

Benachteiligte Jugendliche in den Arbeitsmarkt integrieren – eine Analyse der Anlehre in der Schweiz¹

Juerg Schweri

Schweizerisches Institut für Berufspädagogik, Zollikofen
und Universität Bern

Version: April 2005

ABSTRACT

Die Anlehre ist eine niederschwellige Ausbildung im dualen System. In diesem Artikel wird empirisch untersucht, ob Personen mit Anlehre mehr Arbeitsmarkterfolg haben als Personen mit obligatorischem Schulabschluss. Es zeigt sich, dass Personen mit Anlehrausweis signifikant höhere Löhne verdienen, die Rendite aber bescheiden ausfällt. Personen mit Anlehre partizipieren eher am Arbeitsmarkt und arbeiten mehr Stellenprozente. Das Arbeitslosigkeitsrisiko verringert sich nicht, hingegen dient die Anlehre vielen Jugendlichen als Einstieg in eine weitere nachobligatorische Ausbildung. Aus diesen Ergebnissen werden Schlussfolgerungen gezogen für die neue berufliche Grundbildung mit Attest, welche die Anlehre ablösen wird. Die angestrebte, höhere Standardisierung der Ausbildungsinhalte erscheint sinnvoll, um die Rendite der neuen Ausbildung gegenüber der Anlehre zu erhöhen; zugleich muss jedoch darauf geachtet werden, dass den individuellen Voraussetzungen der Lernenden ausreichend Rechnung getragen werden kann, damit sich die Zahl der Ausbildungsabbrüche nicht weiter erhöht.

¹ Für Unterstützung bei der Erarbeitung dieses Papers und hilfreiche Kommentare danke ich Hansruedi Kaiser, Michel Kolly, Carsten Küchler, Anton Rudin, Ursula Scharnhorst, Bernhard Weber und Stefan C. Wolter.

1. Einleitung

Personen ohne nachobligatorische Ausbildung sehen sich in den modernen Industriestaaten mit zunehmenden Problemen auf dem Arbeitsmarkt konfrontiert. Gelingt die Integration in den Arbeitsmarkt nicht in ausreichendem Masse, drohen den Staaten hohe Folgekosten. Einerseits sind eine hohe Erwerbsbeteiligung und niedrige Arbeitslosigkeit wichtige Voraussetzungen dafür, dass eine Volkswirtschaft ihr Potential ausschöpfen kann. Eine hohe Zahl an Arbeitslosen, Ausgesteuerten und Sozialhilfeempfänger führt andererseits auch zu höheren Sozialausgaben: Arbeitslosengeld, Sozialhilfe, Invaliditätsrenten bis hin zu Gesundheitskosten belasten die staatlichen Budgets und weisen in den meisten Staaten einen Aufwärtstrend auf. Als Präventionsmassnahme, welche das Abgleiten von Individuen in die Abhängigkeit von staatlicher Hilfe verhindern kann, bietet sich der Versuch an, besonders gefährdeten Jugendlichen eine Ausbildung mitzugeben, welche ihnen den Einstieg in die Arbeitswelt erleichtert und eine langfristige Perspektive mit Weiterentwicklungsmöglichkeiten im Beruf und für Weiterbildung eröffnet. Die meisten Staaten haben sich daher zum Ziel gesetzt, allen Jugendlichen eine solche nachobligatorische Bildung zu ermöglichen, welche Ihre Arbeitsmarktfähigkeit verbessert.

Die meisten Länder haben spezifische staatliche Angebote aufgebaut, welche sich an benachteiligte Jugendliche richten. In diesem Paper wird der unseres Wissens im internationalen Vergleich einmalige Ansatz² der Schweiz näher beleuchtet, bei dem Jugendliche eine *duale* Ausbildung absolvieren, bei der die Arbeit in einem Betrieb sowie der Besuch einer Berufsschule kombiniert werden. Neu werden dies „zweijährige Grundbildungen mit Attest“ sein, zurzeit existiert noch die „Anlehre“. Letztere wird im vorliegenden Papier untersucht, um Lehren für die neue Form der zweijährigen Grundbildungen zu ziehen.

Am Ende der Anlehr-Ausbildung erhalten die Absolventen einen vom Staat anerkannten „Anlehrausweis“. Das besondere an dieser dualen Ausbildung ist, dass die ausbildenden Betriebe normale privatwirtschaftliche Betriebe sind, also keine geschützten Werkstätten³, und sie auch keine staatliche Unterstützung bei der Ausbildung erhalten. Die Anlehre ist somit genau wie die übrige Lehrlingsausbildung in der Schweiz eine *marktgestützte Ausbildung*. Der Vorteil einer solchen Ausbildung liegt zum einen in der situationsbezogenen Lernumgebung, welche Arbeit in einem Betrieb bietet (siehe Ryan 1998) und vor allem für lernschwächere Jugendliche mit negativen Schulerfahrungen eine Chance darstellt. Zum anderen wird die Transition vom Schulsystem in den Arbeitsmarkt in zwei Schritten vollzogen, so dass die einzelnen Schnittstellen leichter zu bewältigen sind. Schliesslich wird der Staat entlastet, da er nur subsidiär tätig wird, d.h. in der Berufsschule spezifische Angebote für Anlehrpersonen bereitstellt, ohne in die Ausbildung in den Betrieben einzugreifen. Im vorliegenden Papier soll der Frage nachgegangen werden, ob dieser Ansatz der Anlehre erfolgreich ist, d.h. ob er den Personen mit Anlehrabschluss zu besseren Chancen auf dem Arbeitsmarkt verhilft.

Zunächst ist zu präzisieren, was hier unter benachteiligten Jugendlichen verstanden wird. Der typische Ausbildungsweg schweizerischer Jugendlichen verläuft entweder über das

² Es gibt auch in anderen Staaten mit dualen Berufsbildungssystemen Überlegungen, niederschwellige duale Ausbildungen anzubieten. In Deutschland wurden theorieentlastete Ausbildungen diskutiert, weiterverfolgt wird zurzeit hauptsächlich das Konzept der „gestuften Lehre“, bei der ein Zwischenabschluss erworben werden kann. In Österreich wurde versuchsweise die „Kurzlehre“ eingeführt, die sich aber nicht durchsetzen konnte.

³ Es existiert jedoch auch die „IV-Anlehre“, d.h. eine berufsbezogene Ausbildung der Invalidenversicherung, die von der hier thematisierten Anlehre nach Berufsbildungsgesetz zu unterscheiden ist.

Gymnasium oder, in zwei Drittel der Fälle, über eine Lehre, welche drei oder vier Jahre dauert und in der Regel im dualen System absolviert wird (vgl. BBT 2004). Es stehen über 200 Lehrberufe zur Verfügung, so dass sich ein breites Spektrum an verschiedenartigen Anforderungen ergibt, die im jeweiligen Beruf an die Lehrlinge gestellt werden. Rund 15 Prozent der Jugendlichen eines Jahrgangs besuchen keine Lehre oder gleichwertige Ausbildung auf Sekundarstufe-II-Niveau. Die Anlehre richtet sich an jene Jugendlichen, die nicht in der Lage sind, eine Lehre zu besuchen, d.h. auch keine der als eher niederschwellig zu bezeichnenden Lehren. Sie erweitern dabei ihr Wissen sowohl in der Schule off-the-job wie im Betrieb on-the-job.

Über den Arbeitsmarkterfolg von Personen mit Anlehrabschluss ist wenig bekannt. Baillo und Rogger (1989) befragten 113 ehemalige Anlehrlinge und kamen zu einer vorsichtig optimistischen Einschätzung ihrer beruflichen Situation. Vanetta (1997) fand für den Kanton Tessin in konjunkturell schwierigem Umfeld eine erhöhte Arbeitslosenquote ehemaliger Anlehrlinge im Vergleich zu anderen Jugendlichen. Neuere Untersuchungen mit repräsentativen Daten für die ganze Schweiz existieren jedoch nicht.

Es lassen sich aus der ökonomischen Theorie heraus – unter bestimmten Annahmen – einige Hypothesen ableiten, wie sich ein Anlehrabschluss auf dem Arbeitsmarkt auswirken sollte. Wir werden untersuchen, ob Personen mit Anlehrabschluss gegenüber Personen mit obligatorischem Schulabschluss⁴ (a) einen höheren Lohn erzielen, (b) vermehrt erwerbstätig sind und (c) ein geringeres Arbeitslosigkeitsrisiko aufweisen. Dazu verwenden wir gepoolte Daten der Jahrgänge 1996 bis 2003 der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung SAKE. Die genannten Hypothesen können teilweise bestätigt werden, d.h. Personen mit Anlehre erzielen höhere Löhne und partizipieren mehr am Arbeitsmarkt, sind jedoch nicht signifikant weniger von Arbeitslosigkeit betroffen als Personen mit obligatorischer Schulausbildung. Diese Ergebnisse sind politisch umso mehr von Bedeutung, als in der Schweiz die Anlehre in ihrer bisherigen Form aufgelöst und durch eine neue Form von niederschwelliger, dualer Ausbildung ersetzt wird, nämlich der beruflichen Grundbildung mit Attest. Diese Ausbildung soll mehr Jugendliche anziehen und einen höheren Stellenwert auf dem Arbeitsmarkt geniessen. Eine ökonomische Analyse der alten Anlehre kann somit auch wichtige Hinweise für die neue Grundbildung mit Attest liefern.

Der Aufbau dieses Papers ist wie folgt: In Kapitel 2 werden die wesentlichen Merkmale der Anlehre erläutert, in Kapitel 3 werden die Daten vorgestellt. Kapitel 4 enthält eine kurze Diskussion der relevanten ökonomischen Theorie und leitet daraus Hypothesen ab. In Kapitel 5 werden die ökonometrischen Berechnungen und Resultate präsentiert, in Kapitel 6 werden Schlussfolgerungen aus den empirischen Ergebnissen gezogen.

⁴ Diese Abkürzung steht hier und im folgenden für ‚mit obligatorischem Schulabschluss und keinem postobligatorischem Bildungsabschluss‘.

2. Die Anlehre

Die Anlehre wurde mit dem Berufsbildungsgesetz von 1979 eingeführt⁵: „Die Anlehre ... vermittelt Jugendlichen, die vornehmlich praktisch begabt sind, die notwendigen Fertigkeiten und Kenntnisse zur Beherrschung einfacher Fabrikations- oder Arbeitsprozesse. Sie dauert mindestens ein Jahr und soll zum Übertritt in einen anderen Betrieb gleicher Art befähigen. ...“ (Art. 49). In der Praxis werden häufig Lehrverhältnisse, bei denen sich abzeichnet, dass der oder die Jugendliche den Lehrabschluss beispielsweise wegen ungenügender schulischer Leistungen nicht schaffen wird, in ein Anlehrverhältnis umgewandelt.

In der Regel dauert die Anlehre zwei Jahre⁶, wobei die Arbeitswoche aus einem Tag Schule in beruflichen und allgemeinbildenden Fächern und vier Tagen Arbeit im Betrieb besteht. Betrieb und Anlehrling (bzw. die Erziehungsberechtigten) gehen einen Vertrag ein, der vom Kanton zu genehmigen ist. Der Anlehrling erhält dabei einen Lohn, typischerweise wenige hundert Franken pro Monat. Die Anlehre ist jedoch trotz dieser analogen Regelungen zur normalen Lehre nicht einfach eine verkürzte Lehre: In der Schule sind die Anlehr-Klassen kleiner, der Lernstoff stärker theorieentlastet, und es wird mehr Rücksicht auf die individuellen Fähigkeiten der Anlehrlinge genommen. Ebenso ist für die einzelnen Berufe nicht in einem Reglement festgelegt, welche Berufskennnisse der Anlehrling zu erwerben hat oder welche Arbeitsschritte er beherrschen muss. Stattdessen wird für jede Person ein individuelles Ausbildungsprogramm durch den Lehrmeister bzw. die Lehrmeisterin ausgearbeitet und vom kantonalen Amt für Berufsbildung genehmigt. Entsprechend gibt es keine standardisierte Abschlussprüfung im herkömmlichen Sinne. Stattdessen wird ein Augenschein durchgeführt, bei dem kontrolliert wird, ob die im Ausbildungsprogramm vorgesehenen und im Anlehrausweis bescheinigten Fähigkeiten tatsächlich vorhanden sind.

Wie in Tabelle 1 ersichtlich, machten Anlehrverhältnisse in den vergangenen 20 Jahren nur einen geringen Teil der Berufsausbildungen aus. Die letzte Spalte zeigt jedoch auf, dass ihre Bedeutung über die Jahre kontinuierlich wuchs, sei dies auf eine zunehmende Akzeptanz der Anlehre bei Betrieben und Jugendlichen zurückzuführen oder auf ein generelles Anwachsen des Anteils Personen mit postobligatorischen Ausbildungen. Eine höhere Bedeutung ist der Anlehre zudem zuzusprechen, wenn ihr Anteil an den Ausbildungen einer Kohorte statt am Gesamtbestand der Lehrverhältnisse gemessen wird, weil bei letzterem Vorgehen die (maximal) zweijährige Anlehre im Vergleich zu den drei- und vierjährigen Lehren weniger ins Gewicht fällt. Im Jahr 2002 gab es 2'665 Neueintritte in die Anlehre und 60'399 in eine Berufslehre, d.h. die Anlehre kam auf einen Anteil von 4.2 Prozent der neu abgeschlossenen Lehrverhältnisse.⁷

⁵ In mehreren Kantonen war die Anlehre bereits zuvor gesetzlich geregelt worden (Baillod und Rogger 1989). Die Einführung auf nationaler Ebene wurde per Volksabstimmung mit 56 Prozent Ja-Stimmenanteil gutgeheissen, da u.a. der Schweizerische Gewerkschaftsbund das neue Gesetz wegen der Schaffung der Anlehre ablehnte und das Referendum dagegen ergriffen hatte (vgl. SIBP 2003: 14).

⁶ Genaue Angaben, wie viele Anlehrverhältnisse zwei Jahre dauerten und wie viele auf eine Dauer zwischen dem Minimum von einem Jahr und zwei Jahren angelegt waren, existieren nicht.

⁷ Aus der Lehrvertragsstatistik lassen sich die Jahrgangskohorten nicht identifizieren, so dass mit den Gesamtbeständen oder Neueintritten pro Jahr gearbeitet werden muss. Die dadurch verursachten Verzerrungen dürften jedoch eher gering sein.

