachsen, einen von der individuellen Anstrengung weitgehend unabhängigen Einfluss auf die späteren Lebensumstände haben wird. 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 Nullhypothese besagt also, dass Geschwister einander nicht ähnlicher als zufällig ausgewählte Personen sind und 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 (Björklund, Lindahl und Lindquist, 2008). Drittens beeinflussen auch das schulische Umfeld, soziale Kontakte und die individuelle Wohnsituation, 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 (Bourdieu, 1987) 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.⁸

4.2. Empirisches Modell

4.2.1. Grundlagen

Das traditionelle Modell zur Untersuchung von Geschwisterkorrelationen stammt von Solon, Corcoran, Gordon und Laren (1991). Es wurde in den vergangenen Jahren vielfach als Basismodell eingesetzt, unter anderem von Schnitzlein (2014) und Mazumder (2008). Die Vorgehensweise kann in die Gruppe der ANOVA Verfahren (Analysis of Variances, Varianzanalyse) eingeordnet werden. Die Korrelation beschreibt, wieviel vom Unterschied zwischen Geschwistern einem gemeinsamen Faktor zugerechnet werden kann. Ein Korrelationskoeffizient von z.B. 0,25 besagt hier, dass ein Viertel der Varianz zweier Geschwister dem familiären Hintergrund zugeschrieben werden kann.

Im Modell nach Solon et al. (1991) 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 der individuellen und des familiären Faktors beschrieben werden:

$$Var[y] = Var[a] + Var[m],$$

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

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

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

⁸ 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.

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

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.

Um einen Vergleich zwischen der Geschwisterkorrelation und der intergenerationalen Mobilität zu ermöglichen, können die beiden Größen miteinander in Verbindung gesetzt werden. Der Zusammenhang kann folgendermaßen beschrieben werden (Solon, 1999):

$$\rho_{\text{Einkommen}} = ICG_{\text{Einkommen}}^2 + x,$$

wobei x Einflüsse anderer, die Einkommenskorrelation der Geschwister bestimmende Faktoren angibt. Gibt es keine solchen weiteren Einflüsse, ist die Geschwisterkorrelation gleich dem quadrierten Wert, der für intergenerationale Mobilität berechnet wird.

Da die meisten bisherigen Studien jedoch eine wesentlich höhere Geschwisterkorrelation ausweisen, müssen auch andere Faktoren vorhanden sein, die die Ähnlichkeit von Geschwistern beeinflussen. Die intergenerationale Mobilität zeigt also nur einen Teil des wahren Einflusses der Herkunftsfamilie auf den Lebenserfolg von Kindern. Jedoch zeigt auch die Geschwisterkorrelation 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 (Schnitzlein, 2014).

Typen von Variablen

Bei Variablen werden metrische, ordinale und nominale Variablen unterschieden. Je nach Typ sind unterschiedliche Schätzmethoden erforderlich, um valide Ergebnisse zu erhalten. Beim Einkommen handelt es sich um eine metrische Variable, da sich die einzelnen Ausprägungen als Vielfache voneinander ausdrücken lassen, und sie eine eindeutige Anordnung sowie einen eindeutig definierten Abstand voneinander besitzen. Auch die unterschiedlichen Ausprägungen der formalen Bildung besitzen eine klare Anordnung, jedoch ist der Abstand zwischen den einzelnen Ausprägungen nicht eindeutig interpretierbar. Daher handelt es sich um ein ordinale Merkmal. Die Verwendung von Ausbildungsjahren erlaubt den Einsatz von Methoden für metrische Variablen. Die beiden

Merkmale Erwerbsstatus und Stellung im Beruf sind nominale Merkmale, da weder der Abstand zwischen den verschiedenen Ausprägungen interpretiert werden kann, noch die Ausprägungen eine eindeutige Anordnung besitzen (Duller, 2006).

4.2.2. Auswertungsmethoden

Korrelationskoeffizient nach Bravais-Pearson

Wenn allgemein von dem Korrelationskoeffizienten gesprochen wird, ist damit häufig der Korrelationskoeffizient nach Bravais-Pearson gemeint. Dieser misst das Ausmaß des linearen Zusammenhangs zwischen zwei metrischen Variablen (Cleff, 2008), zum Beispiel zwischen dem Einkommen von Geschwistern. Zur Berechnung des Korrelationskoeffizienten wird die Kovarianz der beiden Variablen durch die Standardabweichungen dieser beiden Variablen dividiert (Cleff, 2008):

$$r = \frac{s_{xy}}{s_y s_x} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2\right) \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2\right)}}$$

In dieser Formel bezeichnen x und y die beiden Variablen, deren Zusammenhang man messen möchte.

Der Wertebereich des Korrelationskoeffizientens nach Bravais-Pearson liegt zwischen -1 und 1. Wenn zwei Variablen einen perfekt monotonen und positiven Zusammenhang besitzen, liegt der Korrelationskoeffizient bei 1, bei einem perfekt monotonen und negativen Zusammenhang bei -1. Wenn kein Zusammenhang zwischen den beiden Merkmalen besteht, liegt der Korrelationskoeffizient bei 0. Je stärker sich der Wert dem Betrag 1 annähert, desto größer ist der Zusammenhang.

Spearman-Korrelationskoeffizient

Beim Korrelationskoeffizienten nach Spearman, der auch als Spearmans rho bezeichnet wird, handelt es sich um einen Rangkorrelationskoeffizienten, der einen monotonen, aber nicht linearen Zusammenhang zwischen zwei nach Rängen gereihten Variablen unterstellt. Die Anforderungen an die Daten sind geringer als beim Korrelationskoeffizienten nach Pearson, da eine Verhältnisskalierung der Daten nicht notwendig ist. Voraussetzung für die Anwendung des Korrelationskoeffizientens nach Spearman ist jedoch, dass die Daten mindestens ordinal sind und somit gereiht werden können. Diese Voraussetzung ist bei der

Variable Bildung, die den höchsten formalen Schulabschluss angibt, erfüllt. Genau wie beim Korrelationskoeffizienten nach Bravais-Pearson liegt der Wertebereich des Korrelationskoeffizientens nach Spearman zwischen -1 und 1 (Cleff, 2008).

Die Daten werden in einem ersten Schritt gereiht, bevor im zweiten Schritt die Differenzen der beiden Reihen gebildet werden. Im Anschluss wird der Korrelationskoeffizient mithilfe der Rangwerte (anstelle des Durchschnitts der Originalwerte) mit folgender Formel berechnet (Cleff, 2008):

$$r = \frac{S_{xy}}{S_y S_x} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (R(x_i) - \overline{R(x)})(R(y_i) - \overline{R(y)})}{\sqrt{\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (R(x_i) - \overline{R(x)})^2\right) \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (R(y_i) - \overline{R(y)})^2\right)}}$$

R bezeichnet den jeweiligen Rang der beiden Variablen x und y , n steht für die Anzahl der Beobachtungen.

Durch dieses Vorgehen wird unterstellt, dass der Abstand zwischen zwei aufeinanderfolgenden Rangplätzen gleich groß ist (Cleff, 2008). Streng genommen handelt es sich dabei nicht immer um eine zulässige Annahme, zum Beispiel, wenn der Abstand zwischen den einzelnen Bildungsabschlüssen nicht identisch groß ist. So ist beispielsweise der Abstand zwischen Pflichtschulabschluss und Lehrabschluss (vermutlich) nicht gleich groß wie jener zwischen Lehrabschluss und Abschluss einer Berufsbildenden Mittleren Schule (BMS).

Kendalls- τ -b

Die Annahme gleicher Abstände zwischen den einzelnen Rängen wird bei Kendalls- τ aufgehoben. Bei dieser Methode wird nur darauf eingegangen, ob ein Rang höher oder niedriger als der vorhergehende ist, der Abstand zwischen den Rängen bleibt unberücksichtigt. Die Anforderungen an die Daten sind daher noch geringer als beim Korrelationskoeffizienten nach Spearman. Hinsichtlich der sonstigen Eigenschaften ist Kendalls- τ dem Spearman-Korrelationskoeffizient sehr ähnlich: er misst die Stärke des monotonen Zusammenhangs zweier Variablen und der Wertebereich reicht ebenso von -1 bis 1. Bei der Berechnung wird im ersten Schritt die erste Reihe („Ankerreihe“) der Größe nach sortiert. Anschließend wird die Abweichung der zweiten Reihe („Vergleichsreihe“) von der ersten Reihe erhoben. Wenn keine Rangbindungen vorliegen, das heißt wenn jede

Variablenausprägung nur einmal vorkommt, wird Kendalls- τ -a verwendet. Liegen wie im vorhandenen Datensatz Rangbindungen vor, ist die korrigierte Formel für Kendalls- τ -b die Methode der Wahl (Cleff, 2008):

$$\tau_b = \frac{P - I}{\sqrt{\left(\frac{n(n-1)}{2} - T\right) \left(\frac{n(n-1)}{2} - U\right)}}$$

P steht für die Anzahl der Proversionen, das heißt, der Rangplatz des Elements ist kleiner als der des Vergleichselements. I gibt die Anzahl der Inversionen an und bedeutet, dass der Rangplatz des Elements größer als jener des Vergleichselements ist. T bezeichnet die Länge der Rangbindungen der ersten und U jene der zweiten Variable.

Für unsere Berechnungen ist Kendalls- τ -b die bevorzugte statistische Methode der Analyse des Bildungszusammenhangs von Geschwistern, da Bildung auf einer mehrstufigen Skala, die den höchsten formalen Bildungsabschluss einer Person angibt, dargestellt wird. Wenn dieser höchste Bildungsabschluss in Ausbildungsjahre, das heißt, in eine metrische Variable, umgewandelt wird, kann wie für die Analyse des Einkommenszusammenhangs der Intra-Klassen-Korrelationskoeffizient verwendet werden.

Intra-Klassen-Korrelationskoeffizient (ICC)

Der Intra-Klassen-Korrelationskoeffizient, im Folgenden durch die englische Kurzform ICC abgekürzt, misst die Korrelation metrischer Variablen innerhalb zuvor definierter Gruppen. Wir berechnen mit dem ICC die Korrelation von Ausbildungsjahren und Einkommen von Geschwistern.

Die Methode stammt ursprünglich aus der Soziologie und der Psychologie. In diesen Fachbereichen bezeichnet sie ein Verfahren, das angewendet wird, um die Übereinstimmung der Beurteilung eines Ziels durch mehrere Beurteilerinnen und Beurteiler zu messen. Man denke dabei beispielsweise an Deutschaufsätze mehrerer Schülerinnen und Schüler, die von mehreren Lehrkräften beurteilt werden. Der ICC wird verwendet, um die Übereinstimmung der Noten, die die einzelnen Lehrkräfte vergeben, zu messen. Dadurch soll die Konsistenz und Homogenität der Messungen sichergestellt werden (Stata, 2014a). Der ICC entspricht dem Korrelationskoeffizienten zwischen Geschwistern innerhalb von Familien (Stata, 2014a) und gibt jenen Anteil der Variation von Bildung und Einkommen bei Geschwistern an, der auf den familiären Hintergrund zurückzuführen ist (Stata, 2014b).

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 (Wooldridge, 2005):

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

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

In diesem Modell bezeichnet y die abhängige Variable (Bildung bzw. Einkommen), β den Schnittpunkt der Schätzgeraden mit der y-Achse, x sind erklärenden 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 ρ , 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).

5. Daten

5.1. Datenquelle

Die Daten wurden von der Statistik Austria im Zuge des registerbasierten Zensus 2011 erhoben, das heißt, nicht durch eine Volkszählung im klassischen Sinn, sondern durch die Zusammenführung von Daten aus unterschiedlichen administrativen Quellen. In einem ersten Schritt wurden Einzelpersonen mithilfe der Daten des Zentralen Melderegisters zu Haushalten zusammengeführt (Rechta und Waldner, 2014). 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. Insgesamt gibt es vier unterschiedlichen Beziehungstypen: Paar-Beziehung, Eltern-Kind-Beziehung, Großeltern-Enkelkind-Beziehung und Geschwisterbeziehung.

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.

Kinder sind in diesem Zusammenhang stets als „alle mit ihren beiden Eltern oder einem Elternteil im selben Haushalt lebenden leiblichen Kinder sowie Stief- und Adoptivkinder, die ohne eigene Partnerin bzw. eigenen Partner und ohne eigene Kinder im Haushalt leben – ungeachtet ihres Alters oder Familienstandes“ (Rechta und Waldner, 2014, S. 6) definiert. Diese Definition inkludiert, dass Pflegekinder nicht als Kinder erfasst und somit auch nicht als Geschwister berücksichtigt werden.

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. Zur Überprüfung der Qualität des Imputationsverfahrens wurde die Methodik auch auf den Datensatz aus dem Jahr 2001 angewendet und mit den Ergebnissen der Volkszählung desselben Jahres verglichen. Dabei zeigte sich, dass 92% aller privaten Haushaltstypen und 89% aller privaten Haushaltstypen mit zwei oder mehr Personen korrekt geschätzt wurden (Rechta und Waldner, 2014).

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. Die Stichprobe 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 unselbständig Beschäftigten der Stichprobe wurde das Brutto-Jahreseinkommen 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 Statistiken 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 alle Geschwister, 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 (Wanek-Zajic, 2014). Diese Personen sind nicht zufällig im

Datensatz enthalten, sondern die Erhebungsart der Daten führt zu einer systematischen Überrepräsentation von Personen mit längerer Ausbildungsdauer.

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 vorgestellten unterschiedlichen Varianten der Berechnung des Durchschnittseinkommens stellen einen Versuch dar, Verzerrungen durch fehlende Einkommensangaben in einzelnen Jahren zu vermindern. Des Weiteren ist der Datensatz auf Personen mit österreichischer Staatsbürgerschaft beschränkt. Eventuelle Einbürgerungen sind nicht vermerkt. Eine gesonderte Analyse der Situation von Personen mit Migrationshintergrund ist nicht möglich.

