Jugendliche weder in Beschäftigung, Ausbildung noch in Training:

Ein Bundesländervergleich in Österreich

Forschungsbericht*

April 2015

Christina Koblbauer
Abteilung für Empirische Sozialforschung
Institut für Soziologie
Johannes Kepler Universität Linz
E-Mail: christina.koblbauer@jku.at

Dennis Tamesberger
Kammer für Arbeiter und Angestellte OÖ
Wirtschafts-, Sozial- und Gesellschaftspolitik
E-Mail: Tamesberger.D@akooe.at

Johann Bacher
Abteilung für Empirische Sozialforschung
Institut für Soziologie
Johannes Kepler Universität Linz
E-Mail: johann.bacher@jku.at

Heinz Leitgöb
Abteilung für Empirische Sozialforschung
Institut für Soziologie
Johannes Kepler Universität Linz
E-Mail: heinz.leitgoeb@jku.at
und Fachbereich Gesellschaftswissenschaften
Institut für Soziologie
Goethe-Universität Frankfurt am Main
E-Mail: leitgoeb@soz.uni-frankfurt.de

* Gefördert aus Mitteln der Arbeiterkammer Oberösterreich

Inhaltsverzeichnis

1. Einleitung ... 3
2. Forschungskontext und theoretisches Erklärungsmodell ... 5
   2.1. Arbeitsmarktindikator NEET ... 5
   2.2. Einflussfaktoren auf Bundesländerebene ... 7
   2.3. Erklärungsmodell und Forschungshypothesen ... 8
3. Methodisches Vorgehen ... 9
   3.1. Datenbasis ... 9
   3.2. NEET-Rate ... 10
   3.3. Individualmerkmale der Jugendlichen ... 13
   3.4. Kontextmerkmale der Bundesländer ... 14
   3.5. Datenanalyse ... 16
   3.6. Designeffekte des Mikrozensus ... 17
   3.7. Mehrebenenanalyse ... 21
4. NEET-Raten nach Bundesländern ... 24
5. Bundesländerunterschiede nach Kontrolle sozialstruktureller Merkmale ... 26
6. Bundesländerunterschiede unter Berücksichtigung struktureller Merkmale ... 30
7. Zusammenfassung und Schlussfolgerungen ... 43
8. Literatur ... 49
9. Anhang ... 53

1. Einleitung

Im April 2013 verabschiedete der Europäische Rat (2013) eine Empfehlung zur Einführung einer Jugendgarantie in Europa. Damit sollen die Auswirkungen der Finanz- und Wirtschaftskrise auf Jugendliche abgefedert bzw. diesen entgegengewirkt werden. Konkret zielt die Europäische Jugendgarantie darauf ab, die NEET-Rate – also den Anteil der Jugendlichen, die weder in Beschäftigung, Ausbildung noch in Training sind – zu senken. Der Fokus auf diesen neuen Arbeitsmarktindikator ist durch die Annahme begründet, dass die NEET-Rate das Problemausmaß und die soziale Ausgrenzung von Jugendlichen besser erfasst als die Jugendarbeitslosenquote alleine (siehe dazu Eurofound 2011; Europäische Kommission 2011a und 2011b; OECD 2014a). In Zusammenhang mit Jugendarbeitslosigkeit und NEET wird Österreich häufig als gutes Beispiel genannt, aufgrund der im internationalen Vergleich relativ niedrigen Raten (u.a. Eurofound 2011; O'Higgins 2010; Scharle und Weber 2011).