Jahr	Berufslehre	Anlehre	Total	Anteil Anlehre
1980	175'987	728	176'715	0.41%
1981	181'395	1'458	182'853	0.80%
1982	185'912	1'921	187'833	1.02%
1983	188'868	2'201	191'069	1.15%
1984	189'779	2'423	192'202	1.26%
1985	189'675	2'562	192'237	1.33%
1986	188'610	2'579	191'189	1.35%
1987	185'874	2'729	188'603	1.45%
1988	182'124	2'744	184'868	1.48%
1989	177'695	2'789	180'484	1.55%
1990	169'639	2'572	172'211	1.49%
1991	162'041	2'482	164'523	1.51%
1992	155'220	2'743	157'963	1.74%
1993	150'056	2'894	152'950	1.89%
1994	149'176	2'884	152'060	1.90%
1995	148'680	3'158	151'838	2.08%
1996	151'494	3'270	154'764	2.11%
1997	155'154	3'411	158'565	2.15%
1998	161'707	3'697	165'404	2.24%
1999	165'606	3'917	169'523	2.31%
2000	168'319	4'127	172'446	2.39%
2001	169'414	4'591	174'005	2.64%
2002	169'045	4'582	173'627	2.64%

Tabelle 1: Anzahl Lehrverhältnisse Berufslehre BBG8 und Anlehre; Quelle: BFS 2003, Lehrvertragsstatistik

Die Befürworter der Anlehre loben die sehr individuelle Ausrichtung, da die Ausbildung auf diese Weise auf die spezifischen Stärken und Schwächen der Lernenden zugeschnitten sei. Die Kritiker monieren hingegen, dass durch die fehlende Standardisierung ein gewisses Missbrauchspotential gegeben sei, weil die tatsächlich erbrachte betriebliche Ausbildungsleistung schwer von aussen beurteilt werden könne und manchmal wenig transferierbares Wissen aufgebaut werde, so dass die Anlehre wenig Wert auf dem Arbeitsmarkt genieße. Zudem waren im Bildungssystem bisher institutionell keine Anschlussausbildungen für Personen mit Anlehre vorgesehen, was ihr den Vorwurf einer „Sackgassenausbildung“ eintrug.⁹

Das neue Berufsbildungsgesetz, welches seit 1. Januar 2004 in Kraft ist, sieht an Stelle der Anlehre die sogenannte zweijährige berufliche Grundbildung mit Attest vor. Obwohl der Personenkreis, welcher bisher eine Anlehre abschloss, eine zentrale Zielgruppe der neuen Grundbildung mit Attest darstellt, wehren sich deren Erfinder und Erfinderinnen dagegen, die beiden Ausbildungen gleichzusetzen: *„Die zweijährige Grundbildung wird fälschlicherweise häufig mit der ‚Anlehre‘ assoziiert. Der einzige gemeinsame Punkt ist der, dass bei dem neuen Bildungsangebot im Hinblick auf ein Attest vermehrt auf individuelle Voraussetzungen der Lernenden Rücksicht genommen werden soll Darüber hinaus wurde alles vermieden, was die Anlehre zum identifizierbaren Instrument für besonders Schwache abstempelte. ... Als eine strukturierte, gesamtschweizerisch anerkannte Qualifikation hat die zweijährige Berufsbildung einen eigenständigen Wert. (SBBK 2003: 14)“* Diese Unterscheidung soll bereits im Namen deutlich werden, welcher klarstellt, dass es sich um eine Grundbildung,

⁸ Die angegebenen Zahlen für die Berufslehre erfassen nur die Berufe, die im alten Berufsbildungsgesetz geregelt waren, d.h. Berufe aus dem Gesundheits- und Sozialwesen, aus Kultur und Landwirtschaft sind in der Regel nicht berücksichtigt.

⁹ Vor- und Nachteile der Anlehre werden u.a. diskutiert in SBBK (2003).

einen integralen Bestandteil des Berufsbildungssystems handelt, und nicht um eine An-Lehre, die durch eine abwertende Vorsilbe gekennzeichnet war.

Konkret unterscheidet sich die Grundbildung mit Attest in folgenden Punkten¹⁰ von der Anlehre: Jede Grundbildung hat eine eigene Berufsbezeichnung¹¹ und ist durch eine eigene Bildungsverordnung sowie einen Bildungsplan, welcher die Lernziele enthält, geregelt. Die Verordnung wird vom Bundesamt für Berufsbildung und Technologie erlassen, rechtlich ist die zweijährige Grundbildung also gleich geregelt wie die drei- und vierjährigen Lehrberufe. Das Berufsattest wird ausgestellt, wenn die Kompetenzen bezüglich der standardisierten Ausbildungsinhalte in Allgemeinbildung, Berufskunde und bei der betrieblichen Arbeit nachgewiesen werden können, das genaue Qualifikationsverfahren wird in der jeweiligen Bildungsverordnung bestimmt. Für jeden Attestberuf kann darüber hinaus festgelegt werden, wie der anschliessende Erwerb eines Fähigkeitszeugnisses über eine verkürzte Berufslehre erfolgen kann.

Eine Neuheit ist schliesslich die sogenannte fachkundige individuelle Begleitung (vgl. SBBK 2004). Es handelt sich um eine Art Coaching, welches der individuellen Situation der Jugendlichen Rechnung trägt. Die Fachperson, welche diese Begleitung durchführt, soll sich anbahnende Probleme frühzeitig entschärfen helfen und so Lehrpersonen und Betrieb entlasten. Das vorrangige Ziel ist es, Ausbildungsabbrüche zu reduzieren.

3. Die Daten

Für die Hypothesentests werden Arbeitsmarktdaten von Personen mit obligatorischer Schulbildung und solchen mit Anlehre als höchstem Bildungsabschluss benötigt. Dazu verwenden wir die Schweizerische Arbeitskräfteerhebung SAKE, genauer die gepoolten SAKE-Datensätze der Jahre 1996 bis 2003. Das Poolen mehrerer Jahrgänge hat den gewichtigen Vorteil, dass die Anzahl Fälle für die Anlehre grösser ist, als wenn nur ein einzelner Jahrgang beachtet wird. Der Nachteil liegt im Aufwand, die Datensätze zu verknüpfen, und darin, dass bei einem gepoolten Datensatz einige methodische Eigenheiten zu berücksichtigen sind, welche weiter unten angesprochen werden.

Die Schweizerische Arbeitskräfteerhebung ist ein rotierendes Panel des Bundesamtes für Statistik mit jährlichen Befragungen, bei denen jeweils ein Fünftel der Befragten des Vorjahres aus dem Sample ausscheiden und durch neue Personen ersetzt werden (BFS 2003). Für die Jahre 1996-2001 wurde eine Zufallsstichprobe der Haushalte in der Schweiz gezogen, es liegen jeweils Beobachtungen zu über 16'000 Personen vor. In den Jahren 2002 und 2003 wurden die Stichproben vergrössert und gewisse Kantone sowie Ausländer und Ausländerinnen mit überproportionaler Wahrscheinlichkeit gezogen. Insgesamt liegen im gepoolten Datensatz 1996-2003 201'846 Fälle vor, wovon jedoch aufgrund der Panelstruktur viele Personen mehrfach vertreten sind. Ohne Mehrfachzählung enthält der gepoolte Datensatz Informationen zu 96'881 Individuen. Es wurden jene Personen aus den Berechnungen ausgeschlossen, die keine Arbeitserlaubnis besitzen (z.B. Asylsuchende), Personen in Ausbildung oder in Rente, sowie Personen jünger als 16 oder älter als 64 Jahre. Mitarbeitende Familienmitglieder wurden ausgeschlossen, da sie nicht zweifelsfrei als am Arbeitsmarkt partizipierend und lohnbeziehend gelten können. Schliesslich wurden Fälle ausgeschlossen, bei denen fehlende Werte zu den unabhängigen Variablen vorlagen. Es verbleiben 135'220 Beobachtungen beziehungsweise 68'249 Individuen in der Stichprobe.

¹⁰ Die aufgeführten Unterschiede stellen eine subjektive Auswahl der ökonomisch besonders relevanten Punkte dar, eine umfassende Übersicht bietet SBBK (2003).

¹¹ Diese Berufe erhalten zur Abgrenzung gegenüber den drei- und vierjährigen Lehrberufen häufig eine Nachsilbe „-assistent“ oder „-praktiker“, in Bearbeitung sind beispielsweise Bildungsverordnungen zu Berufen mit der Bezeichnung Detailhandelsassistent, Milchpraktikerin, Reifenpraktiker etc.

18'007 Fälle (11'003 Individuen) weisen eine obligatorische Schulbildung auf, 2'992 Fälle (1'643 Individuen) geben als höchste abgeschlossene Ausbildung eine Anlehre an.

Die Mehrfachbeobachtung einiger Personen aufgrund des Poolens muss bei den Schätzungen berücksichtigt werden, da die Löhne ein und derselben Person für aufeinanderfolgende Jahre stark positiv korreliert sind. Personen, die mehrfach vertreten sind, stellen keine voneinander unabhängigen Beobachtungen dar und erhielten ohne Korrektur ein zu starkes Gewicht in den Berechnungen. Die einfachste Lösung wäre, nur eine Beobachtung pro Person zu verwenden und die übrigen zu löschen. Damit würde aber auch die Information, welche in der Varianz der Löhne derselben Person enthalten ist, verloren gehen. Wir gewichteten daher die Personen gemäss der Häufigkeit der Beobachtungen, die zu ihr vorliegen. Somit geht jede Person mit Gewicht 1 in die Berechnungen ein, die verschiedenen Informationen zu Personen mit mehreren Beobachtungen bleiben aber erhalten. Die Korrelation der Löhne derselben Person führt in der Varianzschätzung der Punktschätzer zu serieller Korrelation, so dass alle angegebenen Standardfehler clusterrobust geschätzt wurden (jede Person stellt demnach einen eigenen Cluster dar).

Die erwähnte, unterschiedliche Einschlusswahrscheinlichkeit gewisser Personengruppen in den Stichproben der Erhebungswellen 2002 und 2003 macht ebenfalls eine Gewichtung notwendig. Die Häufigkeitsverteilung in den Kantonen wurde für 2002 an die Verteilung gemäss der Statistik des jährlichen Bevölkerungsstandes (ESPOP) 2002 angepasst, für 2003 wurde zusätzlich die Randverteilung der Ausländerinnen und Ausländer an den Anteil Ausländerinnen und Ausländer in der Schweiz gemäss ESPOP 2003 angepasst (BFS 2004). Alle Berechnungen wurden mit diesen Gewichten durchgeführt.^{12,13}

In den Daten liegen Variablen zu Ausbildung, Alter, Nationalität, Familien- und Wohnverhältnissen, Wohnregion und Arbeitssituation der befragten Personen vor. Im Anhang zeigt Tabelle A1 deskriptive Statistiken zu diesen Variablen.

4. Theorie und Hypothesen

Während der Anlehre eignen sich die Jugendlichen sowohl in der Schule wie im Betrieb Wissen an. Becker (1962) führte mit der Humankapitaltheorie die Unterscheidung von generellem und betriebsspezifischem Wissen ein. Ersteres ist von allgemeiner Gültigkeit und Anwendbarkeit und kann daher ohne weiteres ausserhalb des ausbildenden Betriebs eingesetzt werden. Letzteres ist dagegen so stark auf den Ausbildungsbetrieb ausgerichtet, dass ein Einsatz dieses Wissens in anderen Betrieben kaum möglich ist. Die angelsächsische Humankapitalliteratur wurde nicht vor dem Hintergrund des dualen Systems entwickelt. Die Einordnung des in der Lehrlingsausbildung vermittelten Wissens erscheint daher zunächst offen. In der deutschsprachigen Literatur wird dieses Wissen im allgemeinen als generell eingeordnet. Die enge Verzahnung mit den betrieblichen Arbeitsabläufen lässt jedoch vermuten, dass betriebsspezifische Komponenten ebenfalls eine Rolle spielen. Wir gehen im folgenden von der Hypothese aus, dass Berufslehren gleich welchen Typs vorwiegend generelles Wissen vermitteln: Die Organisation der Lehren in bestimmte Berufe, welche je in einer Verordnung geregelt werden, sowie standardisierte Prüfungen und ein staatlich

¹² Die einzelnen SAKE-Wellen enthalten ebenfalls Gewichte, welche die Daten an verschiedene Randverteilungen anpassen. Diese Gewichtungen dienen nicht nur der Berücksichtigung unterschiedlicher Einschlusswahrscheinlichkeiten, sondern auch der Korrektur von Non-Response (Antwortausfälle). Diese Art des Redressement oder der Nachschichtung wird in der Literatur kritisch diskutiert. Diekmann (1995) beispielsweise wendet sich gegen die Verwendung solcher Gewichte, da keine Aussage darüber gemacht werden kann, ob damit Verzerrungen in jenen Variablen, für die die Verteilungen nicht angepasst wurden, verringert oder verstärkt werden. Wir verzichten daher auf die Verwendung der mitgelieferten Gewichte.

¹³ Die Gewichte wurden für jede Analyse gemäss den für diese gültigen Anzahl Fälle berechnet, da sich mit verändertem N auch die Zahl der mehrfach berücksichtigten Personen verändert.

anerkannter Abschluss sind Institutionen, welche die generelle Verwendbarkeit und Übertragbarkeit des in der Lehre erworbenen Wissens garantieren sollen. Für die Anlehre gehen wir daher ebenfalls davon aus, dass zu einem grossen Teil generelles Wissen vermittelt wird. Die sehr individuelle Ausgestaltung der Anlehre dürfte in manchen Fällen jedoch dazu geführt haben, dass der betriebsspezifische Anteil an der betrieblichen Ausbildung hoch war.

Das Grundmodell der Humankapitaltheorie geht von Konkurrenz auf dem Arbeitsmarkt aus, welche dazu führt, dass die Betriebe den Arbeitnehmern einen Lohn zahlen, der ihrer Grenzproduktivität entspricht. Abbildung 1 zeigt den Verlauf des Lohnes einer Person mit obligatorischer Schulbildung (W^O) im Vergleich zu einer Person, welche eine nachobligatorische Ausbildung besucht, beispielsweise eine Anlehre (W^A).