- Einkommensangaben

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.

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 und Dienstnehmer betroffen.

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 Jahren alt ist, die Zahl der Personen ist 190.705. 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, wo beide Geschwister zwischen 26 und 30 Jahren alt sind. Die Zahl der Beobachtungen ist 76.022 Personen.

Tabelle 3: Stichprobengröße.

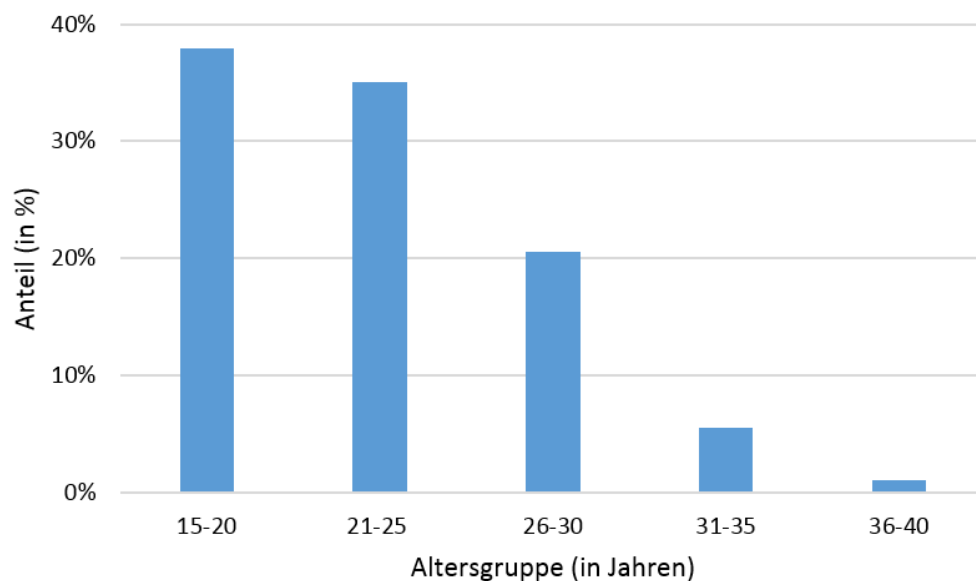
	Alle Geschwisterpaare	„Kerngruppe“ Mind. eine/r zwischen 26 und 30 Jahren	Beide Geschwister zwischen 26 und 30 Jahren
Anzahl Personen	923.300	190.705	76.022
Anzahl Familien	398.583	151.443	36.760
Frauenanteil	49,5%	51%	51%

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 haben im Schnitt 1,5 Geschwister. Das durchschnittliche Alter der Beobachtungen beträgt 22,6 Jahre (Standardabweichung 4,85). (Alle Altersangaben beziehen sich auf das Jahr 2011.) Abbildung 1 ist zu entnehmen, dass die 15- bis 20-Jährigen mit knapp 38% die größte Gruppe sind, gefolgt von den 21- bis 25-Jährigen mit etwa 35%. Rund 20% der Personen sind 26- bis 30-Jährige.

Abbildung 1: Altersgruppen in der Stichprobe.



Anmerkung: Die Abbildung zeigt die Altersverteilung innerhalb der Stichprobe. Alle Angaben beziehen sich auf das Jahr 2011.

Der höchste formale Bildungsabschluss ist in acht Kategorien erfasst: Pflichtschule, Lehre, Berufsbildende Mittlere Schule (BMS), Allgemein Bildende 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 4 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, also entweder eine weiterführende Schule (BMS, AHS oder BHS) besuchen oder eine Lehre absolvieren. Bis zum Abschluss der laufenden Ausbildung werden diese Personen allerdings als Pflichtschulabgängerinnen und Pflichtschulabgänger erfasst.

Tabelle 4: 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 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 Jahren (Standardabweichung: 2,5 Jahre).

Eine detaillierte Übersicht über Erwerbsstatus und Stellung im Beruf findet sich im Anhang (Tabellen 8 und 9). Beide Merkmale wurden am Stichtag (31.10.2011) erhoben. Mit etwa 47% stellt die Vollzeit-Erwerbstätigkeit in der gesamten Stichprobe den häufigsten Erwerbsstatus dar, gefolgt von Teilzeit-Erwerbstätigkeit. Angestellte stellen mit etwa 32%

die größte Gruppe dar, gefolgt von ArbeiterInnen mit 20% und Lehrlingen mit 10%. Knapp 29% stehen nicht im Erwerbsleben. Zu dieser Gruppe zählen beispielsweise Vollzeit-Studierende und Hausfrauen bzw. -männer.

In der Kerngruppe steigt der Anteil der Vollzeit-Erwerbstätigen auf über 55%, weitere knapp 18% sind in Teilzeit erwerbstätig. Für die Kerngruppe liegen Einkommensangaben häufiger als für die gesamte Stichprobe vor. Angestellte sind mit knapp 53% die größte Gruppe, ihr Anteil ist im Verhältnis zur Gesamtstichprobe wesentlich höher. ArbeiterInnen machen etwas mehr als 20% aus und der Anteil jener, die nicht im Erwerbsleben stehen, ist geringer als in der gesamten Stichprobe.

Deskriptive Statistiken sind in Tabelle 5 tabelliert. Das durchschnittliche Einkommen ist zwischen 2007 und 2010 gestiegen, zwischen 2010 und 2012 ist jedoch eine Stagnation der Einkommensentwicklung zu beobachten. Dieser vorübergehende Rückgang des durchschnittlichen Einkommens dürfte auf die Wirtschaftskrise und die damit verbundenen Veränderungen am Ausbildungs- und Arbeitsmarkt zurückzuführen sein. 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.

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

Tabelle 5: Verteilung der Einkommen.

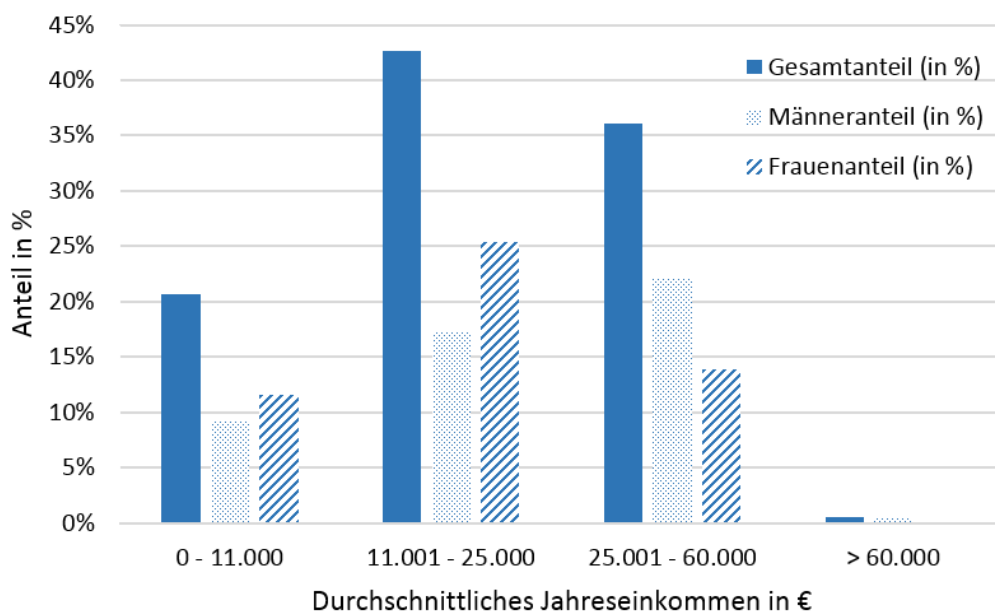
	Kerngruppe Mittelwert (Standard- abweichung)	Gesamt Mittelwert (Standard- Abweichung)	N Kerngruppe (N gesamt)
Brutto Jahreseinkommen (€)			
2007	14.217 (12.975)	12.191 (12.541)	
2008	16.082 (13.916)	13.198 (13.232)	
2009	21.076 (17.019)	17.673 (16.537)	
2010	23.865 (18.474)	19.749 (18.098)	
2011	20.157 (16.233)	15.858 (14.571)	
2012	21.169 (17.078)	17.082 (15.201)	
Durchschnittseinkommen			
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 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 Methoden berechnet, um Verzerrungen vorzubeugen. Methode I berücksichtigt nur Beobachtungen, für die jedes Jahr ein Einkommen vorliegt, Methode II berechnet den Durchschnitt für alle Personen, jedoch nur über die Jahre für die ein Einkommen vorliegt, Methode III ersetzt alle fehlenden Einkommensangaben mit 0 und berechnet den Durchschnitt über sechs Jahre.

Abbildung 2 zeigt die Verteilung des jährlichen Durchschnittseinkommens der Kerngruppe nach Einkommensklassen. Die Bildung dieser Klassen basiert auf den Einkommenssteuergrenzen des Jahres 2011. Da die Personen der Kerngruppe noch jung sind, verdienen sie (noch) verhältnismäßig geringe Einkommen. Rund 43% der 26- bis 30-Jährigen sind in der Einkommensklasse zwischen €11.001 und €25.000 und etwa 36% sind in der Einkommensklasse zwischen €25.001 und €60.000 p.a.. In der niedrigsten Einkommensklasse bis €11.000 befinden sich knapp 21% der 26- bis 30-Jährigen. Ein durchschnittliches Jahreseinkommen über €60.000 haben nur etwa 0,5%.

Die Betrachtung nach Geschlechtern zeigt, dass sich mehr Frauen als Männer in den beiden niedrigeren Einkommensklassen befinden, während der Männeranteil in der Einkommensklasse zwischen €25.001 und 60.000 höher ist. In der Einkommensklasse über €60.000 finden sich mehr als drei Mal so viele Männer wie Frauen.

Abbildung 2: Verteilung über die Einkommensklassen.



Anmerkung: Die Abbildung zeigt die Einkommensverteilung innerhalb der Kerngruppe, aufgeteilt nach Geschlechtern. Das Durchschnittseinkommen wurde mit Methode II berechnet.

6. Ergebnisse

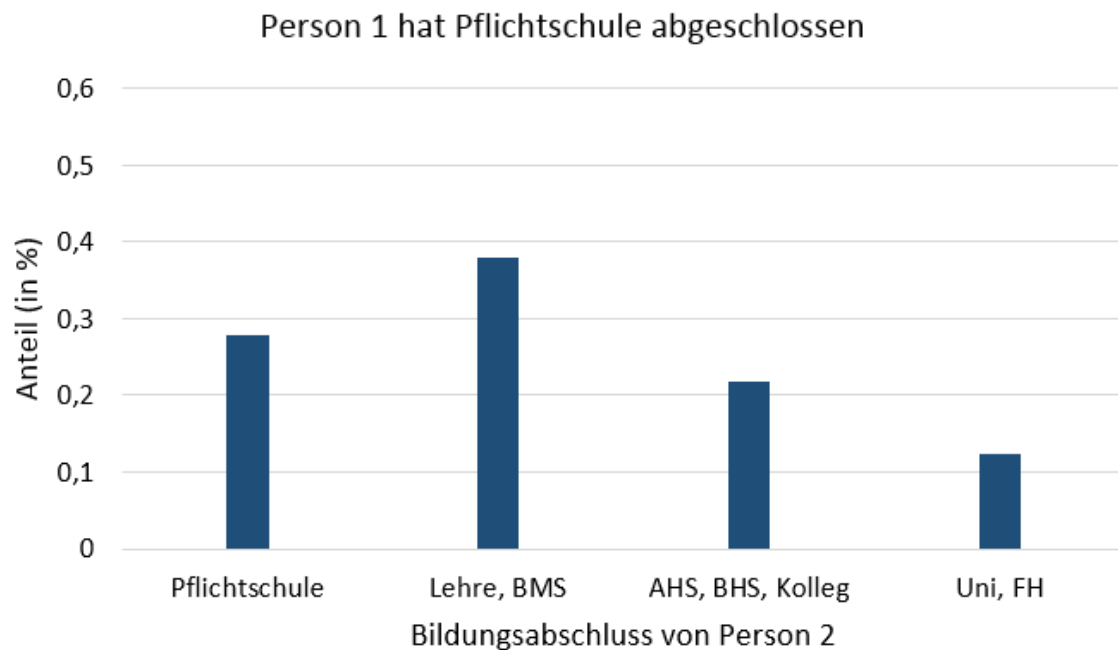
6.1. Bildung

Einen ersten Überblick über den Zusammenhang zwischen den höchsten Bildungsabschlüssen von Geschwistern liefern die Abbildungen 3a-d. In diesen Abbildungen sind die Verteilungen der Bildungsabschlüsse der 26- bis 30-Jährigen nach dem Bildungsabschluss des Bruders/der Schwester abgebildet. Es zeigt sich, dass Personen mit Geschwistern, die eine niedrige formale Bildung haben, mit hoher Wahrscheinlichkeit ebenso einen formal niedrigen Bildungsabschluss haben, und dass Personen mit Geschwistern, 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 ist bei 12%.

Der Zusammenhang ist für Lehre und BMS 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 einen Matura, die Wahrscheinlichkeit als höchsten Bildungsabschluss einen Pflichtschulabschlusses zu haben, beträgt etwa 8%. Dieser Zusammenhang für die gesamte Stichprobe ist in den Abbildung 11a-d im Anhang dargestellt.