Wenig Beachtung finden hingegen bis jetzt regionale Unterschiede innerhalb der einzelnen Länder. Für Deutschland verweist beispielsweise Brenke (2013) auf eine zunehmende regionale Konzentration von Jugendarbeitslosigkeit, die einhergeht mit einer allgemeinen Unterbeschäftigung in einigen Regionen. Weiters wird darauf verwiesen, dass in den deutschen Bundesländern mit hoher Jugendarbeitslosigkeit auch die Berufsausbildung überdurchschnittlich oft abgebrochen wird und der Anteil an frühen SchulabgängerInnen besonders hoch ist. Für Österreich haben Poschalko et al. (2011) einen Bundesländervergleich durchgeführt und systemische bzw. institutionelle Faktoren am Übergang von der Schule zum Beruf analysiert. Im Zentrum der Untersuchung stand somit nicht die NEET-Rate, sondern der Anteil der Jugendlichen ohne weiterführende Ausbildung. Eine zentrale Feststellung der Untersuchung war, dass in den westlichen Bundesländern Vorarlberg, Tirol und Oberösterreich Jugendliche mit Migrationshintergrund häufiger über keine weiterführende Ausbildung verfügen. Die AutorInnen der Studie führen dies u.a. auf die Dominanz der dualen Lehrausbildung in diesen Bundesländern zurück. Bacher und Tamesberger (2011) haben erste Schätzungen zu den NEET-Raten auf Bundesländerebene in Österreich durchgeführt. In Bacher et al. (2013) wurde gezeigt, dass sich die Bundesländerunterschiede in der NEET-Rate zu einem Großteil sozialstrukturell erklären lassen. Anhand von ökologischen Regressionen wurde jedoch auch ein signifikanter Einfluss von bundesländerspezifischen Strukturmerkmalen, nämlich von den Ausgaben der aktiven Arbeitsmarktpolitik und der Anzahl an offenen Stel-

len, auf die NEET-Rate identifiziert. Diese Befunde legen weiterführende Mehrebenenanalysen nahe, die sowohl individuelle Einflussfaktoren als auch Kontexteffekte explizit spezifizieren.

Der vorliegende Beitrag versucht dies zu leisten, indem Antworten auf folgende Forschungsfragen gesucht werden:

- Wie viele Jugendliche sind von einem NEET-Status in den einzelnen Bundesländern betroffen?
- Wie haben sich die Raten in den einzelnen Bundesländern in den letzten Jahren entwickelt?
- Wie lassen sich die Unterschiede der NEET-Raten zwischen den Bundesländern erklären? Welchen Einfluss haben dabei sozialstrukturelle, institutionelle und konjunkturelle Merkmale der Bundesländer?

Der Beitrag ist wie folgt aufgebaut: Nach einer Verortung des Themas im Forschungskontext (Kapitel 2) wird die methodische Vorgehensweise dargelegt (Kapitel 3). Danach erfolgt die Analyse der NEET-Rate nach Bundesland und im Zeitvergleich (Kapitel 4). Kapitel 5 und 6 widmen sich der Erklärung der NEET-Rate zwischen den Bundesländern. Dafür wird zunächst die Sozialstruktur kontrolliert (Kapitel 5). Daran anschließend wird der Einfluss von konjunkturellen und institutionellen Merkmalen analysiert (Kapitel 6). Kapitel 7 fasst die Ergebnisse zusammen und diskutiert daraus ableitbare politische Schlussfolgerungen.

Inhaltlich reichert der Beitrag die bisherigen Debatten mit einer detaillierten Beschreibung der Strukturmerkmale der Bundesländer an. Methodisch erweitert die Untersuchung den bisherigen Forschungsstand, da weiterführende Mehrebenenanalysen angewandt werden.