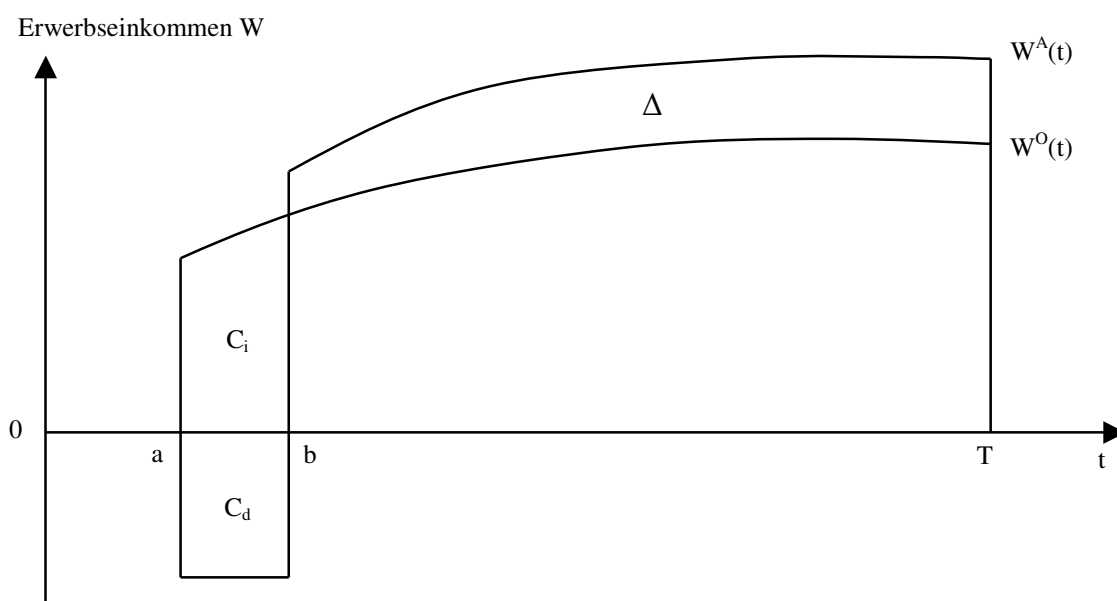


Abbildung 1: Lebenszeitdiagramm von Personen mit obligatorischem Schulabschluss vs. Anlehreabschluss

Während der zweijährigen Ausbildung verzichtet die Person auf den Lohn¹⁴, den sie als ungelernete Arbeitskraft verdienen könnte, was ihr sogenannte Opportunitätskosten in der Höhe von C_i verursacht; zudem hat sie direkte Kosten C_d für Lernmaterialien und ähnliches zu tragen. Dafür ist die Produktivität der Person nach der Ausbildung höher und sie erzielt auf dem Arbeitsmarkt während ihrem weiteren Arbeitsleben einen höheren Lohn als die Person ohne weitere Ausbildung. Der aufsummierte Lohnvorteil ab Ende der Ausbildung beträgt Δ . Für die höhere Ausbildung lässt sich nun eine Rendite berechnen, die sich als der Zinssatz r ergibt, welcher die Höhe der abdiskontierten Einkommensströme beider Ausbildungsgänge gleichsetzt¹⁴:

$$\sum_{t=b}^T \frac{W^A(t)}{(1+r)^{t-a}} - \sum_{t=a}^b \frac{C_d}{(1+r)^{t-a}} = \sum_{t=a}^T \frac{W^O(t)}{(1+r)^{t-a}} \quad (I)$$

Dabei sei t der Zeitindex. Zum Zeitpunkt a erfolgt der Eintritt ins Erwerbsleben bzw. in die Anlehre, zum Zeitpunkt b treten die Personen mit Anlehreabschluss ins Erwerbsleben ein. T steht für den Zeitpunkt des Rückzugs aus dem Erwerbsleben (Pensionierung).

¹⁴ Die in der Literatur verwendete Standard-Darstellung in Abbildung 1 sowie Gleichung (I) lassen sich problemlos an den Fall der Anlehre anpassen, wo die Lernenden bereits während der Ausbildung einen geringen Lohn verdienen.

Bildungsrenditeberechnungen finden sich zuhauf in der ökonomischen Literatur (vgl. Psacharopoulos 1995, 2002 und für die Schweiz Wolter und Weber 1999, Weber et al. 2001 sowie Weber 2003).

Aus der Humankapitaltheorie lässt sich die Hypothese ableiten, dass – wenn die Anlehre einen bedeutenden Anteil an generellem Humankapital vermittelt – die Löhne der Personen mit Anlehre höher sein müssten als jene der Personen mit obligatorischem Schulabschluss.

Die Humankapitaltheorie impliziert dabei eine Kausalität, d.h. dass die Anlehre die höheren Löhne ursächlich bewirkt. Diese Sicht wird von der Signalling- oder Screening-Theorie in Frage gestellt (Spence 1973, Arrows 1973). Diese Theorien gehen von der Grundannahme aus, dass sich Personen in ihren (nicht direkt beobachtbaren) Fähigkeiten unterscheiden. Ausbildungen dienen in diesem Modell dazu, die höhere Fähigkeit mittels eines Bildungsabschlusses auf dem Arbeitsmarkt zu signalisieren, weil es fähigeren Personen leichter fällt, einen Bildungsabschluss zu erwerben. Wenn die fähigeren Personen jedoch aufgrund ihrer Fähigkeiten einen höheren Lohn verdienen als weniger fähige Personen, dann lässt sich der Effekt der Fähigkeit und jener des Ausbildungsabschlusses bei OLS-Lohnregressionen nicht trennen: fähigere Personen besuchen eher eine postobligatorische Ausbildung, verdienen aber unabhängig davon höhere Löhne. Auf diese Weise wird eine Korrelation zwischen Ausbildung und Lohn hergestellt, die nicht kausal ist, sondern auf die antezedierende Variable Fähigkeit zurückzuführen ist. Die Bildungsrenditeschätzungen nach dem Modell der Humankapitaltheorie wären demnach nach oben verzerrt. Es gibt eine grosse Literatur, welche mit ökonometrischen Verfahren die Bildungsrenditen zu korrigieren versucht. Obwohl bis dato kein Konsens gefunden wurde, scheint doch die Mehrheit der Autoren der Meinung zu sein, dass die Überschätzung durch Standard-Regressionsverfahren eher gering ist. Card (1999) veranschlagt sie in einem Übersichtsartikel auf rund 10%, Psacharopoulos (1995) ist der Meinung, dass sich Korrekturen angesichts der Robustheit der OLS-Resultate ganz erübrigen.¹⁵

Wir verzichten in diesem Artikel aus zwei zusätzlichen Gründen auf Korrekturen für die unbeobachtete Fähigkeit der Personen. Erstens ist die Anlehre ein Gefäss für benachteiligte Jugendliche, deren Fähigkeiten jene der Personen, die nach der Schule direkt eine Arbeit suchen, kaum markant übertreffen dürfte. Zweitens setzen die angesprochenen ökonometrischen Korrekturverfahren das Vorhandensein von Variablen voraus, die bestimmte Annahmen erfüllen (beispielsweise mit der Ausbildungsentscheidung der Personen korreliert sind). Während in SAKE umfangreiche Informationen zum Arbeitsleben der Personen vorliegen, stehen kaum Variablen zur Verfügung, welche Informationen über Hintergrund und sozioökonomische Herkunft der Personen enthalten und die für diesen Zweck einsetzbar gewesen wären.

Welche Auswirkung hat die Anlehre auf die Entscheidung, überhaupt einer Arbeit nachzugehen? Rationale Individuen vergleichen gemäss ökonomischer Theorie den Lohn, den sie auf dem Arbeitsmarkt erwarten können, mit ihrem sogenannten Reservationslohn; das ist jener (unbeobachtbare) Lohn, bei dem sie gerade indifferent sind zwischen Arbeiten (zu diesem Lohn) und nicht Arbeiten.¹⁶ Der Reservationslohn ist mit anderen Worten genau die monetäre Entschädigung für die entgangene Freizeit. Er wird von einer Vielzahl von Faktoren bestimmt, beispielsweise von den Präferenzen des Individuums für Freizeit oder Arbeit (oder für bestimmte Arten von Arbeit), vom sonst verfügbaren Einkommen (etwa aus Vermögen

¹⁵ Das Thema ist jedoch auch aus methodischer Sicht noch lange nicht geklärt. Heckman et al. (2004) etwa argumentieren, dass die häufig verwendeten Instrumentalvariablen-Schätzungen bisher nicht korrekt eingesetzt bzw. interpretiert wurden, wenn man von der realitätsnahen Annahme ausgeht, dass die Bildungsrenditen einer Ausbildung für verschiedene Personen unterschiedlich ausfallen können und die Personen die Ausbildungsentscheidung u.a. aufgrund ihrer individuellen Rendite treffen („essential heterogeneity“).

¹⁶ Eine Einführung in die Theorie des Arbeitsangebotes gibt etwa Borjas (2000).

oder Arbeitseinkommen eines Partners) usw. Wenn die Anlehre das auf dem Arbeitsmarkt erzielbare Einkommen erhöht und den Reservationslohn nicht beeinflusst, oder ihn zumindest weniger stark erhöht als das zu erwartende Einkommen, dann nimmt die Partizipationswahrscheinlichkeit der Personen mit Anlehre zu. Typischerweise ist dies in der Realität eher bei Frauen feststellbar, da Männer generell eine hohe Arbeitsmarktpartizipation aufweisen.

Die geringere Partizipation bei Frauen stellt jedoch bei der Bildungsrendite-Schätzung eine weitere mögliche Quelle von Verzerrungen dar. Wenn sich die erwerbstätigen Frauen von den nicht erwerbstätigen systematisch unterscheiden, dann würden die nicht erwerbstätigen Frauen möglicherweise andere Löhne verdienen als die erwerbstätigen. Die kausale Wirkung der Anlehre auf den Lohn für eine zufällig aus der Bevölkerung ausgewählte Frau wäre dann verschieden von der, die sich in der Teilgruppe der erwerbstätigen Frauen messen lässt. Für diese mögliche Selektionsverzerrung wird bei den Berechnungen korrigiert.

Arbeitslosigkeit setzt Friktionen auf dem Arbeitsmarkt voraus, die sich nicht in einem neoklassischen Standard-Modell des Arbeitsmarktes analysieren lassen. Eine detaillierte Diskussion möglicher Ursachen von Arbeitslosigkeit und der Prognosen dieser Modelle für Unterschiede im qualifikationsspezifischen Arbeitslosigkeitsrisiko würden den Rahmen dieses Artikels sprengen. Typischerweise ist davon auszugehen, dass Personen mit mehr Ausbildung ein geringeres Risiko aufweisen. Ein Grund dafür können Transaktionskosten für die Firmen sein, die durch die Rekrutierung von Arbeitnehmern über den Arbeitsmarkt anfallen. Der Einarbeitungsaufwand für neue Mitarbeiter beziehungsweise der Know-How-Verlust durch Entlassungen sind umso höher, je besser die Ausbildung der jeweiligen Personen. Daher sind von Stellenabbau häufig zunächst ungelernete Arbeitskräfte betroffen. Es kommt hinzu, dass unqualifizierte Arbeiten wegen der zunehmenden Öffnung der Märkte vermehrt ins Ausland ausgelagert werden, so dass die Zahl der verfügbaren Stellen für ungelernete Personen langfristig sinkt.

Zusammenfassend lassen sich drei Hypothesen über die Auswirkungen der Anlehre auf dem Arbeitsmarkt aufstellen: Gegenüber Personen mit obligatorischer Schulausbildung

- (1) partizipieren Personen mit Anlehrabschluss *ceteris paribus* mit höherer Wahrscheinlichkeit am Arbeitsmarkt,
- (2) sie erzielen *c. p.* höhere Löhne und
- (3) sind *c.p.* in geringerem Ausmass von Arbeitslosigkeit betroffen.

5. Schätzstrategie

Die Teilnahme am Arbeitsmarkt wird durch eine dichotome Variable abgebildet:

$$y_{li} = \begin{cases} 0 & \text{falls Person } i \text{ keine Erwerbsperson ist} \\ 1 & \text{falls Person } i \text{ eine Erwerbsperson ist} \end{cases} \quad (1)$$

Die Wahrscheinlichkeit einer Person, eine Erwerbsperson zu sein, lässt sich mit einem nichtlinearen Wahrscheinlichkeitsmodell (Probit) schätzen. Dabei wird die abhängige Variable auf verschiedene unabhängige Variablen zurückgeführt, darunter die uns besonders interessierende Variable „Anlehre“:

$$P(y_{li} = 1 | A_i, X_{li}) = \Phi(\alpha_1 + \beta_1 A_i + X_{li} \gamma_1) \quad (2)$$

In Gleichung (2) ist die Dummy-Variable „Anlehre“ als A wiedergegeben, während X_1 die Matrix der übrigen unabhängigen Variablen bezeichnet, darunter weitere Ausbildungsdummies und die in Kapitel 3 erwähnten Variablen. β_1 ist der interessierende Parameter und lässt Aussagen darüber zu, wie die Anlehre die Partizipationswahrscheinlichkeit beeinflusst.

Es interessiert darüber hinaus jedoch auch, ob Personen mit Anlehre mehr Stunden pro Woche arbeiten als Personen mit obligatorischer Schulausbildung. Dies wird mit einer ordinalen Variable¹⁷ erfasst:

$$y_{2i} = \begin{cases} 0 & \text{falls Person } i \text{ nicht erwerbstätig ist} \\ 1 & \text{falls Person } i \text{ teilzeit arbeitet} \\ 2 & \text{falls Person } i \text{ vollzeit arbeitet} \end{cases} \quad (3)$$

Um die ordinale Skala der Variable zu berücksichtigen, wird die Wahrscheinlichkeit einer Person i , in eine bestimmte Kategorie zu gehören, mit Ordered Probit geschätzt:

$$\begin{aligned} P(y_{2i} = 0 | A_i, X_{1i}) &= \Phi(\alpha_{21} - \beta_2 A_i - X_{1i} \gamma_2) \\ P(y_{2i} = 1 | A_i, X_{1i}) &= \Phi(\alpha_{22} - \beta_2 A_i - X_{1i} \gamma_2) - \Phi(\alpha_{21} - \beta_2 A_i - X_{1i} \gamma_2) \\ P(y_{2i} = 2 | A_i, X_{1i}) &= 1 - \Phi(\alpha_{22} - \beta_2 A_i - X_{1i} \gamma_2) \end{aligned} \quad (4)$$

Die Schnittpunkte zwischen den einzelnen Kategorien, α_{21} und α_{22} , werden zusammen mit den Koeffizienten geschätzt, β_2 ist wiederum der interessierende Parameter.