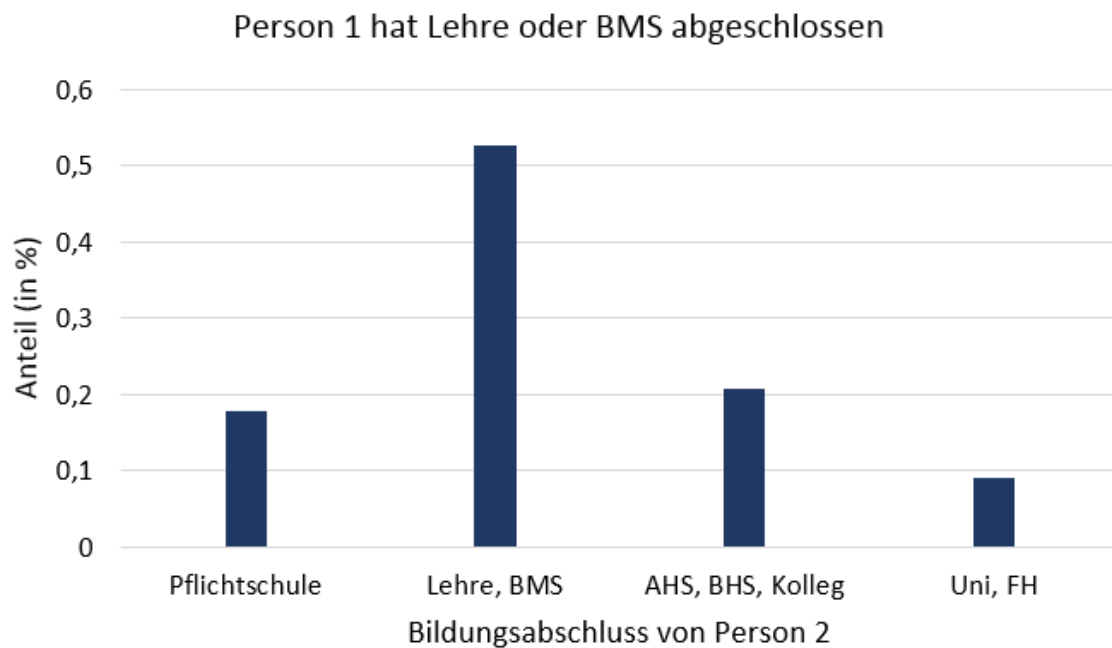
Abbildung 3: Zusammenhang der Bildungsabschlüsse in der Kerngruppe.

a. Höchste Bildungsabschlüsse von Geschwistern, wenn ein Geschwister als höchsten Bildungsabschluss einen Pflichtschulabschluss hat.



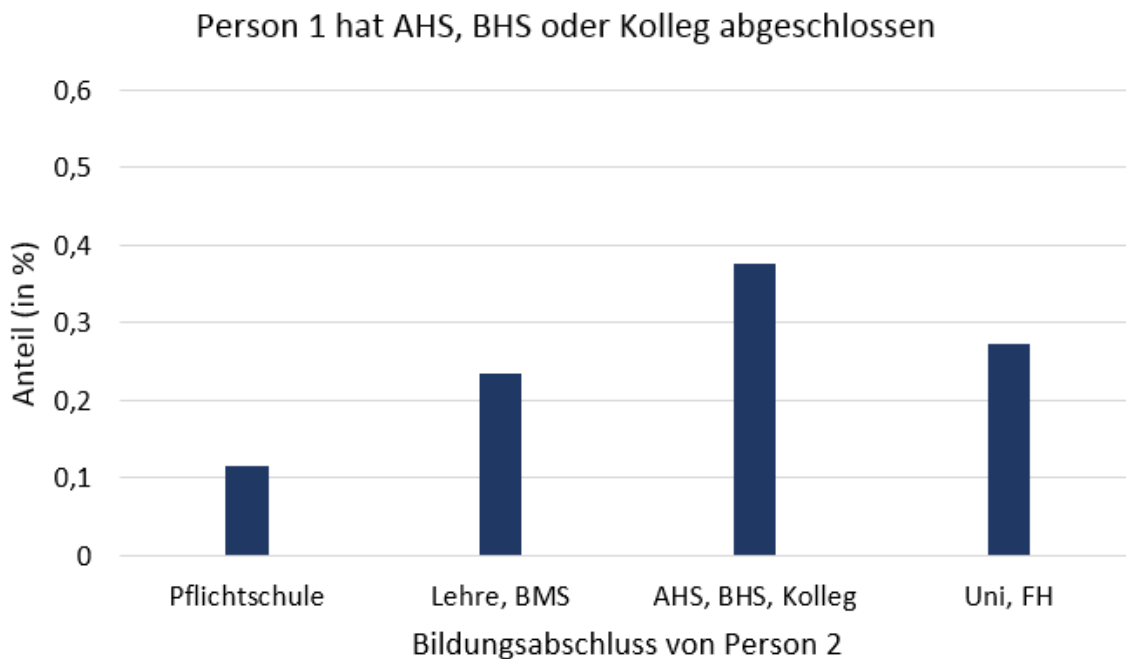
Anmerkung: Die Abbildung bietet einen Überblick über den Zusammenhang zwischen den höchsten Bildungsabschlüssen von Geschwisterpaaren. Die Graphik zeigt die Verteilung der Bildungsabschlüsse in %, wenn ein Geschwister eines Geschwisterpaares als höchsten Bildungsabschluss einen Pflichtschulabschluss hat. N = 37.213 Geschwisterpaare der Kerngruppe.

b. Höchste Bildungsabschlüsse von Geschwistern, wenn ein Geschwister als höchsten Bildungsabschluss eine Lehre oder BMS abgeschlossen hat.



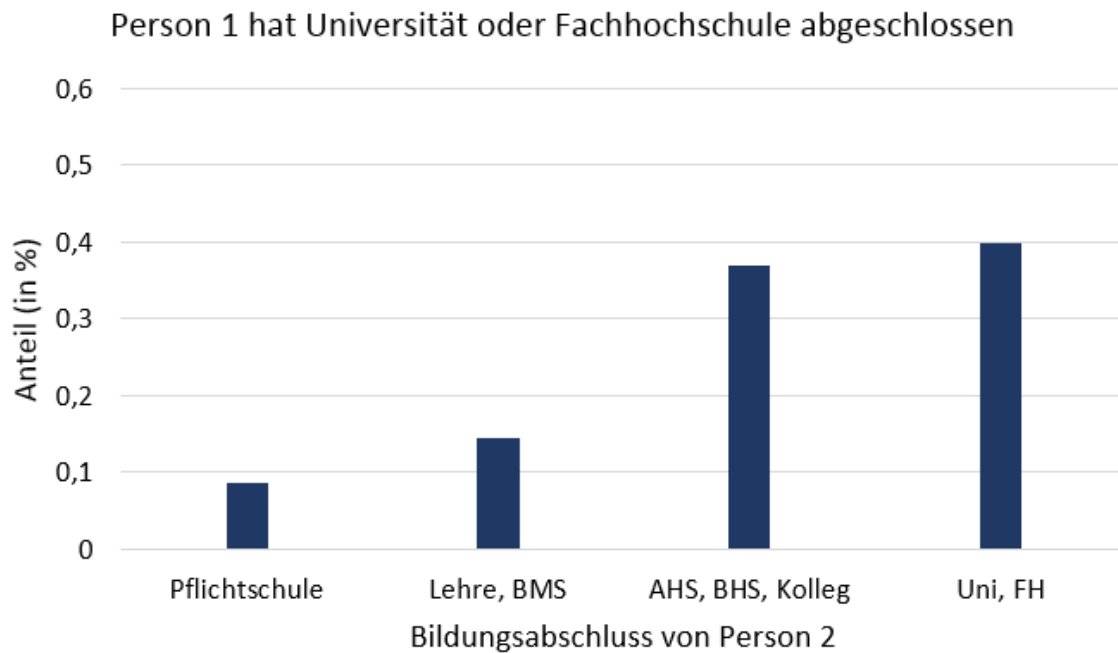
Anmerkung: Die Abbildung bietet einen Überblick über den Zusammenhang zwischen den höchsten Bildungsabschlüssen von Geschwisterpaaren. Die Graphik zeigt die Verteilung der Bildungsabschlüsse in %, wenn ein Geschwister eines Geschwisterpaares als höchsten Bildungsabschluss eine Lehre oder BMS abgeschlossen hat. N = 82.467 Geschwisterpaare der Kerngruppe.

c. *Höchste Bildungsabschlüsse von Geschwistern, wenn ein Geschwister als höchsten Bildungsabschluss eine AHS, BHS oder ein Kolleg abgeschlossen hat.*



Anmerkung: Die Abbildung bietet einen Überblick über den Zusammenhang zwischen den höchsten Bildungsabschlüssen von Geschwisterpaaren. Die Graphik zeigt die Verteilung der Bildungsabschlüsse in %, wenn ein Geschwister eines Geschwisterpaares als höchsten Bildungsabschluss eine AHS, BHS oder ein Kolleg abgeschlossen hat. N = 72.630 Geschwisterpaare der Kerngruppe.

d. *Höchste Bildungsabschlüsse von Geschwistern, wenn ein Geschwister als höchsten Bildungsabschluss einen universitären Abschluss hat.*



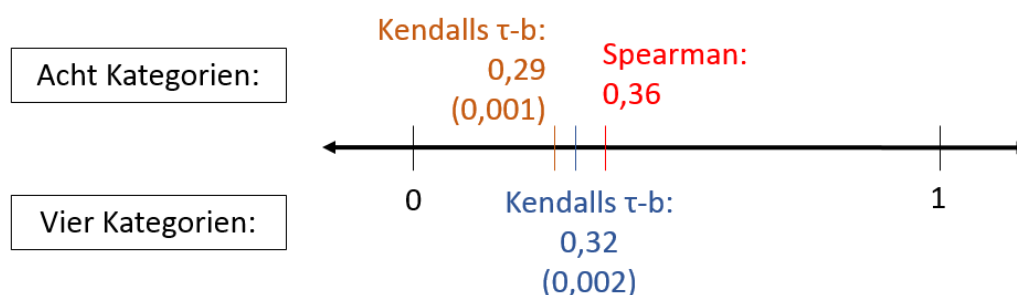
Anmerkung: Die Abbildung bietet einen Überblick über den Zusammenhang zwischen den höchsten Bildungsabschlüssen von Geschwisterpaaren. Die Graphik zeigt die Verteilung der Bildungsabschlüsse in %, wenn ein Geschwister eines Geschwisterpaares als höchsten Bildungsabschluss einen universitären Abschluss hat. N = 54.471 Geschwisterpaare der Kerngruppe.

Eine noch detailliertere Analyse des Bildungszusammenhangs innerhalb von Familien zeigt, wie sich dieser Zusammenhang zwischen Geschwistern in Abhängigkeit von der Familiengröße ändert. Tabellen 10, 11 und 12 im Anhang zeigen die Wahrscheinlichkeit, mit der die zweite Person eines Geschwisterpaares für gegebene Bildungsabschlüsse der ersten Person einen bestimmten Bildungsabschluss erreicht. In Zweikindfamilien ist der Zusammenhang zwischen den Bildungsabschlüssen der Kinder etwas stärker ausgeprägt als in Drei- und Vierkindfamilien, grundsätzlich ist jedoch keine starke Veränderung der Ergebnisse in Abhängigkeit von der Familiengröße feststellbar.

Je mehr Kinder zu einer bestimmten Familie gehören, desto geringer ist der Intra-Klassen-Korrelationskoeffizient. Dies liegt auch daran, dass bei steigender Kinderanzahl in einer Familie die Varianz der Bildungsabschlüsse tendenziell zunimmt.

Abbildung 4 zeigt die Bildungskorrelation nach Spearman bei Geschwistern in der Kerngruppe, wenn der höchste formale Abschluss ordinal gemessen wird. Der Korrelationskoeffizient liegt bei 0,36. Kendalls- τ -b ist geringer als der Korrelationskoeffizient von Spearman und beträgt 0,29. Eine Zusammenfassung auf vier Bildungskategorien verändert das Ergebnis nicht maßgeblich, Kendalls- τ -b steigt lediglich leicht auf einen Wert von 0,32 an. In der gesamten Stichprobe liegt dieser Wert bei 0,31.

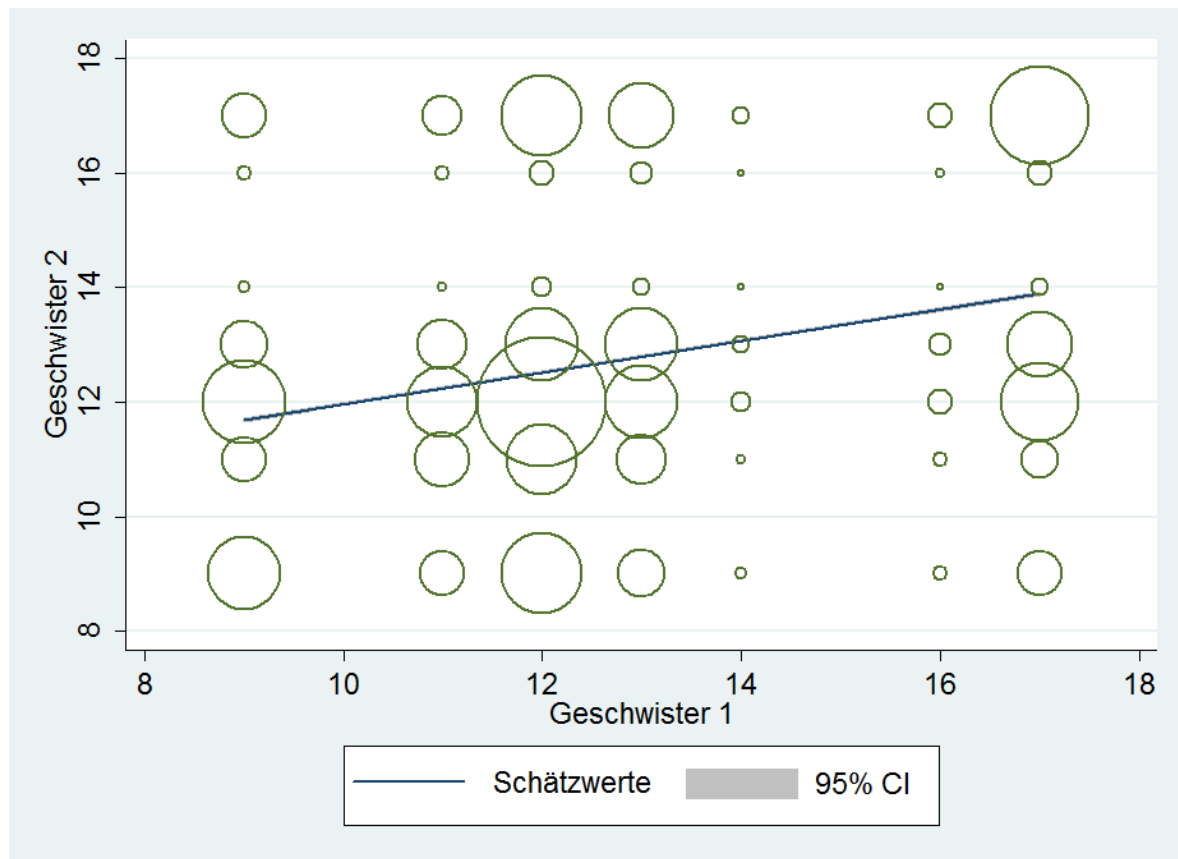
Abbildung 4: Korrelation des höchsten Bildungsabschlusses.



