



universität
wien

DIPLOMARBEIT

Titel der Diplomarbeit

“Bildungstransmissionen in Österreich mit
besonderer Berücksichtigung von
Gender-Aspekten”

Verfasserin

Pia Kranawetter

angestrebter akademischer Grad

Magistra der Sozial- und
Wirtschaftswissenschaften (Mag. rer. soc. oec.)

Wien, 2012

Studienkennzahl lt. Studienblatt:
Studienrichtung lt. Studienblatt:
Betreuerin:

A 140
Diplomstudium Volkswirtschaft
Prof. DI Dr. Christine Zulehner

Danksagung

Ich möchte mich an dieser Stelle bei meiner Diplomarbeitsbetreuerin Christine Zulehner für die hilfsbereite Unterstützung bei Erstellung dieser Arbeit und die zahlreichen Tipps bedanken.

Mein besonderer Dank gilt meinen Eltern, Maria und Manfred Kranawetter, die mich dazu ermutigt haben, ein Studium zu beginnen und mir immer sehr viel Vertrauen entgegengebracht haben.

Bei der Ideenfindung hat Pirmin Fessler einen wesentlichen Beitrag geleistet - danke dafür.

Außerdem bedanke ich mich bei allen Freundinnen und Freunden, die mir immer den Rücken gestärkt haben und natürlich auch für sonst alles.

Inhaltsverzeichnis

1. Einleitung	9
1.1. Motivation	9
1.2. Fragestellung	10
1.3. Gliederung der Arbeit	12
2. Literaturüberblick	13
2.1. Faktoren der intergenerationalen Bildungsmobilität	13
2.2. Transmission des ökonomischen Status	16
2.3. Transmission von Bildungsabschlüssen	17
2.3.1. Einbeziehung von Gender-Faktoren	18
2.3.2. Genetische Vererbung vs. Umweltfaktoren	19
3. Bildungssystem in Österreich und deren Veränderungen	21
3.1. Das österreichische Bildungssystem	21
3.2. Bildungsreformen in Österreich	23
3.3. Veränderung des Frauenbildes	25
3.4. Bildungsexpansion	26
4. Empirische Analyse	28
4.1. Datengrundlage	28
4.1.1. Beschreibung der Daten	28
4.1.1.1. Zusammenfassung der Bildungskategorien	29
4.1.1.2. Vergleich der Daten: Grundprogramm mit Sonderpro- gramm	29
4.1.1.3. Bildung von Alterskohorten	30
4.1.1.4. Bildungsexpansion	31
4.1.1.5. Unterschiedliche Bildungsabschlüsse: Stadt-Land	34
4.2. Methoden	34
4.2.1. OLS-Regressionen	34
4.2.1.1. Wichtigste Ergebnisse der OLS-Regressionen	46
4.2.2. Ordered-Logit-Modelle	46
4.2.2.1. Wichtigste Ergebnisse des Ordered-Logit-Modells	55
4.2.3. Übergangsmatrizen	57
4.2.3.1. Mobilitätsmaße	60
5. Fazit	63

A. Appendix	66
A.1. Vergleich der Daten: Grundprogramm mit Sonderprogramm	66
A.2. Vergleich Bildungsabschlüsse: Stadt-Land	67
A.3. Mittelwerte statutorische Bildungsjahre	68
A.4. Übergangsmatrizen	68
A.5. Lebenslauf	70
A.6. Abstract	71

Tabellenverzeichnis

4.1. Bildungsabschlüsse Kinder gesamter Datensatz	29
4.2. Zusammenfassung der Bildungsabschlüsse in fünf bzw. drei Kategorien	30
4.3. Vergleich Verteilung „Höchster Bildungsabschluss Kinder“	30
4.4. Bildungsexpansion zw. Kinder und deren Eltern	32
4.5. Vergleich Bildungsabschlüsse: Stadt-Land	34
4.6. Umrechnung von Bildungsabschlüssen in (statutorische) Bildungsjahre	35
4.7. Geschätzte Koeffizienten für Modell aus 4.1	36
4.8. Geschätzte Koeffizienten: Modell 4.1 für Alterskohorten	38
4.9. Geschätzte Koeffizienten: Modell 4.1 getrennt nach Geschlechtern	39
4.10. Geschätzte Koeffizienten: Modell 4.1 ($p = m$) getrennt nach Geschlechtern für Alterskohorten	40
4.11. Geschätzte Koeffizienten: Modell 4.1 ($p = v$) getrennt nach Geschlechtern für Alterskohorten	40
4.12. Geschätzte Koeffizienten Modell 4.2 getrennt nach Geschlechtern	41
4.13. Schätzer für Modell 4.2 für $p = \max(v, m)$ nach Alterskohorten	43
4.14. Geschätzte Koeffizienten für Modell 4.3	44
4.15. Regressionen für Modell 4.3 für $p = \max(v, m)$ nach Alterskohorten	45
4.16. Geschätzte Koeffizienten für Modell 4.4, $p = \max(m, v)$	45
4.17. Ordered Logit alle Kinder	49
4.18. Ordered Logit getrennt nach Geschlechtern	51
4.19. Ordered Logit alle Kinder mit Kohorteneffekten	53
4.20. Ordered Logit getrennt nach Geschlechtern mit Kohorteneffekten	56
4.21. Übergangsmatrix Eltern-Kinder: $P^{E \rightarrow K}$	58
4.22. Übergangsmatrix Mutter-Tochter: $P^{M \rightarrow K_w}$	58
4.23. Übergangsmatrix Mutter-Sohn: $P^{M \rightarrow K_m}$	59
4.24. Übergangsmatrix Vater-Tochter: $P^{V \rightarrow K_w}$	59
4.25. Übergangsmatrix Vater-Sohn: $P^{V \rightarrow K_m}$	59
4.26. Übergangsmatrix mit höchster Mobilität	61
4.27. Mobilitätsindizes für $P^{M \rightarrow K_w}$ $P^{M \rightarrow K_m}$ $P^{V \rightarrow K_w}$ $P^{V \rightarrow K_m}$	61
4.28. Mobilitätsindizes für $P^{M \rightarrow K_w}$ nach Alterskohorten	62
4.29. Mobilitätsindizes für $P^{V \rightarrow K_m}$ nach Alterskohorten	62
A.1. Vergleich: Geschlecht und Stadt/Land	66
A.2. Vergleich: Prozentueller Anteil an Frauen in jeweiliger Alterskohorte	66
A.3. Vergleich: Mittelwert Alter in Jahren	66
A.4. Vergleich: Prozentueller Anteil nach Geschlecht in Stadt bzw. Land	67

A.5. Vergleich Bildungsabschlüsse Stadt: Weibliche und männliche Kinder . .	67
A.6. Vergleich Bildungsabschlüsse Land: Weibliche und männliche Kinder . .	67
A.7. Mittelwerte statutorische Bildungsjahre	68
A.8. Übergangsmatrix $P^{M \rightarrow K_w}$ nach Alterskohorten	68
A.9. Übergangsmatrix $P^{V \rightarrow K_m}$ nach Alterskohorten	69

Abbildungsverzeichnis

3.1. Schulsystem Österreich	22
4.1. Bildungsexpansion weibliche Kinder	32
4.2. Bildungsexpansion männliche Kinder	33

1. Einleitung

1.1. Motivation

Kinder, deren Eltern hohe Bildungsabschlüsse aufweisen, haben eine höhere Wahrscheinlichkeit ebenfalls ein hohes Bildungsniveau zu erreichen, als jene, deren Eltern niedrige Bildungsabschlüsse haben (Fessler u. Schneebaum (2011)). Die Bildung wird somit von einer Generation auf die nächste übertragen. Aufgrund dieser Bildungstransmission haben nicht alle Kinder die gleichen Chancen in Bezug auf ihren Bildungsabschluss. Diese Tatsache widerspricht dem Bild einer leistungsorientierten Gesellschaft, in der alle Kinder die gleichen Bildungschancen haben sollten, unabhängig von ihrem sozioökonomischen Hintergrund und Geschlecht (Fessler u. Schneebaum (2011)).

In unzähligen empirischen Untersuchungen wird gezeigt, dass die Bildung der Kinder durch die Bildung der Eltern determiniert ist (u. a. bei Spielauer (2004), Bacher (2003), Fessler u. a. (2011)). Bei dieser Übertragung von Bildungsabschlüssen von einer Generation auf die nächste können geschlechtsspezifische Unterschiede auftreten, sowohl in der Generation der Kinder als auch in der Generation der Eltern. In dieser Diplomarbeit soll daher die Bildungstransmission in Österreich mit besonderer Berücksichtigung von Gender-Aspekten empirisch untersucht werden.

Wenn die Korrelation zwischen der Bildung der Eltern und deren Kinder hoch ist, verringert sich gleichzeitig die Wahrscheinlichkeit für Kinder aus benachteiligten Familien den sozialen Aufstieg schaffen zu können (Statistik Austria (2007)). Die Ungleichheit bei den Bildungsabschlüssen wird aufgrund der Herkunft in der nächsten Generation fortgeführt. Der Gesetzgeber kann dem entgegenwirken indem Kinder aus benachteiligten Familien besonders gefördert werden (Fessler u. Schneebaum (2011)). In den 1960er- und 70er-Jahren wurden weitreichende Bildungsreformen in Österreich durchgeführt, die darauf abzielten, das allgemeine Bildungsniveau zu heben und Nachteile für Kinder aus einkommensschwachen Haushalten auszugleichen.

In Österreich gibt es zwar unzählige Studien, die sich detailliert mit der Bildungsexpansion und deren Gründen auseinandersetzen (u.a. bei Haller (1979), Steiner (1998)). Geschlechtsspezifische Unterschiede bei der intergenerationalen Mobilität von Bildungschancen wurden allerdings bis vor Kurzem eher vernachlässigt. Erstmals wurde diese Problemstellung von Fessler u. Schneebaum (2011) aufgegriffen und soll in dieser Diplomarbeit weiter ausgeführt werden.

Die Wichtigkeit der Transmission von Bildungschancen wird klar, wenn man be-

denkt, dass mit einer höheren Bildung ein höheres erwartetes Einkommen und unzählige andere positive Faktoren einhergehen. So wird durch höhere Bildung der Zugang zum politischen und kulturellen Leben erleichtert oder die Wahrscheinlichkeit von Arbeitslosigkeit betroffen zu sein geringer (Festerer (2001)). Zudem profitiert die Allgemeinheit von einem höheren Bildungsniveau der Bevölkerung. Eine niedrigere Kriminalitätsrate korreliert etwa mit höheren Bildungsabschlüssen und Bildung gilt als wichtiger Faktor für das Wirtschaftswachstum einer Volkswirtschaft (Festerer (2001)).

Die Datengrundlage dieser Diplomarbeit bilden Teile des Grundprogramms und das freiwillige Sonderprogramm „Bildungslaufbahn“ des Mikrozensusdatensatzes 1996 (2. Quartal) der Statistik Austria (1996). Bei diesen Querschnittsdaten wird die Generation der Kinder gefragt, welchen Bildungsabschluss der Vater und die Mutter hatten, als diese 15 Jahre alt waren.

Mithilfe von OLS-Regressionen (Kapitel 4.2.1), einem Ordered-Logit-Modell (Kapitel 4.2.2) und verschiedenen Mobilitätsmaßen (Kapitel 4.2.3) soll die Bildungstransmission von einer Generation auf die nächste ökonometrisch untersucht und auf geschlechtsspezifische Unterschiede eingegangen werden. Darüber hinaus soll auf die Entwicklung der Korrelation zwischen Bildung der Eltern und jener der Kinder im Laufe der Zeit (Geburtenjahrgänge 1936-1969) und der Umweltfaktor „auf dem Land leben“ analysiert werden.

1.2. Fragestellung

Hier soll ein kurzer Überblick über die konkreten Fragestellungen dieser Diplomarbeit gegeben werden, die später ausführlich in Kapitel 4 beschrieben und mittels verschiedener Methoden beantwortet werden.

Ist der Bildungsabschluss der Mutter bzw. des Vaters positiv mit dem Bildungsabschluss des Sohnes bzw. der Tochter korreliert?

In vielen empirischen Untersuchungen wurde gezeigt, dass die Korrelation zwischen dem Bildungsabschluss der Eltern und jenem der Kinder positiv und statistisch signifikant ist (u.a. bei Hertz u. a. (2007)). Aus diesem Grund wird angenommen, dass auch bei den hier verwendeten österreichischen Mikrozensusdaten (Statistik Austria (1996)) der Bildungsabschluss der Eltern stets positiv mit dem Bildungsabschluss der Kinder korreliert. Das heißt sowohl die Bildung des Vaters als auch die Bildung der Mutter sollte die Bildung der Tochter und des Sohnes positiv beeinflussen.

Was für eine Rolle spielen geschlechtsspezifische Unterschiede bei der Transmission von Bildungsabschlüssen?

Aufgrund von geschlechterspezifischen Rollenbildern, die vorgelebt und weitergegeben werden, wird angenommen, dass die Korrelation beim Bildungsabschluss bei den Paa-

ren Mutter/Tochter bzw. Vater/Sohn stärker ist als jene bei den Paaren Mutter/Sohn bzw. Vater/Tochter (Fessler u. Schneebaum (2011)).

Verändert sich der Grad der Korrelation bei den Bildungsabschlüssen im Laufe der Zeit?

In Österreich wurden in den 1960er- und 70er Jahren weitreichende Bildungsreformen durchgeführt, die vor allem Nachteile für Kinder aus sozioökonomisch schlechter gestellten Familien ausgleichen sollten (siehe Kapitel: 3.2). Zusätzlich ist ein Trend zu höheren Bildungsabschlüssen in Österreich beobachtbar (Steiner (1998)). Aus diesem Grund wird angenommen, dass die Korrelation zwischen den Bildungsabschlüssen von Eltern und Kindern im Laufe der Zeit tendenziell zurückgeht und die intergenerationale Bildungsmobilität steigt. Laut Heckman (2008) sind monetäre Investitionen, um Nachteile für Kinder aus finanziell schlechter gestellten auszugleichen, am wirkungsvollsten je früher diese stattfinden.

Verändern sich geschlechtsspezifische Unterschiede bei der Bildungstransmission im Laufe der Zeit?

Weibliche Kinder haben im Schnitt wesentlich niedriger Bildungsabschlüsse als männliche bei den älteren Geburtsjahrgängen im Datensatz und holen im Laufe der Zeit auf (Kapitel 4.1.1.4). Da die Bildungsexpansion bei den weiblichen Kindern im Datensatz stärker ausgeprägt als bei den männlichen, wird angenommen, dass die geschlechtsspezifischen Unterschiede im Laufe der Zeit zurückgehen.

Gibt es einen negativen Zusammenhang zwischen auf dem Land aufwachsen und dem Bildungsabschluss?

Da Familien, die auf dem Land leben, im Schnitt ein niedrigeres Bildungsniveau aufweisen und die Infrastruktur für höhere Bildungseinrichtungen in städtischen Gebieten wesentlich besser ausgebaut ist, wird angenommen, dass Kinder in ländlichen Gebieten einen Nachteil gegenüber Kinder aus städtischen Gebieten haben. Vor allem Personen, die lediglich einen Pflichtschulabschluss haben, sind in ländlichen Gebieten überdurchschnittlich häufig (Statistik Austria (2010a)).

Wie verändert sich Nachteil von auf dem Land aufwachsen im Laufe der Zeit?

Der Nachteil von Kindern, die in ländlichen Gebieten aufwachsen, sollte zurückgehen, da ab dem Jahr 1972 die gesamten Fahrtkosten zu allen Bildungsinstitutionen vom Staat übernommen werden und zudem das Bildungsangebot (auch in ländlichen Regionen) ausgebaut wurde.

1.3. Gliederung der Arbeit

In Abschnitt 2 findet man einen Literaturüberblick. In diesem Abschnitt sollen die von der Literatur identifizierten Faktoren, die die intergenerationale Mobilität beeinflussen, beschrieben werden. Weiters wird allgemein auf die Transmission des ökonomischen Status (Kapitel 2.3.2) eingegangen.

In Abschnitt 3 wird zuerst das österreichische Bildungssystem überblicksartig beschrieben. Danach werden die Bildungsreformen in den 1960er- und 70er- Jahren erläutert, auf die Veränderung des Frauenbildes und wichtige Reformen für der Gleichstellung von Frauen eingegangen.

Die empirische Analyse in Abschnitt 4 ist das Kernstück dieser Diplomarbeit. Die konkrete Fragestellung (1.2) soll in diesem Teil mithilfe von drei verschiedenen Methoden (OLS-Regressionen 4.2.1, Ordered-Logit-Modellen 4.2.2, Mobilitätsmaßen 4.2.3) beantwortet werden.

Im letzten Abschnitt (5) soll schließlich ein Fazit gezogen werden.

2. Literaturüberblick

2.1. Faktoren der intergenerationalen Bildungsmobilität

Unzählige Faktoren - beobachtbare und unbeobachtbare - beeinflussen die Übertragung von Bildungsabschlüssen von einer Generationen auf die die nächste. Hier soll zunächst ein kurzer Überblick gegeben werden, welche Faktoren in der Literatur häufig angeführt werden.

Einkommen der Eltern

Ein hohes Einkommen der Eltern ermöglicht mehr Investitionen in die Bildung der Kinder und somit eine im ökonomischen Sinne (Becker u. Tomes (1976)) so genannte höhere Qualität von Kindern. Eltern mit geringem Einkommen können weniger Investitionen in die Bildung der Kinder tätigen. Kredite für ein zukünftig erwartetes höheres Einkommen der Kinder aufzunehmen, ist nur in einem beschränkten Ausmaß möglich. Darüber hinaus gehen mit einem hohen Einkommen der Eltern andere positive Faktoren wie bessere Gesundheit oder Ernährung einher, die die Bildung der Kinder wiederum positiv beeinflussen.

Oft ist ein hohes Einkommen der Eltern mit höheren Bildungsabschlüssen der Eltern verbunden. Kinder aus einkommensstarken Familien könnten unter anderem von einer besseren sprachlichen Ausdrucksfähigkeit der Eltern zusätzlich profitieren.

Der Effekt von niedrigerem Einkommen und der damit einhergehenden Beschränkung für Investitionen in die Bildung der Kinder wird in der ökonomischen Theorie laut Grawe u. Mulligan (2002) überschätzt. Jedenfalls wirkt sich ein hohes Einkommen der Eltern in nahezu allen empirischen Untersuchungen positiv aus und ist statistisch signifikant (Haveman u. Wolfe (1995)).

Vermögen der Eltern

Ähnlich wie ein hohes Einkommen der Eltern ermöglicht das Vermögen mehr Investitionen in die Bildung. Durch Erben oder Geschenke haben Kinder mit vermögenden Eltern einen Vorteil gegenüber Kindern mit Eltern ohne Vermögensbestände. Innerfamiliärer Transfer erleichtert Investitionen in Humankapital (Fessler u. a. (2011)).

Quantität der Kinder

Die ökonomische Theorie nimmt an, dass die Anzahl der Kinder in einem Haushalt den Bildungsabschluss der Kinder negativ beeinflusst (Becker u. Tomes (1976)). Man geht davon aus, dass Eltern bei steigender Anzahl der Kinder weniger in jedes einzelne Kind aufgrund von Budgetbeschränkungen investieren können. Evidenz für den sogenannten Geschwistereffekt wurde unter anderem bei Bauer u. Riphon (2004) gefunden. Bei Daouli u. a. (2008) ist der Geschwistereffekt erst ab mindestens zwei Brüdern bzw. Schwestern statistisch signifikant.

Fort u. a. (2011) untersuchen den kausalen Zusammenhang zwischen Bildung und Fertilität in acht europäischen Ländern. Sie kommen zum Ergebnis, dass Pflichtschulreformen, die mehr Schuljahre vorsehen, zu einem Rückgang der Kinderlosigkeit und zu einem Anstieg der durchschnittlichen Anzahl von Kindern einer Frau führen. Die AutorInnen zeigen damit, dass obwohl die Korrelation zwischen sozialem Status bzw. höherer Bildung und Fertilität eher negativ ist seit dem letzten Jahrhundert, der kausale Zusammenhang in die gegenteilige Richtung geht. Fort u. a. (2011) begründen dieses Ergebnis mit Veränderungen am Arbeits- und Heiratsmarkt durch mehr Bildung für jene Personen, die durch die Pflichtschulreformen zusätzliche Bildungsjahre bekommen. Durch mehr Schuljahre bekommen Frauen ein höheres Einkommen und haben damit mehr finanzielle Mittel zur Verfügung, die sie in ihre Kinder investieren können. Gleichzeitig steigen allerdings die Opportunitätskosten für die Kinderbetreuung. Fort u. a. (2011) gehen davon aus, dass der Einkommenseffekt stärker wiegt als der Substitutionseffekt. Besser gebildete Frauen weisen zudem eine höhere Wahrscheinlichkeit zu heiraten auf, haben stabilere Beziehungen und Partner mit höherer Bildung. Diese Faktoren, die den Heiratsmarkt beeinflussen, führen ebenfalls zu einer Steigerung der Fertilität (Fort u. a. (2011)).

Bevölkerungsdichte

In ländlichen Gebieten ist die Bevölkerungsdichte geringer als in städtischen Gebieten. Somit ist das Angebot an Bildungsinstitutionen wesentlich schlechter ausgebaut und es entstehen höhere Kosten, wenn Kinder höhere Schulen und Universitäten besuchen (Bauer u. Riphon (2004)). Dementsprechend wird angenommen, dass die Bevölkerungsdichte den Bildungsabschluss der Kinder positiv beeinflusst. Einen empirischen Beleg für diesen Zusammenhang findet man bei Bauer u. Riphon (2004), die zeigen, dass Kinder, die in ländlichen Gebieten aufwachsen, sowohl niedrigere Bildungsabschlüsse als auch eine niedrigere Bildungsmobilität aufweisen.

Neben den höheren Bildungskosten für Kinder mit Eltern in ländlichen Gebieten könnte die geringere Bildungsneigung eine Eltern eine Rolle spielen. In ländlichen Gebieten gibt es überdurchschnittlich viele Personen, die lediglich einen Pflichtschulabschluss haben (Statistik Austria (2010a)).

Jugendarbeitslosigkeit

Da eine hohe Jugendarbeitslosigkeit die Opportunitätskosten für Bildung senkt, geht man davon aus, dass dies höhere Bildungsabschlüsse zur Folge hat und die Mobilität steigert. Empirische Evidenz dafür findet man etwa bei Goldin (1998).

Genetische Faktoren

Ob genetische Faktoren eine Rolle spielen oder nicht ist in der Literatur umstritten. Diese Problemstellung wird in Kapitel 2.3.2 genauer diskutiert.

Selbstbewusstsein

Selbstbewusstsein spielt eine entscheidende Rolle bei der schulischen Leistung und dem Bildungsweg von Kindern (Chevalier u. a. (2003)). Je selbstbewusster ein Kind desto wahrscheinlicher ist es, dass die Eltern in die Bildung der Kinder investieren. Es wird dabei angenommen, dass selbstbewusstere Kinder Investitionen in ihre Bildung von ihren Eltern stärker einfordern. Selbstbewusstsein ist vor allem beim Universitätsstudium von Bedeutung.

Bildung der Eltern als entscheidender Faktor

Unzählige wissenschaftliche Artikel haben einen statistisch signifikanten Zusammenhang zwischen der Bildung der Eltern und jener der Kinder gefunden. Haveman u. Wolfe (1995) kommen zum Schluss, dass der Bildungsabschluss der Eltern der bestimmende Faktor für die Bildung der Kinder ist. Zu einem ähnlichen Ergebnis kommen Belzil u. Hansen (2003), die sich mit der relativen Wichtigkeit der verschiedenen Variablen beschäftigen, die die Familienverhältnisse abbilden, um die unterschiedlichen Bildungsabschlüsse in der Generation der Kinder zu untersuchen. Der sozioökonomische Hintergrund der Eltern, wobei das Bildungsniveau der Eltern der einflussreichste Faktor ist, erklärt in ihrem Modell 85% der Variation bei den Bildungsabschlüssen der Kinder.