Die Lohnwirkung der Anlehre wird mittels OLS (*ordinary least squares*) ermittelt. Dieses Vorgehen entspricht der bekannten Modellierung gemäss Mincer (1975), mit dem Unterschied, dass die Ausbildung nicht in Bildungsjahren, sondern in Abschlüssen gemessen wird.

$$y_{3i} = \alpha_3 + \beta_3 A_i + X_{3i} \gamma_3 + \varepsilon_{3i} \quad (5)$$

β_3 gibt die Rendite der Anlehre wieder¹⁸. Die direkte Schätzung von β_3 durch OLS mit jenen Personen, für die wir einen Lohn beobachten, führt jedoch zu einer Selektionsverzerrung, falls sich Erwerbspersonen in beobachtbaren und unbeobachtbaren Variablen von Nichterwerbspersonen unterscheiden. Die Selektion der Personen in erwerbstätige und nicht erwerbstätige wurde bereits in Gleichung (1) dargestellt. Eine Selektionsverzerrung tritt nun auf, wenn $E(\varepsilon_{3i} | y_{1i} = 1) \neq E(\varepsilon_{3i} | y_{1i} = 0)$.

Im Modell nehmen wir eine latente kontinuierliche Variable an, welche bereits als Index im Probit-Modell (2) Verwendung fand und als Neigung zur Erwerbstätigkeit interpretiert werden kann. Ihr Vorzeichen bestimmt die dichotome Erwerbsentscheidung:

$$y_{1i} = 1[\alpha_{1i} + \beta_1 A_i + X_{1i} \gamma_1 + \varepsilon_{1i} > 0] \quad (6)$$

¹⁷ Der Einfachheit halber wird die Variable mit drei Kategorien dargestellt. In den Schätzungen wird dagegen eine Variable mit sechs Ausprägungen verwendet.

¹⁸ Dabei muss noch durch die Anzahl Ausbildungsjahre geteilt werden, um eine Rendite pro Jahr zu erhalten. Wie in Fussnote 6 erwähnt, ist die präzise durchschnittliche Dauer der Anlehren in der Schweiz unbekannt, doch dürfte sie zwischen 1.5 und 2 liegen.

Da die Neigung zur Erwerbstätigkeit vom zu erwartenden Lohn beeinflusst wird, muss X_1 alle Elemente von X_3 enthalten. Diese Variablen können dabei auch über andere Kanäle als den Lohn auf die Erwerbsneigung einwirken. Darüber hinaus kann X_1 weitere Variablen enthalten, die das Arbeitsangebot, aber nicht den Lohn beeinflussen.¹⁹ Im Folgenden werden hier Variablen verwendet, die die Zusammensetzung des Haushalts wiedergeben, namentlich ob es sich um einen Mehrpersonenhaushalt handelt, ob verwandtschaftliche Beziehungen zwischen den Personen im Haushalt beziehen und welches der höchste Bildungsabschluss der übrigen Personen im Haushalt ist. Diese Variablen sind korreliert mit den Chancen von Person i , dass andere Personen zum Haushaltseinkommen beitragen, so dass der Reservationslohn und damit die Nichterwerbswahrscheinlichkeit von Person i steigt. Eine Standard-Annahme bei der Berechnung parametrischer Selektionsmodelle ist die Annahme einer bivariaten Normalverteilung der Störterme in Gleichung (5) und (6):

$$(\varepsilon_{3i}, \varepsilon_{1i}) \sim N\left(0, \begin{pmatrix} \sigma_3^2 & \sigma_{31} \\ \sigma_{31} & 1 \end{pmatrix}\right) \quad (7)$$

Die Selektionsverzerrung ergibt sich unter dieser Annahme als Funktion der Selektionsgleichung (Heckman 1979):

$$E(y_{3i} | A_i, X_{3i}, y_{1i} = 1) = \alpha_{3i} + \beta_3 A_i + X_{3i} \gamma_3 + \sigma_{31} \frac{\phi(\alpha_{1i} + \beta_1 A_i + X_{1i} \gamma_1)}{\Phi(\alpha_{1i} + \beta_1 A_i + X_{1i} \gamma_1)} \quad (8)$$

Dieses Modell wird mittels Maximum Likelihood geschätzt²⁰ und ergibt eine um die Selektionsverzerrung korrigierte, konsistente Schätzung von β_3 und γ_3 .

Das Arbeitslosigkeitsrisiko wird mit einem Probit-Modell untersucht, analog zum Vorgehen bei der Erwerbsentscheidung in den Gleichungen (1) und (2).

¹⁹ Zur Präzisierung: Aus theoretischer Sicht *kann* X_1 zusätzliche Variablen enthalten, für das hier angewandte Schätzverfahren *sollte* dies jedoch der Fall sein, da die Identifikation des Selektionseffekts weitgehend auf diesen zusätzlichen Variablen beruht.

²⁰ Die *log likelihood* Funktion nimmt die Standardform an, welche beispielsweise bei Wooldridge (2002) nachgelesen werden kann. Dieses Modell ist auch unter der Bezeichnung Tobit-II bekannt.

6. Ergebnisse

Arbeitsmarktpartizipation

In der Stichprobe gemäss den in Kapitel 3 dargestellten Definitionen liegen bei den Frauen 56'485 Erwerbspersonen und 13'618 Nichterwerbspersonen vor, bei den Männern sind es 63'933 Erwerbspersonen und 1'184 Nichterwerbspersonen. Diese Zahlen zeigen deutlich, dass sich die Frage der Erwerbstätigkeit vorrangig bei den Frauen stellt. In Tabelle 2 sind die Ergebnisse für Männer der Vollständigkeit halber dennoch mit aufgeführt.

Abhängige Variable: Erwerbstätig ja/nein	Frauen			Männer		
	I	II	III	IV	V	VI
Anlehre	0.018 (0.011)	0.017 (0.012)	0.022+ (0.011)	0.006* (0.003)	0.005* (0.003)	0.005* (0.003)
Diplommittelschule	0.015+ (0.009)	0.014 (0.009)	0.021* (0.009)	0.012** (0.002)	0.012** (0.002)	0.012** (0.002)
Berufslehre	0.042** (0.005)	0.040** (0.005)	0.049** (0.005)	0.016** (0.002)	0.016** (0.002)	0.016** (0.002)
schulische Berufsausbildung	0.047** (0.006)	0.046** (0.006)	0.056** (0.006)	0.011** (0.002)	0.010** (0.002)	0.010** (0.002)
Maturität	0.056** (0.006)	0.054** (0.006)	0.066** (0.006)	0.005* (0.002)	0.004* (0.002)	0.004+ (0.002)
Höhere Berufsbildung	0.094** (0.005)	0.095** (0.005)	0.105** (0.005)	0.020** (0.001)	0.020** (0.001)	0.019** (0.001)
Hochschule	0.090** (0.005)	0.091** (0.005)	0.106** (0.005)	0.017** (0.001)	0.016** (0.001)	0.016** (0.001)
Alter	0.021** (0.001)	0.020** (0.001)	0.019** (0.001)	0.003** (0.000)	0.003** (0.000)	0.003** (0.000)
Alter quadriert / 100	-0.031** (0.002)	-0.030** (0.002)	-0.030** (0.002)	-0.004** (0.000)	-0.004** (0.000)	-0.004** (0.000)
Ausländer/in	0.007 (0.005)	0.006 (0.005)	-0.002 (0.005)	-0.005** (0.002)	-0.007** (0.002)	-0.006** (0.002)
Verheiratet	-0.162** (0.005)	-0.153** (0.006)	-0.148** (0.006)	0.015** (0.002)	0.014** (0.002)	0.014** (0.002)
Kleinkind	-0.174** (0.006)	-0.183** (0.006)	-0.184** (0.006)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
Mehrpersonshaushalt	-0.026** (0.007)	-0.030** (0.007)	0.006 (0.009)	-0.003+ (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.004+ (0.002)
Nichtverwandt im Hh.	0.056** (0.021)	0.070** (0.025)	0.070** (0.025)	0.008+ (0.004)	0.007+ (0.004)	0.007+ (0.004)
Höchste Bildung im Hh.			-0.017** (0.002)			0.001 (0.001)
Genferseeregion	-0.029** (0.006)	-0.031** (0.007)	-0.031** (0.007)	-0.004+ (0.002)	-0.004+ (0.002)	-0.004+ (0.002)
Nordwestschweiz	-0.007 (0.006)	-0.005 (0.007)	-0.005 (0.007)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)
Zürich	0.005 (0.006)	0.005 (0.006)	0.007 (0.006)	0.003+ (0.002)	0.003 (0.002)	0.002 (0.002)
Ostschweiz	-0.012+ (0.007)	-0.012+ (0.007)	-0.013+ (0.007)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
Zentralschweiz	-0.031** (0.008)	-0.030** (0.008)	-0.030** (0.008)	0.005* (0.002)	0.005* (0.002)	0.005* (0.002)
Tessin	-0.134** (0.011)	-0.139** (0.011)	-0.140** (0.011)	-0.004 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.004 (0.003)
1996	-0.052** (0.007)	-0.050** (0.007)	-0.051** (0.007)	0.008** (0.002)	0.007** (0.002)	0.007** (0.002)
1997	-0.052**	-0.054**	-0.054**	0.008**	0.008**	0.008**

	(0.007)	(0.008)	(0.008)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
1998	-0.035**	-0.036**	-0.036**	0.004+	0.003	0.003
	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
1999	-0.024**	-0.025**	-0.024**	0.003	0.002	0.002
	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2000	-0.026**	-0.028**	-0.027**	0.003	0.004	0.004
	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2001	-0.013*	-0.013*	-0.013+	0.002	0.001	0.001
	(0.006)	(0.007)	(0.007)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2002	-0.002	-0.003	-0.003	0.001	-0.000	-0.000
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
chi2	4661.74	4444.30	4410.55	690.65	695.41	692.50
Pseudo R-Quadrat	0.153	0.155	0.157	0.083	0.087	0.087
N	70103	65354	65354	65117	63109	63109

Anmerkungen: + $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$; cluster-robuste Schätzung der Standardfehler; Referenzkategorie: Obligatorischer Schulabschluss, Schweizer/in, unverheiratet, kein Kind jünger als 15 Jahre, Einpersonenhaushalt, wohnhaft im Espace Mittelland.

Tabelle 2: Probit-Resultate zur Wahrscheinlichkeit, am Arbeitsmarkt zu partizipieren (marginale Effekte)

Die Spalten 1 beziehungsweise 4 geben die Probit-Ergebnisse für die vollständige Stichprobe wieder. Die Spalten 2 und 5 zeigen die Ergebnisse für jene Fälle, in denen die Variable „Höchster Bildungsabschluss weiterer Personen im Haushalt“ vorliegt, noch ohne Einschluss der Variable selbst, während sie in den Spalten 3 und 6 einbezogen wurde.²¹ Dabei zeigt sich, dass Personen in Mehrpersonenhaushalten wie erwartet eine geringere Partizipation aufweisen, da andere Personen zum Haushaltseinkommen beitragen können. Das gilt aber nur, wenn der oder die Befragte mit den Personen im Haushalt verwandt oder verheiratet ist, während sie eine erhöhte Partizipationswahrscheinlichkeit hat, wenn sie mit nichtverwandten Personen zusammenwohnt. Wenn zudem das Bildungsniveau der übrigen Personen im Haushalt kontrolliert wird, so ergibt sich, dass das Zusammenwohnen mit verwandten Personen alleine keinen signifikanten Effekt mehr hat, dafür die Partizipationswahrscheinlichkeit umso stärker (und hochsignifikant) sinkt, je höher die Bildung der weiteren Personen im Haushalt.

Die marginalen Effektgrössen aller Bildungsdummies sind für die Frauen, wie zu erwarten, deutlich höher positiv als für die Männer. Etwas überraschend ist jedoch der Effekt der Anlehre für die Männer, obwohl kleiner, statistisch klarer signifikant. Bei den Frauen werden die Ergebnisse für die Anlehre erst im letzten Modell, d.h. unter Einschluss der hochsignifikanten Variablen „Höchster Bildungsabschluss weiterer Personen im Haushalt“, auf dem 10 Prozent Niveau signifikant, wobei das 5 Prozent Niveau nur knapp verfehlt wird. Eine Erhöhung der Partizipationswahrscheinlichkeit um rund 2 Prozent-Punkte - für eine Person, welche in allen unabhängigen Variablen gerade dem Durchschnitt entspricht - ist jedoch, verglichen mit dem Resultat für die Lehre von ca. 5 Prozent-Punkten im 3. Modell, als beachtlicher Effekt zu bezeichnen.

In der nächsten Analyse wird nicht die 0/1-Entscheidung der Arbeitsmarktteilnahme untersucht, sondern als abhängige Variable eine klassierte, ordinale Variable der gearbeiteten Stellenprozente verwendet.²² Diese Variable weist folgende gewichtete Verteilung auf:

²¹ Dieses mehrschrittige Verfahren wurde gewählt, um den Einfluss der Variablen „Höchster Bildungsabschluss weiterer Personen im Haushalt“ unabhängig von der durch sie ausgelösten, erheblichen Samplereduktion beurteilen zu können.

²² Für diese Berechnungen wurden arbeitslose Erwerbspersonen ausgeschlossen, daher entspricht das N nicht demjenigen bei den Analysen zur binären Partizipationsentscheidung.