Anmerkung: Die Abbildung zeigt Korrelationen des höchsten Bildungsabschlusses von Geschwistern. $N = 246.781$ Geschwisterpaare (Kerngruppe der 26- bis 30-Jährigen).

Der Zusammenhang zwischen den Ausbildungsjahren von Geschwistern wird in Abbildung 5 graphisch dargestellt. Je größer ein Kreis ist, desto mehr Geschwisterpaare befinden sich in der entsprechenden Gruppe. Wiederum ist der Zusammenhang innerhalb von Familien erkennbar: viele Geschwisterpaare weisen eine gleiche oder ähnlich hohe Anzahl an Ausbildungsjahren auf, während die Zahl jener Paare, die große Differenzen hinsichtlich der Ausbildungsjahre aufweist, vergleichsweise gering ist.

Abbildung 5: Zusammenhang der Ausbildungsjahre von Geschwisterpaaren.



Anmerkung: Die Abbildung zeigt den Zusammenhang von Ausbildungsjahren von Geschwisterpaaren in der Kerngruppe. Es handelt sich dabei um eine gewichtete Darstellung und je größer der jeweilige Kreis ist, desto mehr Geschwisterpaare weisen den entsprechenden Zusammenhang auf. Die blaue Linie stellt die Schätzgerade dar. N = 246.781 Geschwisterpaare (Kerngruppe).

Tabelle 6 zeigt Korrelationen von Ausbildungsjahren bei Geschwistern, die mit unterschiedlichen Methoden berechnet wurden, für drei 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, und in der dritten Spalte sind die Berechnungen für alle Beobachtungen angeführt. Es zeigt sich, dass verschiedene Berechnungsmethoden nur zu geringen Änderungen der berechneten Korrelationen führen. 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 6 wird jedoch 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 22,6 Jahren vergleichsmäßig jung und viele

Personen befinden sich vermutlich noch im Ausbildungsprozess, wobei SchülerInnen und Vollzeit-StudentInnen ihre Ausbildungszeit noch nicht beendet haben und mit der (geringeren) Ausbildungszeit ihrer bisher höchsten Ausbildung im Datensatz erfasst sind. Wenn soziale Herkunft ein wichtiger Faktor für den Erwerb von Bildung ist, führt dies tendenziell zu einer geringeren Korrelation bei Geschwistern, wenn das eine Geschwister die Ausbildung bereits beendet hat, die höchste Ausbildung des anderen Geschwister aber noch nicht abgeschlossen wurde. Die Korrelation ist in etwa 0,36, 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%. 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 6: Korrelation der Ausbildungsjahre.

	Kerngruppe	Erwerbstätige	Alle
Intra-Klassen-Korrelationskoeffizient (ICC)	0,324	0,412	0,367
Random-effects Modell	0,317	0,417	0,373
Korrelationskoeffizient nach Bravais-Pearson	0,276	0,401	0,352
N	190.705	450.609	923.300

Erwerbstätige

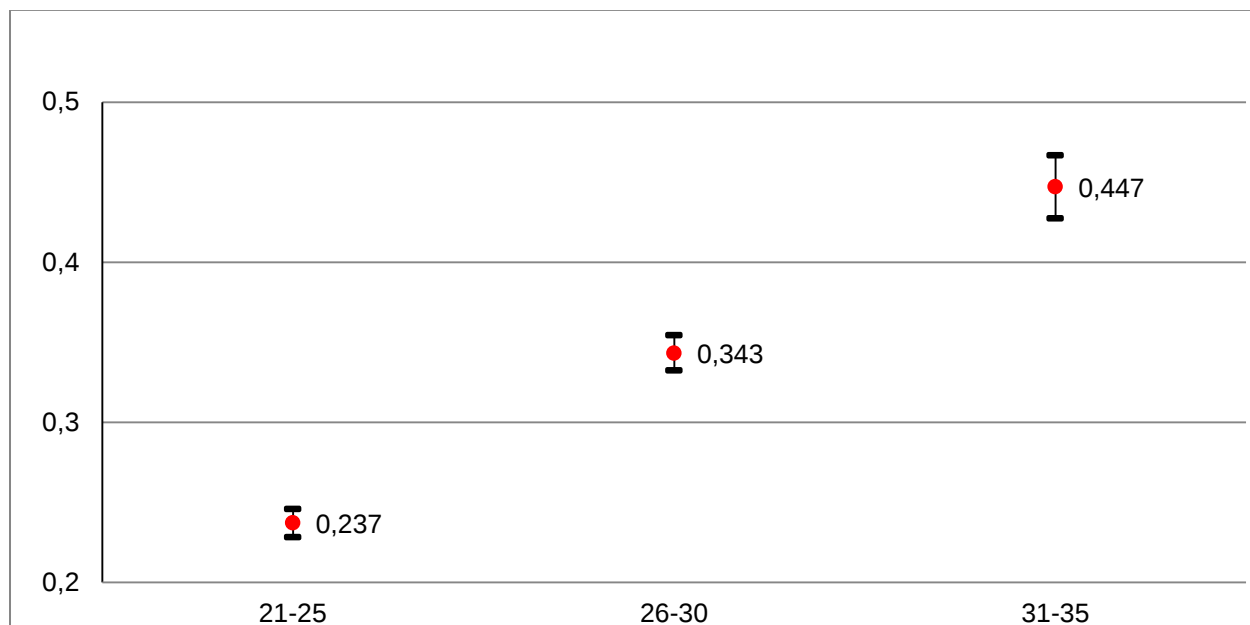
Im Anhang, in der Tabelle 10 und der Abbildung 12, vergleichen wir die bedingten Wahrscheinlichkeiten des höchsten Bildungsabschlusses bei Geschwisterpaaren. Es zeigt sich, dass Geschwisterpaare, wo sich beide Geschwister im Erwerbsleben befinden, eine deutlich höhere Wahrscheinlichkeit aufweisen, dasselbe Ausbildungsniveau zu erreichen, als es in der gesamten Stichprobe der Fall ist. Zum Beispiel ist die bedingte Wahrscheinlichkeit als höchste Ausbildung eine Lehre absolviert zu haben bei erwerbstätigen Geschwistern fast 55%, in der gesamten Stichprobe hingegen rund 47%.

In Abbildung 6 wird die Gruppe der erwerbstätigen Geschwister in Altersgruppen unterteilt und die Korrelation für jede Altersgruppe einzeln berechnet. Eine detaillierte Untersuchung der Altersgruppe der 15- bis 20-Jährigen erweist sich als nicht sinnvoll, da sich in dieser Gruppe noch sehr viele Personen in Ausbildung befinden und somit 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. Der ICC ist für die Gruppe der 21-bis 25-Jährigen in etwa 0,24. Eine Einschränkung der Kerngruppe auf erwerbstätige Geschwister ergibt eine Korrelation von etwa 0,34 und ist somit erwartungsgemäß höher als zuvor, da Geschwisterpaare, bei denen sich zumindest noch ein Geschwister in Ausbildung befindet mit niedrigeren Ausbildungsdauern erhoben wurden.

Die Korrelation beträgt für die 31- bis 35-Jährigen erwerbstätigen Geschwister ist mit rund 0,45 noch höher als für die Erwerbstätigen der Kerngruppe. Dies könnte sowohl durch Bildungsabschlüsse, die erst im vergleichsweise höheren Alter erreicht werden, oder auch durch geringere Bildungsmobilität älterer Kohorten bedingt sein.

Abbildung 6: Korrelation der Ausbildungsjahre bei erwerbstätigen Geschwistern, nach Altersgruppen.



Anmerkung: Die Abbildung zeigt die Korrelation für Geschwisterpaare, in denen beide Geschwister erwerbstätig sind und sich in derselben Altersgruppe befinden. Der jeweilige Intra-Klassen-Korrelationskoeffizient ist mit ● gekennzeichnet, die 95% Konfidenzintervalle werden durch die horizontalen Balken angegeben.

Geschlechterunterschiede

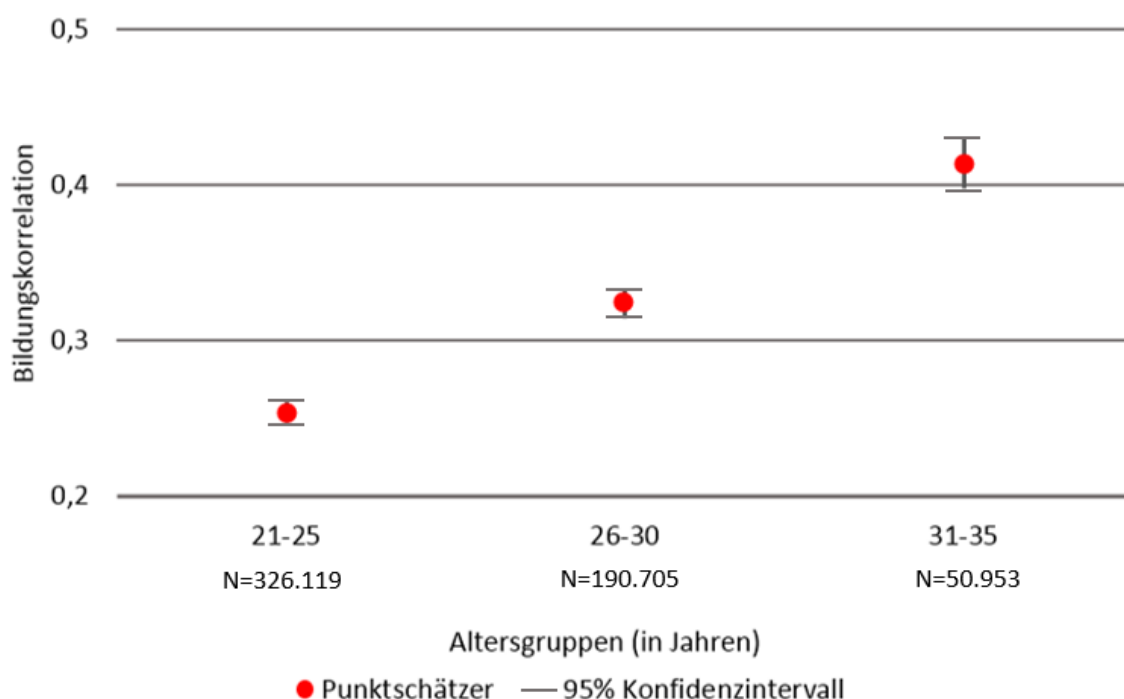
Eine Unterteilung der Stichprobe in Brüder und Schwestern, wie sie auch in internationalen Studien häufig vorgenommen wird, zeigt einen Intra-Klassen-Korrelationskoeffizient von 0,323 für Brüder ($N = 93.490$) und von 0,386 für Schwestern ($N = 97.215$) in der Kerngruppe der 26- bis 30-Jährigen. Die Korrelation ist bei gleichgeschlechtlichen Geschwisterpaaren mindestens gleich hoch wie bei gemischtgeschlechtlichen Geschwisterpaaren. Im Gegensatz zu Untersuchungen für andere Länder ist die Bildungskorrelation von Schwestern in Österreich etwas höher als jene von Brüdern. Eine potentielle 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.

Altersgruppen

Zusätzlich zur Kerngruppe der 26- bis 30-Jährigen wurde die Bildungskorrelation auch für andere Altersgruppen berechnet. Die Ergebnisse finden sich in Abbildung 7. Eine detaillierte Untersuchung der Altersgruppe der 15- bis 20-Jährigen erweist sich als nicht sinnvoll, da sich in dieser Gruppe noch sehr viele Personen in Ausbildung befinden und somit 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 ($N = 326.119$), beträgt er in der Kerngruppe der 26- bis 30-Jährigen 0,324 ($N = 190.705$) und in jener der 31- bis 35-Jährigen 0,41 ($N = 50.953$). Potentielle 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.

Abbildung 7: Korrelation der Ausbildungsjahre nach Altersgruppen.



Anmerkung: Die Abbildung zeigt die Korrelation von Bildungsjahren bei Geschwistern in drei Altersgruppen. Angeführt sind der jeweilige Intra-Klassen-Korrelationskoeffizient, das 95% Konfidenzintervall und die Anzahl der Beobachtungen in der jeweiligen Gruppe, N. Es erfolgte keine Beschränkung auf erwerbstätige Personen.