Ein möglicher Grund, warum die Bildung der Eltern die Bildung der Kinder so stark beeinflusst, ist, dass Eltern mit höheren Bildungsabschlüssen andere Typen von Eltern sind und die sogenannte Bildungsneigung stärker ausgeprägt ist. Für besser gebildete Eltern ist es wichtiger in die Bildung ihrer Kinder zu investieren, da Bildung in dieser sozioökonomischen Gruppe einen wesentlich höheren Stellenwert hat (Chevalier u. a. (2003)). Besser gebildete Eltern haben darüber hinaus wesentlich bessere soziale Netzwerke und übertragen diesen Informationsvorteil auf ihre Nachkommen. Darüber hinaus geben Eltern mit einer höheren Bildung diese im Rahmen der Erziehung und über ihre bessere Ausdrucksfähigkeit an ihre Kinder weiter (Chevalier u. a. (2003)). Checchi u. a. (2008) argumentieren, dass Eltern mit niedrigem Bildungsniveau risikoaverser sind und aus diesem Grund Investitionen in hohe Bildungsabschlüsse der Kinder vermeiden.

Der Liste der angeführten Faktoren kann noch fortgesetzt werden. So beeinflussen

etwa die Kosten für ein Schulsystem oder gesellschaftliche Rollenbilder ebenfalls die intergenerationale Bildungsmobilität.

In keinem Datensatz wird man alle Faktoren - vorausgesetzt, dass diese beobachtbar sind - finden, die die intergenerationale Bildungsmobilität beeinflussen. Um die Transmission der Bildungsabschlüsse von einer Generation auf die nächste untersuchen zu können, benötigt man nämlich entsprechende Informationen über mindestens zwei Generationen hinweg. Die Daten (Statistik Austria (1996)), die in dieser Diplomarbeit verwendet werden, enthalten Informationen über das Geschlecht und den Bildungsabschluss der Kinder und der Eltern und gibt Auskunft, ob die Kinder eher in einem städtischen oder ländlichen Gebiet aufgewachsen sind.

2.2. Transmission des ökonomischen Status

Becker u. Tómes (1979) bieten für viele empirische Untersuchungen eine theoretische Fundierung. Ihr Modell beschreibt die Transmission des ökonomischen Status. Dabei gehen sie davon aus, dass jede Familie ihre Nutzenfunktion über mehrere Generationen hinweg maximiert, die vor allem vom Konsum der Eltern und der Quantität sowie Qualität der Kinder abhängt. Die Qualität der Kinder wird anhand des Einkommens der Kinder, wenn diese erwachsen sind, gemessen.

Laut Becker u. Tómes (1979) stand früher in der ökonomischen Analyse die Ungleichheit der Einkommensverteilung zwischen Familien einer Generation im Mittelpunkt, es wurde aber kaum der Aspekt der Abhängigkeit der einen Generation von der vorigen berücksichtigt.

Unter Transmission zwischen den Generationen verstehen Becker u. Tómes (1979) den Effekt der Familienverhältnisse auf das Einkommen und das damit verbundene Wohl der Kinder. Im Modell steigt das Einkommen der Kinder, wenn die Eltern in das Humankapital der Kinder investieren. Aber auch andere Faktoren wie Familienreputation, das Familiennetzwerk oder die Begabung der Kinder beeinflussen das Einkommen der Kinder. Darüber hinaus hängt das Einkommen der Kinder von einer stochastischen Größe ab - Glück in Bezug auf die Ausstattung durch die Eltern und die Marktbedingungen beeinflussen ebenfalls das Einkommen der Nachkommen. Da unzählige Merkmale der Eltern auf die Kinder übertragen werden, wird in der Generation der Kinder die Ungleichheit in Bezug auf Einkommen zwischen verschiedenen Familien fortgesetzt, wobei der Grad der Übertragung stark von Neigung der Eltern in ihre Kinder zu investieren abhängt. Bei Becker u. Tómes (1986) wird das Modell schließlich erweitert. So wird etwa zwischen Einkommen und Vermögen unterschieden.

Ein praktisches Problem bei der empirischen Analyse der Transmission von Einkommen von einer Generation auf die nächste sind die erforderlichen Einkommensdaten von mindestens zwei Generationen. Wenn Personen nach dem Einkommen ihrer Eltern

befragt werden, erhält man teilweise widersprüchliche Angaben, die für wissenschaftliche Analysen ungeeignete Einkommensverteilungen der Elterngeneration zur Folge haben. Offensichtlich fällt es Menschen schwer, das Einkommen der Eltern korrekt einzuschätzen. Um verwertbare Daten zu erhalten, müssten also zwingend Eltern und Kinder befragt werden, was sich aber nur schwer umsetzen lässt. Darüber hinaus lassen sich aus einer Status-Quo Erhebung kaum Aussagen ableiten. Entscheidend für die Investition in die Bildung ihrer Kinder ist viel mehr das Einkommen der Eltern in längeren Zeiträumen, insbesondere in der Zeit, in der sich die Kinder in Ausbildung befinden. Aus diesem Grund wird oft auf die Transmission von Bildungsabschlüssen zurückgegriffen, da dadurch die Transmission des ökonomischen Status am besten widerspiegelt wird (Black u. Devereux (2010)). Höhere Bildungsabschlüsse weisen eine positive Korrelation mit höherem Einkommen auf.

2.3. Transmission von Bildungsabschlüssen

In Kapitel 2.1 wurden die Faktoren beschrieben, die die Transmission bzw. die intergenerationale Bildungsmobilität beeinflussen. Hier sollen einige ausgewählte Artikel und deren Ergebnisse kurz zusammengefasst werden.

Bauer u. Riphan (2004) untersuchen, wie stark die Korrelation der Bildungsabschlüsse von Eltern und Kinder ist und ob sie sich für verschiedene Bevölkerungsgruppen, nämlich für SchweizerInnen und schweizer MigrantInnen, unterscheidet. Bauer u. Riphan (2004) zeigen, dass die intergenerationale Mobilität bei den Schweizer MigrantInnen höher ist als bei SchweizerInnen.

Hertz u. a. (2007) untersuchen die Bildungstransmission von einer Generation auf die nächste in einem Vergleich mit 42 Ländern - darunter Entwicklungs- sowie ehemals kommunistische Länder, westlich orientierte europäische Länder und die USA - über einen Zeitraum von 50 Jahren mithilfe von OLS-Regressionen. Die AutorInnen stellen fest, dass die Korrelation zwischen der Bildung der Eltern und der Schulbildung der Kinder in diesem Zeitraum gesunken ist. Mithilfe von standardisierten OLS-Regressionen kontrollieren sie im Weiteren für die allgemeine Bildungsexpansion und zeigen, dass in diesem Fall keine Abnahme der Übertragung von Bildungsabschlüssen mehr beobachtet werden kann.

Bei Hertz u. a. (2007) fallen vor allem die nordischen Staaten auf: Die Bildungstransmission ist im Schnitt wesentlich niedriger als bei anderen europäischen Hoheinkommensstaaten. Im Ländervergleich von Hertz u. a. (2007) kommt Österreich nicht vor. Die angewandte Methode wird von Fessler u. a. (2011) exakt nachgebaut und somit kann der Grad der Bildungstransmission in Österreich mit anderen Ländern verglichen werden. Unter 19 europäischen Ländern und den USA weist Österreich den dritt schlechtesten Rang auf und somit eine extrem niedrige intergenerationale Bildungsmobilität im internationalen Vergleich.

Black u. a. (2005) analysieren nicht die Korrelation, sondern den kausalen Zusammenhang zwischen der Bildung der Eltern und jener der Kinder mithilfe eines norwegischen Datensatzes. In den 1960er-Jahren wurde in Norwegen die Schulpflicht von sieben auf neun Jahre verlängert. Diese Reform wurde nicht landesweit zum selben Zeitpunkt eingeführt, sondern nach und nach bis die Reform schließlich in ganz Norwegen umgesetzt war. Diese etappenweise Einführung ermöglicht es Black u. a. (2005), die Reform als Instrument für die Bildung der Eltern bei ihren Schätzungen zu verwenden. Dadurch sind direkte Rückschlüsse auf den Kausalzusammenhang zwischen der Bildung der Eltern und der Bildung der Kinder möglich. Es wird nur ein sehr schwacher kausaler Zusammenhang zwischen Bildung der Eltern und Bildung der Kinder gefunden. Die Ergebnisse weisen also darauf hin, dass die positive Korrelation von Bildungsabschlüssen zwischen Eltern und deren Kindern stärker durch andere Faktoren wie etwa Einkommen der Eltern und Talent der Kinder determiniert ist.

Die Form des Bildungssystems ist relevant für den Grad der intergenerationalen Bildungsmobilität. Ein zentrales, egalitäres und öffentlich finanziertes Bildungssystem verringert vor allem für Haushalte mit geringem Einkommen die Kosten für Bildung. Durch die staatliche Finanzierung findet ein Transfer von sozioökonomisch besser gestellten Familien zu finanziell schlechter gestellten Haushalten statt und dadurch sollte die Bildungsmobilität für diese Gruppen besser sein. Checchi u. a. (1999) vergleichen die Bildungsmobilität von Italien und den USA miteinander. Überraschenderweise ist die Mobilität in den USA größer, obwohl Italien ein zentrales, egalitäres und öffentlich finanziertes Bildungssystem hat. Die AutorInnen erklären dieses Paradoxon mit anderen Voraussetzungen am Arbeitsmarkt und einer damit einhergehenden geringeren Bildungsrendite. Für Kinder, die aus sozioökonomisch schlechter gestellten Haushalten kommen, rentieren sich die zusätzlichen Ausgaben für höhere Bildung nicht, wenn die Bildungsrendite gering ist. Geringe Bildungsrenditen reduzieren demnach aufgrund eines Anreizproblems die Mobilität. Auch Chevalier u. a. (2003) vergleichen die Bildungsmobilität von Italien und den USA und kommen zu einem gegenteiligen Ergebnis. Darüber hinaus vergleichen Chevalier u. a. (2003) mehrere Länder miteinander und finden keinen empirischen Beleg für den negativen Zusammenhang zwischen geringen Bildungsrenditen und Mobilität. Obwohl etwa die skandinavischen Länder geringe Bildungsrenditen aufweisen, haben sie gleichzeitig eine hohe Bildungsmobilität.

2.3.1. Einbeziehung von Gender-Faktoren

Wenige wissenschaftliche Artikel legen bei der Transmission von Bildungsabschlüssen einen Fokus auf Gender-Faktoren, obwohl die in mehreren Ländern wesentlich stärker ausgeprägte Bildungsexpansion von Frauen nahe legt, dass es statistisch signifikante Unterschiede bei der intergenerationalen Bildungsmobilität zwischen Männern und Frauen gibt.

Dardanoni u. a. (2008) kommen zu dem Ergebnis, dass der Bildungsabschluss des Vaters nur jenen des männlichen Kindes und nicht jenen des weiblichen beeinflusst und

der Bildungsabschluss der Mutter keine Auswirkung sowohl auf die Tochter als auch auf den Sohn hat.

Daouli u. a. (2008) untersuchen die Abhängigkeit der Töchter von ihrem Vater und ihrer Mutter mit einem repräsentativen Datensatz aus Griechenland. Mithilfe von Regressionen stellen sie fest, dass sowohl die Bildung der Mutter als auch jene des Vaters den Bildungsabschluss der Tochter positiv beeinflusst. Weiters kommen sie zu dem Schluss, dass die Übertragung der Bildung von Vater und Mutter auf das weibliche Kind im Laufe der Zeit (für Geburtenjahrgänge 1932-1972) deutlich zurückgeht.

Heineck u. Riphahn (2007) zeigen, dass in Deutschland die Bildung der Mutter einen schwächeren Effekt auf den Sohn hat als die Bildung des Vaters. Weiters kommen sie zu dem Schluss, dass Töchter stärker von dem Bildungsabschluss der Eltern beeinflusst werden als die männlichen Kinder.

Holmlund u. a. (2008) weisen darauf hin, dass in Schweden die Bildung der Mutter bei der Bildungstransmission weniger wichtig ist als jene des Vaters.

Fessler u. Schneebaum (2011) gehen detailliert auf geschlechtsspezifische Unterschiede - sowohl in der Generation der Eltern als auch in der Generation der Kinder - bei der intergenerationalen Bildungsmobilität in Österreich ein. Sie zeigen mithilfe von verschiedenen Methoden, dass der Bildungsabschluss des Vaters jenen der weiblichen und männlichen Kinder stärker beeinflusst als jener der Mutter. Gleichzeitig korreliert die Bildung der Mutter stärker mit jener der Tochter als mit der Bildung des Sohnes und die Bildung des Vaters stärker mit jener des Sohnes als mit der der Tochter. Daraus schließen die AutorInnen, dass Gender-Rollen bei der Transmission von Bildung eine entscheidende Rolle spielen. Moen u. a. (1997) zeigen, dass geschlechtsspezifische Rollenbilder der Mutter auf die Tochter übertragen werden, aber diese Transmission ab den 1960er-Jahren zurückgeht.

2.3.2. Genetische Vererbung vs. Umweltfaktoren

Ob die Übertragung des Bildungsabschlusses von einer Generation auf die nächste auf die Vererbung von genetischen Faktoren zurückzuführen ist oder ob Umweltfaktoren entscheidend sind, ist in der Literatur umstritten.

Herrnstein u. Murray (1994) kommen zu dem Schluss, dass unterschiedliche schulische Leistungen vor allem auf genetische Faktoren zurückzuführen sind. Hansen u. a. (2004) zeigen allerdings, dass bei unterschiedlichen Testergebnissen zusätzliche Schuljahre einen wesentlich stärkeren Einfluss haben als bei den Schätzungen von Herrnstein u. Murray (1994). WissenschaftlerInnen, die sich mit Genetik beschäftigen, weisen darauf hin, dass auch Umweltfaktoren einen Einfluss auf die Gene haben (u.a. bei Rutter u. a. (2006)).

Heckman (2008) zeigt, dass monetäre Investitionen in der frühen Kindheit und Jugend die High-School-Abschlüsse in den USA erhöhen und die Produktivität einer Volkswirtschaft steigern. Je älter die Kinder sind, desto kostenintensiver ist es, den Nachteil für Kinder aus benachteiligten Familien durch Investitionen auszugleichen (Heckman (2008)). Im Vergleich zu Investitionen im frühkindlichen Alter spielen Faktoren wie hohe Studiengebühren, die die Bildung der Kinder beim Hochschulzugang beeinflussen, eine verschwindend geringe Rolle. Ein Mangel an frühkindlicher Förderung für Nachkommen aus sozioökonomisch schlechter gestellten Familien bleibt über das ganze Leben bestehen und ist schwer wieder aufzuholen. Heckman (2008) kommt zu diesem Schluss, indem er Testergebnisse von Kindern im Alter zwischen sechs und zwölf Jahren aufgrund der Einkommensverhältnisse der Eltern untersucht. Schlechtere Testergebnisse, die bereits im ersten Schuljahre für schlechter gestellte Kinder bestehen, werden weitergeführt. Mithilfe von Regressionen zeigt Heckman (2008), dass sich die unterschiedlichen Testergebnisse für unterschiedliche sozioökonomische Gruppen erklären lassen, wenn man die Familienverhältnisse der Kinder berücksichtigt. Eine weitere wichtige Erkenntnis von Heckman (2008) ist, dass - isoliert betrachtet - vor allem ein gefestigtes Elternhaus entscheidend für den Bildungsabschluss der Kinder ist und das Einkommen der Eltern im Vergleich weniger entscheidend ist.

Mithilfe von IQ-Tests und anderen ähnlichen Tests kommen auch Bowles u. Gintis (2001) zu dem Schluss, dass die genetische Vererbung von Merkmalen wenig zur Erklärung der Transmission von Bildung von einer Generation auf die nächste beiträgt. Im Gegensatz dazu sind das Einkommen und das Vermögen der Eltern laut Bowles u. Gintis (2002) wichtige Komponenten, um den sozialen Status der Kinder vorherzusagen.

Welche Rolle genetische Faktoren bei der intergenerationalen Bildungsmobilität spielen ist noch nicht geklärt. Die meisten AutorInnen von wissenschaftlichen Artikeln tendieren dazu, dass Umweltfaktoren eine wichtigere Komponente als genetische Faktoren sind und der sozioökonomische Hintergrund der Eltern eine besonders starke Rolle spielt.

3. Bildungssystem in Österreich und deren Veränderungen

3.1. Das österreichische Bildungssystem

In Abbildung 3.1 findet man eine überblicksartige Darstellung des österreichischen Bildungssystems, das im Folgenden kurz erklärt wird. Die Ausführungen über das Bildungssystem beziehen sich auf die geltende Gesetzeslage zum Zeitpunkt der Erhebung der in dieser Diplomarbeit verwendeten Daten (Statistik Austria (1996)). Da für Veränderungen in der Bildungspolitik eine Zweidrittelmehrheit im Nationalrat notwendig ist und die Parteien oft andere Positionen in diesem Bereich vertreten, gab es seit Ende des Zweiten Weltkrieges kaum Veränderungen in der organisatorischen Struktur des Schulsystems (Festerer (2001)).

Die allgemeine Schulpflicht beträgt in Österreich neun Jahre und beginnt mit Vollenendung des sechsten Lebensjahres. Alle Kinder müssen bis inklusive der vierten Schulstufe die Volksschule (oder in Ausnahmefällen die Sonderschule) besuchen. Der Besuch von Kindergärten bzw. Kinderrippen vor Beginn der Schulpflicht ist in Österreich freiwillig und teilweise mit Kosten verbunden (Festerer (2001)). Das fünfte bis achte Schuljahr kann entweder durch den Besuch der Hauptschule oder der Unterstufe der Allgemeinbildenden Höheren Schule (AHS) absolviert werden. Diese sehr frühe Trennung in zwei unterschiedliche Schultypen wird in der Literatur kritisiert (u. a. Steiner (1998), Spielauer (2004)). Vor allem die soziale Herkunft entscheidet demnach, welchen Schultyp die SchülerInnen im Alter von zehn Jahren besuchen und nicht die Begabung oder die Leistungsfähigkeit (Steiner (1998)). Das neunte Schuljahr kann entweder durch den Besuch einer Polytechnischen Schule oder durch (Weiter-)Besuch einer mittleren oder höheren Schule absolviert werden (BMUKK (2011)).

Nach Erfüllung der neunjährigen Schulpflicht haben die SchülerInnen die Möglichkeit eine Lehre bei einem Unternehmen zu machen, die mit dem Besuch einer Berufsschule berufsbegleitend einhergeht. Im Normalfall dauert die berufsbegleitende Ausbildung in der Berufsschule drei Jahre. Man spricht in diesem Zusammenhang von einem dualen Ausbildungssystem, da die SchülerInnen in einem Unternehmen und in der Berufsschule ausgebildet werden. Diese ausbildungsorientierte Schule ist im internationalen Vergleich eine Besonderheit des österreichischen Schulsystems. Ähnliche berufsorientierte Schulen gibt es noch in Deutschland und der Schweiz.

Berufsbildende Mittlere Schulen (BMS) sind nicht berufsbegleitend und man erhält nach einer Ausbildungsdauer von drei bis vier Jahren eine abgeschlossene Berufsausbil-

¹Quelle: <http://upload.wikimedia.org/wikipedia/commons/4/4b/SCHULSYSTEM2.png>

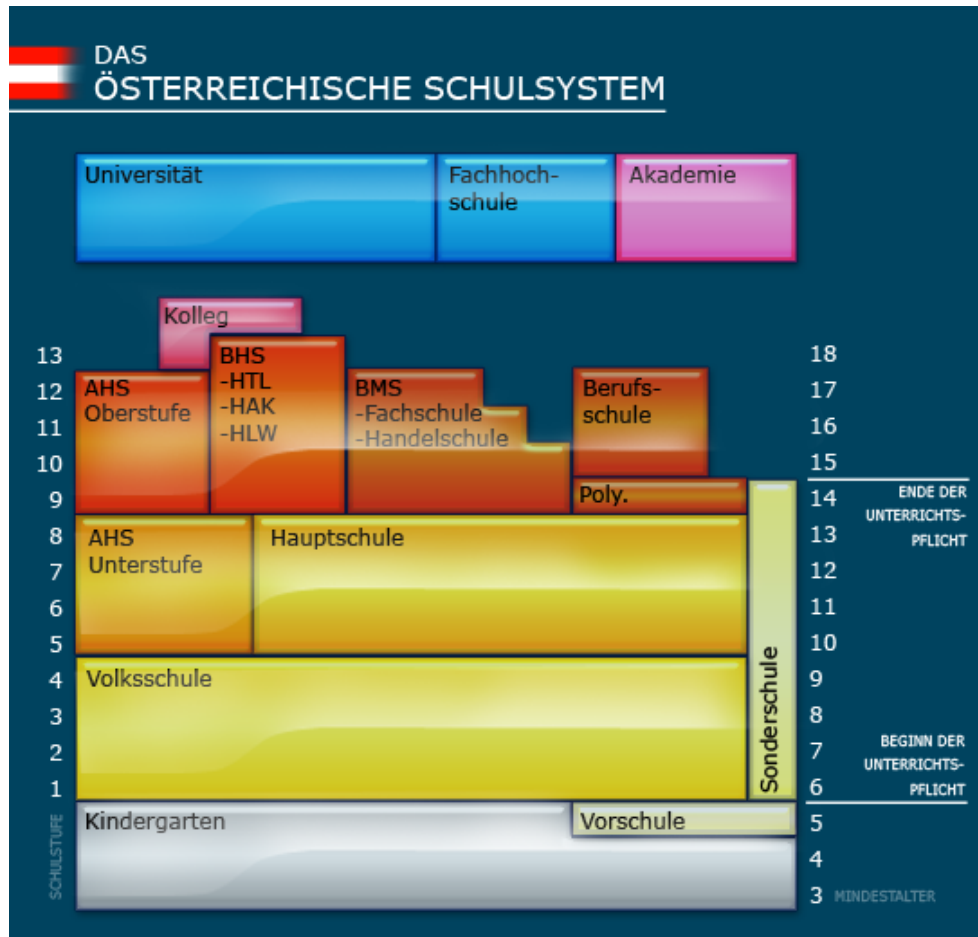


Abbildung 3.1.: Das österreichische Schulsystem ¹

dung. Die wichtigsten Berufsbildenden Mittleren Schulen sind im technisch-gewerblichen sowie im kaufmännisch-wirtschaftlichen Bereich angesiedelt (Festerer (2001)).

Berufsbildende Höhere Schulen (BHS) schließen - wie die Oberstufe der AHS - nach fünf Jahren mit der Reifeprüfung (Matura) ab, die die Voraussetzung für die Hochschule darstellt. Im Gegensatz zur AHS bekommt man bei Besuch einer BHS eine fertige Berufsausbildung. Die wichtigsten Berufsbildenden Höheren Schulen sind die Handelsakademie (HAK), Höhere Technische Lehranstalt (HTL) und die Bildungsanstalt für Kindergartenpädagogik.

Die Allgemeinbildende Höhere Schule (AHS) besteht aus einer vierjährigen Unterstufe und einer vierjährigen Oberstufe. Nach acht Jahren AHS schließen die SchülerInnen mit der Reifeprüfung (Matura) ab, die zum Studium an einer Universität, einer Fachhochschule oder Pädagogischen Hochschule (bis 2007 Pädagogische Akademie) berechtigt. Obwohl es formal möglich ist von der Hauptschule in die AHS-Oberstufe zu wechseln, gibt es nur sehr wenige SchülerInnen die diesen Übertritt schaffen (Spiellauer (2004)).

Neben der Matura gibt es für SchülerInnen, die eine Berufsschule absolviert haben, die Möglichkeit eine Studienberechtigungsprüfung zu machen, um die Zulassungsvoraussetzungen für eine Hochschule zu erfüllen. Die Mindeststudiendauer für ein Diplomstudium an einer Universität beträgt vier bis sechs Jahre (Festerer (2001)). Die Durchschnittsstudiendauer liegt in Österreich aber deutlich darüber (Hochschulbericht (1972)). Fachhochschulen haben im Gegensatz zu Universitätsstudien einen stärker berufsbezogene Ausrichtung. Der Abschluss eines Diplomstudiums ist die Voraussetzung für ein Doktoratsstudium, das ausschließlich an Universitäten und nicht auf Fachhochschulen angeboten wird.

Anzumerken ist hier, dass beinahe sämtliche Ausbildungskosten in Österreich vom Staat übernommen werden. Eltern, deren Kinder öffentliche Schulen besuchen, müssen im Wesentlichen nur die Kosten für Schreibmaterial und Schulbehelfe tragen, aber nicht für den Schulbesuch bezahlen (Festerer (2001)).