2. Forschungskontext und theoretisches Erklärungsmodell

2.1. Arbeitsmarktindikator NEET

Wie bereits einleitend erwähnt, fokussiert die internationale Arbeitsmarktforschung zunehmend auf den Arbeitsmarktindikator NEET (Eurofound 2011; Europäische Kommission 2011a und 2011b; OECD 2014a). Der Vorteil wird darin gesehen, dass dieser – im Gegensatz zur Jugendarbeitslosenquote nach der ILO-Definition[1] – auch erwerbslose Jugendliche, die nicht aktiv auf Arbeitssuche und/oder nicht unmittelbar verfügbar sind, berücksichtigt. Voraussetzung ist nur, dass sich der/die Jugendliche zum Befragungszeitpunkt nicht in Beschäftigung, Ausbildung oder in einer beruflichen Weiterbildung befindet. Aufgrund der Berücksichtigung von erwerbslosen bzw. inaktiven Jugendlichen wird davon ausgegangen, dass der NEET-Indikator soziale Ausgrenzung von Jugendlichen besser abbildet als die Jugendarbeitslosenquote. Die OECD (2014a) spricht davon, dass eine längerfristige NEET-Situation ein selbstbestimmtes Leben von Jugendlichen gefährden kann. Die breite Definition des NEET-Indikators ruft aber gleichzeitig Kritik hervor (Finlay et al. 2010; Furlong 2007; Tamesberger und Bacher 2014; Yates und Payne 2006). Die NEET-Gruppe zeichnet sich durch eine hohe Heterogenität aus, da Jugendliche mit sehr unterschiedlichen Problemlagen und Bedürfnissen zusammengefasst werden. Zur Gruppe der NEET-Jugendlichen können genauso arbeitslose Jugendliche ohne Berufsausbildung zählen, wie auch z.B. MaturaabsolventInnen, die sich freiwillig eine Auszeit nehmen oder auf den Beginn des Studiums warten. Es kann daher nicht bei der gesamten NEET-Gruppe grundsätzlich von einer sozialen Ausgrenzung ausgegangen werden. Darüber hinaus kritisiert Furlong (2006), dass der NEET-Indikator zu eng ist, da beispielsweise prekäre Beschäftigungsverhältnisse, die ebenfalls ein Ausgrenzungsrisiko darstellen können, nicht berücksichtigt sind. Ebenfalls negativ angemerkt wird, dass eine Überwindung eines NEET-Status durch die Teilnahme an einer beruflichen Weiterbildung nicht notwendigerweise das Ende einer sozialen Ausgrenzung bedeutet. In Bacher et al. (2013) wurde versucht, diesem Kritikpunkt Rechnung zu tragen und das NEET-Konzept um weitere Risikogruppen wie KursteilnehmerInnen sowie befristet und geringfügig Beschäftigte zu erweitern. Das Ergebnis war jedoch, dass sich dadurch die Heterogenität noch weiter erhöht, was in Hinblick auf die Entwicklung von Unterstützungsangeboten als nicht sinnvoll erscheint. Zu

[1] Siehe dazu ILO (2013).

überlegen ist umgekehrt eine innere Differenzierung der NEET-Jugendlichen in homogenere Teilgruppen – entweder hinsichtlich der sozialstrukturellen Merkmale, der Gründe für NEET, der Dauer des NEET-Status oder hinsichtlich der Arbeitssuchaktivität. Im vorliegenden Bericht (im Anhang Tabelle 14, Tabelle 15 und Tabelle 26) wird dieser Kritik dadurch Rechnung getragen, dass die Gruppe der NEET-Jugendlichen weiter differenziert und zwischen arbeitslosen und inaktiven Jugendlichen unterschieden wird.

In Bezug auf Ursachen für ein erhöhtes NEET-Risiko hat vor allem Eurofound (2012) umfassende empirische Befunde für Europa vorgelegt. Zum einem verweist Eurofound (2012: 55f.) auf sozialstrukturelle und individuelle Einflussfaktoren, wie gesundheitliche Einschränkungen, Migrationshintergrund, geringe Bildung, Wohnort im ländlichen Raum und Eltern mit geringer Bildung bzw. Einkommen, die das NEET-Risiko erhöhen. Zum anderen weisen sie bivariat einen Einfluss der makrostrukturellen Merkmale der EU-Mitgliedstaaten nach. Hierbei hat das Wirtschaftswachstum einen negativen, aber schwachen Effekt auf die NEET-Rate. Multivariat wird gezeigt, dass die Ausgaben der aktiven Arbeitsmarktpolitik und die Größe der dualen Ausbildung einen signifikanten negativen Einfluss auf die NEET-Rate in Europa haben. Dies bedeutet, dass jene Länder, die höhere Ausgaben für die aktive Arbeitsmarktpolitik und/oder eine stark ausgebaute duale Lehrausbildung haben, niedrigere NEET-Raten aufweisen. Weiters wird ein stark positiver Zusammenhang zwischen NEET-Rate und der allgemeinen Arbeitslosenquote festgestellt, was die Knappheit an Arbeitsplätzen als zentrale NEET-Ursache erscheinen lässt. Zu ähnlichen Befunden kommen Dietrich (2013) und Tamesberger (2015). Während Erster zeigt, dass die NEET-Rate weniger konjunktursensitiv ist als die Jugendarbeitslosenquote, verdeutlicht Tamesberger (2015), dass die Ausgaben der aktiven Arbeitsmarktpolitik vor allem Jugendlichen helfen, einen Out-of-labour-force-Status zu verlassen. In ihrem Europavergleich legen Moser und Lindinger (2014) den Fokus auf die Analyse von Transitionssystemen. Sie kommen zur Schlussfolgerung, dass Staaten mit „Occupational Labour Markets“ (OLM) institutionalisierte Übergangsstrukturen hervorbringen, die zu niedrigen NEET-Raten führen. Es sind also Länder mit hohen Ausgaben der aktiven Arbeitsmarktpolitik, starker Sozialpartnerschaft und zertifizierten Berufsausbildungen mit einer starken Signalwirkung auf dem Arbeitsmarkt.