Arbeitszeit	Frauen		Männer	
	Anzahl	Prozent	Anzahl	Prozent
Nichtpartizipierend	13'614	20.84%	1'564	2.50%
unter 20%	3'074	4.71%	476	0.76%
20 bis 49%	8'679	13.28%	1'065	1.70%
50 bis 69%	9'030	13.82%	1'665	2.66%
70 bis 89%	6'468	9.90%	1'647	2.63%
90 bis 100%	24'465	37.45%	56'190	89.75%
Total	65'331	100.00%	62'606	100.00%

Tabelle 3: Verteilung der ordinalen Variable Arbeitszeit in der Stichprobe

Die Resultate des Ordered Probit in Tabelle 4 sind, was die Signifikanz angeht, für die Anlehre viel deutlicher als bei der dichotomen Partizipationsentscheidung. Die Anlehre steigert also nicht nur die Partizipationswahrscheinlichkeit, sondern auch die Wahrscheinlichkeit, vollzeit zu arbeiten. Dieser Befund gilt für Frauen wie für Männer, wobei der Effekt in Richtung höherer Stellenprozente bei den Männern noch stärker ist.

abhängige Variable: Arbeitszeit klassiert	Frauen			Männer		
	I	II	III	IV	V	VI
Anlehre	0.153** (0.045)	0.164** (0.047)	0.181** (0.047)	0.288** (0.071)	0.286** (0.072)	0.288** (0.073)
Diplommittelschule	0.130** (0.034)	0.124** (0.035)	0.156** (0.035)	0.319** (0.092)	0.329** (0.093)	0.349** (0.094)
Berufslehre	0.242** (0.020)	0.247** (0.021)	0.284** (0.021)	0.512** (0.032)	0.521** (0.032)	0.539** (0.033)
schulische Berufsausbildung	0.280** (0.027)	0.285** (0.028)	0.338** (0.029)	0.362** (0.051)	0.375** (0.051)	0.399** (0.052)
Maturität	0.128** (0.026)	0.120** (0.027)	0.187** (0.028)	-0.187** (0.038)	-0.189** (0.039)	-0.155** (0.039)
Höhere Berufsbildung	0.419** (0.027)	0.430** (0.028)	0.505** (0.029)	0.475** (0.036)	0.482** (0.036)	0.516** (0.037)
Hochschule	0.417** (0.029)	0.427** (0.029)	0.533** (0.031)	0.166** (0.035)	0.170** (0.035)	0.227** (0.037)
Alter	0.091** (0.004)	0.087** (0.005)	0.085** (0.005)	0.116** (0.006)	0.117** (0.006)	0.116** (0.006)
Alter quadriert / 100	-0.001** (0.000)	-0.001** (0.000)	-0.001** (0.000)	-0.001** (0.000)	-0.001** (0.000)	-0.001** (0.000)
Ausländer/in	0.311** (0.018)	0.305** (0.018)	0.274** (0.018)	0.102** (0.024)	0.095** (0.025)	0.080** (0.025)
Verheiratet	-0.731** (0.016)	-0.699** (0.019)	-0.676** (0.019)	0.361** (0.030)	0.366** (0.031)	0.362** (0.031)
Kleinkind	-0.917** (0.016)	-0.937** (0.017)	-0.942** (0.017)	-0.025 (0.029)	-0.023 (0.029)	-0.025 (0.029)
Mehrpersonshaushalt	-0.231** (0.020)	-0.253** (0.021)	-0.081** (0.026)	-0.039 (0.027)	-0.038 (0.028)	0.079* (0.038)
Nichtverwandt im Hh.	-0.090 (0.065)	-0.065 (0.073)	-0.064 (0.073)	-0.248** (0.061)	-0.278** (0.064)	-0.272** (0.064)
Höchste Bildung im Hh.			-0.079** (0.007)			-0.055** (0.012)
Genferseeregion	0.072** (0.020)	0.057** (0.021)	0.055** (0.021)	-0.027 (0.030)	-0.035 (0.031)	-0.030 (0.031)
Nordwestschweiz	-0.008 (0.020)	-0.001 (0.021)	-0.001 (0.021)	-0.024 (0.032)	-0.029 (0.032)	-0.028 (0.032)
Zürich	-0.005 (0.019)	-0.007 (0.020)	-0.000 (0.020)	-0.013 (0.030)	-0.020 (0.031)	-0.016 (0.031)

Ostschweiz	-0.018 (0.022)	-0.014 (0.022)	-0.017 (0.022)	0.038 (0.035)	0.035 (0.036)	0.031 (0.036)
Zentralschweiz	-0.063** (0.022)	-0.060** (0.023)	-0.061** (0.023)	0.059 (0.036)	0.052 (0.037)	0.050 (0.037)
Tessin	-0.182** (0.030)	-0.202** (0.031)	-0.207** (0.031)	0.006 (0.043)	0.001 (0.044)	0.002 (0.044)
1996	-0.079** (0.021)	-0.076** (0.021)	-0.080** (0.022)	0.211** (0.036)	0.208** (0.036)	0.201** (0.036)
1997	-0.091** (0.021)	-0.098** (0.022)	-0.100** (0.022)	0.132** (0.035)	0.123** (0.035)	0.118** (0.035)
1998	-0.040+ (0.022)	-0.051* (0.023)	-0.053* (0.023)	0.119** (0.036)	0.108** (0.036)	0.102** (0.036)
1999	-0.005 (0.022)	-0.008 (0.022)	-0.007 (0.022)	0.037 (0.034)	0.030 (0.035)	0.025 (0.035)
2000	-0.021 (0.021)	-0.024 (0.022)	-0.024 (0.022)	0.044 (0.034)	0.049 (0.035)	0.046 (0.035)
2001	-0.003 (0.020)	-0.001 (0.020)	-0.001 (0.020)	-0.003 (0.032)	-0.014 (0.032)	-0.015 (0.032)
2002	0.013 (0.013)	0.007 (0.014)	0.006 (0.014)	0.004 (0.023)	-0.006 (0.023)	-0.006 (0.023)
Schnittpunkt 1	-0.549** (0.089)	-0.631** (0.092)	-0.634** (0.091)	0.569** (0.121)	0.590** (0.123)	0.589** (0.123)
Schnittpunkt 2	-0.365** (0.089)	-0.444** (0.092)	-0.446** (0.092)	0.694** (0.122)	0.720** (0.125)	0.718** (0.125)
Schnittpunkt 3	0.099 (0.090)	0.021 (0.093)	0.021 (0.092)	0.913** (0.123)	0.939** (0.126)	0.937** (0.126)
Schnittpunkt 4	0.558** (0.090)	0.474** (0.093)	0.475** (0.092)	1.156** (0.123)	1.186** (0.126)	1.185** (0.126)
Schnittpunkt 5	0.890** (0.090)	0.802** (0.092)	0.804** (0.092)	1.335** (0.123)	1.368** (0.125)	1.366** (0.125)
chi2	11597.31	11281.66	11351.83	1746.91	1741.42	1773.43
Pseudo R-Quadrat	0.115	0.119	0.121	0.058	0.060	0.061
N	65331	60938	60938	62606	60729	60729

Anmerkungen: + $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$; cluster-robuste Schätzung der Standardfehler; Referenzkategorie: Obligatorischer Schulabschluss, Schweizer/in, unverheiratet, kein Kind jünger als 15 Jahre, Einpersonenhaushalt, wohnhaft im Espace Mittelland.

Tabelle 4: Ordered Probit-Resultate zur Arbeitszeit (6 Arbeitszeit-Klassen)

Die Koeffizienten für die Anlehre sind für Frauen und Männer in allen Modellen klar signifikant positiv, d.h. Personen mit Anlehre arbeiten ceteris paribus mehr als Personen ohne. Die Effektgrößen sind für Männer stärker als für Frauen.

Die Interpretation der Effektgrößen eines Ordered-Probit-Modell ist weniger intuitiv als bei OLS, daher wird der Effekt mit einem Beispiel veranschaulicht. Aus den Ergebnissen des Ordered Probit lässt sich der isolierte Effekt der Anlehre auf die Wahrscheinlichkeiten aufzeigen, einer der 6 Kategorien der abhängigen Variablen zuzugehören. Abbildung 2 zeigt die Veränderung der Wahrscheinlichkeiten für eine Person mit gewissen, angenommenen Referenzeigenschaften, wenn sie entweder einen obligatorischen Schulabschluss oder einen Anlehrabschluss besitzt.²³

²³ Diese Berechnung ist nicht zu verwechseln mit einer normalen Häufigkeitsauszählung der abhängigen Variable für die Untergruppe der Personen mit obligatorischem Schulabschluss respektive Anlehre. In Abbildung 2 werden die übrigen Merkmale der Personen konstant gehalten, d.h. es wird die isolierte Wirkung der Anlehre auf zwei hypothetische Referenzpersonen mit – bis auf die Ausbildung – gleichen Merkmalen dargestellt.

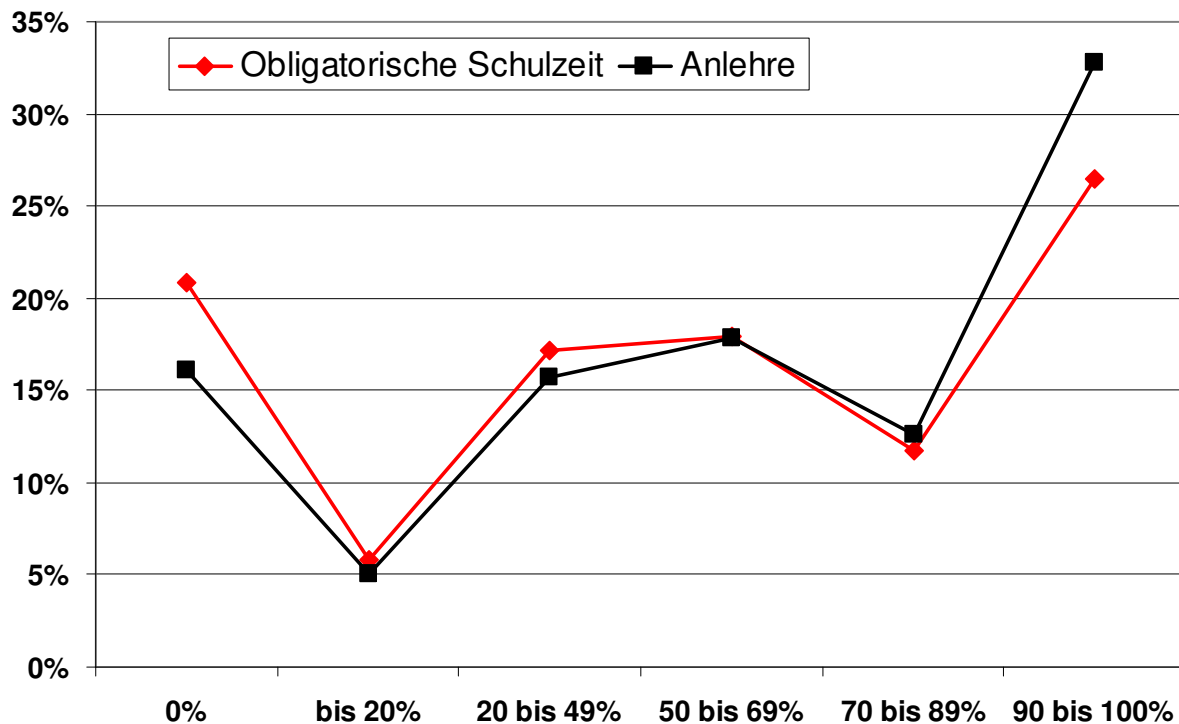


Abbildung 2: Geschätzte Wahrscheinlichkeiten, zu einer bestimmten Stellenprozentkategorie zu gehören, für Personen mit obligatorischer Schulzeit vs. Personen mit Anlehre

Merkmale der Referenz-Person im abgebildeten Beispiel: weiblich, 45jährig, verheiratet, keine Kinder, Partner mit Abschluss auf Sekundarstufe II-Niveau, wohnhaft im Espace Mittelland

Nicht nur die Wahrscheinlichkeit, überhaupt zu arbeiten, ist merklich höher, sondern auch die Wahrscheinlichkeit, vollzeit zu arbeiten, ist im Beispiel von Abbildung 2 um etwa 6 Prozentpunkte oder rund ein Viertel höher, wenn die Person einen Anlehrsabschluss hat.

Lohn

Um die Lohnwirkung der Anlehre zu untersuchen, mussten zunächst die Lohnangaben im Datensatz als Untersuchungsvariable aufgearbeitet werden. Die Bruttolohnangaben der Erwerbstätigen wurden auf eine 42-Stundenwoche standardisiert, um Ausreisser korrigiert²⁴ und logarithmiert²⁵. Für die OLS-Lohnregressionen stehen zudem keine Beobachtungen von Nichterwerbspersonen sowie Arbeitslosen zur Verfügung, so dass die Anzahl Fälle sich auf gut 37'000 bei den Frauen und gut 42'000 bei den Männern reduziert.

²⁴ Als gültige vertragliche Arbeitszeitangaben wurden mindestens 4 Stunden und maximal 45 Stunden pro Woche definiert, als gültiges Intervall der standardisierten Bruttojahreslöhne wurde 20'000 bis 800'000 Franken festgelegt.