Als zusätzlicher Robustheitstest wurde die Kerngruppe außerdem auf jene Familien eingegrenzt, die mindestens zwei Kinder in der Altersgruppe zwischen 26 und 30 Jahren haben. Dadurch sinkt die Anzahl der verfügbaren Beobachtungen auf 76.022, allerdings kann 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 der Kerngruppe bei 0,343, also etwas höher als bei der weniger strikten Eingrenzung der Kerngruppe. Die Berechnungen für die einzelnen Altersgruppen und für Brüder bzw. Schwestern ergeben ähnlich geringfügig erhöhte Werte. Zusammenfassend bestätigt die strikere Eingrenzung der Kerngruppe also die Robustheit der Ergebnisse.

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

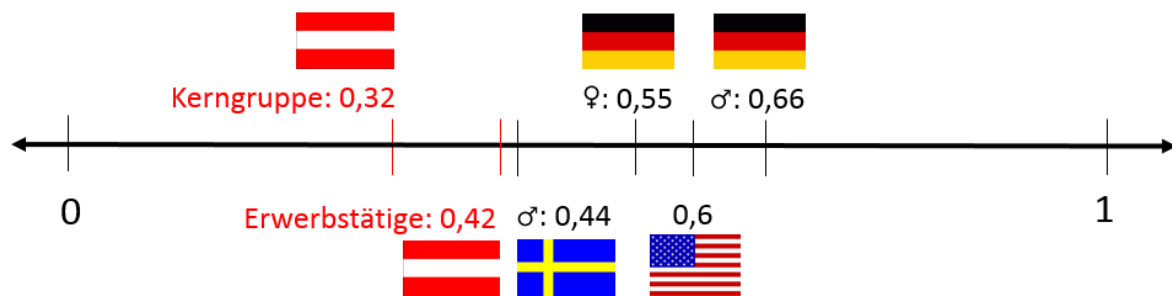
höher als unsere Berechnungen sein wird. Die Korrelation des höchsten formalen Bildungsabschlusses von Geschwistern in der Kerngruppe der 26- bis 30-Jährigen von etwa 0,32 kann daher als die untere Schranke der tatsächlichen Bildungskorrelation von Geschwistern interpretiert werden.

Um einen Eindruck von der möglichen Verzerrung zu bekommen, berechnen wir die Korrelation von Bildung bei Geschwistern für alle Paare, bei denen am Stichtag mindestens ein Geschwister erwerbstätig war.⁹ Hier ist anzunehmen, dass die meisten Personen bereits ihren höchsten Bildungsabschluss erzielt haben, allerdings sind auch hier Messfehler nicht auszuschließen, wenn zum Beispiel für Studierende, die neben dem Studium erwerbstätig sind, zwar Erwerbseinkommen vorliegen, der Hochschulabschluss aber noch nicht erlangt worden ist. Die Geschwisterkorrelation für diese Geschwister beträgt 0,42 und ist somit größer als für die Kerngruppe, was erneut vermuten lässt, dass es sich bei der Korrelation der Geschwister in der Kerngruppe um eine untere Grenze handelt.

⁹ Damit eine Berechnung möglich ist, müssen außerdem beide Geschwister in mindestens einem Jahr von 2007 bis 2012 über ein Einkommen aus unselbstständiger Erwerbstätigkeit verfügen.

Internationaler Vergleich

Abbildung 8: Internationale Einordnung der Bildungsergebnisse.



Anmerkung: Kerngruppe: alle Geschwisterpaare, von denen mind. eine/r zwischen 26 und 30 Jahre alt ist (N = 190.705 Personen),

Erwerbstätige sind alle Geschwisterpaare, die am Stichtag beide erwerbstätig waren (N = [450.609](#) Personen).

Schweden: Björklund und Jäntti (2012), Kohorte der zwischen 1951 und 1967 Geborenen.

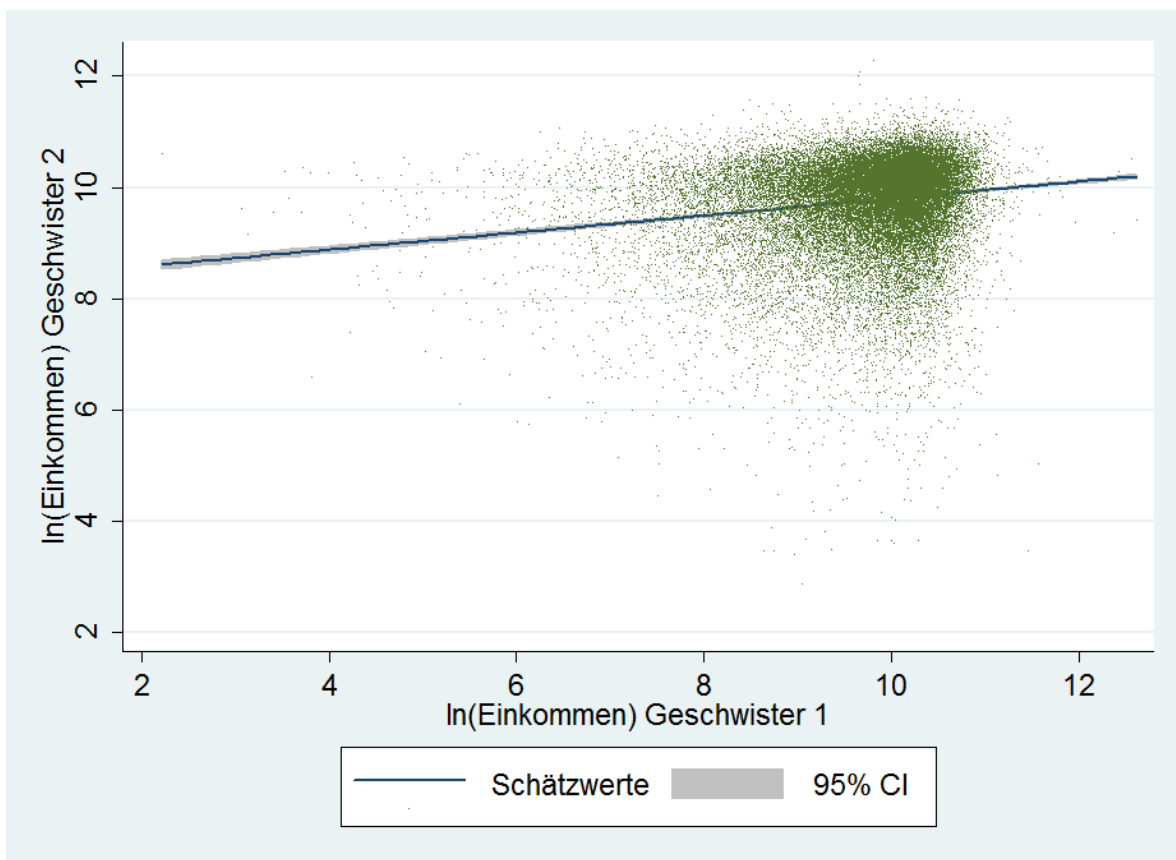
USA: Mazumder (2008), Kohorte der zwischen 1957 und 1965 Geborenen.

Deutschland: Schnitzlein (2014), Gruppe der 31- bis 49-Jährigen.

6.2. Einkommen

Für die Berechnung der Korrelation der Einkommen zwischen Geschwistern wurde die Kerngruppe auf alle Geschwisterpaare beschränkt, in denen beide Geschwister zwischen 26 und 30 Jahre alt waren. Durch diese Beschränkung sollen Verzerrungen durch große Altersunterschiede zwischen Geschwistern (die eventuell zu jung sind, um erwerbstätig zu sein, oder zu alt, um in der Stichprobe enthalten zu sein) vermieden werden. Die Anzahl der Beobachtungen sinkt dadurch auf 76.022.

Abbildung 9: Einkommen von Geschwisterpaaren (Methode II).



Anmerkung: Die Abbildung zeigt den Einkommenszusammenhang von Geschwisterpaaren. Die Einkommensangaben wurden mithilfe des harmonisierten Verbraucherpreisindex an die Inflation angepasst (Basisjahr: 2007), das jährliche Durchschnittseinkommen wurde mit Methode II ermittelt und logarithmiert.

Abbildung 8 zeigt die Korrelation des Einkommens von Geschwisterpaaren graphisch in Form eines Streudiagramms. Jeder Punkt im Diagramm beschreibt die logarithmierten jährlichen Durchschnittseinkommen zweier Geschwister, die mit Methode II berechnet

wurden. Die Abbildungen für Einkommen, die mit den beiden anderen Methoden berechnet wurden, zeigen ein ähnliches Bild.

Tabelle 7 zeigt die Korrelationsergebnisse für unterschiedliche Abgrenzungen der Stichprobe für Geschwisterkorrelationen der durchschnittlichen Bruttojahreseinkommen, die mit Methode II berechnet wurden. 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 Jahren 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 Einkommenskorrelation bei Geschwistern, die mit dem random effects Modell geschätzt wurden, liegt zwischen 0,26 für die gesamte Stichprobe, 0,31 für Erwerbstätige und 0,17 für die Kerngruppe. 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 7: Korrelation der durchschnittlichen Jahreseinkommen bei Geschwistern (Methode II).

	Gesamte Stichprobe	Kerngruppe	Erwerbstätige
Random Effects Modell	0,258	0,172	0,310
Intra-Klassen-Korr.koeff. (ICC)	0,253	0,163	0,275
N	923.300	76.022	583.761

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

Geschlechterunterschiede

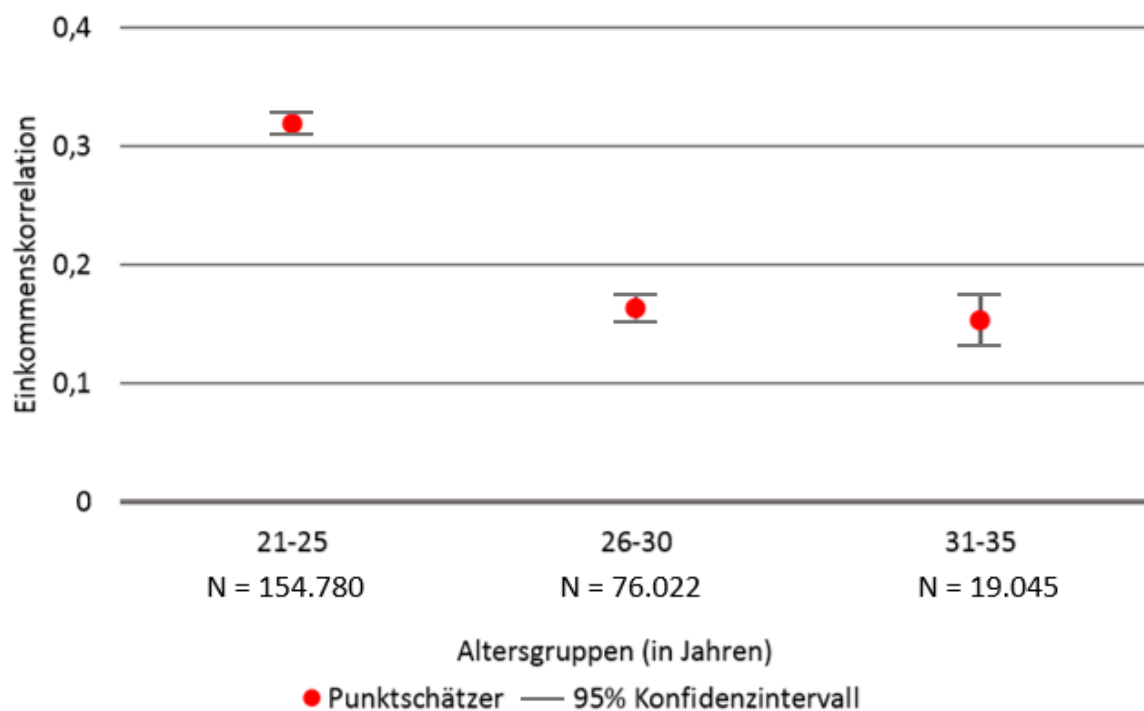
Der Intra-Klassen-Korrelationskoeffizient für Brüder in Familien mit mindestens zwei männlichen Kindern in der Altersgruppe zwischen 26 und 30 liegt bei 0,23 (N = 19.417). Für Schwestern ergibt sich ein Wert von 0,162 (N = 21.216). Wie aufgrund der internationalen Ergebnisse zu erwarten war, ist die 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 9 dargestellt. Die Einkommenskorrelationen von Geschwistern ist für junge Kohorten höher als für ältere, dies ist einerseits auf geringe Einkommensunterschiede zu Beginn der Erwerbskarrieren zurückzuführen, andererseits sind ältere Kohorten weniger gut in den Daten erfasst.

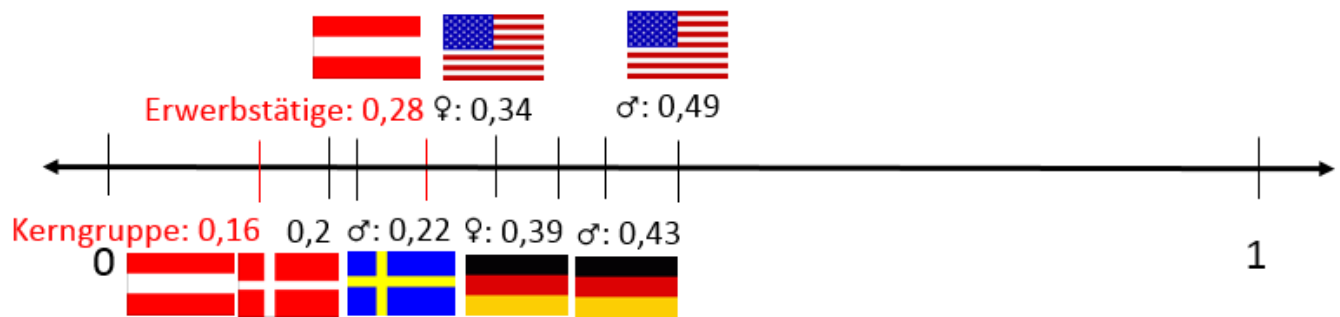
Abbildung 10: Korrelation der durchschnittlichen Jahreseinkommen bei Geschwistern, nach Altersgruppen.