2.2. Einflussfaktoren auf Bundesländerebene

Diese internationalen Befunde lassen auch für Österreich vermuten, dass die NEET-Raten der Bundesländer durch unterschiedliche Strukturmerkmale wie der Berufsausbildung, der Konjunktur und der aktiven Arbeitsmarktpolitik beeinflusst sind. Während sich in Bezug auf diese drei Indikatoren deutliche Unterschiede zwischen den Bundesländern in Österreich festmachen lassen, scheint dies in Hinblick auf die Sozialpartnerschaft nicht der Fall zu sein und wird daher in diesem Bericht auch nicht weiter analysiert.

Auch wenn die österreichische Arbeitsmarktpolitik grundsätzlich im Kompetenzbereich des Bundes liegt, agiert das Arbeitsmarktservice (AMS) als ausführendes Organ auf Bundesländerebene (Bock-Schappelwein et al. 2014). Zu den im Arbeitsmarktservicegesetz (AMSG) geregelten Aufgaben des AMS zählen „die Vermittlung Arbeitssuchender auf offene Stellen, die Beschäftigungssicherung und die Existenzsicherung“ (§32 AMSG Abs. 1).

Die konkrete arbeitsmarktpolitische Vorgehensweise kann sich in den einzelnen Bundesländern sehr unterschiedlich gestalten. Nach Bock-Schappelwein et al. (2014) werden bundesweit zwar gleichermaßen geltende Rahmenrichtlinien festgelegt, zusätzlich werden aber für jedes Bundesland spezifische Ziele vorgegeben, welche auf Landes- und Regionalebene umzusetzen sind. Dies bedeutet unter anderem, dass passive und aktive Leistungen nicht in jedem Bundesland von gleich großer Bedeutung sind, da auf Bundesebene bestimmt wird, welche Bedürfnisse in einem Bundesland aufgrund regionaler Merkmale bestehen. Neben diesen auf Bundesebene verankerten Unterschieden findet ebenso eine Differenzierung auf Ebene der Länder statt, da diese selbst in Abhängigkeit von ihren finanziellen Mitteln und ihrer eigenen Schwerpunktsetzung arbeitsmarktpolitische Leistungen (z.B. Bildungskonto in Oberösterreich) anbieten können. Bock-Schappelwein et al. (2014, S. 35) zeigen beispielsweise in der Gegenüberstellung von Wien und Oberösterreich, dass die Ausgaben der Länder sehr stark variieren. Während das Land Oberösterreich in den Jahren 2005 bis 2008 zwischen 31,5 und 35,5 Millionen € jährlich für Arbeitsmarktförderung aufwendet, fließen in Wien trotz höherer Arbeitslosenquote lediglich 21,4 bis 25,2 Millionen € an Landesmitteln in die Arbeitsmarktförderung. Hieraus lässt sich wiederum ableiten, dass Unterschiede in den Ausgaben für die aktive Arbeitsmarktpolitik zwischen den Bundesländern dadurch zusätzlich verstärkt werden.

Strukturelle Unterschiede zwischen den Bundesländern zeigen sich jedoch nicht nur in der Arbeitsmarktpolitik, sondern werden ebenso im Stellenwert der beruflichen bzw. allgemeinen Bildung sichtbar. Während nach Bruneforth und Lassnigg (2012) in Oberösterreich ca. 35% der SchülerInnen in der Sekundarstufe II eine Berufsschule besuchen, ist dies im Burgenland bei lediglich etwas mehr als 15% der Fall. Dies zeigt, dass in Oberösterreich duale Ausbildungsformen von deutlich größerer Bedeutung sind als in den anderen Bundesländern.