Grundsätzlich ist das österreichische Bildungssystem im Gegensatz zu dem von anderen Ländern durch einen Fokus auf berufsbildende Schulen, der sich auf den unterschiedlichen Ebenen durchzieht, gekennzeichnet (Spiellauer (2004)). Das österreichische Schulsystem ist wesentlich komplexer als hier dargestellt. Die verkürzte Darstellung ist für den empirischen Teil in Abschnitt 4 ausreichend.

3.2. Bildungsreformen in Österreich

In diesem Kapitel werden die wichtigsten Bildungsreformen ab Anfang der 1960er-Jahre beschrieben. Um Veränderungen in der Schulorganisation durchführen zu können, benötigte die Regierung bis 2005 eine Zwei-Drittel-Mehrheit im Nationalrat, was eine gewisse Rigidität im österreichischen Bildungssystem zur Folge hatte, da von den Parteien oft konträre Positionen in der Bildungspolitik verfolgt wurden (Engelbrecht

(1988)).

Mit dem Schulgesetzwerk 1962, einem Komplex von mehreren Gesetzen, wurde eine eindeutige Schulrechtsordnung geschaffen und der teilweise rechtsfreie Raum neu geregelt. Das Schulorganisationsgesetz 1962 regelt zum ersten Mal die Gesamtheit des österreichischen Schulwesens und formuliert gemeinsame Bildungsziele. 1962 wurde die Schulpflicht um ein Jahr verlängert, nämlich von acht auf neun Jahre. Um dieser neunjährigen Schulpflicht nachgehen zu können, wurden im gesamten Bundesgebiet Polytechnische Lehrgänge errichtet (Festerer (2001)). Darüber hinaus wurden ab 1962 zahlreiche Schulneugründungen vorgenommen, um bildungsfernere Regionen zu erschließen.

Seit 1963 haben Hauptschulen und Allgemeinbildende Höhere Schulen die gleichen Lernziele, was zu mehr Durchlässigkeit zwischen den beiden Schultypen führen sollte (Engelbrecht (1988)). Dies wurde allerdings bis heute nicht erreicht.

Mit dem neuen Studienbeihilfengesetz von 1963 erlangten Studierende an österreichischen Universitäten erstmals einen Rechtsanspruch auf finanzielle Unterstützung, wenn diese die Bedürftigkeit und einen entsprechenden Studienerfolg nachweisen konnten. Ab 1969 wurde im Studienförderungsgesetz der Kreis der Anspruchsberechtigten erweitert und die Vergabebedingungen für die Studienbeihilfe verbessert (Hochschulbericht (1969)).

Die Aufnahmeprüfung für die AHS wurde 1971 ausgesetzt, was mehr SchülerInnen dazu bewegen sollte, diesen Schultyp zu wählen. Endgültig wurde diese allerdings erst 1983 abgeschafft. Weiters wurde im Jahr 1971 die SchülerInnenfreifahrt eingeführt. Der Staat übernahm damit alle Fahrtkosten zur Ausbildungsstätte. Dadurch sollte der Nachteil für SchülerInnen, die in Regionen mit wenigen Bildungseinrichtungen aufwuchsen, zurückgehen. Ein Jahr danach (1972) wurden zusätzlich die Kosten für alle Schulbücher von der öffentlichen Hand übernommen.

Ab dem Wintersemester 1972/73 entfielen alle Hochschultaxen (zB.: Taxen für Prüfungen). Zudem wurden 1972 alle Studiengebühren für österreichische StaatsbürgerInnen und Studierende aus Entwicklungsländern aufgehoben (Engelbrecht (1988)).

Das Schulorganisationsgesetz 1974 verbesserte die Rechte von SchülerInnen und beschränkte jene der LehrerInnen. Ein Jahr danach trat das Universitätsorganisationsgesetz 1975 in Kraft. Dieses Gesetz veränderte die Mitbestimmung von Studierenden und dem so genannten universitären Mittelbau, der alle wissenschaftlichen MitarbeiterInnen einer Universität mit Ausnahme der ordentlichen ProfessorInnen umfasst, entscheidend. Bis dahin hatten die ordentlichen ProfessorInnen die alleinige Entscheidungsmacht. (Fessler u. Schneebaum (2011))

Die Bildungsreformen in den 1960er- und 70er-Jahren werden bis heute als tief-

greifend angesehen. In dieser Zeit wurde das Bildungsangebot massiv ausgebaut und versucht Nachteile für Kinder aus sozioökonomisch schlechter gestellten Haushalten auszugleichen. Dass Frauen von diesen Reformen stärker profitiert haben ist naheliegend, da diese bei den Bildungsabschlüssen deutlich hinter ihren männlichen Kollegen zurücklagen und angenommen wird, dass die Bildungsrendite mit steigenden Bildungsjahren sinkt (Fessler u. Schneebaum (2011)). In Abschnitt 4 sieht man, dass die Bildungsexpansion von Frauen stärker ist als jene der Männer.

Für diese Diplomarbeit sind die Bildungsreformen der 1960er- und 70er-Jahre relevant, da aufgrund des verwendeten Datensatzes nur Geburtenjahrgänge bis 1969 inkludiert werden. Aus Gründen der Vollständigkeit werden hier noch zwei weitere Änderungen erwähnt. Seit dem Studienjahr 1994/95 gibt es im tertiären Bereich Fachhochschulen zusätzlich zu den Universitäten. Im Jahr 2011 einigten sich die Regierungsparteien auf die flächendeckende Einführung der Neuen Mittelschule (NMS), die laut dem Bundesministerium für Unterricht, Kunst und Kultur (BMUKK (2011)) eine neue gemeinsame Schule für alle 10- bis 14-Jährigen sein soll. Alle Hauptschulen sollen ab dem Schuljahr 2015/16 als Neue Mittelschulen geführt werden (BMUKK (2011)), wobei parallel dazu die Unterstufe der Allgemeinbildenden Höheren Schule (AHS) bestehen bleibt. Die Bezeichnung „gemeinsame Schule“ ist in diesem Fall irreführend, da dieser Ausdruck für einen einheitlichen Schultyp für alle SchülerInnen steht. Warum die Neue Mittelschule im Gegensatz zur Hauptschule der frühen Trennung der Kinder in unterschiedliche Bildungskarrieren entgegenwirken soll, bleibt offen.

3.3. Veränderung des Frauenbildes

Die starke Bildungsexpansion von Frauen lässt sich nicht allein durch die Bildungsreformen in den 1960er- und 70er-Jahren erklären. Die Frauenbewegung und die damit einhergehende Veränderung des Frauenbildes hat ihren Beitrag geleistet, dass mehr Frauen höhere Bildungsabschlüsse angestrebt haben.

1962 wurde die Anti-Baby-Pille erstmals in Österreich zugelassen. Zugänglich war diese zu Beginn nur für verheiratete Frauen mit Menstruationsbeschwerden (Mocnik (2009)).

Die erste Hälfte der 1970er-Jahre gilt als Wendepunkt in der feministischen Bewegung Österreichs: Die erste autonome feministische Organisation AUF (Aktion unabhängiger Frauen) wurde gebildet und trat erstmals mit einem eigenen Magazin im Jahr 1974 an die Öffentlichkeit (Fessler u. Schneebaum (2011)). In der ersten Ausgabe beschreibt die AUF als ihr wichtigstes Merkmal die Autonomie von Männern und politischen Parteien.

Ein zentrales Anliegen der Frauenbewegung in den 1970er-Jahren war die Legalisierung der Abtreibung. Frauen der Sozialdemokratischen Partei Österreichs (SPÖ), der

Kommunistischen Partei Österreichs (KPÖ) und der AUF wirkten zusammen, um dieses Anliegen politisch durchzusetzen. Schließlich tritt die so genannte Fristenlösung, die den Schwangerschaftsabbruch innerhalb von drei Monaten nach Beginn der Schwangerschaft straffrei stellt und als Kompromiss gilt, 1975 unter der SPÖ-Alleinregierung in Kraft (Zach (a)). Die Österreichische Volkspartei (ÖVP) und die Freiheitliche Partei Österreichs (FPÖ) stimmten dagegen (Engelbrecht (1988)).

Seit 1973 unterliegt das Einkommen von verheirateten Frauen der Individualbesteuerung. Davor wurden Eheleute gemeinsam veranlagt und das Einkommen von verheirateten Frauen zum Haushaltseinkommen gezählt (Mocnik (2009)). Dies hatte negative Anreizeffekte für Frauen in den Arbeitsmarkt einzusteigen zur Folge, da ihr zusätzliches Einkommen dem Grenzsteuersatz des arbeitenden Ehemannes unterlag.

Mit der Beschlussfassung des ersten Teils der Familienrechtsreform 1975 wurde die Gleichstellung von Frau und Mann erstmals gesetzlich geregelt. Im selben Jahr wurde rechtlich die Möglichkeit geschaffen, Wohnungseigentum gemeinsam zu erwerben, was mehr Frauen zu Wohnungseigentümerinnen machte (Fessler u. Schneebaum (2011)).

Mit dem Unterhaltsvorschussgesetz 1976 übernimmt der Staat den Unterhalt für Kinder, wenn Väter im Scheidungsfall den verpflichtenden Zahlungen nicht nachkommen (Zach (b)). Diese Maßnahme erleichterte Frauen eine Scheidung und verminderte die finanzielle Abhängigkeit von ihrem Ehepartner.

Im Jahr 1979 wurde ein eigenes Staatssekretariat für allgemeine Frauenfragen eingerichtet und das Gleichbehandlungsgesetz trat in Kraft, wodurch bei Kollektivverträgen nicht mehr zwischen Frauen- und Männerlöhnen unterschieden werden durfte (Zach (b)).

Die hier angeführten Bildungsreformen und die gesellschaftliche Veränderung des Frauenbildes waren ein wesentlicher Beitrag für Frauen mehr in Bildung zu investieren. Naheliegend ist, dass diese Entwicklungen auch die intergenerationale Bildungsmobilität verändert haben.

3.4. Bildungsexpansion

Seit Ende der Monarchie im Jahr 1918 gibt es in Österreich einen Trend zu höheren Bildungsabschlüssen. Diese Bildungsexpansion erfuhr Anfang der 1920er-Jahre einen ersten Wachstumsschub, darauf folgte eine Stagnationsphase in Zeiten der Wirtschaftskrise. Seit Beginn der ersten Republik bis heute gab es nur in der Zeit des Zweiten Weltkriegs eine Rückentwicklung bei den Bildungsabschlüssen. Besonders stark ist die Bildungsexpansion bei Geburtsjahrgängen, die Mitte der 1950er-Jahre bis Anfang der 1960er-Jahre geboren wurden (Steiner (1998)).

Die Bildungsreformen und die Veränderung des Frauenbildes haben dazu einen wesentlichen Beitrag geleistet. Darüber hinaus wurde die Bildungsinfrastruktur deutlich ausgebaut. In einigen Landeshauptstädten (Salzburg: 1963, Linz: 1966, Klagenfurt: 1970) wurden neue Universitäten errichtet, was die Kosten für ein Hochschulstudium verringerte, da die Studierenden in ihrer Ausbildungszeit bei den Eltern wohnen konnten (Festerer (2001)).

Neben dem Trend zu höheren Abschlüssen stiegen auch die SchülerInnen- und Studierendenzahlen in den 1960er- und 70er-Jahren insgesamt deutlich: im Vergleich zu 1951 um 25% (Fassmann (2002)).

In der empirischen Analyse im nächsten Kapitel wird die Bildungsexpansion (Kapitel 4.1.1.4) und deren geschlechtsspezifische Unterschiede mit dem verwendeten Datensatz (Statistik Austria (1996)) belegt.

4. Empirische Analyse

Dieser Abschnitt ist das Kernstück dieser Diplomarbeit. Mithilfe von verschiedenen Methoden - nämlich OLS-Regressionen 4.2.1, einem Ordered-Logit-Modell 4.2.2 und Mobilitätsmaßen 4.2.3 - sollen die konkreten Fragestellungen aus Kapitel 1.2 beantwortet werden.

4.1. Datengrundlage

Für die empirische Analyse der Transmission von Bildung von einer Generation auf die nächste benötigt man Informationen über die höchsten Bildungsabschlüsse von zumindest zwei Generationen. In Österreich gibt es wenige Datensätze, die diese Informationen beinhalten. Da in dieser Diplomarbeit der Fokus neben der bloßen Transmission von Bildung zwischen den Generationen auch auf geschlechtsspezifischen Unterschieden liegt, benötigt man den höchsten Bildungsabschluss von Vater und Mutter getrennt voneinander und den höchsten Bildungsabschluss der Kinder sowie deren Geschlecht. In dieser Diplomarbeit werden Teile des Grundprogramms und das freiwillige Sonderprogramm „Bildungslaufbahn“ des Mikrozensusdatensatzes 1996 (2. Quartal) der Statistik Austria verwendet (Statistik Austria (1996)). Die Mikrozensusdaten sind Querschnittsdaten und repräsentativ für die gesamte Bevölkerung. Bei der Erhebung der Mikrozensusdaten handelt es sich allgemein um eine vierteljährlich erhobene zufällig ausgewählte Stichprobe österreichischer Haushalte, die aus einem Grundprogramm mit Schwerpunkt auf Erwerbstätigkeit, Wohnen und einigen sozioökonomischen Fragestellungen sowie wechselnden Sonderprogrammen besteht. Bislang wurde das Sonderprogramm „Bildungslaufbahn“ nur einmal, nämlich im Mikrozensusdatensatz 1996 (2. Quartal), erhoben.

4.1.1. Beschreibung der Daten

Für die Erhebung der Mikrozensusdaten 1996 (2. Quartal) wurden im Grundprogramm 64.183 Mitglieder von 20.740 Haushalten befragt. Angaben zum höchsten Bildungsabschluss machten 47.035 Personen, wobei bei der Befragung zwischen neun verschiedenen Bildungsabschlüssen unterschieden wurde (siehe Tabelle 4.1) und diese Frage Teil des Grundprogramms war.

Das freiwillige Sonderprogramm wurde nur an eine bestimmte Personengruppe, nämlich an alle Personen der Geburtsjahrgänge 1936 bis inklusive 1981, gerichtet und beinhaltet die für die empirische Analyse der Bildungstransmission notwendigen Daten über den höchsten Bildungsabschluss der Mutter bzw. des Vaters, wobei sich die

Tabelle 4.1.: Bildungsabschlüsse Kinder gesamter Datensatz

Höchster Bildungsabschluss	Freq.	Percent	Cum.
Kein Pflichtschulabschluss	426	0,91	0,91
Pflichtschule	18116	38,52	39,42
Lehrabschluss	15303	32,54	71,96
Berufsbildende Mittlere Schule	4788	10,18	82,14
Allgemeinbildende Höhere Schule	2836	6,03	88,17
Berufsbildende Höhere Schule, Normalform	2142	4,55	92,72
Berufsbildende Höhere Schule, Kolleg	889	1,89	94,61
Hochschulverwandte Lehranstalt	684	1,45	96,06
Universität, Hochschule	1851	3,94	100,00
Gesamt	47035	100,00	

Angaben von der/dem Befragten auf den Zeitpunkt, wie diese 15 Jahre alt waren, beziehen. Um festzustellen, wie stark die Abhängigkeit von Bildungsabschlüssen zwischen den Generationen ist, ist es notwendig, dass die Generation der Kinder den höchst möglichen Bildungsabschluss im Datensatz aufgrund des Alters erreichen kann. Wenn zum Beispiel die/der Befragte 1981 geboren ist, ist sie/er im Jahr der Befragung (1996) erst 15 Jahre alt und kann somit höchstens einen Pflichtschulabschluss haben. Völlig unmöglich ist etwa der Abschluss eines Hochschulstudiums in diesem Alter. In dieser Arbeit wird angenommen, dass es spätestens im Alter von 27 Jahren möglich ist, einen Hochschulabschluss zu haben. Das ist im Vergleich zu anderen Ländern relativ spät, allerdings ist die Studiendauer in Österreich überdurchschnittlich lang (Spielauer (2004)). Aus diesem Grund werden alle Beobachtungen der Jahrgänge ab 1970 gelöscht. Im Datensatz verbleiben also alle Beobachtungen der Geburtsjahrgänge von 1936 bis inklusive 1969, wenn diese das freiwillige Sonderprogramm „Bildungslaufbahn“ und Angaben zum höchsten Bildungsabschluss der Mutter bzw. des Vaters gemacht haben. Es verbleiben 20.668 Beobachtungen im Datensatz, die für die weitere Analyse verwendet werden (Tabelle 4.3).

4.1.1.1. Zusammenfassung der Bildungskategorien

Um die ökonometrische Analyse in Kapitel 4.2.2 und 4.2.3 mit anderen vergleichen zu können, genug Beobachtungen in jeweils einer Bildungskategorie zu haben und aus Gründen der Vereinfachungen, werden die neun verschiedenen Bildungsabschlüsse im Datensatz zu fünf Bildungskategorien für die Datenaufbereitung bzw. zu drei für ökonometrische Analyse in 4.2.2 und 4.2.3 zusammengefasst (Tabelle 4.2).

4.1.1.2. Vergleich der Daten: Grundprogramm mit Sonderprogramm

Ein Problem, das sich aufgrund der Einschränkung des Datensatzes auf bestimmte Beobachtungen und der Verwendung des freiwilligen Sonderprogramms „Bildungslaufbahn“ ergibt, ist, dass es sich nicht mehr um eine Zufallsstichprobe handelt.

Tabelle 4.2.: Zusammenfassung der Bildungsabschlüsse in fünf bzw. drei Kategorien

Kein Pflichtschulabschluss	⇒ max. Pflichtschule	⇒ Niedrig
Pflichtschule		
Lehrabschluß (Berufsschule)	⇒ Lehre	⇒ Mittel
Berufsbildende Mittlere Schule	⇒ mittlere Schule	
Allgemeinbildende Höhere Schule		
Berufsbildende Höhere schule, Normalform	⇒ Matura	
Berufsbildende Höhere Schule, Kolleg		⇒ Hoch
Hochschulverwandte Lehranstalt	⇒ Hochschule	
Universität, Hochschule		

Aus diesem Grund wird die Verteilung der Variable „höchster Bildungsabschluss“ von allen Personen, die zwischen 1936 und 1969 geboren sind, mit jenen Beobachtungen, die Angaben zum höchsten Bildungsabschluss von zumindest einem Elternteil gemacht haben, miteinander verglichen. Dafür werden die in Tabelle 4.2 gebildeten Kategorien verwendet.

Tabelle 4.3.: Vergleich Verteilung „Höchster Bildungsabschluss Kinder“

Bildungskategorie	Grundprogramm		Sonderprogramm	
	Freq.	Percent	Freq.	Percent
mind. Pflichtschule	7.787	29,18	5.744	27,79
Lehre	10.548	39,53	8.322	40,27
BMS	3.091	11,58	2.462	11,91
Matura	3.313	12,42	2.599	12,57
Hochschule	1.943	7,28	1.541	7,46
Gesamt	26.682	100.00	20.668	100

Aus Tabelle 4.3 kann man ablesen, dass die Verteilung der Daten der Bildungsabschlüsse im Grundprogramm sehr nahe an den später tatsächlich verwendeten Daten liegt. Im Appendix (A.1) findet man noch weitere Tabellen mit Vergleichen.

4.1.1.3. Bildung von Alterskohorten

Eine weitere wichtige Fragestellung dieser Diplomarbeit, neben der bloßen Transmission von Bildungsabschlüssen von einer Generation auf die nächste, ist, ob sich der Grad der Transmission im Laufe der Zeit verändert hat. Um diese Frage später beantworten zu können, werden folgende sieben Alterskohorten in 5-Jahres-Abständen (mit Ausnahme der 1. Kohorte) für die ökonometrische Analyse in Kapitel 4.2.1 und für die Datenaufbereitung in diesem Kapitel gebildet: geboren 1936-1939, geboren 1940-1944,

geboren 1945-1949, geboren 1950-1954, geboren 1955-1959, geboren 1960-1964 und geboren 1965-1969. Für die Analyse in Kapitel 4.2.2 und 4.2.3 werden nur drei größere Alterskohorten als Interpretationshilfe gebildet: geboren 1936-1947, geboren 1948-1958 und geboren 1959-1969, da bei Anwendung dieser Methoden (Ordered-Logit-Modell und Übergangsmatrizen) genügend Beobachtungen in jeweils einer Alterskohorte vorhanden sein müssen.

4.1.1.4. Bildungsexpansion

In Tabelle 4.4 sieht man, dass die Generation der Kinder deutlich höhere Bildungsabschlüsse als deren Elterngeneration hat. Währenddessen beinahe 80% der Mütter lediglich höchstens einen Pflichtschulabschluss haben, sinkt dieser Anteil bei den weiblichen Kindern auf knappe 37%. Bei den Männern ergibt sich ein ähnliches Bild: 60,1% der Vätergeneration haben höchstens einen Pflichtschulabschluss, dieser Anteil fällt auf 21,6% bei den männlichen Kindern. Hoch ist der Unterschied bei den Bildungsabschlüssen zwischen den Geschlechtern: Nur 1,18% der Mütter haben einen Hochschulabschluss, dem stehen 3,76% der Väter gegenüber, also mehr als doppelt so viele. In der Generation der Kinder wird diese Kluft geringer: 6,27% der weiblichen Kinder haben einen Hochschulabschluss und 8,31% der männlichen. Die Bildungsexpansion von weiblichen Kindern der Geburtenjahrgänge von 1936 bis 1969 im Vergleich zu ihren Müttern ist stärker als jene der männlichen Kinder zu ihren Vätern im gleichen Zeitraum. Allerdings haben männliche Kinder noch immer höhere Bildungsabschlüsse als weibliche Kinder im Befragungsjahr 1996. Vor allem beim niedrigsten Bildungsabschluss, Pflichtschule, haben weibliche Kinder noch Nachholbedarf: 36,66 % der weiblichen Kinder haben höchstens einen Pflichtschulabschluss und nur 21,60% der männlichen Kinder haben diesen Abschluss. Der Anteil an Frauen in der Müttergeneration, die einen Hochschulabschluss hat, beträgt nur 1,18%, in der Generation der weiblichen Kinder steigt dieser sehr stark an, auf 6,27%. Wenn man die Mütter mit den männlichen Kindern vergleicht und die Väter mit den weiblichen Kindern, erkennt man, dass der Unterschied bei dem Paar Mütter/männliche Kinder größer ist als jener bei dem Paar Väter/weibliche Kinder.

In den Abbildungen 4.1 und 4.2 wird die Bildungsexpansion in der Generation der Kinder, jeweils für männliche und weibliche getrennt voneinander, für die einzelnen 5-Jahres-Alterskohorten, die in 4.1.1.3 gebildet wurden, genauer untersucht.