²⁵ Dieses Vorgehen ist Standard in der Literatur, da logarithmierte Lohnverteilungen annähernd normalverteilt sind. Ein Koeffizient b einer unabhängigen Variable ist daher wie folgt zu interpretieren: eine Veränderung der unabhängigen Variable um eine Einheit bewirkt eine Veränderung des Lohns um b Prozent.

abhängige Variable: Log. Jahreslohn	Frauen	Männer
Anlehre	0.050** (0.016)	0.049** (0.014)
Diplommittelschule	0.101** (0.012)	0.180** (0.022)
Berufslehre	0.174** (0.007)	0.169** (0.007)
schulische Berufsausbildung	0.244** (0.010)	0.250** (0.011)
Maturität	0.310** (0.010)	0.289** (0.011)
Höhere Berufsbildung	0.368** (0.010)	0.399** (0.008)
Hochschule	0.487** (0.011)	0.559** (0.009)
Ausländer/in	-0.071** (0.006)	-0.081** (0.005)
Alter	0.036** (0.001)	0.037** (0.001)
Alter quadriert / 100	-0.038** (0.002)	-0.035** (0.002)
Teilzeit 70-89%	0.006 (0.006)	-0.056** (0.012)
Teilzeit 50-69%	-0.021** (0.006)	-0.051** (0.015)
Teilzeit 20-49%	-0.062** (0.008)	-0.004 (0.027)
Teilzeit 1-19%	-0.081** (0.016)	0.068 (0.067)
Verheiratet	-0.038** (0.005)	0.061** (0.005)
Kleinkind	0.004 (0.006)	0.040** (0.005)
Genferseeregion	0.030** (0.007)	0.018** (0.006)
Nordwestschweiz	0.043** (0.007)	0.052** (0.006)
Zürich	0.104** (0.007)	0.082** (0.006)
Ostschweiz	0.018* (0.008)	0.013* (0.006)
Zentralschweiz	0.043** (0.008)	0.029** (0.007)
Tessin	-0.078** (0.010)	-0.047** (0.010)
1996	-0.108** (0.007)	-0.079** (0.006)
1997	-0.110** (0.009)	-0.074** (0.007)
1998	-0.119** (0.008)	-0.084** (0.007)
1999	-0.087** (0.008)	-0.068** (0.007)
2000	-0.084** (0.008)	-0.052** (0.007)
2001	-0.046** (0.008)	-0.018* (0.007)
2002	-0.012* (0.005)	0.001 (0.004)

Anz. Mitarbeiter 4-6	0.022* (0.011)	0.050** (0.012)
Anz. Mitarbeiter 7-10	0.054** (0.011)	0.050** (0.012)
Anz. Mitarbeiter 11-19	0.061** (0.011)	0.080** (0.011)
Anz. Mitarbeiter 20-49	0.065** (0.010)	0.092** (0.011)
Anz. Mitarbeiter 50-99	0.071** (0.010)	0.108** (0.011)
Anz. Mitarbeiter 100+	0.108** (0.009)	0.144** (0.010)
tenure <1Mt.	-0.028 (0.020)	-0.056** (0.021)
tenure 1-5 Mt.	-0.041** (0.009)	-0.056** (0.009)
tenure 6-11 Mt.	-0.011 (0.008)	-0.030** (0.009)
tenure 3-4 J.	0.010 (0.007)	0.008 (0.006)
tenure 5+ J.	0.072** (0.006)	0.046** (0.005)
Forst-, Landwirtschaft	-0.165** (0.031)	-0.105** (0.020)
Baugewerbe	0.051** (0.019)	-0.022** (0.006)
Handel, Reparaturgewerbe	-0.077** (0.008)	0.013+ (0.007)
Gastgewerbe	-0.123** (0.012)	-0.163** (0.013)
Verkehr, Nachrichtenüberm.	0.075** (0.010)	0.009 (0.007)
Kredit-, Versicherungsgew.	0.159** (0.010)	0.231** (0.009)
Immobilien, Informatik	0.106** (0.010)	0.103** (0.008)
Öffent. Verwaltung	0.122** (0.010)	0.061** (0.007)
Unterrichtswesen	0.140** (0.011)	0.044** (0.011)
Gesundheits-, Sozialwesen	0.049** (0.008)	-0.056** (0.011)
Sonst. Dienstleistungen	0.019 (0.012)	-0.000 (0.012)
Konstante	9.974** (0.030)	9.966** (0.030)
F	255.55	371.55
adj. R-Quadrat	0.349	0.450
N	37190	42111

Anmerkungen: + $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$; cluster-robuste Schätzung der Standardfehler; Referenzkategorie: Obligatorischer Schulabschluss, Schweizer/in, unverheiratet, kein Kind jünger als 15 Jahre, wohnhaft im Espace Mittelland, Vollzeitstelle, Kleinbetrieb, Betriebszugehörigkeit 1-2 Jahre, Industrie/verarb. Gewerbe.

Tabelle 5: OLS-Ergebnisse zu den logarithmierten Bruttojahreslöhnen

Die Berechnungen in Tabelle 5 zeigen einen klar signifikanten Einfluss der Anlehre von rund 5 Prozent für Frauen und Männer. Obwohl die eingangs formulierte Hypothese zur Lohnwirkung der Anlehre damit eindeutig bestätigt werden kann, ist der gemessene Effekt recht gering. Mit anderen Worten führt die Anlehre nach unseren Berechnung zwar zu höheren Löhnen, die nicht durch Zufall zu erklären sind; die erzielbaren Mehrlöhne sind aber geringer als erwartet. Der Return einer normalen Berufslehre ist jedenfalls auch unter Berücksichtigung der unterschiedlichen Ausbildungsdauern deutlich höher. Für das Ergebnis bei der Anlehre kommen mehrere Erklärungen in Frage:

1. Die geringe Standardisierung der Ausbildung führt zu geringer Vergleichbarkeit der Personen mit Anlehrausweis, daher ist der Informationsgehalt und folglich der Arbeitsmarktwert des Ausweises beschränkt.

2. Die ehemaligen Anlehrlinge haben zu einem Gutteil betriebsspezifisches Humankapital erworben, welches ihre Produktivität im ausbildenden Betrieb erhöhte, ihr Wissen ist aber nur beschränkt auf anderen Arbeitsstellen einsetzbar und wird daher auf dem Arbeitsmarkt nur teilweise entlohnt.

Diese beiden ersten Gründe gehen davon aus, dass das Schätzergebnis gültig ist und Aussagen über die tatsächlichen Effekte der Anlehre zulässt. Die in Kapitel 4 beschriebene, gemäss der Theorie zu erwartende Wirkung fällt demnach schwach aus, da die Annahmen (Einheitlichkeit des Anlehrabschlusses, generelles Humankapital) teilweise nicht erfüllt sind. Die letzte Erklärung verweist dagegen auf mögliche Probleme bei der Datenerhebung:

3. Die Anlehrvariable könnte mit Messfehlern behaftet sein. Aus zwei Gründen könnten Personen ohne Anlehre bei der Befragung angegeben haben, eine Anlehre abgeschlossen zu haben: Erstens existiert auch eine Anlehre der Invalidenversicherung, zweitens werden betriebsinterne on-the-job Einarbeitungen im Sprachgebrauch manchmal ebenfalls als „Anlehre“ bezeichnet. Messfehler führen in der Regel zu nach unten verzerrten Renditeschätzungen.

Für die SAKE-Welle 2003 liegen zusätzliche Angaben vor, mit denen untersucht wurde, wie sich die Ergebnisse verändern, wenn (a) Dummies für Behinderung und IV-Bezug einbezogen werden und (b) Personen mit Anlehre ausgeschlossen wurden, welche ihre Ausbildung vor 1980 abgeschlossen haben. In beiden Fällen ändert sich der Koeffizient der Anlehre praktisch nicht. Obwohl die Möglichkeit von Messfehlern damit nicht gänzlich ausgeräumt ist, kann davon ausgegangen werden, dass die Erklärungen 1 und 2, also geringe Standardisierung und Transferierbarkeit, für die bescheidene Rendite der Anlehre mit verantwortlich sind.

Die Vorzeichen der übrigen unabhängigen Variablen entsprechen den Erwartungen²⁶. Die Beobachtung etwa, dass Männer im Gegensatz zu Frauen mehr verdienen, wenn sie verheiratet sind, deckt sich mit Befunden in der Literatur (vgl. dazu Wirz 2004). Vergleichsweise gering ausgefallen sind jedoch auch die Renditen der übrigen Bildungsgänge. Weber (2003) kommt für Berufsausbildungen auf eine Rendite von 8.4 Prozent, während sie in Tabelle 5 selbst unter der Annahme von drei Ausbildungsjahren bei unter 6 Prozent für Berufslehren und nur für vollzeitschulische Berufsausbildungen bei 8 Prozent liegt. Der wichtigste Erklärungsgrund für die Differenzen dürfte darin liegen, dass Weber Lohnprofile ohne Kontrolle weiterer Variablen schätzt, in Tabelle 5 jedoch eine Vielzahl von unabhängigen Variablen kontrolliert wird, welche die der Ausbildung zugeschriebene Lohnwirkung vermindern.

Am Beispiel des Zusammenhangs von Anlehre und gearbeiteten Stellenprozenten lässt sich dies erläutern: Im vorigen Abschnitt wurde gezeigt, dass Personen mit Anlehre eher vollzeit arbeiten als Personen mit obligatorischem Schulabschluss. Aus Tabelle 5 ist nun ersichtlich, dass Personen, die teilzeit arbeiten, eine Lohneinbusse hinnehmen müssen. Es stellt sich die Frage, ob die Vollzeitbeschäftigung vieler Personen mit Anlehrabschluss nicht kausal auf

²⁶ Eine Ausnahme stellt das Vorzeichen für Teilzeitarbeit im Umfang von maximal 20 Prozent bei Männern dar. Dieses Ergebnis basiert allerdings auf einer geringen Anzahl an Fällen und ist nicht signifikant.

eben diesen Abschluss zurückgeht. Wenn dies der Fall ist, ist der Lohnvorteil der Vollzeitstelle letztlich der höheren Ausbildung geschuldet, wird in der Regression jedoch den Stellenprozent-Dummies und nicht dem Anlehr-Dummy zugerechnet. Dasselbe Argument lässt sich auch für die Betriebszugehörigkeitsdauer, die Betriebsgrösse und die Wirtschaftsbranche anführen: Wenn eine Person ihre jeweilige Stelle mit den entsprechenden Charakteristika dank der Anlehre erhalten hat, dann wäre ein resultierender Lohnvorteil der Anlehre anzurechnen. Da diese kausale Wirkung jedoch nicht als gesichert gelten kann, entspricht Tabelle 5 einer vorsichtigen, konservativen Schätzung der Rendite. In Tabelle 6 unten sind die Charakteristika der Arbeitsstellen weggelassen worden, der Koeffizient der Anlehre steigt bei den Frauen auf 6.3 Prozent (Spalte 1). Bei den Männern ergibt sich jedoch keine Veränderung (nicht abgedruckt).

Schliesslich soll untersucht werden, ob die Lohnwirkung eines Anlehrabschlusses durch die unvollständige Arbeitsmarktpartizipation der Frauen verzerrt ist. Wie bei der Diskussion der Schätzstrategie erläutert, muss dazu die Selektionsentscheidung bei der Lohnregression berücksichtigt werden, wobei hier eine Tobit-II-Schätzung mittels *Maximum Likelihood* zur Anwendung kommt. Die Identifikation des Selektionseffektes beruht darauf, dass gewisse Variablen gefunden werden, die in der Selektionsgleichung eine signifikante Rolle spielen, aber aus theoretischer Sicht keinen direkten Einfluss auf den Lohn ausüben sollten. Hier werden die Variablen „Mehrpersonenhaushalt“ sowie „Mehrpersonenhaushalt ohne verwandtschaftliche Beziehungen“ verwendet. In einer weiteren Schätzung wird ausserdem die Variable „höchster Bildungsabschluss der weiteren Haushaltsbewohner“ in die Selektionsgleichung einbezogen. Es erscheint plausibel, dass diese Variablen keine Auswirkung auf das auf dem Markt zu erzielende Lohnangebot haben sollten.

In Tabelle 6 sind zu Vergleichszwecken jeweils zunächst die OLS-Lohnregressionen dargestellt (Spalte 1 und 3), im Unterschied zu Tabelle 5 mit denselben Variablen und derselben Fallzahl wie bei den anschliessenden Selektionsmodellen.

abhängige Variable: Log. Jahreslohn	OLS I	MLE II	OLS III	MLE IV
Anlehre	0.063** (0.017)	0.062** (0.017)	0.064** (0.018)	0.065** (0.018)
Diplommittelschule	0.113** (0.013)	0.113** (0.013)	0.111** (0.013)	0.112** (0.013)
Berufslehre	0.191** (0.007)	0.191** (0.007)	0.193** (0.008)	0.195** (0.008)
schulische Berufsausbildung	0.281** (0.010)	0.281** (0.010)	0.280** (0.010)	0.282** (0.010)
Maturität	0.367** (0.010)	0.367** (0.010)	0.368** (0.010)	0.371** (0.010)
Höhere Berufsbildung	0.425** (0.010)	0.425** (0.010)	0.427** (0.010)	0.430** (0.010)
Hochschule	0.564** (0.011)	0.563** (0.011)	0.560** (0.011)	0.564** (0.011)
Alter	0.046** (0.002)	0.046** (0.002)	0.047** (0.002)	0.048** (0.002)
Alter quadriert / 100	-0.049** (0.002)	-0.048** (0.002)	-0.050** (0.002)	-0.051** (0.002)
Ausländer/in	-0.072** (0.006)	-0.072** (0.006)	-0.071** (0.006)	-0.071** (0.006)
Verheirater	-0.060** (0.005)	-0.059** (0.005)	-0.068** (0.006)	-0.073** (0.006)
Kleinkind	-0.030** (0.006)	-0.029** (0.006)	-0.022** (0.007)	-0.028** (0.007)
Genferseeregion	0.045** (0.007)	0.045** (0.007)	0.041** (0.008)	0.040** (0.008)
Nordwestschweiz	0.045** (0.007)	0.045** (0.007)	0.041** (0.008)	0.041** (0.008)
Zürich	0.109** (0.007)	0.109** (0.007)	0.107** (0.007)	0.107** (0.008)
Ostschweiz	0.007 (0.008)	0.007 (0.008)	0.009 (0.009)	0.008 (0.009)
Zentralschweiz	0.030** (0.008)	0.030** (0.008)	0.028** (0.009)	0.027** (0.009)
Tessin	-0.078** (0.011)	-0.078** (0.011)	-0.078** (0.011)	-0.081** (0.011)
1996	-0.101** (0.008)	-0.100** (0.008)	-0.097** (0.008)	-0.098** (0.008)
1997	-0.112** (0.009)	-0.111** (0.009)	-0.114** (0.009)	-0.115** (0.009)
1998	-0.112** (0.008)	-0.112** (0.008)	-0.112** (0.008)	-0.113** (0.008)
1999	-0.089** (0.008)	-0.089** (0.008)	-0.088** (0.009)	-0.089** (0.009)
2000	-0.080** (0.008)	-0.080** (0.008)	-0.083** (0.008)	-0.084** (0.008)
2001	-0.040** (0.008)	-0.040** (0.008)	-0.037** (0.008)	-0.038** (0.008)
2002	-0.013* (0.005)	-0.013* (0.005)	-0.014* (0.005)	-0.014** (0.005)
Konstante	9.863** (0.029)	9.865** (0.029)	9.843** (0.029)	9.830** (0.029)
Anlehre		0.102+ (0.058)		0.128* (0.060)
Diplommittelschule		0.071 (0.044)		0.115* (0.046)
Berufslehre		0.220** (0.026)		0.263** (0.027)
schulische Berufsausbildung		0.279** (0.036)		0.351** (0.038)
Maturität		0.345**		0.410**