2.3. Erklärungsmodell und Forschungshypothesen

Aufgrund der vorangegangenen Diskussion kann angenommen werden, dass neben sozialstrukturellen Unterschieden der Bundesländer Unterschiede in der Konjunktur, in der Arbeitsmarktpolitik und in der Bedeutung der beruflichen Bildung einen Einfluss auf die NEET-Rate haben. Eine absorbierende Wirkung kann zudem von der Verankerung des allgemeinen Bildungssystems ausgehen. Damit ergibt sich das in Abbildung 1 skizzierte Erklärungsmodell.

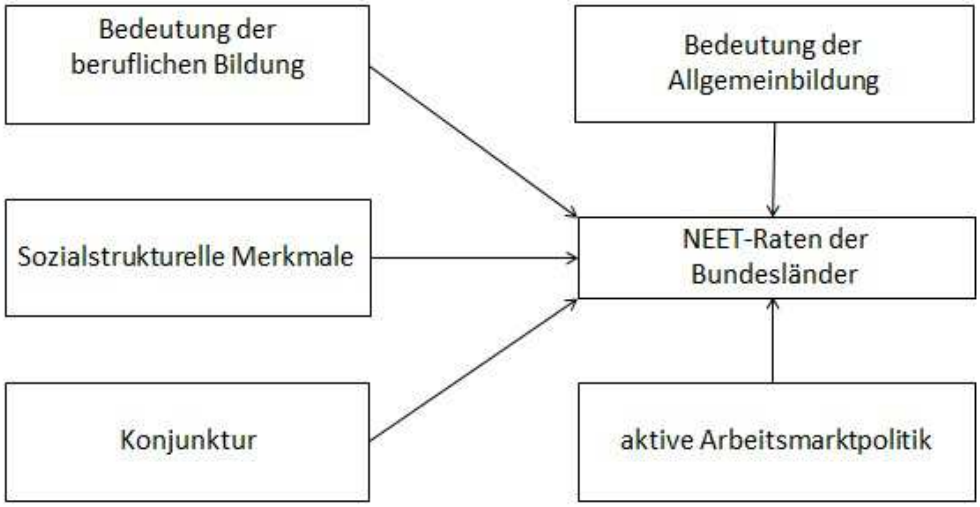


Abbildung 1: Modell zur Erklärung von Unterschieden zwischen den Bundesländern

Dem Modell liegen folgende Hypothesen zugrunde:

H1: Unterschiede zwischen den Bundesländern in der NEET-Rate können durch sozialstrukturelle Unterschiede erklärt werden.

H2: Unterschiede zwischen den Bundesländern in der NEET-Rate können durch Unterschiede in der Bedeutung der Allgemeinbildung erklärt werden.

H3: Unterschiede zwischen den Bundesländern in der NEET-Rate können durch Unterschiede in der Bedeutung der beruflichen Bildung erklärt werden.

H4: Unterschiede zwischen den Bundesländern in der NEET-Rate können durch Unterschiede in der Konjunktur erklärt werden.

H5: Unterschiede zwischen den Bundesländern in der NEET-Rate können durch Unterschiede in der aktiven Arbeitsmarktpolitik erklärt werden.

Eine genauere Ausdifferenzierung der Hypothesen bezüglich der Richtung der vermuteten Zusammenhänge kann in Kapitel 3.4. nachgelesen werden.

3. Methodisches Vorgehen

3.1. Datenbasis

Als Datenbasis dient der Mikrozensus (MZ) der Jahre 2006 bis 2013. Der MZ ist ein mehrstufiges Stichprobenverfahren (Haslinger/Kytir 2006). In einem ersten Schritt werden geschichtet nach Bundesländern Haushalte ausgewählt. Angewendet werden ungleiche Auswahlwahrscheinlichkeiten, damit auch für die kleinen Bundesländer ausreichende Fallzahlen vorliegen. Innerhalb der Haushalte werden alle Personen, die 15 Jahre oder älter sind, befragt. Ein einmal ausgewählter Haushalt und damit seine Mitglieder bleiben fünfmal in der Erhebung. Es liegen also wiederholte Beobachtungen vor bzw. eine Stichprobe mit Rotation. Die Erhebungen finden durchgehend während eines Quartals statt. Die gewonnenen Daten werden schließlich hinsichtlich des Bundeslandes, des Alters, des Geschlechts und der Nationalität hochgerechnet. Befragt werden in einem Quartal ca. 45.000 Personen bzw. 20.000 Haushalte (Werte für 2013).