In Abbildung 4.1 sieht man, dass der Anteil an Frauen, die höchstens einen Pflichtschulabschluss haben, für die Geburtenjahrgänge von 1939 bis 1969 im Laufe der Zeit stark gesunken ist: In der Alterskohorte 1936-1939 haben noch 61% der Frauen den niedrigsten Bildungsabschluss und in der letzten Kohorte 1965-1969 sind das nur mehr 22%. Der Anteil an weiblichen Kindern, die lediglich einen Pflichtschulabschluss haben, wird zudem in jeder Kohorte geringer. Bei fast allen anderen Bildungsabschlüssen (Lehre, BMS, Matura und Hochschule) steigt der Anteil von einer Kohorte auf die nächste an. In der ersten Kohorte 1936-1939 haben nur 2,30% der weiblichen Kinder einen Hochschulabschluss und in der letzten Kohorte sind es immerhin 8,2%. Auch bei den Matura-Abschlüssen zeigt sich ein ähnliches Bild: In der Kohorte 1936-1939 haben

Tabelle 4.4.: Bildungsexpansion zw. Kinder und deren Eltern

Bildungsabschluss	Kinder Weiblich		Mütter	
	Prozent	Kumulativ	Prozent	Kumulativ
Pflichtschule	36,60	36,66	78,44	78,44
Lehre	29,91	66,57	12,36	90,81
BMS	15,03	81,60	4,43	95,24
Matura	12,14	93,73	3,58	98,82
Hochschule	6,27	100,00	1,18	100,00

Bildungsabschluss	Kinder Männlich		Väter	
	Prozent	Kumulativ	Prozent	Kumulativ
Pflichtschule	21,60	21,60	60,10	60,10
Lehre	49,30	70,90	26,95	87,05
BMS	8,09	78,99	3,75	90,80
Matura	12,70	91,69	5,44	96,24
Hochschule	8,31	100,00	3,76	100,00

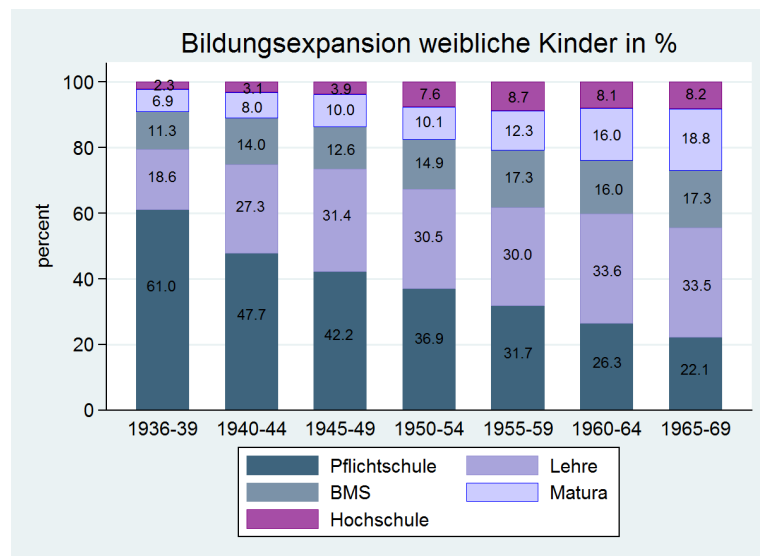


Abbildung 4.1.: Bildungsexpansion weibliche Kinder

lediglich 6,9% der weiblichen Kinder eine Matura und in der letzten sind es 18,8%, wobei man hier den größten Sprung von der Kohorte 1955-1959 mit 12,3% auf die nächste Kohorte 1960-1964 erkennen kann, in der bereits 16% aller weiblichen Kinder über einen Maturaabschluss verfügen.

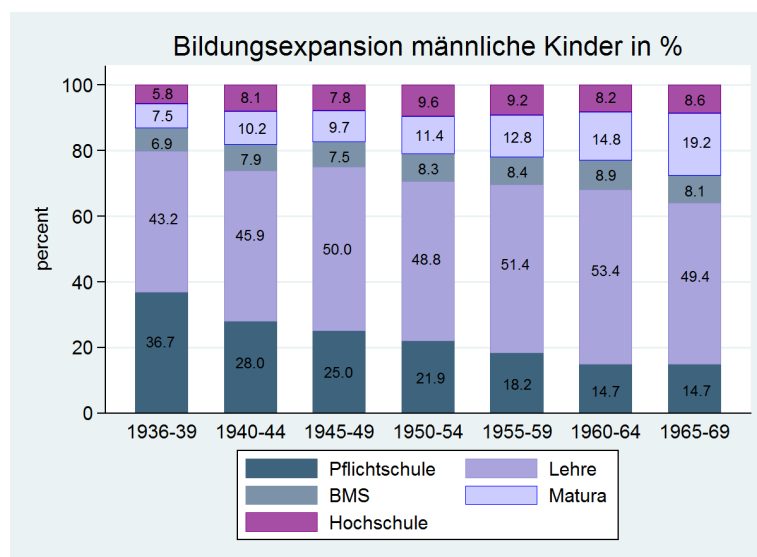


Abbildung 4.2.: Bildungsexpansion männliche Kinder

Bei den männlichen Kindern kann man die Bildungsexpansion für die Geburtsjahrgänge 1936-1969 auch deutlich erkennen (Abbildung 4.2). Allerdings ist diese nicht so stark ausgeprägt wie jene der Frauen. In der ersten Kohorte haben 36,7% aller männlichen Kinder höchstens einen Pflichtschulabschluss und in der letzten 1965-1969 sinkt dieser Anteil auf 14,7%. Eine deutliche Steigerung des Anteils an Maturaabschlüssen aller männlichen Kinder ist von der Kohorte 1960-1964 mit 14,85% auf die letzte Kohorte 1965-1969 mit 19,19% festzustellen. In der letzten Kohorte bei den männlichen Kindern, die den niedrigsten Anteil an Pflichtschulabschlüssen aufweist, sinken die Anteile an Lehrabschlüssen und BMS-Abschlüssen zugunsten von einem höheren Anteil an Maturaabschlüssen der männlichen Kinder. Auffallend ist, dass in den Alterskohorten 1950-1954 und 1955-1959 über 9% der männlichen Kinder einen Hochschulabschluss gemacht haben und dass dieser Anteil in den Alterkohorten danach wieder sinkt. Auch bei den weiblichen Kindern in der Alterkohorte 1955-1959 ist der Anteil an Akademikerinnen am höchsten mit 8,72% im Vergleich zu den anderen Alterskohorten der weiblichen Kinder.

Zusammenfassend kann man sagen, dass die Bildungsexpansion bei beiden Geschlechtern vorhanden ist und bei den weiblichen Kindern stärker ausgeprägt ist als bei den männlichen.

4.1.1.5. Unterschiedliche Bildungsabschlüsse: Stadt-Land

In Tabelle 4.5 ist ersichtlich, dass es ein starkes Stadt-Land-Gefälle bei den Bildungsabschlüssen gibt. Nur 15,87% der Kinder, die eher in einem städtischen Gebiet aufgewachsen sind, haben einen Pflichtschulabschluss und bei denen, die am Land aufgewachsen, beträgt dieser Anteil 33,84%. Bei den höheren Bildungsabschlüssen (Matura und Hochschule) ist der Stadt-Land-Unterschied ebenfalls groß: 33,66% der städtischen Kinder haben mindestens einen Maturaabschluss und nur 13,45% der Kinder aus ländlichen Regionen.

Tabelle 4.5.: Vergleich Bildungsabschlüsse: Stadt-Land

	Stadt			Land		
	Freq.	Percent	Cum.	Freq.	Percent	Cum.
Pflichtschule	1.038	15,87	15,87	5.017	33,84	33,84
Lehre	2.437	37,25	53,12	6.157	41,53	75,37
BMS	865	13,22	66,34	1.657	11,18	86,55
Matura	1.321	20,19	86,53	1.337	9,02	95,57
Hochschule	881	13,47	100	657	4,43	100
Gesamt	6.542	100		14.825	100	

Im Appendix A.2 findet man noch weitere Stadt-Land-Unterschiede getrennt nach Geschlechtern.

4.2. Methoden

4.2.1. OLS-Regressionen

Anhand von OLS-Regressionen wird die Korrelation zwischen den Bildungsjahren der Kinder und jenen der Eltern, also die Transmission von Bildungsabschlüssen von einer Generation auf die nächste, untersucht. Die Bildungsjahre der Kinder stellen die abhängige und die Bildungsjahre der Eltern die unabhängige Variable dar.

Um die Ergebnisse mit denen aus anderen Artikeln vergleichen zu können, werden die verschiedenen Bildungsabschlüsse aus Tabelle 4.1 in die entsprechende gesetzlich vorgesehene Dauer bis zum Abschluss in Jahre (statutorische Bildungsjahre) umgerechnet. Es stellt sich dabei das Problem, dass sich etwa die Dauer der Schulpflicht im Laufe der Zeit verändert hat (von 8 auf 9 Jahre). Dennoch ist es nicht zielführend für die Absolvierung des gleichen Bildungsabschlusses eine unterschiedlich lange Anzahl von Bildungsjahren anzunehmen, da dies die Transmission bei gleichen Abschlüssen eher verzerren würde (vergleiche Fessler u. a. (2011)). Welche Anzahl von Jahren man den verschiedenen Bildungsabschlüssen zuordnen soll ist nicht eindeutig aufgrund des komplexen Bildungssystems. In dieser Arbeit erfolgt die Umrechnung in (statutorische) Bildungsjahre wie bei Fessler u. a. (2011) bzw. Festerer (2001) (siehe Tabelle:4.6). Im

Unterschied zu Fessler u. a. (2011) wird davon ausgegangen, dass man für den Abschluss eines Hochschulstudiums 17 und nicht 16 Jahre benötigt, weil es erst seit dem Studienjahr 1994/95 Fachhochschulen gibt, bei denen eine um ein Jahr kürzere Studiendauer im Vergleich zur Universität angenommen wird, und es somit nicht möglich ist, dass eine Person im Befragungsjahr 1996 ein Fachhochschulstudium abgeschlossen hat. Weiters ist anzumerken, dass sich die Koeffizienten bei den OLS-Regressionen, die später durchgeführt werden, nur geringfügig verändern würden.

Tabelle 4.6.: Umrechnung von Bildungsabschlüssen in (statutorische) Bildungsjahre

Bildungsabschluss	in Jahren
Höchstens Pflichtschule	9
Lehrabschluß (Berufsschule)	10
Berufsbildende Mittlere Schule	11
Allgemeinbildende Höhere Schule	12
Berufsbildende Höhere Schule	13
Hochschulverwandte Lehranstalt	15
Universität, Hochschule	17

Im Appendix A.3 sind die Mittelwerte für die errechneten statutorischen Bildungsjahre aus den Daten für unterschiedliche Gruppen dokumentiert.

Um die Bildungstransmission von einer Generation auf die nächste zu analysieren, wird ein OLS-Regressionsmodell wie bei Checchi u. a. (2008) und Fessler u. Schneebaum (2011) verwendet:

$$B_i^k = \alpha + \beta B_i^p + \epsilon_i \text{ für } i = 1, \dots, n; p = m, v, \max(m, v) \quad (4.1)$$

wobei B_i^k die Bildungsjahre von Kind i und B_i^p die Bildungsjahre des Vater (wenn $p = v$) bzw. der Mutter (wenn $p = m$) oder dem höchsten Bildungsabschluss eines Elternteils (wenn $p = \max(m, v)$) von Kind i entsprechen.

Es werden folglich drei verschiedene Kleinst-Quadrat-Schätzungen durchgeführt: Bei der ersten werden die Bildungsjahre des Vaters, bei der zweiten die Bildungsjahre der Mutter und bei der dritten die höchsten Bildungsjahre eines Elternteils als unabhängige Variable verwendet.

Als erstes wird die Kleinst-Quadrat-Methode (OLS) für alle Personen der Geburtsjahrgänge 1936 bis 1969 angewendet und führt bei Anwendung des Modells aus 4.1 zu den in Tabelle 4.7 dokumentierten Koeffizienten.

Die Koeffizienten für die drei verschiedenen Regressionen in Tabelle 4.7 sind statistisch signifikant auf einem 1% Niveau. Weiters wurde ein White-Test durchgeführt, da

Tabelle 4.7.: Geschätzte Koeffizienten für Modell aus 4.1

	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	R^2	N
Regression p=m	3,541*** (0,166)	0,754*** (0,018)	0,166	20.352
Regression p=v	5,077*** (0,109)	0,568*** (0,011)	0,209	19.903
Regression p=max(m,v)	5,070*** (0,103)	0,564*** (0,011)	0,221	20.668

Standard errors in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

aufgrund nur einer erklärenden Variable die Vermutung nahelegt, dass die Annahme der Homoskedastie bei der Kleinst-Quadrat-Methode verletzt ist. Der White-Test ergibt, dass Heteroskedastie vorliegt. Um für diese Verletzung der Annahme, dass nicht alle Fehler identisch verteilt mit endlicher Varianz σ^2 sind, zu korrigieren, wird im Statistikprogramm Stata die Option für robuste Standardfehler für alle OLS-Regressionen in diesem Kapitel 4.2.1 gewählt, um effizientere geschätzte Koeffizienten zu haben.

Je höher der geschätzte Koeffizient $\hat{\beta}$ desto größer ist die Korrelation zwischen dem Bildungsabschluss der Kinder und jenem von Vater bzw. Mutter. Der Koeffizient $\hat{\beta}$ von 0,75 (für die Regression p=m) bedeutet, dass jedes zusätzliche Bildungsjahr der Mütter 0,75 zusätzliche Bildungsjahre der Kinder zur Folge hat, wenn alle anderen Faktoren nicht berücksichtigt werden. Ein Kind erreicht folglich 10,327 geschätzte Bildungsjahre, wenn die Mutter einen Pflichtschulabschluss (entspricht neun statutorischen Bildungsjahren) hat. Aus Tabelle 4.7 geht hervor, dass der Koeffizient $\hat{\beta}$ bei dem Modell mit den Bildungsjahren der Mutter wesentlich höher ist als bei jenem mit den Vätern, dem steht allerdings ein niedriges R^2 im Modell mit den Müttern gegenüber. Dies impliziert, dass die Regression mit den statutorischen Bildungsjahren der Vätern mehr Erklärungsgehalt als die Regression mit den Müttern hat. Das höchste R^2 erreicht man, wenn man ausschließlich den höchsten Bildungsabschluss eines Elternteils berücksichtigt.

Grundsätzlich ist hier anzumerken, dass es aufgrund der Datenlage nicht möglich ist, kausale Zusammenhänge zwischen dem Bildungsabschluss der Eltern und dem der Kinder zu untersuchen. Weiters kann hier nur für die Bildungsjahre der Eltern kontrolliert werden und nicht etwa für andere relevante Variablen über die Familienverhältnisse der Kinder, wie zum Beispiel Einkommen der Eltern, Vermögen oder soziales Umfeld, die einen Einfluss auf die Bildungsabschlüsse der Kinder haben. Das erklärt auch ein relativ niedriges R^2 , wobei etwa Haveman u. Wolfe (1995) und Belzil u. Hansen (2003) zeigen, dass von den Variablen, die die Familienverhältnisse der Kinder abbilden, die Bildung der Eltern den größten kausalen Einfluss auf die Bildung der Kinder hat.

In einem nächsten Schritt wird die Entwicklung des Koeffizienten $\hat{\beta}$ für die einzelnen 5-Jahres-Kohorten von 1936 bis 1969, die in Kapitel 4.1.1.3 gebildet wurden, mithilfe des Modells aus 4.1 untersucht. Alle Koeffizienten sind statistisch signifikant auf einem 1%-Niveau.

Über alle Alterskohorten hinweg haben die statutorischen Bildungsjahre der Mütter einen stärkeren Einfluss auf die Bildungsjahre der Kinder als jene der Väter. In der ältesten Alterskohorte, geboren 1936 bis 1939, ist der Koeffizient $\hat{\beta}$ in der Regression mit den Bildungsjahren der Mütter als unabhängige Variable auf extrem hohem Niveau mit 0,8243, sinkt danach leicht, und erreicht einen Höhepunkt in der Alterskohorte von 1950 bis 1954 mit 0,8288. Auch in den Regressionen für alle Alterskohorten, in denen die statutorischen Bildungsjahre der Väter als unabhängige Variable verwendet werden, ist der Koeffizient $\hat{\beta}$ für die Geburtsjahrgänge 1950 bis 1954 am höchsten. Für alle Alterskohorten nach 1954 sinkt der Koeffizient $\hat{\beta}$ für alle drei Modelle ($p = m, p = v$ und $p = \max(m, v)$) und erreicht in der Kohorte 1965-1969 in der Regression mit den Bildungsabschlüssen der Männer als unabhängige Variable den niedrigsten Wert mit 0,518. Von der Kohorte 1955-1959 auf die Kohorte 1960-1964 sinkt der geschätzte Koeffizient in allen drei Modellen deutlich, gleichzeitig sinkt auch das R^2 , was impliziert, dass die Kinder unabhängiger von der Bildungsabschlüssen der Eltern sind bzw. die Bildung der Mutter/des Vaters weniger Erklärungsgehalt in den Regressionen hat.

Grundsätzlich lässt sich hier zusammenfassend sagen, dass die Bildung der Kinder stärker durch die statutorischen Bildungsjahre der Mütter beeinflusst wird als durch jene der Väter, allerdings erklärt die Bildung des Vaters aufgrund eines höheren R^2 mehr über die Familienverhältnisse als die Bildung der Mütter.

Die nächste Frage, die sich stellt, ist, ob es in der Generation der Kinder Unterschiede zwischen den Geschlechtern gibt. Es werden Regressionen mithilfe des Modells 4.1 zuerst nur für weibliche Kinder und dann nur für männliche Kinder gemacht, jeweils mit statutorischen Bildungsjahren der Väter, der Mütter bzw. mit den höchsten eines Elternteils als erklärende Variable.

Anhand eines Chow-Tests wird untersucht, ob die unterschiedlichen Ergebnisse in Tabelle 4.9 auch tatsächlich statistisch signifikant unterschiedlich sind und es somit sinnvoll ist, ein eigenes Modell für weibliche und ein eigenes für männliche Kinder zu verwenden. Bei allen drei Modellen ($p = m, p = v$, und $p = \max(m, v)$) sind die die geschätzten Koeffizienten für die verschiedenen Gruppen (weibliche und männliche Kinder) statistisch signifikant verschieden. Im Modell $p = m$ aus Tabelle 4.9 bekommen die weiblichen Kinder mehr zusätzliche Bildungsjahre nämlich 0,766 für jedes zusätzliche Bildungsjahr der Mütter als die männlichen Kinder, die 0,741 bekommen. Im geschätzten Modell mit den statutorischen Bildungsjahren des Vaters ist es genau umgekehrt. Das R^2 ist in Tabelle 4.9 bei den verschiedenen Modellen immer für die weiblichen Kindern höher als für die männlichen, was dafür spricht, dass die männlichen Kinder tendenziell unabhängiger von ihren Eltern sind als die weiblichen.

Da mithilfe des Chow-Tests festgestellt wurde, dass es sinnvoll ist die Schätzungen für das Modell 4.1 getrennt für männliche und weibliche Kinder zu machen, wird die

Tabelle 4.8.: Geschätzte Koeffizienten: Modell 4.1 für Alterskohorten

Alterskohorte	p=m					p=v					p=max(v,m)				
	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	R^2	N		$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	R^2	N		$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	R^2	N	
1936-1939	2,465 *** (0,728)	0,824 *** (0,080)	0,145	1.836		4,456 *** (0,420)	0,585 *** (0,045)	0,226	1.764		4,574 *** (0,393)	0,572 *** (0,042)	0,226	1.862	
1940-1944	3,113 *** (0,440)	0,771 *** (0,048)	0,198	2.865		4,866 *** (0,289)	0,558 *** (0,031)	0,240	2.752		4,965 *** (0,270)	0,547 *** (0,028)	0,242	2.914	
1945-1949	3,639 *** (0,491)	0,724 *** (0,053)	0,147	2.757		5,281 *** (0,302)	0,527 *** (0,032)	0,202	2.683		5,403 *** (0,283)	0,512 *** (0,030)	0,204	2.808	
1950-1954	2,909 *** (0,494)	0,829 *** (0,054)	0,149	2.841		4,644 *** (0,301)	0,617 *** (0,032)	0,209	2.819		4,603 *** (0,290)	0,618 *** (0,030)	0,219	2.894	
1955-1959	3,217 *** (0,442)	0,804 *** (0,048)	0,179	3.312		4,806 *** (0,273)	0,611 *** (0,029)	0,217	3.263		4,743 *** (0,263)	0,612 *** (0,027)	0,237	3.360	
1960-1964	4,588 *** (0,383)	0,666 *** (0,041)	0,127	3.542		5,640 *** (0,270)	0,533 *** (0,028)	0,168	3.493		5,670 *** (0,249)	0,525 *** (0,026)	0,177	3.592	
1965-1969	4,56 *** (0,326)	0,670 *** (0,035)	0,181	3.199		5,822 *** (0,235)	0,518 *** (0,024)	0,209	3.129		5,671 *** (0,223)	0,526 *** (0,023)	0,228	3.238	

Standard errors in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Tabelle 4.9.: Geschätzte Koeffizienten: Modell 4.1 getrennt nach Geschlechtern

	Weibliche Kinder				Männliche Kinder			
	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	R^2	N	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	R^2	N
p=m	3,291 *** (0,291)	0,766 *** (0,023)	0,195	10.563	3,819 *** (0,262)	0,741 *** (0,028)	0,142	9.789
p=v	4,000 *** (0,148)	0,563 *** (0,016)	0,221	10.334	5,183 *** (0,160)	0,572 *** (0,017)	0,199	9.569
p=max(m,v)	4,993 *** (0,138)	0,558 *** (0,014)	0,236	10.717	5,166 *** (0,152)	0,569 *** (0,016)	0,209	9.951

Standard errors in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Entwicklung des Koeffizienten $\hat{\beta}$ für die einzelnen Alterkohorten getrennt für weibliche und männliche Kinder untersucht.

In Tabelle 4.10 sieht man, dass mit Ausnahme der Alterskohorte 1940-1944 und in der letzten Kohorte, bei denen der Koeffizient $\hat{\beta}$ für weibliche und männliche Kinder beinahe denselben Wert hat, der geschätzte Koeffizient $\hat{\beta}$ für die weiblichen Kinder höher ist als jener für die männlichen, wenn die statistischen Bildungsjahre der Mütter die erklärende Variable sind. Alle geschätzten Koeffizienten in Tabelle 4.10 sind statistisch signifikant auf einem 1%-Niveau. Eine deutliche Senkung des Koeffizienten $\hat{\beta}$ ist sowohl für weibliche als auch für männliche Kinder zwischen den Kohorten 1955-1959 und 1960-1964 festzustellen, auch das R^2 verringert sich bei beiden Geschlechtern im gleichen Zeitraum. Das ist insofern interessant, weil in den Geburtenjahrgängen 1960-1964 erstmals alle Kinder der Kohorte von den Bildungsreformen in den 60er-Jahren profitieren. Die Verringerung des Koeffizient $\hat{\beta}$ kann als eine Verringerung der zusätzlichen Bildungsjahre, die auf die statistischen Bildungsjahre der Mütter zurückzuführen sind, interpretiert werden. Außerdem wurde für jede Regression in der jeweiligen Alterskohorte ein Chow-Test durchgeführt, um zu kontrollieren, ob es richtig ist, zwei unterschiedliche Modelle für weibliche und männliche Kinder zu schätzen. Der Unterschied zwischen männlichen und weiblichen Kindern ist von der ersten Kohorte bis inklusive der Alterskohorte 1950-1954 statistisch signifikant auf einem 1%-Niveau, in der Kohorte 1955-1959 nur mehr auf einem 5%-Niveau und in den letzten beiden Kohorten (1960-1964, 1965-1969) nicht mehr signifikant. Dies ist ein Hinweis dafür, dass die weiblichen Kinder im Vergleich zu den männlichen Kindern stärker von den Bildungsreformen in den 60er-Jahren profitiert haben.

Die Resultate, die in Tabelle 4.11 dokumentiert sind und die statistischen Bildungsjahre des Vaters als erklärende Variable verwenden, sind wieder alle statistisch signifikant auf einem 1%-Niveau. Der Koeffizient $\hat{\beta}$ ist sowohl für männliche als auch für weibliche Kinder in allen Kohorten geringer und das R^2 höher, wenn die statistischen Bildungsjahre der Väter die unabhängige Variable sind anstatt die der Mütter.