		(0.036)		(0.038)
Höhere Berufsbildung		0.530**		0.644**
		(0.042)		(0.045)
Hochschule		0.514**		0.665**
		(0.041)		(0.046)
Alter		0.113**		0.106**
		(0.006)		(0.007)
Alter quadriert / 100		-0.168**		-0.161**
		(0.008)		(0.008)
Ausländer/in		0.078**		0.042+
		(0.023)		(0.024)
Verheiratet		-0.816**		-0.749**
		(0.027)		(0.032)
Kleinkind		-0.765**		-0.800**
		(0.023)		(0.024)
Genferseeregion		-0.114**		-0.121**
		(0.028)		(0.029)
Nordwestschweiz		-0.038		-0.029
		(0.030)		(0.031)
Zürich		0.022		0.028
		(0.030)		(0.031)
Ostschweiz		-0.081**		-0.084**
		(0.032)		(0.033)
Zentralschweiz		-0.154**		-0.150**
		(0.033)		(0.033)
Tessin		-0.500**		-0.524**
		(0.036)		(0.038)
1996		-0.263**		-0.528**
		(0.029)		(0.029)
1997		-0.254**		-0.263**
		(0.030)		(0.031)
1998		-0.213**		-0.214**
		(0.030)		(0.031)
1999		-0.132**		-0.128**
		(0.031)		(0.032)
2000		-0.156**		-0.164**
		(0.030)		(0.031)
2001		-0.083**		-0.079**
		(0.029)		(0.030)
2002		-0.031		-0.035+
		(0.020)		(0.021)
Mehrpersonshaushalt		-0.149**		0.028
		(0.035)		(0.045)
Nichtverwandt im Hh.		0.277*		0.444*
		(0.139)		(0.183)
Höchste Bildung im Hh.				-0.093**
				(0.010)
Konstante		0.025		0.119
		(0.128)		(0.134)
rho		-0.010		0.052
		(0.012)		(0.019)
Wald Test chi2 (rho=0)		0.62		7.93**
F	356.23**		336.27**	
Adj. R-Quadrat	0.269		0.271	
chi2		8883.47**		8326.23**
N unzensiert		40199		37494
N zensiert		13617		12798
N	40199	53816	37494	50292

Anmerkungen: + p<0.10, * p<0.05, ** p<0.01; cluster-robuste Schätzung der Standardfehler; Referenzkategorie: Obligatorischer Schulabschluss, Schweizer/in, unverheiratet, kein Kind jünger als 15 Jahre, Einpersonenhaushalt, wohnhaft im Espace Mittelland. Rho bezeichnet die Korrelation der Störterme der Selektions- und der Lohnleichung.

Tabelle 6: OLS- und Selektionsmodelle zu logarithmierten Bruttojahreslöhnen

Die Ergebnisse zur Selektionsgleichung in den MLE-Modellen (untere Tabellenhälfte) decken sich weitgehend mit jenen aus Tabelle 2. Die Selektion ist im Modell II nicht signifikant, im Modell IV hingegen signifikant. Die zusätzliche Ausschlussrestriktion mit der Variable „Höchste Bildung im Haushalt“ führt also zu einem anderen Resultat: eine signifikante Selektion bedeutet, dass sich erwerbstätige und nicht erwerbstätige Frauen in unbeobachtbaren Variablen voneinander unterscheiden und unterschiedliche Löhne verdienen würden. Auf den Koeffizienten für die Anlehre hat die Selektion in Modell IV jedoch keinen spürbaren Einfluss, auch für eine zufällig aus der Bevölkerung im Erwerbsalter gezogene Frau wäre eine Rendite der Anlehre von gut 6 Prozent zu erwarten.

Arbeitslosigkeit

Es existieren verschiedene Definitionen von Arbeitslosigkeit. Für SAKE wird die international gängige Definition angewandt, nach der gleichzeitig drei Bedingungen erfüllt sein müssen: 1. Die Person geht keiner Erwerbstätigkeit nach, ist 2. unmittelbar für eine Stelle vermittelbar und unternimmt 3. Anstrengungen, eine Stelle zu finden. Diese Definition wird im Folgenden als „Erwerbslosigkeit“ bezeichnet und ist in Tabelle 7 in Spalte 1 als abhängige Variable verwendet worden. Spalte 2 zeigt dagegen die Ergebnisse eines Probit mit der abhängigen Variable „Registrierung bei einem Arbeitsamt“. Dies ist nicht identisch mit Erwerbslosigkeit, weil Personen ohne Erwerbstätigkeit und arbeitssuchend sein können, ohne Anrecht auf Arbeitslosenunterstützung zu haben, so dass sie auch einen geringeren Anreiz haben, sich beim Arbeitsamt zu melden. Tatsächlich wechselt das Vorzeichen des Koeffizienten für Anlehre bei den unterschiedlichen abhängigen Variablen: Während die Wahrscheinlichkeit, erwerbslos zu sein, für Personen mit Anlehre etwas geringer ist, ist die Wahrscheinlichkeit, beim Arbeitsamt gemeldet zu sein, etwas höher. Beide Effekte sind jedoch klar nicht signifikant. Es könnte jedoch durchaus der Fall sein, dass Personen mit Anlehre sich eher ein Recht auf Arbeitslosenunterstützung erworben haben, was den Vorzeichenwechsel erklären würde. Spalte 3 zeigt schliesslich die Resultate eines Ordered Probit mit der Dauer der Erwerbslosigkeit in sieben Klassen als abhängiger Variable im Sample der erwerbslosen Personen.²⁷ Hier hat die Anlehre einen negativen Einfluss, Leute mit Anlehre sind also möglicherweise weniger lange arbeitslos, doch ist der Koeffizient wiederum nicht signifikant, eine Wirkung der Anlehre kann daher nicht bestätigt werden.

abhängige Variable:	Erwerbslosigkeit	Einschreibung beim Arbeitsamt	Dauer der Erwerbslosigkeit
Anlehre	-0.057 (0.054)	0.041 (0.062)	-0.130 (0.112)
Diplommittelschule	-0.066 (0.053)	-0.124+ (0.073)	-0.074 (0.102)
Berufslehre	-0.313** (0.025)	-0.192** (0.030)	-0.279** (0.054)
schulische Berufsausbildung	-0.203** (0.040)	-0.135** (0.046)	-0.286** (0.086)
Maturität	-0.241** (0.036)	-0.315** (0.045)	-0.264** (0.072)
Höhere Berufsbildung	-0.453** (0.036)	-0.352** (0.042)	-0.470** (0.086)
Hochschule	-0.281** (0.034)	-0.246** (0.039)	-0.373** (0.071)
Frau	0.039*	-0.084**	0.084*

²⁷ Eine vertiefte Analyse dieser Frage würde optimalerweise unter Verwendung eines metrischen Masses der Dauer der Erwerbslosigkeit und eines Duration Models erfolgen. Ordered Probit ist hier jedoch eine vertretbare Modellwahl, da damit die Probleme von OLS bei einer Variable, die nicht negativ sein kann und deren höchste Werte in der obersten Kategorie zusammengefasst, d.h. zensiert sind, vermieden werden.

	(0.018)	(0.021)	(0.040)
Alter	-0.073**	-0.021**	0.014
	(0.005)	(0.006)	(0.010)
Alter quadriert / 100	0.077**	0.024**	0.009
	(0.006)	(0.008)	(0.013)
Ausländer/in	0.376**	0.502**	0.105*
	(0.020)	(0.023)	(0.044)
Verheirater	-0.174**	-0.218**	0.132**
	(0.022)	(0.026)	(0.050)
Kleinkind	0.034	-0.019	0.113*
	(0.024)	(0.028)	(0.054)
Genferseeregion	0.154**	0.189**	0.116*
	(0.027)	(0.032)	(0.059)
Nordwestschweiz	0.018	-0.032	-0.021
	(0.031)	(0.037)	(0.069)
Zürich	0.104**	0.117**	0.023
	(0.029)	(0.034)	(0.063)
Ostschweiz	-0.008	-0.042	0.006
	(0.033)	(0.040)	(0.076)
Zentralschweiz	-0.026	-0.051	-0.127+
	(0.036)	(0.044)	(0.076)
Tessin	0.074+	0.065	0.212*
	(0.041)	(0.048)	(0.093)
1996	-0.023	0.031	-0.066
	(0.033)	(0.037)	(0.081)
1997	0.020	0.081*	-0.069
	(0.032)	(0.037)	(0.073)
1998	-0.071*	-0.037	-0.024
	(0.035)	(0.040)	(0.084)
1999	-0.113**	-0.159**	0.202*
	(0.035)	(0.044)	(0.084)
2000	-0.187**	-0.285**	0.004
	(0.038)	(0.050)	(0.091)
2001	-0.218**	-0.313**	-0.081
	(0.037)	(0.049)	(0.095)
2002	-0.145**	-0.218**	-0.127*
	(0.024)	(0.030)	(0.057)
Konstante	-0.022	-1.384**	
	(0.098)	(0.118)	
Schnittpunkt 1			-0.682**
			(0.176)
Schnittpunkt 2			0.041
			(0.175)
Schnittpunkt 3			0.662**
			(0.174)
Schnittpunkt 4			1.210**
			(0.174)
Schnittpunkt 5			1.547**
			(0.174)
Schnittpunkt 6			1.786**
			(0.174)
chi2	1939.62	1424.69	341.16
Pseudo R-Quadrat	0.075	0.070	0.030
N	120418	120418	3999

Anmerkungen: + $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$; cluster-robuste Schätzung der Standardfehler; Referenzkategorie: Obligatorischer Schulabschluss, Schweizer/in, unverheiratet, kein Kind jünger als 15 Jahre, Einpersonenhaushalt, wohnhaft im Espace Mittelland.

Tabelle 7: Probit-Resultate (marginale Effekte) zu Erwerbslosigkeit und Einschreibung im Arbeitsamt, Ordered-Probit-Resultate zur Dauer der Erwerbslosigkeit

Die Anlehre als Einstieg in weitere Ausbildungen

Neben den oben ausführlich untersuchten abhängigen Variablen ist noch eine weitere Untersuchung angezeigt, um den Erfolg der Anlehre aus politischer Sicht beurteilen zu können. Die Anlehre kann als Einstieg dienen in weitere postobligatorische Ausbildungen. Sie ist insofern dazu geeignet, als sie gerade schulmüden Jugendlichen einen Start ins Arbeitsleben ermöglicht, der dennoch zu einem Ausbildungsabschluss führt. Nachteilig ist, dass der Erwerb auf der Anlehre aufbauender, weiterer Ausbildungen institutionell nicht erleichtert wird; dieser Schritt wird nur insofern begünstigt, als ein erfolgreicher Abschluss sich motivierend auswirken kann für weitere Ausbildungen.

Zu den 1'643 Personen mit höchstem Abschluss Anlehre kommen im Datensatz 350 Personen dazu, welche nach der Schule als erste weitere Ausbildung eine Anlehre abgeschlossen, dann jedoch mindestens eine weitere Ausbildung beendet haben. Von allen Personen im Sample, welche je eine Anlehre abschlossen, konnten somit knapp 18 Prozent eine weitere Ausbildung erfolgreich beenden.²⁸ Gut 6 Prozent davon entfallen auf die Berufslehre, etwa 5.5 Prozent auf die höhere Berufsbildung. Zusammen mit rund einem Prozent für vollzeitschulische Berufsausbildungen entfällt somit der grösste Teil, wenig überraschend, auf berufsbildende Ausbildungen.

Es ist mit den vorliegenden Daten nicht möglich zu vergleichen, wie viele Personen, welche nach der obligatorischen Schule zunächst gearbeitet haben, später eine Berufsausbildung oder Maturität nachholten. Daher lässt sich auch nicht abschätzen, in welchem Ausmass die Anlehre kausal dafür verantwortlich ist, dass die 350 Personen nach der Anlehre eine weitere Ausbildung abgeschlossen haben. Nichtsdestotrotz sind 18 Prozent eine beachtliche Zahl, welche ein Indiz dafür darstellt, dass die Anlehre erfolgreich war als Einstieg in weitere Ausbildungen. Wäre es möglich, diesen Effekt korrekt zu berücksichtigen, würden die in den vorangegangenen Abschnitten Arbeitsmarktwirkungen der Anlehre möglicherweise deutlicher zugunsten der Anlehre ausfallen.

7. Schlussfolgerungen

Die Hypothesen, dass die Anlehre im Vergleich mit der obligatorischen Schulausbildung zu höheren Löhnen und vermehrter Arbeitsmarktpartizipation führt, konnten bestätigt werden. Personen mit Anlehre erzielten je nach Berechnungsgrundlage 5 bis 6 Prozent höhere Löhne, gehen eher einer Erwerbstätigkeit nach und arbeiten eher mehr Stellenprozent. Die Hypothese, dass die Anlehre zu einem verminderten Arbeitslosigkeitsrisiko führt, konnte hingegen nicht bestätigt werden. Dafür hat die Anlehre rund einem Sechstel der Personen in der Stichprobe den Weg in eine weitere Ausbildung geebnet.

Die 1980 eingeführte Anlehre hat sich somit insgesamt als erfolgreiches Modell erwiesen, das jedoch in einigen Punkten Verbesserungsbedarf aufweist, die im Folgenden kurz diskutiert werden.

1. Die relativ niedrige Rendite aus dem Abschluss einer Anlehre, die sich in unseren Analysen ergeben hat, ist mit grosser Wahrscheinlichkeit darauf zurückzuführen, dass die tatsächlichen, mit dem Abschluss zertifizierten Fähigkeiten zum einen zwischen den einzelnen Personen sehr heterogen sind und zum anderen oft zu wenig transferierbar, d.h. zu stark an eine bestimmte Arbeitsstelle gebunden. Dieses Resultat zeigt, dass die Stossrichtung der neuen Grundbildung mit Attest, welche die Anlehre ablösen wird, richtig ist: es braucht eine gewisse Standardisierung der Ausbildungsinhalte, um dem Berufsattest ein klareres Profil und einen höheren Wert auf dem Arbeitsmarkt zu verschaffen. Besonders ist darauf zu achten, dass

²⁸ Diese Prozentzahl ändert sich nicht, wenn die Gewichte berücksichtigt werden. Dies gilt auch für die weiteren im Abschnitt aufgeführten Prozentangaben.

transferierbare Fähigkeiten und Kenntnisse erworben werden, welche sich nicht nur auf einer einzigen Arbeitsstelle oder in einem einzigen Betrieb einsetzen lassen.