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.

Internationaler Vergleich

Abbildung 11: Internationale Einordnung der Einkommensergebnisse.



Anmerkung: Korrelation der durchschnittlichen Jahresseinkommen (logarithmierte €, zu Preisen von 2007), Berechnung mit Methode II. Kerngruppe sind alle Geschwisterpaare der 26- bis 30-Jährigen Geschwister (N = 76.022 Personen), Erwerbstätige sind alle Geschwisterpaare, von denen am Stichtag mind. eine/r erwerbstätig war (N = 583.761 Personen).

Schweden: Björklund und Jäntti (2012), Kohorte der zwischen 1951 und 1967 Geborenen.

USA: Mazumder (2008), Kohorte der zwischen 1957 und 1965 Geborenen.

Deutschland und Dänemark: Schnitzlein (2014), Gruppe der 31- bis 49-Jährigen.

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 Gruppe der 26- bis 30-Jährigen Geschwister liegt je nach verwendeter Methode zwischen 0,28 und 0,32. Das bedeutet, dass rund 30% der Varianz der Bildungsabschlüsse auf Faktoren, die Geschwistern gemein sind, zurückgeführt werden können. Eine Einschränkung dieser Gruppe auf diejenigen, die bereits erwerbstätig sind — d.h. ihre Ausbildung vermutlich bereits abgeschlossen haben — ergibt eine geschätzte Korrelation von rund 0,34.

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 0,17 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 und sind mit schwedischen (Bildung) bzw. dänischen (Einkommen) Korrelationen vergleichbar. Aufgrund der Beschaffenheit der Stichprobe — es sind vor allem junge Personen erfasst, von denen vermutlich 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 auf Grund der Datenerhebung und der daraus resultierenden Zusammensetzung der Beobachtungen die berechneten Korrelationen der Bildung von Geschwistern verlässlicher als die Korrelationen der Einkommen.

Unsere Ergebnisse unterstreichen die Bedeutung der Herkunft für den Erwerb formaler Bildung und damit auch für späteren beruflichen Erfolg und damit verbundenes Einkommen. Die Daten erlauben keine detaillierte Überprüfung, warum die Herkunft für diese Lebenserfolge wichtig ist, die Bedeutung könnte sowohl natürlich wie auch sozial bedingt sein. Da allerdings eine frühe Trennung von Kindern in eine akademische und eine nicht-akademische Laufbahn zu größerer Ungleichheit bei Bildung als eine spätere Trennung führt (Hanushek und Wößmann, 2006), ist zu vermuten, dass die Ausgestaltung des Bildungssystems hier ein wichtiger Faktor ist. Dafür sprechen auch die Unterschiede der Geschwisterkorrelationen im internationalen Vergleich.

Weitere Faktoren, zum Beispiel Habitus (Bildungsaspirationen), könnten ebenfalls durch das Bildungssystem beeinflusst werden und immaterielle Hürden für den Erwerb formaler Bildung aufbauen. Leitgöb et al. (2011) betonen, dass bereits die erste Bildungsentscheidung am Ende der Volksschule die weitere schulische Laufbahn entscheidend bestimmt. Wenn Chancengleichheit ein politisches Ziel darstellen sollte, dann sollte die Durchlässigkeit des Bildungssystems erhöht werden, um diesem Ziel näher zu kommen.

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.

Literaturverzeichnis

- Aff, Josef (2011), 'Wie durchlässig ist die österreichische Berufsbildung der Sekundarstufe II?', Kolumne, wissenplus 3-10, 20.
- Altzinger, Wilfried, Nadja Lamei, Bernhard Rumplmaier und Alyssa Schneebaum (2013), 'Intergenerationelle soziale Mobilität in Österreich', Statistische Nachrichten 1, 48–62.
- Bacher, Johann (2003), 'Soziale Ungleichheit und Bildungspartizipation im weiterführenden Schulsystem Österreichs', Österreichische Zeitschrift für Soziologie 28(3), 3–32.
- Becker, Gary (1964), Human Capital, University of Chicago Press.
- Berger, Johannes, Nikolaus Graf, Ludwig Strohner und Ulrich Schuh (2013), 'Mobilität bei Einkommen und Armutsgefährdung in Europa', Policy Note No. 6, Eco Austria.
- Bielby, William T. und Robert M. Hauser (1977), 'Response error in earnings functions for nonblack males', Sociological Methods and Research 6(2), 241–280.
- Björklund, Anders, Lena Lindahl und Matthew Lindquist (2008), 'What more than parental income? An exploration of what Swedish siblings get from their parents', IZA discussion paper, No. 3735.
- Björklund, Anders und Markus Jäntti (2012), 'How important is family background for labor-economic outcomes?', Labour Economics 19, 465–474.
- Björklund, Anders, Markus Jäntti und Matthew J. Lindquist (2009), 'Family background and income during the rise of the welfare state: Brother correlations in income for Swedish men born 1932-1968', Journal of Public Economics 93, 671–680.
- Björklund, Anders, Mikael Lindahl und Erik Plug (2006), 'The origins of intergenerational associations: lessons from Swedish adoption data', The Quarterly Journal of Economics 121(3), 999–1028.
- Björklund, Anders, Tor Eriksson, Markus Jäntti, Oddbjörn Raaum und Eva Österbacka (2002), 'Brother correlations in earnings in Denmark, Finland, Norway and Sweden compared to the United States', Journal of Population Economics 15, 757–772.
- Bock-Schappelwein, Julia, Jürgen Janger und Andreas Reinstaller (2012), 'Bildung 2025 – Die Rolle von Bildung in der österreichischen Wirtschaft', Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung. URL:
<http://www.bmukk.gv.at/medienpool/23154/bildung2025.pdf> (Stand: 02.05.2014).

- Böheim, René, Klemens Himpele, Helmut Mahringer und Christine Zulehner (2013), 'The distribution of the gender wage gap in Austria: Evidence from matched employer-employee data and tax records', *Journal for Labour Market Research* 46(1), 19–34.
- Boudon, Raymond (1974), *Education, opportunity, and social inequality – changing prospects in Western society*, Wiley & Sons, New York.
- Bourdieu, Pierre (1983), Ökonomisches Kapital, kulturelles Kapital, soziales Kapital, in R.Kreckel (Hrsg.), 'Soziale Ungleichheiten. Soziale Welt, Sonderband 2', Schwartz, Göttingen, pp. 183–198.
- Bourdieu, Pierre (1987), *Die feinen Unterschiede: Kritik der gesellschaftlichen Urteilskraft*, Suhrkamp, Frankfurt am Main.
- Bruneforth, Michael, Christoph Weber und Johann Bacher (2012), Chancengleichheit und garantiertes Bildungsminimum in Österreich, in B. Herzog-Punzenberger (Hrsg.), 'Nationaler Bildungsbericht Österreich 2012, Band 2: Fokussierte Analysen bildungspolitischer Schwerpunktthemen', bmukk und BIFIE, Kapitel 5, pp. 189–227.
- Bundeskanzleramt (2013), 'Arbeitsprogramm der österreichischen Bundesregierung 2013–2018', Bundespressedienst, Wien.
- Cleff, Thomas (2008), *Deskriptive Statistik und moderne Datenanalyse: Eine computergestützte Einführung mit Excel, SPSS und STATA*, Gabler, Wiesbaden.
- Corak, Miles (2006), 'Do poor children become poor adults? Lessons from a cross-country comparison of generational earnings mobility', *Research on Economic Inequality* 13, 143–188.
- Döbert, Hans, Wolfgang Hörner, Botho von Kopp und Lutz R. Reuter (Hrsg.) (2010), *Die Bildungssysteme Europas*, 3. Auflage, Schneider Verlag Hohengehren, Baltmannsweiler.
- Duden (2014), 'Chancengleichheit'. URL: <http://www.duden.de/rechtschreibung/Chancengleichheit> (Stand: 19.05.2014).
- Duller, Christine (2006), *Einführung in die Statistik mit EXCEL und SPSS*, Physica-Verlag, Heidelberg.
- Eisenhauer, Philipp und Friedhelm Pfeiffer (2008), 'Assessing intergenerational earnings persistence among German workers', *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung* 41(2/3), 119–137.
- Fessler, Pirmin, Peter Mooslechner und Martin Schürz (2012), 'Intergenerational transmission of educational attainment in Austria', *Empirica* 39(1), 65–86.
- Goldthorpe, John H., Catriona Llewellyn and Clive Payne (1987), *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*, Clarendon Press, Oxford.

- Hanushek, Eric A. und Ludger Wößmann. (2006), 'Does educational tracking affect performance and inequality? Differences- in-differences evidence across countries'. *Economic Journal*, 116: C63–C76.
- Hertz, Tom, Tamara Jayasundera, Patrizio Piraino, Sibel Selcuk, Nicole Smith und Alina Verashchagina (2008), 'The inheritance of educational inequality: international comparisons and fifty-year trends', *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy* 7(2), 1–48.
- Klimont, Jeannette, Petra Ihle, Erika Baldaszi und Josef Kytir (2008), 'Sozio-demographische und sozio-ökonomische Determinanten von Gesundheit: Auswertungen der Daten aus der österreichischen Gesundheitsbefragung 2006/2007', Statistik Austria, in Auftrag gegeben von Bundesministerium für Gesundheit, Familie und Jugend.
- Klotz, Johannes (2007), 'Soziale Unterschiede in der Sterblichkeit, Bildungsspezifische Sterbetafeln 2001/2002', *Statistische Nachrichten* 4, 296–311.
- Knittler, Käthe (2011), 'Intergenerationale Bildungsmobilität - Bildungsstruktur junger Erwachsener im Alter von 15 bis 34 Jahren im Vergleich mit jener ihrer Eltern', *Statistische Nachrichten* 4, 252–266.
- Lampert, Thomas, Anke-Christine Saß, Michael Häfelfinger und Thomas Ziese (2005), 'Armut, soziale Ungleichheit und Gesundheit: Expertise des Robert Koch-Instituts zum 2. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung', Robert Koch-Institut Berlin.
- Leitgöb, Heinz, Johann Bacher und Norbert Lachmayr (2011), 'Ursachen der geschlechtsspezifischen Benachteiligung von Jungen im österreichischen Schulsystem', *Geschlechtsspezifische Bildungsungleichheiten*, 149-176.
- Mazumder, Bhashkar (2008), 'Sibling similarities and economic inequality in the US', *Journal of Population Economics* 21(3), 685–701.
- Netter, Markus, Tobias Schweitzer und Petra Völkerer (2008), 'Inwieweit wird Bildung vererbt?', *Wirtschaft und Gesellschaft* 34(4), 475–507.
- Pindyck, Robert und Daniel Rubinfeld (2009), *Mikroökonomie*, 7. Auflage, Pearson Studium, München.
- Rechta, Henrik und Christoph Waldner (2014), *Registerbasierte Statistiken: Methodik (RS)*, Schnellbericht 10.11, Statistik Austria. URL: http://www.statistik.at/web_de/-static/registerbasierte_statistiken_2014_-_methodik_rs_sb_10.11__075137.pdf (Stand: 15.04.2014).

- Rechtsinformationssystem des Bundes, i.d.g.F., 'Bundes-Verfassungsgesetz'. URL: <http://www.ris.bka.gv.at/GeltendeFassung.wxe?Abfrage=Bundesnormen&Gesetzesnummer=10000138> (Stand: 09.05.2014).
- Sauer, Petra und Völkerer, Petra (2009), 'Schafft Bildung sozialen Zusammenhalt?', momentum Kongress 2009, http://momentum-kongress.org/cms/uploads/documents/-Beitrag_Sauer_Völkerer20_5_2011_1536.pdf (Stand: 12.07.2014).
- Schnetzer, Matthias und Wilfried Altzinger (2013), 'Intergenerational transmission of socioeconomic conditions in Austria in the context of European welfare regimes', *Momentum Quarterly* 2(3), 108–126.
- Schnitzlein, Daniel D. (2014), 'How important is the family? Evidence from sibling correlations in permanent earnings in the USA, Germany, and Denmark', *Journal of Population Economics* 27, 69–89.
- Sewell, Willam H. und Robert M. Hauser (1975), *Education, Occupation, and Earnings: Achievement in the early career*, Academic Press, New York.
- Solon, Gary (1992), 'Intergenerational income mobility in the United States', *The American Economic Review* 82(3), 393–408.
- Solon, Gary (1999), Intergenerational mobility in the labor market, in O.Ashenfelter and D.Card (Hrsg.), 'Handbook of labor economics', Auflage 3a, Elsevier, Amsterdam, pp. 1761–1800.
- Solon, Gary, Mary Corcoran, Roger Gordon und Deborah Laren (1991), 'A longitudinal analysis of sibling correlation in economic status', *The Journal of Human Resources* 26(3), 509–534.
- Stata (2014a), Stata Dokumentation: icc – Intraclass correlation coefficients. URL: <http://www.stata.com/manuals13/ricc.pdf> (Stand: 10.06.2014).
- Stata (2014b), Stata Dokumentation: loneway – large one-way ANOVA, random effects, and reliability. URL: <http://www.stata.com/manuals13/rloneway.pdf> (Stand: 10.06.2014).
- Vester, Michael (2006), Die geteilte Bildungsexpansion - die sozialen Milieus und das segregierende Bildungssystem der Bundesrepublik Deutschland, in K.-S. Rehberg und 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.', Campus Verlag, Frankfurt am Main, pp. 73–89.
- Vogtenhuber, Stefan, Lorenz Lassnigg und Michael Bruneforth (2012), Kontext des Schul- und Bildungswesens, in M. Bruneforth und L. Lassnigg (Hrsg.), 'Nationaler

- Bildungsbericht Österreich 2012, Band 1: Das Schulsystem im Spiegel von Daten und Indikatoren', bmukk und BIFIE, Kapitel A, pp. 15–30.
- Vogtenhuber, Stefan, Lorenz Lassnigg, Regina Radinger und Saya Maria Gurtner-Reinthal (2012), Outcome – Wirkungen des Schulsystems, in M. Bruneforth und L. Lassnigg (Hrsg.), 'Nationaler Bildungsbericht Österreich 2012, Band 1: Das Schulsystem im Spiegel von Daten und Indikatoren', bmukk und BIFIE, Kapitel F, pp. 177–194.
- Wanek-Zajic, Barbara (2014), 'Persönliches Gespräch vom 05. Juni 2014', Statistik Austria.
- Wooldridge, Jeffery M. (2005), Introductory Econometrics. A modern approach, 3. Auflage, Cengage Learning Services.
- Yuksel, Mutlu (2009), Intergenerational mobility of immigrants in Germany: Moving with natives or stuck in their neighborhoods? IZA Discussion Paper No. 4677, IZA Bonn.