Tabelle 4.10.: Geschätzte Koeffizienten: Modell 4.1 ($p = m$) getrennt nach Geschlechtern für Alterskohorten

	Weibliche Kinder				Männliche Kinder			
	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	R^2	N	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	R^2	N
1936-39	1,978 *** (0,810)	0,851 *** (0,089)	0,231	943	3,031 *** (1,298)	0,790 *** (0,142)	0,097	893
1940-44	3,425 *** (0,543)	0,707 *** (0,060)	0,245	1.514	2,618 *** (0,698)	0,859 *** (0,076)	0,183	1.351
1945-49	3,294 *** (0,587)	0,738 *** (0,064)	0,197	1.470	3,934 *** (0,820)	0,720 *** (0,089)	0,118	1.287
1950-54	2,558 *** (0,542)	0,848 *** (0,059)	0,187	1.477	3,332 *** (0,866)	0,803 *** (0,094)	0,118	1.364
1955-59	2,794 *** (0,574)	0,841 *** (0,062)	0,207	1.702	3,678 *** (0,679)	0,763 *** (0,074)	0,152	1.610
1960-64	4,302 *** (0,519)	0,692 *** (0,056)	0,136	1.854	4,900 *** (0,567)	0,637 *** (0,054)	0,117	1.688
1965-69	4,574 *** (0,412)	0,667 *** (0,044)	0,196	1.603	4,545 *** (0,513)	0,673 *** (0,054)	0,167	1.596

Standard errors in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Tabelle 4.11.: Geschätzte Koeffizienten: Modell 4.1 ($p = v$) getrennt nach Geschlechtern für Alterskohorten

	Weibliche Kinder				Männliche Kinder			
	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	R^2	N	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	R^2	N
1936-39	4,26 *** (0,510)	0,579 *** (0,054)	0,333	912	4,554 *** (0,696)	0,604 *** (0,075)	0,171	852
1940-44	5,174 *** (0,373)	0,498 *** (0,040)	0,251	1.461	4,647 *** (0,421)	0,612 *** (0,044)	0,245	1.291
1945-49	5,277 *** (0,402)	0,506 *** (0,043)	0,232	1.429	5,257 *** (0,441)	0,555 *** (0,046)	0,187	1.254
1950-54	4,508 *** (0,426)	0,616 *** (0,045)	0,228	1.461	4,839 *** (0,426)	0,614 *** (0,048)	0,193	1.358
1955-59	4,33 *** (0,351)	0,653 *** (0,037)	0,243	1.678	5,285 *** (0,412)	0,570 *** (0,043)	0,192	1.585
1960-64	5,773 *** (0,361)	0,515 *** (0,038)	0,164	1.825	5,489 *** (0,404)	0,553 *** (0,042)	0,172	1.668
1965-69	5,735 *** (0,320)	0,527 *** (0,033)	0,214	1.568	5,900 *** (0,341)	0,510 *** (0,035)	0,204	1.561

Standard errors in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Die Veränderung des Koeffizienten $\hat{\beta}$ von der Kohorte 1955-1959 auf 1960-1964 ist bei den weiblichen Kinder wesentlich größer als bei den männlichen. In Folge wurde wiederum ein Chow-Test durchgeführt, um zu testen, ob weibliche und männliche Kinder in allen Alterskohorten in unterschiedliche Modelle gehören. Genauso wie im Modell mit den Müttern als unabhängige Variable ist der Unterschied in den Kohorten bis 1950-1954 statistisch signifikant auf einem 1%-Niveau, in der Kohorte 1955-1959 nur mehr auf einem 5%-Niveau und danach nicht mehr statistisch signifikant. Die stärkere Abhängigkeit der weiblichen Kinder von ihren Eltern im Vergleich zu den männlichen verschwindet im Laufe der Zeit.

Im nächsten Modell 4.2 wird zusätzlich zu den statutorischen Bildungsjahren der Väter bzw. der Mütter dafür kontrolliert, ob die Kinder eher in einem ländlichen Gebiet aufgewachsen sind oder eher in einem städtischen Umfeld. Da das Bildungsangebot in ländlichen Gebieten wesentlich schlechter ausgebaut ist als in der Stadt, ist zu erwarten, dass die Dummy-Variable „ländlich“ einen negativen Effekt auf die Bildungsjahre der Kinder hat. Folgendes Modell wird verwendet:

$$B_i^k = \alpha + \beta_1 B_i^p + \beta_2 L + \epsilon_i \text{ für } i = 1, \dots, n; p = m, v, \max(m, v) \quad (4.2)$$

,wobei die Variablen die gleiche Bedeutung wie in Modell 4.1 haben und L den Wert „1“ annimmt, wenn die Person aus einem ländlichen Gebiet kommt und den Wert „0“, wenn nicht.

Tabelle 4.12.: Geschätzte Koeffizienten Modell 4.2 getrennt nach Geschlechtern

	Weibliche Kinder			Männliche Kinder		
	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$
p=m	4,431*** (4,431)	0,693*** (0,024)	-0,652*** (0,042)	5,255*** (0,285)	0,649*** (0,029)	-0,813*** (0,052)
p=v	5,867*** (0,170)	0,515*** (0,016)	-0,583*** (0,042)	6,231*** (0,189)	0,515*** (0,018)	-0,691*** (0,053)
p=max(m,v)	5,764*** (0,159)	0,517*** (0,015)	-0,521*** (0,041)	6,123*** (0,179)	0,517*** (0,017)	-0,630*** (0,050)

Standard errors in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Modell weibliche Kinder: p=m: N = 10.192 ; p=v: N=9.969; p=max(m,v): N=10.340

Modell männliche Kinder: p=m: N= 9.471; p=v: N=9.256; p=max(m,v): N=9.626

Modell weibliche Kinder: p=m: $R^2 = 0,217$; p=v: $R^2=0,240$; p=max(m,v): $R^2=0,252$

Modell weibliche Kinder: p=m: $R^2 = 0,172$; p=v: $R^2=0,218$; p=max(m,v): $R^2=0,225$

Die Schätzer $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}_1$ und $\hat{\beta}_2$ sind statistisch hoch signifikant. In allen drei Regressionen, deren Ergebnisse in 4.12 dokumentiert sind, haben die geschätzten Koeffizienten $\hat{\beta}_1$ und $\hat{\beta}_2$ die davor erwarteten Effekte. Die Bildungsjahre der Kinder korrelieren positiv mit

den statutorischen Bildungsjahren der Väter/Mütter/Eltern und der geschätzte Koeffizient der Dummy-Variable L hat eine negative Auswirkung auf die Bildungsabschlüsse der Kinder. Vergleicht man anhand des Gütemaßes R^2 die Ergebnisse aus Tabelle 4.12 mit jenen aus Tabelle 4.9 sieht man, dass das R^2 leicht gestiegen ist, da eine zusätzliche erklärende Variable hinzugefügt wurde. Bei der Regression mit dem höchsten R^2 , also bei jener mit dem höchsten Bildungsabschluss der Eltern als unabhängige Variable, verringert die Dummy Variable L die Konstante $\hat{\alpha}$ um $-0,521$ Bildungsjahre für weibliche Kinder bzw. $-0,630$ für männliche Kinder.

Interessant ist weiters, ob sich der negative Effekt der Dummy-Variable „ländlich“ auf die statutorischen Bildungsjahre der Kinder, im Laufe der Zeit verändert hat. Für die folgenden Regressionen, deren Ergebnisse in Tabelle 4.13 zusammengefasst sind, wird wieder Model 4.2 verwendet, wobei bei den Regressionen für die einzelnen Kohorten ausschließlich der höchste Bildungsabschluss - umgerechnet in statutorische Bildungsjahre - der Eltern als erklärende Variable verwendet wird ($p = \max(v, m)$), weil der Fokus auf der Veränderung der Dummy-Variable liegt. Die Regressionen für die einzelnen Kohorten werden wieder für männliche Kinder und weibliche Kinder getrennt durchgeführt (siehe Tabelle 4.13).

Die Ergebnisse in Tabelle 4.13 sind statistisch hoch signifikant und weisen darauf hin, dass der negative Effekt von „auf dem Land leben“ stärkere Auswirkungen auf männliche Kinder hat, da der Koeffizient $\hat{\beta}_2$ in den Regressionen für die männlichen Kinder tendenziell stärker negativ im Vergleich zu den weiblichen ist. Über die Zeit hinweg nimmt der Koeffizient $\hat{\beta}_2$ für männliche Kinder (mit wenigen Ausnahmen) ab. Bei den weiblichen Kindern lässt sich ein derartiger Trend nicht beobachten. Besonders auffällig ist der Sprung des Koeffizienten $\hat{\beta}_2$ von der vorletzten auf die letzte Kohorte bei beiden Geschlechtern: In der Regression für die weiblichen verringert sich die negative Korrelation des geschätzten Koeffizienten $\hat{\beta}_2$ von $-0,547$ für die Alterskohorte 1960-64 auf $-0,251$ für die Kohorte 1965-69, bei den männlichen Kinder ist der Veränderung sogar noch größer. Anfang der 70er-Jahre werden weitreichende Bildungsreformen durchgeführt, wobei hier die Einführung der Freifahrt für alle SchülerInnen ab dem Schuljahr 1971/72 und der Ausbau der Bildungsinfrastruktur zu erwähnen ist (3.2). Die Kosten für Kinder, die auf dem Land und damit weit entfernt von vor allem höheren Bildungseinrichtungen leben, wurden durch diese Maßnahme reduziert. Natürlich kann an dieser Stelle kein kausaler Zusammenhang zwischen der Reform und dem weniger negativen Koeffizienten $\hat{\beta}_2$ hergestellt werden, dennoch weisen die Ergebnisse in 4.13 deutlich auf eine positive Wirkung der SchülerInnenfreifahrt und auf Verringerung des Nachteils für auf dem Land leben hin.

Im nächsten Modell wird untersucht, welche Auswirkung das Hinzufügen einer Dummy-Variable für „weiblich“ hat. Modell 4.1 wird wie folgt erweitert:

$$B_i^k = \alpha + \beta_1 B_i^p + \beta_2 W + \epsilon_i \text{ für } i = 1, \dots, n; p = m, v, \max(m, v) \quad (4.3)$$

,wobei die Variablen die gleiche Bedeutung wie in Modell 4.1 haben und W den

Tabelle 4.13.: Schätzer für Modell 4.2 für $p = \max(v, m)$ nach Alterskohorten

Weibliche Kinder					
	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	R^2	N
1936-39	4,942*** (0,527)	0,537*** (0,053)	-0,413*** (0,102)	0,365	925
1940-44	6,381*** (0,388)	0,424*** (0,038)	-0,751*** (0,085)	0,307	1.495
1945-49	6,571*** (0,413)	0,424*** (0,040)	-0,765*** (0,097)	0,275	1.448
1950-54	5,148*** (0,466)	0,577*** (0,0462)	-0,423*** (0,108)	0,244	1.454
1955-59	5,319*** (0,398)	0,593*** (0,038)	-0,634*** (0,109)	0,281	1.654
1960-64	6,458*** (0,381)	0,479*** (0,036)	-0,547*** (0,109)	0,199	1.805
1965-69	6,029*** (0,362)	0,509*** (0,033)	-0,251*** (0,114)	0,232	1.559
Männliche Kinder					
	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	R^2	N
1936-39	6,285*** (0,679)	0,493*** (0,068)	-0,942*** (0,157)	0,213	883
1940-44	5,894*** (0,461)	0,541*** (0,044)	-0,824*** (0,126)	0,276	1.336
1945-49	6,653*** (0,486)	0,459*** (0,047)	-0,741*** (0,130)	0,206	1.269
1950-54	6,09***1 (0,528)	0,541*** (0,048)	-0,761*** (0,158)	0,220	1.343
1955-59	5,883*** (0,449)	0,544*** (0,043)	-0,565*** (0,123)	0,234	1.592
1960-64	6,569*** (0,456)	0,485*** (0,043)	-0,636*** (0,128)	0,189	1.643
1965-69	6,001*** (0,388)	0,509*** (0,036)	-0,233*** (0,119)	0,233	1.560

Standard errors in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Wert „1“ annimmt, wenn die Person weiblich ist und den Wert „0“, wenn nicht. Da nun dem Modell 4.1 eine Dummy-Variable für alle Frauen hinzugefügt wird, werden dementsprechend die OLS-Regressionen für alle Kinder durchgeführt und nicht mehr getrennt nach Geschlecht.

Tabelle 4.14.: Geschätzte Koeffizienten für Modell 4.3

	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	R^2	N
p=m	3,691 *** (0,166)	0,754 *** (0,178)	-0,288 *** (0,026)	0,171	20.352
p=v	5,229 *** (0,110)	0,567 *** (0,011)	-0,276 *** (0,025)	0,214	19.903
p=max(v,m)	5,221 *** (0,103)	0,564 *** (0,011)	-0,280 *** (0,025)	0,226	20.668

Standard errors in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Die Koeffizienten $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}_1$ und $\hat{\beta}_2$ der verschiedenen Regressionen in Tabelle 4.14 sind statistisch hoch signifikant. Der Nachteil für weibliche Kinder spiegelt sich in ca. -0,28 Bildungsjahren im Vergleich zu den männlichen Kindern wider - der Wert $\hat{\beta}_2$ ist in allen drei Regressionen beinahe gleich hoch, die Konstante $\hat{\alpha}$ hat allerdings unterschiedliche Werte. Nun wird weiters untersucht, ob sich der Nachteil für weibliche Kinder im Laufe der Zeit verändert hat. Das Modell 4.3 wird für jede Kohorte einzeln geschätzt, wobei als unabhängige Variable die höchsten statutorischen Bildungsjahre eines Elternteil verwendet werden.

Die Ergebnisse in Tabelle 4.15 zeigen, dass sich der Nachteil für weibliche Kinder verringert hat und in der Kohorte 1955-1959 nur mehr statistisch signifikant auf einem 5%-Niveau, 1960-1964 auf einem 10%-Niveau und in der letzten Kohorte 1965-1969 gar nicht mehr statistisch signifikant unterschiedlich ist. Das bedeutet, dass der Unterschied zwischen männlichen und weiblichen Kindern geringer wird bis dieser für die jüngsten Kindern im Datensatz nicht mehr statistisch signifikant ist.

Abschließend wird in diesem Kapitel noch eine Regression mit Interaktionstermen, dem Unterschied zwischen den statutorischen Bildungsjahren von Mutter und Vater und anderen unabhängigen Variablen geschätzt. Folgendes Modell wird dafür verwendet:

$$B_i^k = \alpha + \beta_1 B_i^p + \beta_2 B_i^{dif} + \beta_3 L + \beta_4 W + \beta_5 B_i^p L + \epsilon_i \quad (4.4)$$

für $i = 1, \dots, n$; $p = \max(m, v)$; $B_i^{dif} = \text{abs}(B_i^v - B_i^m)$

, wobei die Variablen die gleiche Bedeutung wie in Modellen 4.3 und 4.2 haben, B^{dif} für den Absolutwert des Unterschieds zwischen statutorischen Bildungsjahren von Vater

Tabelle 4.15.: Regressionen für Modell 4.3 für $p = \max(v, m)$ nach Alterskohorten

	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	R^2	N
1936-39	4,819*** (0,391)	0,575*** (0,042)	-0,535*** (0,070)	0,250	1.862
1940-44	5,270*** (0,268)	0,548*** (0,028)	-0,597*** (0,061)	0,267	2.914
1945-49	5,626*** (0,283)	0,513*** (0,030)	-0,450*** (0,063)	0,218	2.808
1950-54	4,796*** (0,291)	0,615*** (0,30)	-0,322*** (0,068)	0,225	2.894
1955-59	4,808*** (0,264)	0,612*** (0,028)	-0,125* (0,062)	0,238	3.360
1960-64	5,727*** (0,251)	0,525*** (0,026)	-0,108 (0,062)	0,178	3.592
1965-69	5,664*** (0,222)	0,526*** (0,023)	0,011 (0,064)	0,228	3.238

Standard errors in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

und Mutter steht und B^pL den Interaktionsterm zwischen Bildungsjahren der Eltern und der Dummy-Variable „ländlich“ darstellt.

Tabelle 4.16.: Geschätzte Koeffizienten für Modell 4.4, $p = \max(m, v)$

$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_4$	$\hat{\beta}_5$	R^2	N
4,690 *** (0,222)	0,679*** (0,023)	-0,316*** (0,030)	-1,447*** (0,233)	-0,288*** (0,025)	0,089*** (0,024)	0,258	18.922

Standard errors in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Die geschätzten Resultate in Tabelle 4.16 sind alle statistisch hoch signifikant. Das Modell wurde für beide Geschlechter gemeinsam geschätzt, da mithilfe der Dummy-Variable W der Nachteil für Frauen gemessen wird. Erwartungsgemäß hat der absolute Unterschied zwischen den statutorischen Bildungsjahren des Vaters und der Mutter einen negativen Effekt auf die Bildungsjahre der Kinder. Jedes zusätzliche Jahr Unterschied zwischen Mutter und Vater verringert die Bildungsjahre der Kinder im geschätzten Modell 4.4 um 0,316 Jahre. Darüberhinaus wirkt sich der Interaktionsterm zwischen Bildungsjahren der Eltern und der Dummy-Variable L schwach positiv aus. Alle anderen unabhängigen Variablen haben die erwarteten Effekte, die bereits in den Modellen vorher interpretiert wurden. Anzumerken ist hier, dass durch die Schätzung des Modells 4.4 das höchste R^2 mit 0,258 erreicht wurde und dieses Modell somit den höchsten Erklärungsgehalt hat.

4.2.1.1. Wichtigste Ergebnisse der OLS-Regressionen

Anhand des Modells 4.1 wurde festgestellt, dass die statutorischen Bildungsjahre der Eltern, der Mutter oder des Vaters positiv mit jenen der Kinder korrelieren. Jedes zusätzliche Bildungsjahr der Eltern ($p = \max(m, v)$) hat 0,564 zusätzliche Bildungsjahre der Kinder zur Folge (Tabelle 4.7). Aufgrund des höheren R^2 in der Regression mit den Vätern, haben die Bildungsjahre des Vaters einen höheren Erklärungsgehalt als jene der Mutter. Dies gilt für alle geschätzten OLS-Regressionen, wenn man den Erklärungsgehalt der Bildungsjahre des Vaters mit jenen der Mutter vergleicht.

Der geschätzte Koeffizient $\hat{\beta}$ für die jeweiligen Alterskohorten in Tabellen 4.8, 4.10 und 4.11 sinkt mit wenigen Ausnahmen für alle Alterskohorten, die nach 1954 geboren sind. Dies legt nahe, dass sich die Bildungsreformen (3.2) positiv auf die intergenerationale Bildungsmobilität ausgewirkt haben und somit die Bildungstransmission im Laufe der Zeit zurückgegangen ist.

Dass es statistisch signifikante Unterschiede bei der Korrelation zwischen Bildungsjahren der Eltern/des Vaters/der Mutter und weiblichen bzw männlichen Kindern gibt, wurde mithilfe eines Chow-Tests eruiert. Weibliche Kinder sind im Vergleich zu männlichen tendenziell stärker abhängig von ihren Eltern (Tabelle 4.9). Im Laufe der Zeit (ab Alterskohorte 1960-1964) ist der Unterschied zwischen den beiden Gruppen - männliche und weibliche Kinder - allerdings nicht mehr statistisch signifikant. Dies unterstreicht die Annahme, dass besonders Frauen von den Bildungsreformen (3.2) in den 1960er- und 70er-Jahren profitiert haben und diese dadurch mobiler geworden sind.

Kinder, die in einem ländlichen Gebiet aufgewachsen sind, haben einen statistisch signifikanten Nachteil beim Bildungsabschluss (Tabelle 4.12). Dieser Nachteil verringert sich deutlich von der Kohorte 1960-1964 auf 1965-1969 (Tabelle: 4.13). Auch wenn nicht direkt für einen kausalen Zusammenhang zwischen Einführung der SchülerInnenfreifahrt und der Veränderung des geschätzten Koeffizienten getestet werden kann, ist eine Auswirkung dieser Maßnahme sehr naheliegend.

4.2.2. Ordered-Logit-Modelle

Um weitere Evidenz für die Transmission von Bildungsabschlüssen von einer Generation auf die nächste zu dokumentieren, wird diese anhand eines Ordered-Logit-Modells untersucht. Als abhängige Variable wird der höchste Bildungsabschluss der Kinder, der in Tabelle 4.2 in drei Bildungskategorien (Niedrig, Mittel, Hoch) zusammengefasst wurde, verwendet. Bei dieser Variable handelt es sich um eine kategoriale Variable mit drei Ausprägungen, die man ordnen kann, wobei die Abstände zwischen den jeweiligen Kategorien unterschiedlich groß sind. Für die Analyse bei einer derartigen Form der abhängigen Variable verwendet man Ordered Logit bzw. Ordered Probit Modelle (Long (1997)). Der Unterschied zwischen diesen beiden Modellen liegt lediglich in der für die Schätzung verwendeten kumulativen Verteilungsfunktion. Bei Logit-Modellen wird die

logistische Funktion angenommen und bei Probit Modellen die Standardnormalverteilung. Bei der folgenden Analyse wird die kumulative logistische Verteilungsfunktion verwendet.

Das Ordered-Logit-Modell kann ähnlich wie das normale Logit-Modell, bei dem die abhängige Variable im Gegensatz zum Ordered-Logit-Modell nur die Ausprägungen 0 oder 1 annimmt, mithilfe einer unbeobachteten latenten stetigen Variable y^* für die wahren Ausprägungen der abhängigen Variable y_i erklärt werden (Long (1997)), wobei $\mathbf{x}_i'$ für den Reihenvektor der unabhängigen Variablen steht und $\boldsymbol{\beta}$ für den Vektor der jeweiligen Koeffizienten:

$$y_i = m \text{ if } \tau_{m-1} \leq y_i^* < \tau_m \text{ for } m = 1, \dots, J$$

$$y_i^* = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + \epsilon_i$$

mit

$$y_i = \begin{cases} 1 \Rightarrow \text{Niedrig} & \text{wenn } \tau_0 = -\infty \leq y_i^* < \tau_1 \\ 2 \Rightarrow \text{Mittel} & \text{wenn } \tau_1 \leq y_i^* < \tau_2 \\ 3 \Rightarrow \text{Hoch} & \text{wenn } \tau_2 \leq y_i^* < \tau_3 = \infty \end{cases}$$

,wobei τ für den jeweiligen Schwellenwert steht. Um die Maximum-Likelihood-Methode für Schätzungen durchführen zu können, muss eine bestimmte Verteilungsfunktion für den Störterm ϵ angenommen werden. Für das Ordered-Logit-Modell wird die logistische Verteilung mit Mittelwert 0 und Varianz $\pi^2/3$ angenommen. Die Dichtefunktion $f(\cdot)$ der logistischen Verteilung für den Störterm lautet (Long (1997)):

$$\lambda(\epsilon) = \frac{\exp(\epsilon)}{[1 + \exp(\epsilon)]^2}$$

und die kumulative Verteilungsfunktion $F(\cdot)$:

$$\Lambda(\epsilon) = \frac{\exp(\epsilon)}{1 + \exp(\epsilon)}$$

In einem nächsten Schritt können die Wahrscheinlichkeiten einer bestimmte Ausprägung der beobachteten abhängigen Variable y gegeben die unabhängigen Variablen $\mathbf{x}'$ berechnet werden (vgl. Long (1997)):

$$\begin{aligned} Pr(y_i = m | \mathbf{x}_i') &= Pr(\tau_{m-1} \leq y_i^* < \tau_m | \mathbf{x}_i') \\ Pr(y_i = m | \mathbf{x}_i') &= Pr(\tau_{m-1} \leq \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + \epsilon_i < \tau_m | \mathbf{x}_i') \\ Pr(y_i = m | \mathbf{x}_i') &= Pr(\tau_{m-1} - \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} \leq \epsilon_i < \tau_m - \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} | \mathbf{x}_i') \\ Pr(y_i = m | \mathbf{x}_i') &= Pr(\epsilon_i < \tau_m - \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} | \mathbf{x}_i') - Pr(\epsilon_i \leq \tau_{m-1} - \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} | \mathbf{x}_i') \\ &= F(\tau_m - \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}) - F(\tau_{m-1} - \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}) \\ &= Pr(y_i = m | \mathbf{x}_i', \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\tau}) \end{aligned}$$

Die Wahrscheinlichkeit den Wert y bei der i -ten Beobachtung zu erhalten ist demnach (vgl. Long (1997)):

$$p_i = \begin{cases} Pr(y_i = 1 | \mathbf{x}'_i, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\tau}) & \text{wenn } y = 1 \\ Pr(y_i = 2 | \mathbf{x}'_i, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\tau}) & \text{wenn } y = 2 \\ Pr(y_i = 3 | \mathbf{x}'_i, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\tau}) & \text{wenn } y = 3 \end{cases}$$

Wenn die Beobachtungen unabhängig sind führt das zu folgender Likelihood-Funktion:

$$L(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\tau} | \mathbf{yX}) = \prod_{i=1}^3 p_i$$

bzw. für die jeweiligen Ausprägungen und Bildung des Logs zu (vgl. Long (1997)):

$$\begin{aligned} L(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\tau} | \mathbf{yX}) &= \prod_{j=1}^3 \prod_{y_i=j} [F(\tau_j - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}) - F(\tau_{j-1} - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta})] \\ \ln L(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\tau} | \mathbf{yX}) &= \sum_{j=1}^3 \sum_{y_i=j} \ln [F(\tau_j - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}) - F(\tau_{j-1} - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta})] \end{aligned}$$

Die logarithmierte Funktion kann mit Hilfe von numerischen Methoden maximiert werden, daraus erhält man die Schätzer $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ und $\hat{\boldsymbol{\tau}}$. Anzumerken ist hier, dass bei der Schätzung mittels des Statistikprogramms Stata angenommen wird, dass die Konstante $\beta_0 = 0$. Für eine genauere Diskussion zu diesem Thema siehe Long (1997). Die Interpretation der Koeffizienten $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ ist wenig aussagekräftig, da sich der marginale Effekt immer auf unbeobachtbare latente Variable y^* bezieht. Sinnvoller ist es daher mit den geschätzten Wahrscheinlichkeiten zu arbeiten:

$$\hat{P}(y = m | \mathbf{x}) = F(\hat{\tau}_m - \mathbf{x}' \hat{\boldsymbol{\beta}}) - F(\hat{\tau}_{m-1} - \mathbf{x}' \hat{\boldsymbol{\beta}})$$

Die folgenden geschätzten Modelle werden anhand der durchschnittlichen geschätzten Wahrscheinlichkeiten und mit Hilfe der diskreten marginalen Veränderungen einer unabhängigen Variable interpretiert. Die diskrete marginale Veränderung einer unabhängigen Variable ist die Veränderung der geschätzten Wahrscheinlichkeit der Variable x_k von einem Startwert x_s zu einem Endwert x_E und kann folgendermaßen berechnet werden (vgl.: Long (1997)):

$$\frac{\Delta Pr(y = m) | \mathbf{x}}{\Delta x_k} = Pr(y = m | \mathbf{x}, x_k = x_E) - Pr(y = m | \mathbf{x}, x_k = x_s)$$

Die Herleitung des Ordered-Logit Modells wurde hier nur in Grundzügen betrachtet, für eine genauere Auseinandersetzung siehe Long (1997).