2. Die empirische Bestätigung von positiven Arbeitsmarkteffekten der Anlehre spricht dafür, dass sie auch weitere Wirkungen auslösen könnte, welche den Ausbildungen im allgemeinen zugeschrieben werden. Zu nennen sind, namentlich verringerte Kriminalität und verbesserte Gesundheit (siehe Behrman und Stacey 1997), was monetäre und nicht monetäre Kosteneinsparungen für die Allgemeinheit bedeutet. Auch aus dieser Sicht ist die Weiterentwicklung eines niederschweligen, dualen Ausbildungsangebots viel versprechend.

3. Wegen ihrer geringen Standardisierung war es bislang nicht möglich, während der Anlehre erworbene Kenntnisse im Hinblick auf sich anschliessende weitere Ausbildungen anrechnen zu lassen. Damit wurde ein möglicher Anreiz zur Wahrnehmung nachobligatorischer Bildungsangebote nicht genutzt. Mit der neuen Grundbildung mit Attest ändert sich das: die Anrechnung wird nunmehr prinzipiell möglich. Damit besteht die Chance, dass die zweijährige Grundausbildung mit Attest in noch stärkerem Ausmass als die Anlehre den Weg in weiterführende Bildungsangebote ebnet.

Die genannten Punkte stehen jedoch unter einem Vorbehalt, nämlich dem, dass die vermehrte Standardisierung etc. nicht dazu führt, dass die Zahl der Ausbildungsabbrüche zunimmt oder das Zielpublikum der Anlehre die Grundbildung mit Attest gar nicht bewältigen kann. Die Anlehre hat sich gerade als stark individualisierte Ausbildung im niederschweligen Bereich durchgesetzt. Eine vermehrte Standardisierung muss vor diesem Hintergrund ein Gegenwicht erhalten in Instrumenten, welche auf die individuellen Voraussetzungen der Jugendlichen eingehen.

Ein solches Instrument ist die fachkundige individuelle Begleitung, welche Probleme, die das Vermögen von Schule und Betrieb übersteigen, präventiv angehen soll, das heisst bevor es zum Abbruch der Ausbildung kommt. Abbrüche sind dabei nicht nur aus sozialpolitischen Gründen zu vermeiden, sondern führen zum ineffizienten Einsatz von Ressourcen, da die geschilderten positiven Effekte eines Ausbildungsabschlusses sowohl dem Individuum wie dem Staat entgehen. Die fachkundige individuelle Begleitung dient weiter dazu, die Ausbildungsbereitschaft der Betriebe zu sichern, welche eine Grundvoraussetzung eines dualen Modells darstellt. Wie Mühlemann et al. (2004) zeigen, kann die Belastung durch Lehrlinge mit ungenügendem Sozial- oder Arbeitsverhalten auf der Kostenseite negativ zu Buche schlagen. Auch aus diesem Grund ist ein Gleichgewicht zwischen standardisierten Anforderungen und flexibler Anpassung an die Möglichkeiten des Individuum bei der Grundbildung mit Attest anzustreben.

Die insgesamt positiven Erfahrungen mit der Anlehre erlauben es der Schweiz, mit der Weiterentwicklung zur Grundbildung mit Attest eine internationale Vorreiterrolle zu übernehmen bezüglich neuer Konzepte zur Integration bildungsbenachteiligter Jugendlicher in den Arbeitsmarkt.

Literaturangaben

- Arrow, Kenneth J. (1973): Higher Education as a Filter, *Journal of Public Economics*, 2, 193–216.
- Baillod, Jürg und Lorenz Rogger (1989): Die berufliche Situation ehemaliger Anlehrlinge, *Berichte der Schweizerischen Gesellschaft für angewandte Berufsbildungsforschung*, Band 1, Richterswil.
- BBT 2004: *Berufsbildung in der Schweiz 2004. Fakten und Zahlen*, Bundesamt für Berufsbildung und Technologie, Bern.
- Behrman, Jere R. und Nevzer Stacey (1997): *The Social Benefits of Education*, Ann Arbor.
- BFS (2003): *Die Schweizerische Arbeitskräfteerhebung (SAKE) 2003*, Bundesamt für Statistik, Neuchâtel.
- BFS (2004): *Statistik des jährlichen Bevölkerungsstandes (ESPOP) 2003. Definitive Ergebnisse, nach Anpassung an VZ 2000*. Bundesamt für Statistik, Neuchâtel, August 2004.
- Becker, Garry (1962): Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis, in: *Journal of Political Economy*, Vo. 70, No.5, Oct. 1962, 9-49.
- Borjas, George J. (2000): *Labor Economics*, Boston etc., MIT Press.
- Card, David (1999): The Causal Effect of Education on Earnings, in O. Ashenfelter and D. Card, ed., *Handbook of Labor Economics*, Elsevier Science B.V.
- Diekmann, Andreas (1995): *Empirische Sozialforschung*, Reinbek b.H.: Rowohlt.
- Heckman, James J. (1979): Sample Selection as a Specification Error, in *Econometrica*, 47/1, 153-162.
- Heckman, James J., Sergio Urzua und Edward Vytlacil (2004): *Understanding Instrumental Variables in Heterogeneous Response Models*, Working Paper.
- Mincer, Jacob (1974): *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: National Bureau of Economic Research.
- Mühlemann, Samuel, Jürg Schweri und Stefan C. Wolter (2004). Warum Betriebe keine Lehrlinge ausbilden - und was man dagegen tun könnte. In: *Die Volkswirtschaft*, 9/2004, S. 43-48.
- Psacharopoulos, George (1995): *The Profitability of Investment in Education: Concepts and Methods*, HCO Working Papers, World Bank.
- Psacharopoulos, George (2002): *Returns to Investment in Education. A Further Update*, Policy Research Working Paper Series, World Bank.

- Ryan, Paul (1998): Is Apprenticeship Better? A Review of the Economic Evidence, in: Journal of Vocational Education and Training, Vol. 50, No. 2, 289-325.
- SBBK (2003): Handbuch für Modellentwicklung. Zweijährige berufliche Grundbildung mit Attest, Schweizerische Berufsbildungsämterkonferenz, Bern, Oktober 2003.
- SBBK (2004): Leitfaden für die fachkundige individuelle Begleitung. Zweijährige berufliche Grundbildung mit Attest, Schweizerische Berufsbildungsämterkonferenz, Bern, Juni 2004.
- SIBP (2003): Von der Anlehre zur zweijährigen beruflichen Grundbildung mit Attest. Dokumentation zu den Impulstagungen vom 24./25. Januar 2003 und 14./15. Februar 2003. SIBP Schriftenreihe Nr. 23, Zollikofen: Schweizerisches Institut für Berufspädagogik.
- Spence, M. (1973): Job Market Signalling, in: Quarterly Journal of Economics, 87, 355-374.
- Vanetta, Francesco (1997): Eine Anlehre – und was dann? in: Panorama 5/97, S. 25.
- Weber, Bernhard (2003): Bildungsfinanzierung und Bildungsrenditen, in: Schweizerische Zeitschrift für Bildungswissenschaften, 3/2003, 405-430.
- Weber, Bernhard A., Aniela M. Wirz und Stefan C. Wolter (2001): Switzerland, in: Harmon. C., Walker, I. & Westergaard-Nielsen, N. (Eds.), Education and Earnings in Europe – A Cross Country Analysis of the Returns to Education, Cheltenham: Edward Elgar Publishing, S. 285-301.
- Wirz, Aniela (2004): To my Wife, with Love! Does Within-household Specialisation Explain Husbands' Better Job-education-match? KOF/ETH Working Paper No. 93, November 2004.
- Wolter, Stefan C. und Bernhard Weber (1999): On the Measurement of Private Rates of Return to Education, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 218/5+6, 605-618.
- Wooldridge, Jeffrey (2002): Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data, MIT Press.

Anhang: Unabhängige Variablen und deskriptive Statistiken

	N	Frauen Mittelwert	Std.Abw.	N	Männer Mittelwert	Std.Abw.
<i>Bildungsabschlüsse</i>						
Obligatorische						
Schulzeit	65117	0.113	0.317	70103	0.170	0.375
Anlehre	65117	0.022	0.145	70103	0.023	0.149
Diplommittelschule	65117	0.010	0.100	70103	0.047	0.212
Berufslehre (dual)	65117	0.422	0.494	70103	0.423	0.494
schulische						
Berufsausbildung	65117	0.048	0.213	70103	0.081	0.274
Maturität	65117	0.059	0.236	70103	0.097	0.297
Höhere Berufsbildung	65117	0.193	0.395	70103	0.080	0.271
Hochschule	65117	0.133	0.339	70103	0.078	0.269
Alter	65117	41.2	11.7	70103	41.3	11.8
Verheiratet	65117	0.586	0.493	70103	0.577	0.494
Kleinkind (jünger als 15 Jahre)	65117	0.319	0.466	70103	0.338	0.473
Ausländer/in	65117	0.241	0.428	70103	0.190	0.393
<i>Grossregionen</i>						
Genferseeregion	65117	0.177	0.382	70103	0.189	0.392
Espace Mittelland	65117	0.222	0.416	70103	0.216	0.411
Nordwestschweiz	65117	0.149	0.356	70103	0.151	0.358
Zürich	65117	0.182	0.386	70103	0.175	0.380
Ostschweiz	65117	0.137	0.344	70103	0.133	0.339
Zentralschweiz	65117	0.095	0.293	70103	0.094	0.291
Tessin	65117	0.038	0.190	70103	0.043	0.203
<i>Erhebungsjahr</i>						
1996	65117	0.090	0.286	70103	0.092	0.289
1997	65117	0.063	0.242	70103	0.063	0.243
1998	65117	0.055	0.228	70103	0.055	0.228
1999	65117	0.060	0.237	70103	0.059	0.236
2000	65117	0.057	0.232	70103	0.058	0.234
2001	65117	0.064	0.244	70103	0.065	0.247
2002	65117	0.213	0.409	70103	0.221	0.415
2003	65117	0.399	0.490	70103	0.387	0.487
Mehrpersonshaushalt*	65117	0.771	0.420	70103	0.785	0.411
Nichtverwandt*	65117	0.011	0.103	70103	0.010	0.099
Höchste Bildung i. Hh.*	63109	1.498	1.243	65354	1.738	1.378
<i>Bruttojahres-</i>						
einkommen 100%	42111	87962	45151	37190	68566	34508
Vollzeit 90-100%	42111	0.919	0.272	37190	0.457	0.498
Teilzeit 70-89%	42111	0.030	0.171	37190	0.135	0.342
Teilzeit 50-69%	42111	0.028	0.165	37190	0.185	0.389
Teilzeit 20-49%	42111	0.018	0.132	37190	0.181	0.385
Teilzeit 1-19%	42111	0.005	0.068	37190	0.041	0.199
<i>Betriebsgrösse</i>						
Anz. Mitarbeiter 1-3	42111	0.049	0.216	37190	0.088	0.283
Anz. Mitarbeiter 4-6	42111	0.065	0.247	37190	0.108	0.310
Anz. Mitarbeiter 7-10	42111	0.076	0.265	37190	0.089	0.285
Anz. Mitarbeiter 11-19	42111	0.099	0.298	37190	0.105	0.307
Anz. Mitarbeiter 20-49	42111	0.184	0.387	37190	0.174	0.379

Anz. Mitarbeiter 50-99	42111	0.129	0.335	37190	0.114	0.317
Anz. Mitarbeiter 100+	42111	0.398	0.490	37190	0.322	0.467
<i>Dauer der Betriebszugehörigkeit</i>						
tenure <1 Mt.	42111	0.010	0.101	37190	0.012	0.109
tenure 1-5 Mt.	42111	0.060	0.238	37190	0.077	0.267
tenure 6-11 Mt.	42111	0.062	0.242	37190	0.087	0.281
tenure 1-2 J.	42111	0.180	0.384	37190	0.214	0.410
tenure 3-4 J.	42111	0.120	0.325	37190	0.136	0.343
tenure 5+ J.	42111	0.567	0.496	37190	0.474	0.499
<i>Wirtschaftsabschnitt</i>						
Land- u. Forstwirt.	42111	0.009	0.096	37190	0.004	0.065
Industrie / verarbeit.						
Gewerbe	42111	0.251	0.434	37190	0.114	0.317
Baugewerbe	42111	0.097	0.296	37190	0.014	0.117
Handel, Reparaturgew.	42111	0.133	0.339	37190	0.170	0.376
Gastgewerbe	42111	0.024	0.153	37190	0.047	0.211
Verkehr,						
Nachrichtenüberm.	42111	0.095	0.293	37190	0.050	0.218
Kredit-,						
Versicherungsgew.	42111	0.074	0.262	37190	0.066	0.249
Immobilien, Informatik	42111	0.105	0.307	37190	0.087	0.282
Öffent. Verwaltung	42111	0.072	0.259	37190	0.061	0.239
Unterrichtswesen	42111	0.059	0.235	37190	0.111	0.315
Gesundheits-,						
Sozialwesen	42111	0.045	0.208	37190	0.212	0.409
Sonst. Dienstleistungen	42111	0.036	0.187	37190	0.063	0.244

Tabelle A1: Deskriptive Statistiken der Stichprobe (gewichtet)

* Erläuterungen zu den mit * markierten Variablen:

Mehrpersonshaushalt ist eine dichotome (Dummy-)Variable, die den Wert 1 annimmt für Personen, welche mit mindestens einer weiteren Person den Haushalt teilen. **Nichtverwandt** nimmt den Wert 1 an, wenn eine Person mit anderen Personen im Haushalt lebt, jedoch nicht mit diesen verwandt ist. **Höchste Bildung i. Hh.** ist eine ordinale Variable, welche für Mehrpersonshaushalte angibt, welches die höchste Bildung der Mitbewohner ist (also ohne die Ausbildung der per Interview befragten Zielperson zu berücksichtigen). Diese ordinale Variable nimmt folgende Werte an:

- 0 obligatorische Schulausbildung / kein Mehrpersonenhaushalt
- 1 Anlehre
- 2 Sekundarstufe II (DMS, Berufslehre, schulische Berufsausbildung, Maturität)
- 3 Höhere Berufsbildung
- 4 Hochschule

Die Variablen „Nichtverwandt“ und „Höchste Bildung i. Hh.“ nehmen nur Werte grösser Null an, falls die Variable Mehrpersonshaushalt gleich 1 ist.