Anhang

Tabelle 8: Erwerbsstatus in der Stichprobe.

Erwerbsstatus	Kerngruppe (%)	Gesamte Stichprobe (%)
Erwerbstätig in Vollzeit	105.060 (55,1)	439.247 (47,2)
Erwerbstätig in Teilzeit	33.863 (17,8)	117.648 (12,6)
Erwerbstätig (Stunden unbekannt)	8.894 (4,7)	24.619 (2,6)
Grundwehrdienst/ Zivildienst	61 (0,03)	17.995 (1,9)
Mutterschutz, Elternkarenz	7.721 (4,0)	17.759 (1,9)
Temporäre Abwesenheit	732 (0,4)	2.247 (0,2)
Arbeitslos (zuvor erwerbstätig)	8.847 (4,6)	42.447 (4,6)
Arbeitslos (zuvor nie gearbeitet)	5 (0,0)	1.834 (0,2)
Unbekannt, Sonstige	25.522 (13,4)	266.516 (28,6)

Anmerkung: Die Tabelle beschreibt den Erwerbsstatus zum 31.10.2011 in der Kerngruppe (alle Geschwister aus denjenigen Familien, bei denen mindestens ein Geschwister zwischen 26 und 30 Jahren alt ist) und in der gesamten Stichprobe.

Tabelle 9: Stellung im Beruf in der Stichprobe.

Stellung im Beruf	Kerngruppe	Gesamte Stichprobe (%)
ArbeiterInnen	39.607 (20,8)	186.673 (20,1)
Angestellte	100.484 (52,7)	299.480 (32,2)
Lehrlinge	264 (0,1)	87.579 (9,4)
Freie DienstnehmerInnen	3.210 (1,7)	11.206 (1,2)
Vertragsbedienstete	9.586 (5,0)	25.386 (2,7)
Grundwehrdienst/ Zivildienst	61 (0,0)	17.995 (1,9)
Selbstständige	5.493 (2,9)	12.787 (1,4)
Nicht-Erwerbspersonen	25.522 (13,4)	266.516 (28,6)
Sonstige	6.478 (3,4)	22.682 (2,4)

Anmerkung: Die Tabelle beschreibt die Stellung im Beruf zum 31.10.2011 in der Kerngruppe (alle Geschwister aus denjenigen Familien, bei denen mindestens ein Geschwister zwischen 26 und 30 Jahren alt ist) und in der gesamten Stichprobe.

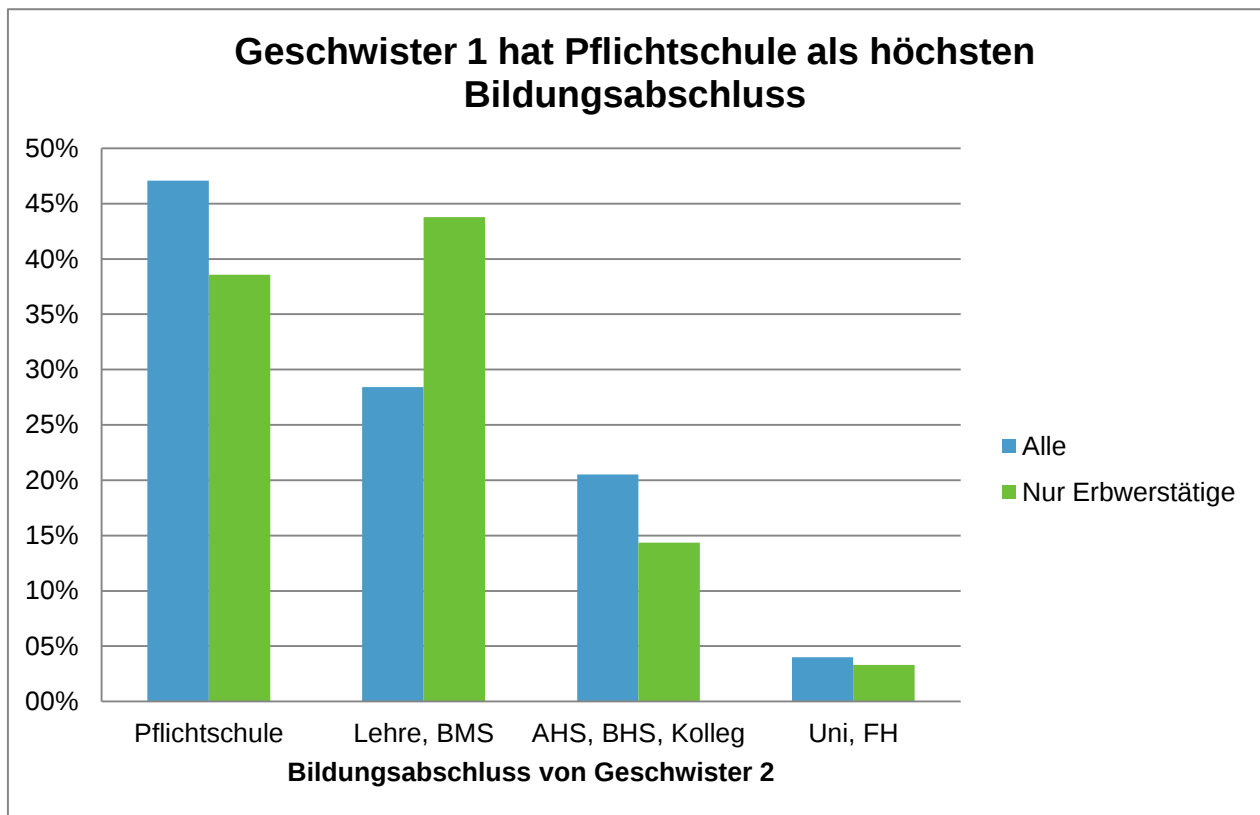
Tabelle 10: Bedingte Wahrscheinlichkeiten von Bildungsabschlüssen bei Geschwistern (in %).

Höchster Bildungsabschluss von Geschwister 1	Höchster Bildungsabschluss von Geschwister 2			
	Pflichtschule	Lehre, BMS	AHS, BHS, Kolleg	Uni, FH
<i>Alle</i>				
Pflichtschule	47,1	28,4	20,5	4,0
Lehre, BMS	30,3	46,9	17,5	5,4
AHS, BHS, Kolleg	24,8	20,4	37,9	16,8
Uni, FH	10,9	14,3	37,5	37,2
<i>Nur Erwerbstätige</i>				
Pflichtschule	38,6	43,8	14,4	3,3
Lehre, BMS	22,4	54,8	16,8	6,0
AHS, BHS, Kolleg	12,7	30,4	37,0	20,0
Uni, FH	5,3	18,2	32,6	43,9

Anmerkung: Die Tabelle bietet einen Überblick über den Zusammenhang zwischen den höchsten Bildungsabschlüssen von Geschwisterpaaren. Der erste Block zeigt die bedingten Wahrscheinlichkeiten für die gesamte Stichprobe, der zweite Block für diejenigen Geschwisterpaare, in denen beide Geschwister erwerbstätig sind. Die Zahl 47,1% bedeutet, dass von allen Geschwisterpaaren, in denen ein Geschwister als höchsten Bildungsabschluss die Pflichtschule absolviert hat, in 47,1% das zweite Geschwister ebenfalls als höchsten Bildungsabschluss die Pflichtschule absolviert hat.

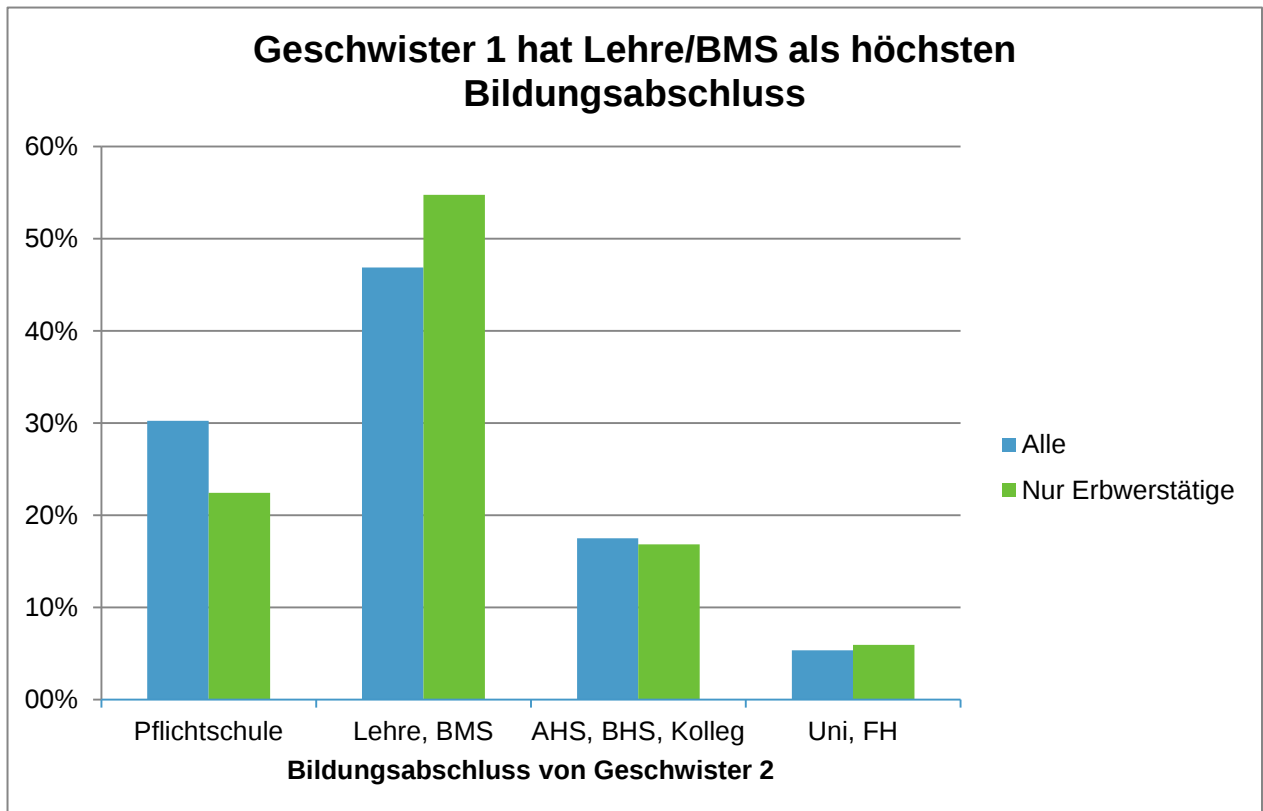
Abbildung 12: Bildungsabschlüsse bei Geschwistern.

a. Höchste Bildungsabschlüsse von Geschwistern, wenn ein Geschwister als höchsten Bildungsabschluss einen Pflichtschulabschluss hat.