In Tabelle 4.17 findet man die ersten Ergebnisse des Ordered-Logit-Modells. Die abhängige Variable ist die Bildung der Kinder (Niedrig, Mittel, Hoch) und die unabhängigen Variablen sind der Bildungsabschluss der Mutter, des Vaters, eine Dummy Variable für „ländlich“ und das Alter der Kinder. Alle diskreten marginalen Effekte wurden anhand der Mittelwerte der unabhängigen Variable geschätzt. Das Alter der Kinder wurde in das Modell miteinbezogen, da mithilfe eines Likelihood-Ratio-Testes festgestellt wurde, dass dieses Modell gegenüber dem restringierten (Modell ohne Alter als unabhängige Variable) vorzuziehen ist.

Tabelle 4.17.: Ordered Logit alle Kinder

	Kind niedrig	Kind mittel	Kind hoch
P(Y X)	0,692*** (0,004)	0,260*** (0,003)	0,047*** (0,002)
Mutter mittel	-0,254*** (0,015)	0,181*** (0,009)	0,073*** (0,006)
Mutter hoch	-0,330*** (0,036)	0,221*** (0,017)	0,109*** (0,020)
Vater mittel	-0,336*** (0,013)	0,231*** (0,008)	0,106*** (0,006)
Vater hoch	-0,474*** (0,018)	0,272*** (0,006)	0,202*** (0,016)
Land	0,156*** (0,008)	-0,119*** (0,006)	-0,036*** (0,002)
Alter	0,006*** (0,000)	-0,005*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
N	18.922	18.922	18.922

Standard errors in parentheses

Cox-Snell $R^2 = 0,190$; McFadden $R^2 = 0,131$

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Die durchschnittlichen geschätzten Wahrscheinlichkeiten für ein Kind einen bestimmten Bildungsabschluss zu haben werden in der Zeile $P(Y|X)$ wiedergegeben. Die durchschnittliche geschätzte Wahrscheinlichkeit für ein Kind einen niedrigen Bildungsabschluss zu haben beträgt 69,2%, einen mittleren 26% und einen hohen nur 4,7%. Als Startwert oder Basis x_s für die Berechnung der Veränderung der geschätzten Wahrscheinlichkeit wird bei den Schätzungen in Tabelle 4.17 jeweils der niedrigste Bildungsabschluss der Mutter bzw. des Vaters und in der Stadt leben herangezogen. Die Bildung des Vaters und die Bildung der Mutter wurde in die gleichen Kategorien wie die der Kinder eingeteilt: Niedrig, Mittel und Hoch (Tabelle 4.2). Eine Mutter mit einem mittleren Schulabschluss anstelle eines niedrigen verringert die Wahrscheinlichkeit für das Kind einen niedrigen Bildungsabschluss zu haben um 25,4 Prozentpunkte und einen Vater mit einem mittleren Bildungsabschluss anstelle eines niedrigen zu haben, verringert die Wahrscheinlichkeit um 33,6 Prozentpunkte. Der diskrete marginale Effekt

für ein Kind, einen niedrigen Bildungsabschluss zu haben, beträgt bei einem Väter mit hoher Bildung sogar $-47,4$ Prozentpunkte. Generell weisen die Ergebnisse in Tabelle 4.17 darauf hin, dass der Bildungsabschluss des Vaters die Wahrscheinlichkeiten für die Kinder in einer bestimmten Bildungskategorie zu sein, stärker beeinflusst als jener der Mutter. Auf dem Land leben erhöht die Wahrscheinlichkeit für ein Kind einen niedrigen Bildungsabschluss zu haben um $15,6$ Prozentpunkte und verringert die geschätzten Wahrscheinlichkeiten für die beiden anderen Bildungskategorien. Allgemein beeinflussen alle geschätzten diskreten marginalen Effekte die Wahrscheinlichkeiten in die zuvor vermutete Richtung. Je höher der Bildungsabschluss der Mutter oder des Vaters ist, desto wahrscheinlicher ist es für ein Kind auch einen höheren Bildungsabschluss zu erreichen. Wenn Kinder am Land leben, erhöht das die Wahrscheinlichkeit in die niedrigste Bildungskategorie zu fallen und verringert die Wahrscheinlichkeit für die mittleren und hohen Bildungskategorien. Für die älteren Kinder im Datensatz ist es wahrscheinlicher einen niedrigen Bildungsabschluss zu haben und für die jüngeren Kinder steigt die Wahrscheinlichkeit einen mittleren und einen hohen Bildungsabschluss zu haben. Alle geschätzten diskreten marginalen Effekte in Tabelle 4.17 sind statistisch hoch signifikant.

Mithilfe eines Testes auf Strukturbruch wurde festgestellt, dass man jeweils ein eigenes Modell für weibliche und männliche Kinder verwenden soll oder anders ausgedrückt, dass der Unterschied zwischen dem Ordered-Logit-Modell für männliche und weibliche Kinder statistisch signifikant ist. Aus diesem Grund wird ein eigenes Ordered-Logit-Modell für männliche und getrennt für weibliche Kinder geschätzt. Die Ergebnisse dieser beiden Modelle sind in Tabelle 4.18 dokumentiert.

Vergleicht man die durchschnittlichen geschätzten Wahrscheinlichkeiten der beiden Modelle in Tabelle 4.18 für den jeweiligen Bildungsabschluss, so stellt man fest, dass weibliche Kinder eine niedrigere Wahrscheinlichkeit einen niedrigen (67%) und einen hohen ($3,8\%$) zu haben als ihre männlichen Kollegen, die mit einer Wahrscheinlichkeit von $71,7\%$ einen niedrigen und $5,7\%$ einen hohen Bildungsabschluss haben. Bei den mittleren Bildungsabschlüssen der Kinder ist es dementsprechend umgekehrt: mit einer geschätzten durchschnittlichen Wahrscheinlichkeit von $29,3\%$ fallen weibliche Kinder in diese Bildungskategorie und bei männlichen Kindern sind es nur $22,6\%$. Betrachtet man die geschätzten diskreten marginalen Effekte für die beiden Modelle im Vergleich, so kann man feststellen, dass der Bildungsabschluss der Mutter eine größere Auswirkung auf die Veränderung der Wahrscheinlichkeit der weiblichen Kinder hat als auf die männlichen. Eine Mutter mit hohem Bildungsabschluss anstelle eines niedrigen zu haben, verringert die Wahrscheinlichkeit für weibliche Kinder einen niedrigen Bildungsabschluss um $45,2$ Prozentpunkte und bei männlichen nur um $16,8$ Prozentpunkte. Die ceteris paribus Veränderung, wenn die Bildung der Väter die unabhängige Variable ist, hat in manchen Fällen eine stärkere Auswirkung auf den Bildungsabschluss im Modell mit den weiblichen Kindern und in anderen auf das Modell mit den männlichen. Ein Vater mit hohem Bildungsabschluss anstelle eines niedrigen erhöht im Modell mit den weiblichen Kindern die Wahrscheinlichkeit einen mittleren Bildungsabschluss zu haben

Tabelle 4.18.: Ordered Logit getrennt nach Geschlechtern

	Niedrig w	Niedrig m	Mittel w	Mittel m	Hoch w	Hoch m
P(Y X)	0,670*** (0,005)	0,717*** (0,005)	0,293*** (0,005)	0,226*** (0,005)	0,038*** (0,002)	0,057*** (0,002)
Mutter mi	-0,284*** (0,020)	-0,231*** (0,021)	0,215*** (0,014)	0,152*** (0,012)	0,068*** (0,007)	0,079*** (0,009)
Mutter ho	-0,452*** (0,038)	-0,168** (0,057)	0,288*** (0,009)	0,116** (0,035)	0,165*** (0,032)	0,053* (0,022)
Vater mi	-0,339*** (0,018)	-0,339*** (0,018)	0,253*** (0,012)	0,211*** (0,010)	0,087*** (0,008)	0,128*** (0,011)
Vater ho	-0,453*** (0,026)	-0,495*** (0,024)	0,299*** (0,010)	0,242*** (0,008)	0,154*** (0,020)	0,253*** (0,025)
Land	0,158*** (0,012)	0,154*** (0,012)	-0,129*** (0,009)	-0,109*** (0,008)	-0,029*** (0,003)	-0,045*** (0,004)
Alter	0,010*** (0,001)	0,003*** (0,001)	-0,008*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
N	9.821	9.101	9.821	9.101	9.821	9.101

Standard errors in parentheses

Modell weibliche (w) Kinder: Cox-Snell $R^2 = 0,204$; McFadden $R^2 = 0,142$ Modell männliche (m) Kinder: Cox-Snell $R^2 = 0,183$; McFadden $R^2 = 0,128$ * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

um 29,9 Prozentpunkte und im Modell mit den männlichen nur um 24,2 Prozentpunkte. Bei den hohen Bildungsabschlüssen der Kinder ist das anders: Ein Vater mit hohem Bildungsabschluss steigert die Wahrscheinlichkeit für weibliche Kinder einen hohen Bildungsabschluss zu haben nur um 15,4 Prozentpunkte und für männliche Kinder um 25,3 Prozentpunkte. Die Bildung der Väter hat *ceteris paribus* einen wesentlich stärkeren Effekt als die Bildung der Mutter im Modell mit den männlichen Kindern. So erhöht sich die Wahrscheinlichkeit für männliche Kinder einen hohen Bildungsabschluss zu haben um 25,3 Prozentpunkte, wenn der Vater einen hohen Bildungsabschluss anstelle eines niedrigen hat und wenn die Mutter einen hohen Bildungsabschluss hat nur um 5,3 Prozentpunkte. Der diskrete marginale Effekt einer Veränderung der Dummy Variable Land von 0 auf 1 hat bei den niedrigen und mittleren Bildungsabschlüssen der Kinder einen höheren Einfluss bei dem Modell mit den weiblichen Kindern als bei den männlichen und einen niedrigeren bei der hohen Bildungskategorie.

Bei den geschätzten Modellen in Tabelle 4.17 und 4.18 wurde das Alter der Kinder miteinbezogen, aber für unterschiedliche Effekte in unterschiedlichen Kohorten konnte nicht kontrolliert werden. Das wird mithilfe der nächsten beiden Modelle, deren Ergebnisse in Tabelle 4.19 und 4.20 dokumentiert sind, nachgeholt. Bei diesen beiden geschätzten Modellen wurden anstelle des Alters Interaktionsterme aller unabhängigen Variablen mit der jeweiligen Alterskohorte gebildet, um keine Beobachtungen zu verlieren. Die Schätzungen der Ordered-Logit-Modelle erfolgen also nicht jeweils einzeln für jede Kohorte wie dies der Fall bei der Kleinst-Quadrat-Methode in Kapitel 4.2.1 war, sondern mithilfe von Interaktionstermen. In jeder Kohorte dient der niedrige Bildungsabschluss der Mutter bzw. des Vaters und der Wert 0 für die Dummy Variable „Land“ als Basis für die geschätzten diskreten marginalen Effekte.

In Tabelle 4.19 findet man die Ergebnisse für die geschätzten durchschnittlichen Wahrscheinlichkeiten und für die geschätzten diskreten marginalen Effekte für alle Kinder für die jeweilige Alterskohorte. Die geschätzte durchschnittliche Wahrscheinlichkeit einen niedrigen Bildungsabschluss zu haben, sinkt von einer Kohorte zur nächsten: In der Alterskohorte 1936-1947 beträgt die durchschnittliche Wahrscheinlichkeit einen niedrigen Bildungsabschluss noch 77,8% und in der Kohorte 1959-1969 sinkt diese auf 62,6%. Je später ein Kind geboren ist desto höher ist die durchschnittliche geschätzte Wahrscheinlichkeit einen mittleren und einen hohen Bildungsabschluss zu haben: In der ersten Kohorte ist die durchschnittliche Wahrscheinlichkeit einen mittleren Bildungsabschluss zu haben 19,1% und in der letzten 31,1%. Ein ähnliches Bild zeigt sich bei den Hochschulabschlüssen: In der Kohorte 1939-47 hat ein Kind nur mit einer durchschnittlichen geschätzten Wahrscheinlichkeit von 3,1% einen Hochschulabschluss und in der letzten mit einer Wahrscheinlichkeit von 6,3%, was ein deutlicher Unterschied ist. Diese Entwicklung der geschätzten durchschnittlichen Wahrscheinlichkeiten ist auf die Bildungsexpansion zurückzuführen. Sowohl ein hoher als auch ein mittlerer Bildungsabschluss der Mutter anstelle eines niedrigen beeinflusst die Wahrscheinlichkeiten für die Kinder, einen niedrigen, mittleren oder hohen Bildungsabschluss zu haben, am stärksten in der Alterskohorte 1948-58, am niedrigsten ist der Einfluss der

Tabelle 4.19.: Ordered Logit alle Kinder mit Kohorteneffekten

	Niedrig	Mittel	Hoch
P(Y X)	0,694*** (0,004)	0,259*** (0,004)	0,047*** (0,001)
1936-1947	0,778*** (0,006)	0,191*** (0,005)	0,031*** (0,001)
1948-1958	0,680*** (0,006)	0,270*** (0,005)	0,050*** (0,002)
1959-1969	0,626*** (0,006)	0,311*** (0,005)	0,063*** (0,002)
Mutter mittel			
1936-1947	-0,200*** (0,029)	0,157*** (0,021)	0,043*** (0,008)
1948-1958	-0,299*** (0,026)	0,203*** (0,014)	0,096*** (0,013)
1959-1969	-0,258*** (0,021)	0,167*** (0,011)	0,092*** (0,011)
Mutter hoch			
1936-1947	-0,291*** (0,068)	0,219*** (0,044)	0,071** (0,024)
1948-1958	-0,413*** (0,063)	0,244*** (0,014)	0,168*** (0,050)
1959-1969	-0,310*** (0,048)	0,188*** (0,017)	0,122*** (0,031)
Vater mittel			
1936-1947	-0,344*** (0,025)	0,257*** (0,016)	0,087*** (0,010)
1948-1958	-0,333*** (0,021)	0,225*** (0,011)	0,108*** (0,011)
1959-1969	-0,326*** (0,019)	0,203*** (0,009)	0,124*** (0,012)
Vater hoch			
1936-1947	-0,486*** (0,034)	0,325*** (0,013)	0,161*** (0,023)
1948-1958	-0,496*** (0,030)	0,262*** (0,008)	0,235*** (0,033)
1959-1969	-0,440*** (0,025)	0,220*** (0,007)	0,220*** (0,026)
Land			
1936-1947	0,177*** (0,014)	-0,142*** (0,011)	-0,034*** (0,003)
1948-1958	0,177*** (0,014)	-0,133*** (0,010)	-0,043*** (0,004)
1959-1969	0,116*** (0,014)	-0,0848*** (0,010)	-0,032*** (0,004)
N	18.922	18.922	18.922

Standard errors in parentheses

Cox-Snell $R^2 = 0,191$; McFadden $R^2 = 0,132$ * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Mutter in der ersten Kohorte. Die diskreten marginalen Effekte der Alterskohorten mit der Bildung des Vaters zeigen kein so eindeutiges Bild. Wenn der Vater einen hohen Bildungsabschluss anstelle eines niedrigen hat, verringert dies für die Alterskohorte 1948-58 die Wahrscheinlichkeit für ein Kind einen niedrigen Bildungsabschluss zu haben um beinahe 50 Prozentpunkte. In allen Kohorte für alle Bildungsabschlüsse der Kinder ist der diskrete marginale Effekt des Bildungsabschlusses des Vaters stärker als jener der Mutter. Der diskrete marginale Effekt der Dummy Variable Land wird, wie erwartet, von einer Alterskohorte zur nächsten geringer, wobei ein großer Unterschied zwischen den beiden letzten Kohorten ist: Die Wahrscheinlichkeit für die Kinder einen niedrigen Bildungsabschluss zu haben, wird durch auf dem Land leben in der Kohorte 1936-47 um 17,7 Prozentpunkte erhöht, in der Kohorte 1948-58 ebenfalls um 17,7 Prozentpunkte und dieser Wert geht in der Kohorte 1959-1969 auf nur mehr 11,6 Prozentpunkte zurück.

In Tabelle 4.20 wird das Ordered-Logit-Modell mit Interaktionstermen für die unabhängigen Variablen mit den jeweiligen Alterskohorten getrennt für weibliche und männliche Kinder geschätzt. Wenn man die Veränderung der geschätzten durchschnittlichen Wahrscheinlichkeiten für die beiden verschiedenen Modellen in den jeweiligen Kohorten miteinander vergleicht, kann man sehen, dass die Wahrscheinlichkeit einen niedrigen Bildungsabschluss zu erreichen nur in der ersten Kohorte im Modell für die weiblichen Kinder höher ist, als im Modell für die männlichen. Umgekehrt ist es im Modell für die männlichen Kinder wahrscheinlicher in der Kohorte 1936-47, dass diese einen mittleren und einen hohen Abschluss erreichen, als für die weiblichen. In den beiden anderen Kohorten (1948-58 und 1959-69) weisen die weiblichen Kinder eine höhere durchschnittliche Wahrscheinlichkeit einen mittleren Bildungsabschluss zu erreichen auf und eine niedrigere Wahrscheinlichkeit einen niedrigen und einen hohen Bildungsabschluss zu erreichen als im Modell mit den männlichen Kindern. In beiden geschätzten Modellen sinkt die Wahrscheinlichkeit einen niedrigen Bildungsabschluss zu haben von einer Kohorte auf die nächste, wobei die Verringerung der Wahrscheinlichkeit in der niedrigen Bildungskategorie zu sein im Modell mit den weiblichen Kinder größer ist. Die Wahrscheinlichkeit einen mittleren und einen hohen Bildungsabschluss zu erreichen steigt in beiden Modellen von einer Kohorte zur nächsten - wiederum bei den weiblichen Kindern stärker als bei den männlichen. Weibliche Kinder haben in der Kohorte 1936-47 nur eine durchschnittliche geschätzte Wahrscheinlichkeit von 2% einen Hochschulabschluss zu haben, währenddessen männliche Kinder eine Wahrscheinlichkeit von immerhin 4,6% in der gleichen Kohorte aufweisen. Obwohl weibliche Kinder gegenüber den männlichen deutlich im Laufe der Zeit aufholen, haben weibliche Kinder in der letzten Kohorte (1959-69) noch immer eine niedrigere durchschnittliche Wahrscheinlichkeit mit 5,6% einen Hochschulabschluss zu haben, als die männlichen mit 6,7%. Zusammenfassend kann man sagen, dass sich die Bildungsexpansion deutlich in den durchschnittlichen geschätzten Wahrscheinlichkeiten in beiden Modellen widerspiegelt und im Modell mit den weiblichen Kindern stärker ausgeprägt ist als im Modell mit den männlichen.

Bei Betrachtung der geschätzten diskreten marginalen Effekte der Interaktionsterme der Bildung der Mutter mit den jeweiligen Alterskohorten in Tabelle 4.20 kann man erkennen, dass die Bildung der Mutter die Bildung der Kinder im Modell mit den weiblichen Kindern wesentlich stärker beeinflusst als im Modell mit den männlichen Kindern. Bei den männlichen Kindern sind einige diskrete marginale Effekte nicht einmal mehr statistisch signifikant. Ein hoher Bildungsabschluss der Mutter anstelle eines niedrigen hat in den jeweiligen Kohorten kaum Einfluss im Modell der männlichen Kinder. In der Alterskohorte 1936-47 verändert sich der diskrete marginale Effekt für weibliche Kinder einen Hochschulabschluss zu haben, wenn die Mutter einen hohen Bildungsabschluss anstelle eines niedrigen hat, von 9,8 Prozentpunkte auf 20,7 Prozentpunkte in der letzten Alterskohorte und im Modell der männlichen Kinder sind diese diskreten marginalen Effekten nicht einmal statistisch signifikant. Die Bildung des Vaters in der jeweiligen Kohorte hat in manchen Fällen einen stärkeren marginalen Effekt im Modell mit den weiblichen Kinder und in anderen einen stärkeren auf das Modell mit den männlichen Kindern, wobei alle Interaktionsterme statistisch hoch signifikant sind und im Modell mit den männlichen Kindern hat die Bildung des Vaters in allen Kohorten eine eindeutig stärkere Auswirkung als die Bildung der Mutter. Der diskrete marginale Effekt für männliche Kinder in der Kohorte 1959-69 einen hohen Bildungsabschluss zu erreichen, wenn der Vater einen hohen anstelle eines niedrigen hat, beträgt 26,4 Prozentpunkte, derselbe Bildungsabschluss bei den Müttern in diesem Modell ist nicht einmal statistisch signifikant. Die Auswirkung des diskreten marginalen Effekts der Dummy-Variable „Land“ einen bestimmten Bildungsabschluss zu erreichen wird in beiden Modellen von einer Kohorte auf die nächste kleiner mit einer Ausnahme für die hohen Bildungsabschlüsse der weiblichen und männlichen Kinder der Kohorte 1936-47 auf 1948-58. Bei der Kohorte 1936-47 auf die Kohorte 1948-58 ist der Rückgang der Auswirkung des marginalen Effekts von „auf dem Land“ leben jedoch wesentlich geringer als von der Kohorte 1948-58 auf 1959-69.

4.2.2.1. Wichtigste Ergebnisse des Ordered-Logit-Modells

Die Ergebnisse in Tabelle 4.17 zeigen deutlich, dass der Bildungsabschluss der Mutter und des Vaters die Bildungsabschlüsse stark beeinflusst. Hat ein Kind eine Mutter mit hohem Bildungsabschluss anstelle eines niedrigen, verringert sich für das Kind die Wahrscheinlichkeit lediglich einen niedrigen Bildungsabschluss zu erreichen um 33 Prozentpunkte und bei einem Vater mit einem hohen anstelle eines niedrigen gar um 47,4 Prozentpunkte.

Wie bei den Regressionen ist der Unterschied bei der Transmission von Bildungsabschlüssen zwischen männlichen und weiblichen Kindern beim Ordered-Logit-Modell statistisch signifikant. In Tabelle 4.18 kann man sehen, dass die Bildung der Mutter eine stärkere Auswirkung auf die Bildung des weiblichen Kindes hat als auf jene des männlichen. Eine Mutter mit hohem Bildungsabschluss anstelle eines niedrigen zu haben, verringert die Wahrscheinlichkeit für weibliche Kinder einen niedrigen Bildungsabschluss um 45,2 Prozentpunkte und bei männlichen nur um 16,8 Prozentpunkte. Ob sich der

Tabelle 4.20.: Ordered Logit getrennt nach Geschlechtern mit Kohorteneffekten

	Niedrig w	Niedrig m	Mittel w	Mittel m	Hoch w	Hoch m
P(Y X)	0,673*** (0,005)	0,718*** (0,005)	0,290*** (0,005)	0,225*** (0,005)	0,037*** (0,002)	0,057*** (0,002)
1936-1947	0,796*** (0,008)	0,759*** (0,009)	0,184*** (0,007)	0,194*** (0,007)	0,0200*** (0,001)	0,0464*** (0,003)
1948-1958	0,646*** (0,009)	0,716*** (0,009)	0,312*** (0,008)	0,227*** (0,007)	0,042*** (0,002)	0,057*** (0,003)
1959-1969	0,572*** (0,009)	0,683*** (0,008)	0,372*** (0,008)	0,251*** (0,007)	0,056*** (0,003)	0,067*** (0,003)
Mutter mittel						
1936-1947	-0,216*** (0,039)	-0,187*** (0,045)	0,183*** (0,032)	0,132*** (0,029)	0,033*** (0,008)	0,055*** (0,016)
1948-1958	-0,302*** (0,036)	-0,296*** (0,037)	0,220*** (0,021)	0,186*** (0,018)	0,081*** (0,016)	0,110*** (0,020)
1959-1969	-0,298*** (0,027)	-0,218*** (0,030)	0,193*** (0,013)	0,138*** (0,017)	0,105*** (0,016)	0,080*** (0,014)
Mutter hoch						
1936-1947	-0,436*** (0,086)	-0,132 (0,094)	0,338*** (0,049)	0,0957 (0,064)	0,098** (0,037)	0,036 (0,030)
1948-1958	-0,474*** (0,071)	-0,317** (0,104)	0,269*** (0,014)	0,195*** (0,043)	0,205* (0,081)	0,122* (0,061)
1959-1969	-0,414*** (0,044)	-0,122 (0,078)	0,207*** (0,014)	0,083 (0,049)	0,207*** (0,054)	0,039 (0,029)
Vater mittel						
1936-1947	-0,324*** (0,034)	-0,370*** (0,037)	0,268*** (0,025)	0,238*** (0,018)	0,056*** (0,009)	0,131*** (0,021)
1948-1958	-0,332*** (0,030)	-0,338*** (0,031)	0,242*** (0,018)	0,210*** (0,015)	0,090*** (0,013)	0,129*** (0,018)
1959-1969	-0,329*** (0,026)	-0,330*** (0,028)	0,212*** (0,012)	0,195*** (0,013)	0,117*** (0,016)	0,134*** (0,017)
Vater hoch						
1936-1947	-0,412*** (0,052)	-0,545*** (0,042)	0,328*** (0,034)	0,274*** (0,010)	0,085*** (0,019)	0,271*** (0,046)
1948-1958	-0,522*** (0,038)	-0,465*** (0,047)	0,276*** (0,018)	0,241*** (0,009)	0,246*** (0,052)	0,224*** (0,044)
1959-1969	-0,405*** (0,034)	-0,480*** (0,036)	0,224*** (0,009)	0,215*** (0,010)	0,181*** (0,034)	0,264*** (0,040)
Land						
1936-1947	0,181*** (0,018)	0,175*** (0,021)	-0,156*** (0,016)	-0,128*** (0,015)	-0,025*** (0,003)	-0,047*** (0,006)
1948-1958	0,176*** (0,020)	0,177*** (0,020)	-0,141*** (0,016)	-0,124*** (0,014)	-0,035*** (0,005)	-0,053*** (0,007)
1959-1969	0,114*** (0,019)	0,115*** (0,019)	-0,087*** (0,014)	-0,080*** (0,013)	-0,027*** (0,005)	-0,035*** (0,006)
56 ^N	9.821	9.101	9.821	9.101	9.821	9.101

Standard errors in parentheses

Modell weibliche (w) Kinder: Cox-Snell $R^2 = 0,206$; McFadden $R^2 = 0,143$ Modell männliche (m) Kinder: Cox-Snell $R^2 = 0,185$; McFadden $R^2 = 0,129$ * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Bildungsabschluss des Vaters stärker auf das weibliche Kind oder auf das männliche auswirkt, ergibt kein einheitliches Bild. Klar ist allerdings, dass die Bildung des Vaters die Bildung des Sohnes stärker beeinflusst als jene der Mutter. In Tabelle 4.20 werden diese Unterschiede noch deutlicher: Wenn man die Alterskohorten mit einbezieht, sind einige diskrete marginale Effekte der Veränderung der Bildungsabschlüsse der Mutter im Modell mit den männlichen Kindern nicht einmal mehr statistisch signifikant.

In Tabelle 4.19 sieht man, dass für ein Kind die durchschnittliche geschätzte Wahrscheinlichkeit einen mittleren und einen hohen Bildungsabschluss zu erreichen von einer Kohorte auf die nächste steigt. In der Kohorte 1936-1947 hat ein Kind mit einer durchschnittlich geschätzten Wahrscheinlichkeit von 3,1% einen hohen Bildungsabschluss und in der Kohorte 1959-1969 mit einer von 6,3%. Der Trend zu höheren Bildungsabschlüssen ist im Modell somit gut ersichtlich. In allen Kohorten hat der Bildungsabschluss des Vaters einen stärkeren Einfluss auf die geschätzten Wahrscheinlichkeiten für ein Kind einen bestimmten Bildungsabschluss zu erreichen als jener der Mutter. Der negative Effekt für Kinder, die auf dem Land aufgewachsen sind, verringert sich von Kohorte 1948-1958 auf Kohorte 1959-1969 deutlich.

4.2.3. Übergangsmatrizen

In diesem Kapitel werden mithilfe von Markow-Ketten, Übergangsmatrizen und verschiedene daraus resultierende Mobilitätsmaße berechnet, um die Transmission von Bildungsabschlüssen von einer Generation auf die nächste zu untersuchen. Eine ausführliche theoretische Fundierung zu Markow-Ketten findet man bei Norris (1997). Anhand von Markow-Ketten wird die Transmission von Bildung etwa auch bei Fessler u. Schneebaum (2011), Bauer u. Riphon (2004) oder Gaer u. a. (2001) analysiert. Für die Berechnung der Übergangsmatrizen werden die drei Bildungskategorien, die in Tabelle 4.2 gebildet wurden, sowohl für die Generation der Kinder als auch für die der Eltern verwendet.

Der Ausgangspunkt von Markow-Ketten wird durch den endlichen Zustandsraum $E = \{1, 2, \dots, e\}$ gebildet, bei dem $e_i \in E$ dem jeweiligen Zustand und e der Anzahl der Zustände entspricht. Die Übergangsmatrix $P = [p_{ij}] \in \mathbb{R}_+^{exe}$ ist eine stochastische Matrix, wobei die Wahrscheinlichkeit von Zustand i in Zustand j überzugehen durch $Pr(j|i) = p_{ij} \geq 0$ definiert und $\sum_{j=1}^e p_{ij} = 1$ ist. Die jeweiligen Zustände e_i entsprechen in diesem Fall den jeweiligen Bildungskategorien (Niedrig, Mittel, Hoch). Die Übergangswahrscheinlichkeit ist gegeben durch $Pr(j|i) = p_{ij} = w_{ij} / \sum_{j=1}^e w_{ij}$, wobei w_{ij} der Summe der Eltern-Kinder-Paare im Datensatz entspricht, die sich in der Bildungskategorie i für die Elterngeneration und in Kategorie j für die Generation der Kinder befinden ($i, j = 1, 2, 3$) (vgl. Fessler u. Schneebaum (2011)).

Die Übergangsmatrix $P^{E \rightarrow K}$ in Tabelle 4.21 gibt die bedingte Wahrscheinlichkeit für ein Kind in einer bestimmten Bildungskategorie (Niedrig, Mittel, Hoch) zu sein - gegeben Bildungskategorie der Eltern (Niedrig, Mittel, Hoch) - an. Da jedes Kind -

Tabelle 4.21.: Übergangsmatrix Eltern-Kinder: $P^{E \rightarrow K}$

		Kind		
		Niedrig	Mittel	Hoch
Eltern	Niedrig	0,76	0,2	0,04
	Mittel	0,31	0,48	0,21
	Hoch	0,14	0,41	0,45

gegeben eine bestimmte Kategorie der Eltern - entweder in die niedrige, die mittlere oder die hohe Bildungskategorie fällt, ergibt die Addition der Wahrscheinlichkeiten einer Zeile der Matrix immer genau 1.

Ein Kind, deren Eltern einen niedrigen Bildungsabschluss haben, hat mit einer Wahrscheinlichkeit von 76% auch einen niedrigen Bildungsabschluss, mit 20% einen mittleren und mit lediglich 4% einen hohen. Die jeweiligen Diagonalelemente der Matrix $P^{E \rightarrow K}$ in Tabelle 4.21 geben an, wie hoch die Wahrscheinlichkeit eines Kindes ist, den gleichen Bildungsabschluss wie deren Eltern zu haben. Ein Kind, deren Eltern einen hohen Bildungsabschluss haben, hat mit einer Wahrscheinlichkeit von 86% mindestens einen mittleren Bildungsabschluss, währenddessen ein Kind deren Eltern einen niedrigen Bildungsabschluss aufweisen, lediglich mit einer Wahrscheinlichkeit von 24% mindestens einen mittleren Bildungsabschluss hat.

Da in dieser Diplomarbeit der Fokus auf geschlechtsspezifischen Unterschieden bei der Transmission von Bildung von einer Generation auf die nächste liegt, werden in Folge Übergangsmatrizen für Mutter-Tochter ($P^{M \rightarrow K_w}$), Mutter-Sohn ($P^{M \rightarrow K_m}$), Vater-Tochter ($P^{V \rightarrow K_w}$) und Vater-Sohn ($P^{V \rightarrow K_m}$) berechnet.

Tabelle 4.22.: Übergangsmatrix Mutter-Tochter: $P^{M \rightarrow K_w}$

		Kind (weiblich)		
		Niedrig	Mittel	Hoch
Mutter	Niedrig	0,71	0,25	0,04
	Mittel	0,2	0,55	0,25
	Hoch	0,06	0,37	0,57

Die Interpretation der Übergangsmatrizen $P^{M \rightarrow K_w}$, $P^{M \rightarrow K_m}$, $P^{V \rightarrow K_w}$, $P^{V \rightarrow K_m}$ in Tabellen 4.22, 4.23, 4.24 und 4.25 ist einfach und selbsterklärend. Ein weibliches Kind, deren Mutter einen hohen Bildungsabschluss hat, hat mit einer Wahrscheinlichkeit von 57% auch einen hohen Bildungsabschluss und mit einer Wahrscheinlichkeit von 6% einen niedrigen. Die Wahrscheinlichkeit für ein männliches Kind einen hohen Bildungsabschluss zu haben, wenn die Mutter in dergleichen Kategorie ist, beträgt 46% und 21% einen niedrigen zu haben. Gegeben, dass der Vater einen niedrigen Bil-

Tabelle 4.23.: Übergangsmatrix Mutter-Sohn: $P^{M \rightarrow K_m}$

		Kind (männlich)		
		Niedrig	Mittel	Hoch
Mutter	Niedrig	0,75	0,19	0,06
	Mittel	0,25	0,43	0,32
	Hoch	0,21	0,33	0,46

Tabelle 4.24.: Übergangsmatrix Vater-Tochter: $P^{V \rightarrow K_w}$

		Kind (weiblich)		
		Niedrig	Mittel	Hoch
Vater	Niedrig	0,72	0,24	0,03
	Mittel	0,27	0,52	0,2
	Hoch	0,13	0,42	0,45

Tabelle 4.25.: Übergangsmatrix Vater-Sohn: $P^{V \rightarrow K_m}$

		Kind (männlich)		
		Niedrig	Mittel	Hoch
Vater	Niedrig	0,77	0,18	0,05
	Mittel	0,3	0,45	0,26
	Hoch	0,14	0,38	0,48

bildungsabschluss hat, haben weibliche Kinder mit einer Wahrscheinlichkeit von 72% und männliche Kinder mit 77% ebenfalls einen niedrigen.

Um zu untersuchen, bei welchen Übergangsmatrizen ($P^{M \rightarrow K_w}$, $P^{M \rightarrow K_m}$, $P^{V \rightarrow K_w}$, $P^{V \rightarrow K_m}$), die Transmission von Bildungsabschlüssen stärker ausgeprägt ist als bei den anderen, kann man in einem ersten Schritt die Diagonalelemente, also jene Werte bei denen die Generation der Eltern und der Kinder den gleichen Bildungsabschluss aufweisen, für jede Übergangsmatrix addieren. Je höher die Summe der Diagonalelemente desto weniger Mobilität gibt es zwischen den Generationen. Bei Anwendung dieser Methode, weist die Matrix $P^{M \rightarrow K_m}$ die höchste Mobilität auf, danach kommt die Matrix $P^{V \rightarrow K_w}$, gefolgt von der Matrix $P^{V \rightarrow K_m}$ und die niedrigste Mobilität hat die Matrix $P^{M \rightarrow K_w}$. Diese Methode ist lediglich ein erster Hinweis dafür, dass die Mutter stärker den Bildungsstatus auf weibliche Kinder überträgt, der Vater stärker auf männliche und dass die Übertragung der Mutter auf männliche Kinder bzw. Vater auf weibliche Kinder schwächer ist. Um den Grad der Übertragung von Bildungschancen von einer Generation auf die nächste für die jeweiligen Übergangsmatrizen festzustellen und die Übergangsmatrizen reihen zu können, werden in einem nächsten Schritt verschiedene Mobilitätsmaße verwendet.

4.2.3.1. Mobilitätsmaße

Shorrocks (1978) hat einige Indizes entwickelt, um die Mobilität zu messen, wenn die Daten in Form von Übergangsmatrizen dargestellt sind. Bei einem Mobilitätsindex handelt es sich um eine stetige reelle Funktion $M(\cdot) : P \mapsto \mathbb{R}$, die transformiert wird, sodass sie im Intervall $[0, 1]$ liegt. Anzumerken ist hier, dass alle berechneten Übergangsmatrizen *monoton* sind. Das bedeutet, dass in der Generation der Kinder, diejenigen eine bessere „Lotterie“ vorfinden, deren Eltern höhere Bildungsabschlüsse haben (Fessler u. a. (2011)).

Bei der Analyse der Mobilität von Bildungschancen in der Generation der Kinder ist zu unterscheiden, ob man Mobilität als Bewegung oder als Unabhängigkeit von der Bildungskategorie der Eltern definiert (Gaer u. a. (2001)). Beim Konzept der Bewegung wird die höchste Mobilität erreicht, indem die Bildungskategorien der Kinder möglichst weit von jenen der Eltern entfernt sind. Das wäre der Fall, wenn die Diagonalelemente der Übergangsmatrix alle den Wert 0 haben. Wenn die Bildungskategorie der Kinder so unabhängig wie möglich von der Bildungskategorie der Eltern sein soll, sollen diejenigen Übergangsmatrizen die höchste Mobilität aufweisen, die in allen Bildungskategorien die gleiche Wahrscheinlichkeit aufweisen. In dieser Diplomarbeit wird das Konzept der Unabhängigkeit, die als „Gleichheit von Chancen“ interpretiert werden kann, gewählt. Die Übergangsmatrix, die die höchste Mobilität nach diesem Konzept aufweist, findet man in Tabelle 4.26. Wenn die Übergangsmatrix der Identitätsmatrix entspricht, muss ein Mobilitätsindex, der auf das Konzept der Unabhängigkeit abstellt, die niedrigste Mobilität aufweisen (Fields u. Ok (1999)).

Tabelle 4.26.: Übergangsmatrix mit höchster Mobilität

		Kind		
		Niedrig	Mittel	Hoch
Eltern	Niedrig	1/3	1/3	1/3
	Mittel	1/3	1/3	1/3
	Hoch	1/3	1/3	1/3

In dieser Diplomarbeit werden drei Mobilitätsindizes verwendet (Shorrocks (1978)):

- Second Eigenvalue Index: $M^{SE}(P) \equiv 1 - |\lambda_2|$
- Shorrocks Index: $M^S(P) \equiv \frac{e - \text{spur}(P)}{e - 1}$
- Determinanten Index: $M^D(P) \equiv 1 - |\det(P)|^{1/n-1}$

Wenn die Mobilitätsindizes den Wert 0 annehmen weist die Übergangsmatrix die niedrigste Mobilität auf und wenn die Übergangsmatrix den Wert 1 annimmt die höchste. In Folge können die Übergangsmatrizen $P^{M \rightarrow K_w}$ $P^{M \rightarrow K_m}$ $P^{V \rightarrow K_w}$ $P^{V \rightarrow K_m}$ nach Mobilitätsgrad gereiht werden.

Tabelle 4.27.: Mobilitätsindizes für $P^{M \rightarrow K_w}$ $P^{M \rightarrow K_m}$ $P^{V \rightarrow K_w}$ $P^{V \rightarrow K_m}$

	$M^{SE}(P)$		$M^S(P)$		$M^D(P)$	
$P^{M \rightarrow K_w}$	0,389	4	0,588	4	0,639	4
$P^{M \rightarrow K_m}$	0,473	1	0,655	1	0,759	1
$P^{V \rightarrow K_w}$	0,466	2	0,654	2	0,709	3
$P^{V \rightarrow K_m}$	0,431	3	0,653	3	0,732	2

Die Ergebnisse in Tabelle 4.27 enthalten den Wert des errechneten Index und die Reihung der Übergangsmatrizen $P^{M \rightarrow K_w}$ $P^{M \rightarrow K_m}$ $P^{V \rightarrow K_w}$ $P^{V \rightarrow K_m}$ nach diesen Indizes. Dem folgend sind männliche Kinder nach allen drei Indizes am wenigsten von ihren Müttern abhängig. Die Übergangsmatrix $P^{V \rightarrow K_w}$ erreicht beim Second Eigenvalue Index und beim Shorrocks Index Platz zwei und somit sind weibliche Kinder von ihren Vätern in jedem Fall unabhängiger als von ihren Müttern. Die höchste Abhängigkeit besteht zwischen weiblichen Kindern und ihren Müttern bei der Übertragung von Bildungschancen. Aus den Ergebnissen in Tabelle 4.27 kann man folgern, dass Kinder bei der Übertragung der Bildungskategorien dem gleichen Geschlecht der Eltern folgen.

Weiters wird noch untersucht wie sich die Mobilität zwischen den gleichgeschlechtlichen Paaren Mutter-Tochter und Vater-Sohn im Laufe der Zeit entwickelt hat. Dafür werden die drei Alterkohorten aus Kapitel 4.1.1.3 herangezogen. Die jeweiligen Übergangsmatrizen werden aus Gründen der Vollständigkeit im Appendix dokumentiert

(A.8 und A.9).

Tabelle 4.28.: Mobilitätsindizes für $P^{M \rightarrow K_w}$ nach Alterskohorten

	$M^{SE}(P)$		$M^S(P)$		$M^D(P)$	
1936-1947	0,388	2	0,585	2	0,634	2
1948-1958	0,342	3	0,53	3	0,569	3
1959-1969	0,439	1	0,636	1	0,694	1

Die Ergebnisse in Tabelle 4.28 zeigen, dass die Abhängigkeit der weiblichen Kinder von den Müttern für die Alterskohorte 1948-1958 am stärksten ist. In der letzten Kohorte sind die weiblichen Kindern am unabhängigsten im Vergleich zu den anderen Kohorten. Diese Resultate bestätigen die Ergebnisse in Kapitel 4.2.1 und 4.2.2.

Tabelle 4.29.: Mobilitätsindizes für $P^{V \rightarrow K_m}$ nach Alterskohorten

	$M^{SE}(P)$		$M^S(P)$		$M^D(P)$	
1936-1947	0,416	3	0,633	3	0,704	3
1948-1958	0,427	2	0,638	2	0,707	2
1959-1969	0,449	1	0,68	1	0,778	1

Männliche Kinder werden von einer Kohorte auf die nächste immer unabhängiger von ihren Vätern (4.29). Die Übertragung von Bildungschancen der Vater-Sohn-Paare weist im Vergleich zu den Mutter-Tochter-Paaren eine höhere Mobilität aus. Männliche Kinder sind grundsätzlich unabhängiger in Bezug auf die Transmission von Bildung von einer Generation auf die nächste als weibliche Kinder.

5. Fazit

Die in Kapitel 1.2 formulierten Fragestellungen dieser Diplomarbeit können nun mit den Ergebnissen aus empirischen Analyse (Abschnitt 4) beantwortet werden. Mittels verschiedener Methoden wurde die Transmission von Bildungsabschlüssen von einer Generation auf die nächste untersucht und geschlechtsspezifische Unterschiede analysiert.

Sowohl der Bildungsabschluss des Vaters, der Mutter und der höchste von beiden Elternteilen ist positiv mit dem Bildungsabschluss der Kinder korreliert. Der Grad der Transmission erscheint im internationalen Vergleich zudem überaus hoch. So erreichen Kinder für jedes zusätzliche Bildungsjahr des Vaters 0,568 und für jedes der Mutter 0,754 zusätzliche Bildungsjahre (Tabelle 4.7), wenn OLS-Regressionen für die Analyse angewandt werden.

Diese Ergebnisse werden bei Anwendung eines geschätzten Ordered-Logit-Modells bestätigt. Dabei wird die Veränderung von Wahrscheinlichkeiten ermittelt, einen bestimmten Bildungsabschluss zu erreichen. Eine Mutter mit einem hohen Bildungsabschluss anstelle eines niedrigen zu haben, verringert die Wahrscheinlichkeit für ein Kind, lediglich einen niedrigen Bildungsabschluss zu erreichen um 33 Prozentpunkte. Einen Vater mit hohem anstelle eines niedrigen Bildungsabschluss verringert die Wahrscheinlichkeit für ein Kind auch einen niedrigen Bildungsabschluss zu erreichen gar um 47,4 Prozentpunkte. Der Bildungsabschluss der Eltern weist eine statistisch hoch signifikante Korrelation mit dem Bildungsabschluss der Kinder auf.

Mithilfe von Tests auf Strukturbruch bei den OLS-Regressionen und beim Ordered-Logit-Modell wurde festgestellt, dass man für weibliche und für männliche Kinder zwei unterschiedliche Modelle schätzen muss. Es wurden also bei der Bildungstransmission geschlechtsspezifische Unterschiede identifiziert. Dies war zu erwarten, da die geschlechtsspezifische Bildungsungleichheit bei den älteren Geburtenjahrgängen besonders groß ist und im Laufe der Zeit zurückgeht. Da bei allen geschätzten OLS-Regressionen, bei denen die statutorischen Bildungsjahre des Vaters die unabhängige Variable sind, ein höheres R^2 erzielt wird, kann man folgern, dass die Bildung des Vaters generell mehr Erklärungsgehalt sowohl für weibliche als auch für männliche Kinder hat, als die statutorischen Bildungsjahre der Mutter. Die Bildung der Mutter hat einen stärkeren Einfluss auf die weiblichen Kinder als auf die männlichen, sowohl bei den OLS-Regressionen als auch beim Ordered-Logit-Modell. Durch Berechnung von Übergangsmatrizen (4.2.3) und zugehörigen Mobilitätsmaßen kann man folgern, dass der Bildungsabschluss der Mutter die Bildungschancen von männlichen Kindern am

wenigsten beeinflusst und die höchste Abhängigkeit zwischen weiblichen Kindern und ihren Müttern besteht. Geschlechtsspezifische Rollenbilder spielen folglich eine zentrale Rolle bei der Bildungstransmission von einer Generation auf die nächste.

Für Kinder der beiden jüngsten Alterskohorten (1960-1964 und 1965-1969) wird der Korrelationskoeffizient der OLS-Regressionen merkbar geringer und somit sinkt der Grad der Transmission von Bildungsabschlüssen von einer Generation auf die nächste (Tabellen 4.11 4.10). Im Ordered-Logit-Modell (Tabelle 4.19) sind die diskreten marginalen Effekte der Kohorte 1959-1969 geringer als jene der vorhergehenden Kohorte. Das bedeutet, dass ein höherer Bildungsabschluss des Vaters oder der Mutter bei den jüngeren Kindern einen schwächeren Effekt auf die geschätzten Wahrscheinlichkeiten hat. Dies impliziert, dass Kinder im Laufe der Zeit unabhängiger von dem Bildungsabschluss der Eltern geworden sind. Die Bildungsreformen in den 1960er- und 70er-Jahren haben erstmals Geburtsjahrgänge ab 1960 beeinflusst. Für eine direkte Auswirkung dieser Reformen kann in keinem der verwendeten Modelle getestet werden, dennoch sind die geschätzten Resultate ein Hinweis, dass die Reformen die intergenerationale Bildungsmobilität positiv beeinflusst hat.