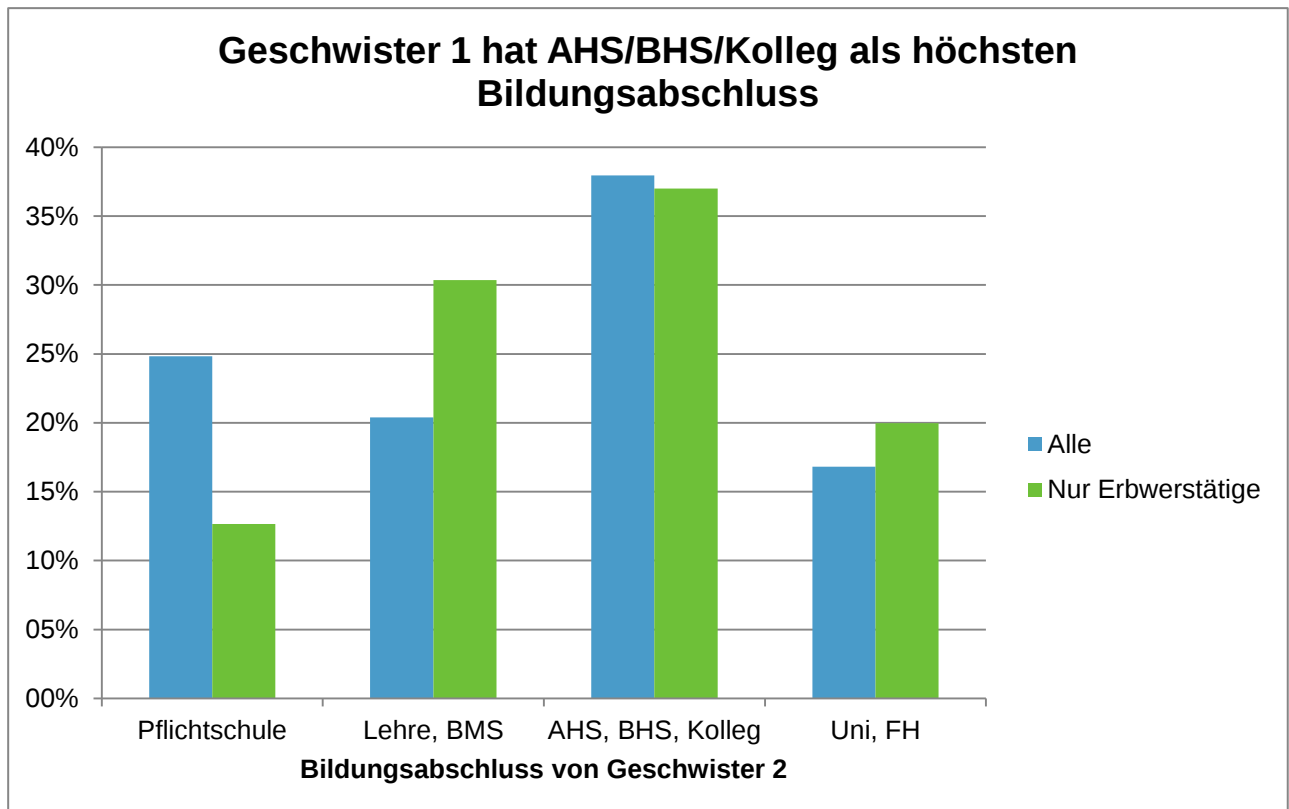
Anmerkung: Die Abbildung bietet einen Überblick über den Zusammenhang zwischen den höchsten Bildungsabschlüssen von Geschwisterpaaren. Die Graphik zeigt die Verteilung der Bildungsabschlüsse in %, wenn ein Geschwister eines Geschwisterpaares als höchsten Bildungsabschluss einen Pflichtschulabschluss hat. N = 216.750 Geschwisterpaare für die gesamte Stichprobe; N=61,735 für die Stichprobe in der beide Geschwister erwerbstätig sind.

b. Höchste Bildungsabschlüsse von Geschwistern, wenn ein Geschwister als höchsten Bildungsabschluss eine Lehre oder BMS abgeschlossen hat.



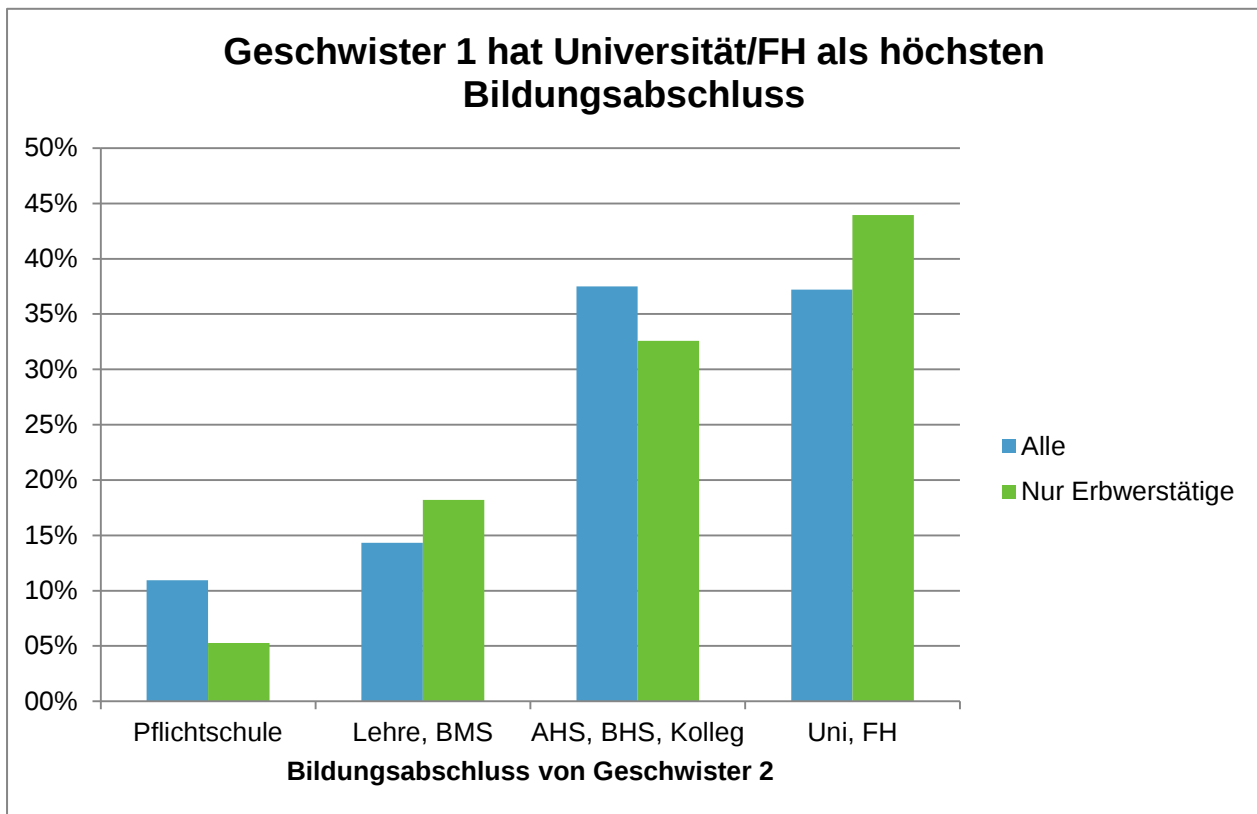
Anmerkung: Die Abbildung bietet einen Überblick über den Zusammenhang zwischen den höchsten Bildungsabschlüssen von Geschwisterpaaren. Die Graphik zeigt die Verteilung der Bildungsabschlüsse in %, wenn ein Geschwister eines Geschwisterpaares als höchsten Bildungsabschluss eine Lehre oder BMS abgeschlossen hat. N = 208.722 Geschwisterpaare für die gesamte Stichprobe; N=124.118 für die Stichprobe in der beide Geschwister erwerbstätig sind.

c. *Höchste Bildungsabschlüsse von Geschwistern, wenn ein Geschwister als höchsten Bildungsabschluss eine AHS, BHS oder ein Kolleg abgeschlossen hat.*



Anmerkung: Die Abbildung bietet einen Überblick über den Zusammenhang zwischen den höchsten Bildungsabschlüssen von Geschwisterpaaren. Die Graphik zeigt die Verteilung der Bildungsabschlüsse in %, wenn ein Geschwister eines Geschwisterpaares als höchsten Bildungsabschluss eine AHS, BHS oder ein Kolleg abgeschlossen hat. N = 180.380 Geschwisterpaare für die gesamte Stichprobe; N= 69.745 für die Stichprobe in der beide Geschwister erwerbstätig sind.

d. Höchste Bildungsabschlüsse von Geschwistern, wenn ein Geschwister als höchsten Bildungsabschluss einen universitären Abschluss hat.



Anmerkung: Die Abbildung bietet einen Überblick über den Zusammenhang zwischen den höchsten Bildungsabschlüssen von Geschwisterpaaren. Die Graphik zeigt die Verteilung der Bildungsabschlüsse in %, wenn ein Geschwister eines Geschwisterpaares als höchsten Bildungsabschluss einen universitären Abschluss hat. N = 81.846 Geschwisterpaare für die gesamte Stichprobe; N= 42.858 für die Stichprobe in der beide Geschwister erwerbstätig sind..

Tabelle 11: Bildungszusammenhänge in Zweikindfamilien in der Kerngruppe.

		Bildung von Person 2			
		Pflichtschule	BMS, Lehre	AHS, BHS, Kolleg	Tertiärer Abschluss
Bildung von Person 1	Pflichtschule	26,24	38,86	22,78	12,12
	BMS, Lehre	15,62	52,50	22,20	9,68
	AHS, BHS, Kolleg	9,12	23,13	39,72	28,03
	Tertiärer Abschluss	6,17	13,57	35,81	44,45

Anmerkung: Die Tabelle zeigt den Bildungszusammenhang von Geschwistern in Familien mit zwei Kindern. Alle Angaben in %.

Tabelle 12: Bildungszusammenhänge in Dreikindfamilien in der Kerngruppe.

		Bildung von Person 2			
		Pflichtschule	BMS, Lehre	AHS, BHS, Kolleg	Tertiärer Abschluss
Bildung von Person 1	Pflichtschule	26,19	38,54	22,55	12,72
	BMS, Lehre	18,11	52,10	20,75	9,05
	AHS, BHS, Kolleg	12,15	23,38	37,02	27,45
	Tertiärer Abschluss	9,56	14,49	37,76	38,19

Anmerkung: Die Tabelle zeigt den Bildungszusammenhang von Geschwistern in Familien mit drei Kindern. Alle Angaben in %.

Tabelle 13: Bildungszusammenhänge in Vierkindfamilien in der Kerngruppe.

		Bildung von Person 2			
		Pflichtschule	BMS, Lehre	AHS, BHS, Kolleg	Tertiärer Abschluss
Bildung von Person 1	Pflichtschule	30,84	35,91	20,30	12,94
	BMS, Lehre	19,67	53,39	18,24	8,70
	AHS, BHS, Kolleg	14,26	23,41	35,23	27,09
	Tertiärer Abschluss	12,44	15,80	37,43	34,33

Anmerkung: Die Tabelle zeigt den Bildungszusammenhang von Geschwistern in Familien mit vier Kindern. Alle Angaben in %.

„Materialien zu Wirtschaft und Gesellschaft“

sind unregelmäßig erscheinende Hefte, in denen aktuelle Fragen der Wirtschaftspolitik behandelt werden. Sie sollen in erster Linie Informationsmaterial und Diskussionsgrundlage für an diesen Fragen Interessierte darstellen.

Ab Heft 80 sind die Beiträge auch als pdf-Datei zum Herunterladen im Internet

<http://wien.arbeiterkammer.at/online/page.php?P=2842>

- Heft 102: Weiterbildung und lebensbegleitendes Lernen – Vergleichende Analysen und Strategievorschläge für Österreich; Oktober 2007
- Heft 103: Renditen betrieblicher Weiterbildung in Österreich; Dezember 2007
- Heft 104: Der Wandel der Branchen- und Berufsstruktur der österreichischen Beschäftigung seit Anfang der 1990er Jahre; Dezember 2007
- Heft 105: Spezialisierungsmuster und Wertschöpfungsintensität der österreichischen Exportwirtschaft; Februar 2008
- Heft 106: Die neue Weltwirtschaftskrise – Ursachen, Folgen, Gegenstrategien; Mai 2009
- Heft 107: Das EU-Budget und der Lissabon-Prozess; November 2009
- Heft 108: Gering qualifiziert in der „Wissensgesellschaft“ – Lebenslanges Lernen als Chance oder Zumutung?; Juli 2010
- Heft 109: Bilaterale Entwicklungsfinanzierung in Europa; Juni 2011
- Heft 110: Ratings in der Krise; November 2011
- Heft 111: Globalisierung und die Zukunft der EU-2020-Strategie; November 2011
- Heft 112: Atypische Beschäftigungsverhältnisse; Jänner 2012
- Heft 113: Europäisches Kräfteressen – Europäische Kräfte messen; Februar 2012
- Heft 114: Was kosten Privatisierungen?; März 2012
- Heft 115: Angestellte, Beamte und der Wandel der Beschäftigungsstruktur in Österreich in der ersten Hälfte des 20. Jahrhunderts; Juni 2012
- Heft 116: Gender Budgeting im Steuersystem, September 2012
- Heft 117: Wettbewerbs(des)orientierung, September 2012
- Heft 118: Die Sozialverträglichkeitsprüfung im österreichischen Ausfuhrförderungsverfahren, Februar 2013
- Heft 119: Transformationen der Arbeitsbeziehungen in Irland und Portugal, Februar 2013
- Heft 120: Erzielen die Programme der aktiven Arbeitsmarktpolitik in Österreich ihre beabsichtigten Wirkungen? März 2013
- Heft 121: Finanzmärkte und Rohstoffpreise, März 2013
- Heft 122: Bestände und Verteilung der Vermögen in Österreich, August 2013
- Heft 123: Finanzmarktstabilität und Risikomanagement in Leasinggesellschaften, September 2013
- Heft 124: Das neoliberale Modell - Genese, Politiken, Bilanz, Dezember 2013
- Heft 125: Einkommensverteilung in Österreich – Eine komparative Analyse von Mikrodatensätzen, Jänner 2014
- Heft 126: Vermögen in Österreich - Bestände, Verteilung, Besteuerungsoptionen, Jänner 2014
- Heft 127: Die Freizeitoption in Kollektivverträgen, April 2014
- Heft 128: Indikatoren bedarfsorientierter Mittelverteilung im österreichischen Pflichtschulwesen, Mai 2014
- Heft 129: Vermögensunterschiede nach Geschlecht, Mai 2014
- Heft 130: Budgetanalyse 2014-2018, Mai 2014
- Heft 131: Zugangsbeschränkungen und Chancen(un)gleichheit im österreichischen Hochschulsystem, Juli 2014
- Heft 132: Die Berufslandschaft im Strukturwandel einer urbanen Ökonomie: Wien 2001-12, August 2014
- Heft 133: Die Sachgüterproduktion Österreichs, Oktober 2014
- Heft 134: Chancengleichheit in Österreich – Bildungs- und Einkommenskorrelationen von Geschwistern, November 2014

Eigentümer, Verleger, Herausgeber und Vervielfältiger: Kammer für Arbeiter und Angestellte für Wien; alle: 1041 Wien, Prinz Eugen-Straße 20-22, Postfach 534