Bei den OLS-Regressionen (Tabellen 4.10 4.11), die für jede Alterskohorte und für weibliche und männliche Kinder getrennt geschätzt wurden, ist der Unterschied zwischen männlichen und weiblichen Kinder für alle Alterskohorten statistisch signifikant außer für die beiden letzten Alterskohorten (1960-1964 und 1965-1969). Dies ist ein Hinweis, dass weibliche Kinder von den Bildungsreformen in den 1960er- und 70er-Jahren stärker profitiert haben als männliche. Die geschlechtsspezifischen Unterschiede bei der Bildungstransmission verschwinden also im Laufe der Zeit. Beim geschätzten Ordered-Logit-Modell (Tabelle 4.20) kann man die stärker ausgeprägte Bildungsexpansion von weiblich Kindern deutlich erkennen. So haben weibliche Kinder in der Kohorte 1936-47 nur eine durchschnittliche geschätzte Wahrscheinlichkeit von 2% einen Hochschulabschluss zu erreichen und in der Kohorte 1959-1969 steigt diese auf 5,6%. Die Ergebnisse der Mobilitätsmaße für die jeweiligen Alterskohorten bei den gleichgeschlechtlichen Paaren Mutter-Tochter (Tabelle 4.28) zeigen, dass die Abhängigkeit von Mutter-Tochter in der Kohorte 1948-1958 am stärksten ist, gefolgt von der Kohorte 1936-1947 und in der letzten Kohorte 1959-1969 die größte Unabhängigkeit erreicht wird. Bei den Paaren Vater-Sohn wird das männliche Kind von einer Kohorte auf die nächste immer unabhängiger (Tabelle 4.29).

Kinder, die in einer ländlichen Region aufwachsen, haben einen statistisch signifikanten Nachteil bei den Bildungsabschlüssen (Tabelle 4.12). Für weibliche Kinder beträgt der geschätzte Nachteil 0,521 Bildungsjahre und für männliche 0,517 in der OLS-Regression mit dem höchsten Bildungsabschluss der Eltern. Auf dem Land aufwachsen erhöht die Wahrscheinlichkeit für ein Kind, lediglich einen niedrigen Bildungsschluss zu erreichen um 15,6 Prozentpunkte im Ordered-Logit-Modell (Tabelle 4.17). In Tabelle 4.13 ist ersichtlich, dass der Nachteil im Laufe der Zeit zurückgeht: So haben männliche Kinder, wenn sie auf dem Land aufwachsen, in der Kohorte 1960-1964 0,636 Bildungs-

jahre weniger und in der letzten Kohorte 1965-1969 geht dieser auf 0,233 Bildungsjahre zurück. Beim Ordered-Logit-Modell haben Kinder in der Kohorte 1948-1958 eine um 17,7 Prozentpunkte höhere Wahrscheinlichkeit nur einen niedrigen Abschluss zu erreichen und in der letzten (1959-1969) erhöht sich die Wahrscheinlichkeit nur mehr um 11,6 Prozentpunkte, wenn die Kinder auf dem Land aufwachsen (Tabelle 4.19). Die Einführung der SchülerInnenfreifahrt im Schuljahr 1971/72 und der Ausbau der Schulen und Universitäten könnte der Grund sein, warum der Nachteil bei den Bildungsabschlüssen für Kinder, die auf dem Land aufwachsen, im Laufe der Zeit zurückgeht.

Die Transmission von Bildungsabschlüssen von einer Generation auf die nächste ist in Österreich stark ausgeprägt. Im empirischen Teil (Abschnitt 4) konnte gezeigt werden, dass die erwarteten Effekte in Kapitel 1.2 zutreffend sind. Ein Problem des in dieser Diplomarbeit verfolgten Ansatzes ist, dass es keinen aktuelleren Datensatz gibt, mit dem die Fragestellung für Österreich behandelt werden kann.

Geschlechtsspezifische Unterschiede sind im Laufe der Zeit zurückgegangen. Das bedeutet aber nicht, dass Frauen gar keine Nachteile mehr im Bildungssystem haben. Mittlerweile haben mehr Frauen Sekundar- und Tertiärabschlüsse als Männer, allerdings kehrt sich dieses Verhältnis auf universitärer Ebene bei den Doktorats- bzw. PhD-Studien (Statistik Austria (2010b)) wieder um.

A. Appendix

A.1. Vergleich der Daten: Grundprogramm mit Sonderprogramm

Tabelle A.1.: Vergleich: Geschlecht und Stadt/Land

	Grundprogramm		Sonderprogramm	
	Freq.	Percent	Freq.	Percent
Männer	13.243	49,63	9.951	48,15
Frauen	13.439	50,37	10.717	51,58
Stadt	6.542	30,62	5.969	29,9
Land	14.825	69,38	13.997	70,1

Tabelle A.2.: Vergleich: Prozentueller Anteil an Frauen in jeweiliger Alterskohorte

	Grund- programm	Sonder- programm
1936-1939	50,44	51,29
1940-1944	51,58	52,78
1945-1949	51,77	53,42
1950-1954	50,48	52,00
1955-1959	49,35	51,19
1960-1964	50,85	52,26
1965-1969	48,41	50,09

Tabelle A.3.: Vergleich: Mittelwert Alter in Jahren

	Grund- programm	Sonder- programm
Alter	42,62	42,47
Alter Frauen	42,79	42,59
Alter Männer	42,47	42,34

Tabelle A.4.: Vergleich: Prozentueller Anteil nach Geschlecht in Stadt bzw. Land

	Grund- programm	Sonder- programm
Frauen Stadt	31,06	30,48
Frauen Land	68,94	69,52
Männer Stadt	30,15	29,26
Männer Land	69,85	70,74

A.2. Vergleich Bildungsabschlüsse: Stadt-Land

Tabelle A.5.: Vergleich Bildungsabschlüsse Stadt: Weibliche und männliche Kinder

	Stadt weibliche Kinder			Stadt männliche Kinder		
	Freq.	Percent	Cum.	Freq.	Percent	Cum.
Pflichtschule	685	20,06	20,06	353	11,29	11,29
Lehre	1.065	31,2	51,26	1.372	43,86	55,15
BMS	604	17,69	68,95	261	8,34	63,49
Matura	670	19,63	88,58	651	20,81	84,3
Hochschule	390	11,42	100	491	15,7	100
Gesamt	3.414	100		3.128	100	

Tabelle A.6.: Vergleich Bildungsabschlüsse Land: Weibliche und männliche Kinder

	Land weibliche Kinder			Land männliche Kinder		
	Freq.	Percent	Cum.	Freq.	Percent	Cum.
Pflichtschule	3.315	43,74	43,74	1.702	23,49	23,49
Lehre	2.249	29,67	73,41	3.908	53,93	77,42
BMS	1.065	14,05	87,47	592	8,17	85,59
Matura	666	8,79	96,25	671	9,26	94,85
Hochschule	284	3,75	100	373	5,15	100
Gesamt	7.579	100		7.246	100	

A.3. Mittelwerte statutorische Bildungsjahre

Tabelle A.7.: Mittelwerte statutorische Bildungsjahre

Gruppe	Mittelwert in Jahren
Alle Kinder	10,615
Weibliche Kinder	10,484
Männliche Kinder	10,749
Mütter	9,420
Väter	9,820
Kinder Stadt	11,369
Kinder Land	10,290

A.4. Übergangsmatrizen

Tabelle A.8.: Übergangsmatrix $P^{M \rightarrow K_w}$ nach Alterskohorten

			Kind (weiblich)		
			Niedrig	Mittel	Hoch
Mutter	1936-1947	Niedrig	0,8	0,18	0,02
		Mittel	0,26	0,57	0,17
		Hoch	0,11	0,43	0,46
	1948-1958	Niedrig	0,7	0,25	0,05
		Mittel	0,18	0,51	0,3
		Hoch	0,06	0,22	0,72
	1959-1969	Niedrig	0,63	0,32	0,06
		Mittel	0,17	0,56	0,27
		Hoch	0,03	0,42	0,55

Tabelle A.9.: Übergangsmatrix $P^{V \rightarrow K_m}$ nach Alterskohorten

			Kind (männlich)		
			Niedrig	Mittel	Hoch
Vater	1936-1947	Niedrig	0,81	0,14	0,05
		Mittel	0,3	0,45	0,25
		Hoch	0,17	0,36	0,48
	1948-1958	Niedrig	0,77	0,17	0,06
		Mittel	0,31	0,43	0,26
		Hoch	0,14	0,33	0,52
	1959-1969	Niedrig	0,73	0,22	0,05
		Mittel	0,28	0,46	0,26
		Hoch	0,11	0,44	0,45

A.5. Lebenslauf

Daten

Name: Pia Kranawetter
Kontakt: pia.kranawetter@gmail.com

Ausbildung

2004 Matura, Bundeshandelsakademie I, Wels
2005 Diplomstudium Volkswirtschaft an der Universität Wien
2008/09 Erasmusaufenthalt in Lissabon, Universidade Nova de Lisboa
2012 Abschluss: Magistra in Volkswirtschaft, Universität Wien

Beruf

2008 & 2010 & 2011 Tutorin, Technische Universität Wien (Einführung Volkswirtschaft)

Engagement

2006-2010 Mitarbeit bei der Studienrichtungsvertretung VWL
2007-2009 Vorsitzende der gewählten Studienvertretung
2010-2011 Pressesprecherin der Bundesvertretung der Österreichischen
HochschülerInnenschaft

A.6. Abstract

In dieser Diplomarbeit wird die Transmission von Bildungsabschlüssen von einer Generation auf die nächste mit einem besonderen Fokus auf die geschlechtsspezifischen Unterschiede untersucht. Die empirische Analyse erfolgt mittels OLS-Regressionen, einem Ordered-Logit-Modell und aus Transitionsmatrizen errechneten Mobilitätsmaßen.

Die Datengrundlage dieser Diplomarbeit sind Teile des Grundprogramms und das freiwillige Sonderprogramm „Bildungslaufbahn“ des Mikrozensusdatensatzes 1996 (2. Quartal) der Statistik Austria.

Die geschlechtsspezifischen Unterschiede bei der Bildungstransmission sind statistisch signifikant. Die Bildung des Vaters hat einen stärkeren Effekt als die Bildung der Mutter auf die Bildung der weiblichen und der männlichen Kinder. Die Bildung der Mutter beeinflusst die Bildung der weiblichen Kinder stärker als jene der männlichen. Der Grad der Transmission von Bildungsabschlüssen der Eltern auf ihre Kinder verringert sich für die inkludierten Geburtenjahrgänge 1936-1969 im Laufe der Zeit.

Weiters wird die Auswirkung auf den Bildungsabschluss für Kinder, die in einer ländlichen Region aufwachsen, analysiert. Diese Kinder haben bei den Bildungsabschlüssen einen Nachteil gegenüber Kindern, die in einem städtischen Umfeld aufwachsen, der wiederum für Geburtenjahrgänge ab Mitte der 1960er-Jahre zurückgeht.

Von den einschneidenden Bildungsreformen in den 1960er- und 1970er-Jahren haben Frauen stärker profitiert als Männer, wobei neben den Reformen die Veränderung des Frauenbildes in dieser Zeit eine Rolle gespielt haben dürfte.

Literaturverzeichnis

- [Bacher 2003] BACHER, Johann: Soziale Ungleichheit und Bildungspartizipation im weiterführenden Schulsystem Österreichs. In: *Österreichische Zeitschrift für Soziologie*, 3/2003 (2003)
- [Bauer u. Riphon 2004] BAUER, Philipp ; RIPHON, Regina T.: *Heterogeneity in the Intergenerational Transmission of Educational Attainment: Evidence from Switzerland on Natives and Second Generation Immigrants*. 2004. – IZA Discussion Paper No. 1354
- [Becker u. Tomes 1976] BECKER, Gary S. ; TOMES, Nigel: Child Endowments and the Quantity and Quality of Children. In: *Journal of Political Economy* 84 (1976), Nr. 4, pp. S143-S162. <http://www.jstor.org/stable/1831106>. – ISSN 00223808
- [Becker u. Tomes 1979] BECKER, Gary S. ; TOMES, Nigel: An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility. In: *Journal of Political Economy* 87 (1979), Nr. 6, pp. 1153-1189. <http://www.jstor.org/stable/1833328>. – ISSN 00223808
- [Becker u. Tomes 1986] BECKER, Gary S. ; TOMES, Nigel: Human Capital and the Rise and Fall of Families. In: *Journal of Labor Economics* 4 (1986), Nr. 3, pp. S1-S39. <http://www.jstor.org/stable/2534952>. – ISSN 0734306X
- [Belzil u. Hansen 2003] BELZIL, Christian ; HANSEN, Jörgen: Structural Estimates of the Intergenerational Education Correlation. In: *Journal of Applied Econometrics* 18 (2003), Nr. 6, pp. 679-696. <http://www.jstor.org/stable/30035367>. – ISSN 08837252
- [Black u. Devereux 2010] BLACK, Sandra E. ; DEVEREUX, Paul J.: *Recent Developments in Intergenerational Mobility*. 2010. – Working Papers 201025, Geary Institute, University College Dublin
- [Black u. a. 2005] BLACK, Sandra E. ; DEVEREUX, Paul J. ; SALVANES, Kjell G.: Why the Apple Doesn't Fall Far: Understanding Intergenerational Transmission of Human Capital. In: *The American Economic Review* 95 (2005), Nr. 1, pp. 437-449. <http://www.jstor.org/stable/4132690>. – ISSN 00028282
- [BMUKK 2011] BMUKK: *Bildungswege in Österreich 2011/2012*. 2011. – Available online at http://www.bmukk.gv.at/medienpool/22021/bw_dt_11.pdf; visited on February 2012.

- [Bowles u. Gintis 2001] BOWLES, Samuel ; GINTIS, Herbert: *The Inheritance of Economic Status: Education, Class, and Genetics*. 2001. – Working Papers 01-01-005, Santa Fe Institute
- [Bowles u. Gintis 2002] BOWLES, Samuel ; GINTIS, Herbert: The Inheritance of Inequality. In: *The Journal of Economic Perspectives* 16 (2002), Nr. 3, pp. 3-30. <http://www.jstor.org/stable/3216947>. – ISSN 08953309
- [Checchi u. a. 2008] CHECCHI, Daniele ; FIORIO, Carlo V. ; LEONARDI, Marco: *Intergenerational Persistence in Educational Attainment in Italy*. 2008
- [Checchi u. a. 1999] CHECCHI, Daniele ; ICHINO, Andrea ; RUSTICHINI, Aldo: More equal but less mobile?: Education financing and intergenerational mobility in Italy and in the US. In: *Journal of Public Economics* 74 (1999), December, Nr. 3, 351-393. <http://ideas.repec.org/a/eee/pubeco/v74y1999i3p351-393.html>
- [Chevalier u. a. 2003] CHEVALIER, Arnaud ; DENNY, Kevin ; MCMAHON, Dorren: A Multi-Country Study of Intergenerational Educational Mobility. (2003). – School Of Economics, University College Dublin, Working Paper No. 200314
- [Daouli u. a. 2008] DAOULI, Joan ; DEMOISSIS, Michael ; GIANNAKOPOULOS, Nicholas: Mothers, Fathers and Daughters: Intergenerational Transmission of Education in Greece. (2008)
- [Dardanoni u. a. 2008] DARDANONI, Valentino ; FORCINA, Antonio ; MODICA, Salvatore: Direct Causal Effects In Education Transmission. (2008)
- [Engelbrecht 1988] ENGELBRECHT, Helmut: *Geschichte des österreichischen Bildungswesens (Band 5 - Von 1918 bis zur Gegenwart)*. 1988. – 479–561 S.
- [Fassmann 2002] FASSMANN, Heinz: *Räumliche Disparitäten im österreichischen Schulsystem. Strukturen, Trends und politische Implikationen*. 2002
- [Fessler u. Schneebaum 2011] FESSLER, Pirmin ; SCHNEEBAUM, Alyssa: Gendered Aspects of the Intergenerational Persistence of Educational Attainment in Austria. In: *Feminist Economics* (2011)
- [Fessler u. a. 2011] FESSLER, Primin ; MOOSLECHNER, Peter ; SCHÜRZ, Martin: Intergenerational Transmission of Educational Attainment in Austria. In: *Empirica* (2011)
- [Festerer 2001] FESTERER, Josef: *Erträge der Schulbildung in Österreich - Eine empirische Untersuchung*, University of Linz, Austria, Diss., 2001
- [Fields u. Ok 1999] FIELDS, Gary S. ; OK, Efe A.: Measuring Movement of Incomes. In: *Economica* 66 (1999), Nr. 264, pp. 455-471. <http://www.jstor.org/stable/2555171>. – ISSN 00130427

- [Fort u.a. 2011] FORT, Margherita ; SCHNEEWEIS, Nicole ; WINTER-EBMER, Rudolf: More Schooling, More Children: Compulsory Schooling Reforms and Fertility in Europe. In: *Working Paper No. 1105* (2011). – Available online at <http://www.econ.jku.at/papers/2011/wp1105.pdf>; visited on March 2012.
- [Gaer u.a. 2001] GAER, Dirk van d. ; SCHOKKAERT, Erik ; MARTINEZ, Michel: Three Meanings of Intergenerational Mobility. In: *Economica* 68 (2001), Nr. 272, pp. 519-537. <http://www.jstor.org/stable/3549117>. – ISSN 00130427
- [Goldin 1998] GOLDIN, Claudia: America's Graduation from High School: The Evolution and Spread of Secondary Schooling in the Twentieth Century. In: *The Journal of Economic History* 58 (1998), Nr. 2, pp. 345-374. <http://www.jstor.org/stable/2566738>. – ISSN 00220507
- [Grawe u. Mulligan 2002] GRAWE, Nathan D. ; MULLIGAN, Casey B.: Economic Interpretations of Intergenerational Correlations. In: *The Journal of Economic Perspectives* 16 (2002), Nr. 3, pp. 45-58. <http://www.jstor.org/stable/3216949>. – ISSN 08953309
- [Haller 1979] HALLER, Max: Egalisierung der Chancen oder Statusreproduktion? Bildungsexpansion und die Entwicklung der Strukturen sozialer Ungleichheit in Österreich 1933-1972. In: *Research Memorandum No. 144* (1979), Juli
- [Hansen u. a. 2004] HANSEN, Karsten T. ; HECKMAN, James J. ; MULLEN, Kathleen J.: The Effect of Schooling and Ability on Achievement Test Scores. In: *Journal of Econometrics* 121 (1-2) (2004), S. 39-98
- [Haveman u. Wolfe 1995] HAVEMAN, Robert ; WOLFE, Barbara: The Determinants of Children's Attainments: A Review of Methods and Findings. In: *Journal of Economic Literature* 33(4) (1995), S. 1829-1878
- [Heckman 2008] HECKMAN, James J.: Schools, Skills, and Synapses. (2008). – IZA Discussion Paper No. 3515
- [Heineck u. Riphahn 2007] HEINECK, Guido ; RIPHAHN, Regina T.: Intergenerational Transmission of Educational Attainment in Germany: The Last Five Decades. In: *IZA Discussion Paper No. 2985* (2007)
- [Herrnstein u. Murray 1994] HERRNSTEIN, Richard J. ; MURRAY, Charles: *The Bell Curve: Intelligence and Class Structure in American Life*. New York: Free Press, 1994
- [Hertz u. a. 2007] HERTZ, Tom ; JAYASUNDERA, Tamara ; PIRAINO, Patrizio ; SELCUK, Sibel ; SMITH, Nicole ; VERASHCHAGINA, Alina: The Inheritance of Educational Inequality: International Comparisons and Fifty-Year Trends. In: *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy* 7(2) (2007)

- [Hochschulbericht 1969] Available online at http://eportal.bmbwk.gv.at/pls/portal/docs/PAGE/UNIDATA_PORTAL/ARCHIV/BK_THEMAUSWAHL/BK_THEMAUSWAHL_BMWF/BK_THEMAUSWAHL_BMWF_UNIVBERICHT/HOCHSCHULBERICHT%201969.PDF; visited on February 2012.
- [Hochschulbericht 1972] HOCHSCHULBERICHT: *Band 1*. 1972. – Available online at http://eportal.bmbwk.gv.at/pls/portal/docs/PAGE/UNIDATA_PORTAL/ARCHIV/BK_THEMAUSWAHL/BK_THEMAUSWAHL_BMWF/BK_THEMAUSWAHL_BMWF_UNIVBERICHT/HOCHSCHULBERICHT%201972%2C%20BAND%201.PDF; visited on February 2012.
- [Holmlund u. a. 2008] HOLMLUND, Helena ; LINDAHL, Mikael ; PLUG, Erik: The Causal Effect of Parent's Schooling on Children's Scholling: A Comparison of Estimation Methods. (2008). – IZA Discussion Paper No. 3630
- [Long 1997] LONG, J. S.: *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. 1997
- [Mocnik 2009] MOCNIK, Vera: *Eine historische Diskursanalyse der Berichterstattung in Österreich über DIE PILLE IN DEN 70-IGER JAHREN*, Universität Wien, Diplomarbeit, 2009
- [Moen u. a. 1997] MOEN, Phyllis ; ERICKSON, Mary A. ; DEMPSTER-McCLAIN, Donna: Their Mother's Daughters? The Intergenerational Transmission of Gender Attitudes in a World of Changing Roles. In: *Journal of Marriage and Family* 59 (1997), Nr. 2, pp. 281-293. <http://www.jstor.org/stable/353470>. – ISSN 00222445
- [Norris 1997] NORRIS, James R.: *Markov Chains*. Cambridge University Press, 1997
- [Rutter u. a. 2006] RUTTER, Michael ; MOFFITT, Terrie E. ; CASPI, Avshalom: Gene-Environment Interplay and Psychopathology: Multiple Varieties but real effects. In: *Journal of Child Psychology and Psychiatry* 47 (2006), Nr. 3-4, 226–261. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1469-7610.2005.01557.x>. – DOI 10.1111/j.1469-7610.2005.01557.x. – ISSN 1469–7610
- [Shorrocks 1978] SHORROCKS, A. F.: The Measurement of Mobility. In: *Econometrica* 46 (1978), Nr. 5, pp. 1013-1024. <http://www.jstor.org/stable/1911433>. – ISSN 00129682
- [Spielauer 2004] SPIELAUER, Martin: Intergenerational Educational Transmission within Families: An Analysis and Mircrosimulation Projection for Austria. In: *Vienna Yearbook of Population Research* (2004)
- [Statistik Austria 1996] STATISTIK AUSTRIA: *Mikrozensus MZ9602: Grundprogramm, Sonderprogramm Geburtenbiographie , Sonderprogramm Bildungslaufbahn*. 1996. – Available online at <http://80.75.252.24:8080/webview/index.jsp?v=2&node=2&submode=ddi&study=http%3A%2F%2F80.75.252.24%3A8080%2Fobj%2FfStudy%2FMZ9602&mode=documentation&top=yes>; visited on March 2012.

- [Statistik Austria 2007] STATISTIK AUSTRIA: Einkommen, Armut und Lebensbedingungen: Ergebnisse aus EU-SILC 2005. (2007)
- [Statistik Austria 2010a] STATISTIK AUSTRIA: Bildung in Zahlen 2008/09: Schlüssellindikatoren und Analysen. (2010)
- [Statistik Austria 2010b] STATISTIK AUSTRIA: Bildung in Zahlen Tabellenband. (2010)
- [Steiner 1998] STEINER, Mario: Empirische Befunde zur Chancengleichheit im österreichischen Bildungssystem. In: *Erziehung Heute*, 4/98, Innsbruck (1998)
- [Zach a] ZACH, Angelika: *Autonome Frauenbewegung in Österreich*. – Available online at <http://www.renner-institut.at/frauenmachengeschichte/autonome/autonome.htm>; visited on February 2012.
- [Zach b] ZACH, Angelika: *Frauenpolitik in Österreich seit 1970*. – Available online at http://www.renner-institut.at/frauenmachengeschichte/sp_70er/sp_frp01.htm; visited on February 2012.