Formal handelt es sich beim Mikrozensus um ein mehrstufiges geschichtetes Stichprobenverfahren mit ungleichen Auswahlwahrscheinlichkeiten auf der ersten Stufe, zufällig ausgewählten Haushalten auf zweiter Stufe, nachträglicher Gewichtung und wiederholter Befragung der in den Haushalten lebenden Personen. Zu den allgemeinen statistischen Details von komplexen Stichprobendesigns sei auf Bacher (2009) verwiesen.

Die Variablen des Mikrozensus lassen sich nach Befragungs- und Systemvariablen differenzieren. Das heißt, nicht alle Variablen der Befragung werden direkt in den finalen Datensatz übernommen (Moser 2005). Wird eine relevante Information durch mehrere Fragen in der Erhebung erfasst, so werden diese Befragungsvariablen im finalen Datensatz zu einer Variable verdichtet (= Systemvariable). Fehlende Werte werden imputiert (Moser 2005).

3.2. NEET-Rate

Zentrale abhängige Variable der Untersuchung ist die NEET-Rate in der Gruppe der 15- bis 24-Jährigen, welche sich als Anteil der NEET-Jugendlichen an der gesamten Alterskohorte berechnet. Die Gruppe der NEET-Jugendlichen setzt sich definitionsgemäß aus Jugendlichen zusammen, welche sich nicht in Beschäftigung, (Aus-)Bildung oder Training befinden. Zur Bestimmung des NEET-Status sind somit drei Merkmale von Relevanz:

- Integration in den Arbeitsmarkt
- Integration in das Bildungssystem
- Integration in Trainingsmaßnahmen

Zur Erfassung der Integration in den Arbeitsmarkt wird die Systemvariable XERWSTAT des Mikrozensus herangezogen. Das heißt, die Variable ergibt sich nicht aufgrund einer direkt gestellten Frage nach dem derzeitigen Erwerbsstatus, sondern diese resultiert stattdessen aus der Synthese mehrerer Fragestellungen. Durch die Systemvariable können die Befragten nachfolgenden Kategorien zugeordnet werden:

- Erwerbstätig
- Arbeitslos
- Nicht-Erwerbsperson
- Präsenz- und Zivildiener
- Personen unter 15 Jahren

Nach Statistik Austria (2014a) wird eine Person dem ILO-Konzept entsprechend dann als erwerbstätig eingestuft, wenn diese in der Referenzwoche mindestens eine Stunde in Beschäftigung war bzw. lediglich wegen Krankheit oder Urlaub nicht gearbeitet hat. Als arbeitslos gilt eine Person dann, wenn diese keiner Beschäftigung nachgeht, aktiv nach

Arbeit sucht und innerhalb von zwei Wochen eine Arbeitsstelle antreten kann. Nicht-Erwerbspersonen sind hingegen jene, welche weder einer Beschäftigung nachgehen noch als arbeitslos gelten. Kein NEET-Status wird angenommen bei Personen, welche erwerbstätig sind oder sich im Präsenz-/Zivildienst befinden. Die Kategorie „Personen unter 15 Jahren“ ist in der vorliegenden Untersuchung nicht von Relevanz, da lediglich Personen zwischen 15 und 24 Jahren in die Analysen einbezogen werden.

Bei jenen Personen, für welche ein NEET-Status nicht bereits durch die Frage nach dem Erwerbsstatus ausgeschlossen werden kann (Arbeitslose und Nicht-Erwerbspersonen), wird in einem weiteren Schritt die Integration in das Bildungssystem überprüft. Diese wird im Mikrozensus durch die in Abbildung ersichtliche Frage gemessen. Kein NEET-Status wird angenommen, wenn der/die Jugendliche angibt, sich derzeit in Ausbildung zu befinden oder Ferien zu haben.

K1a **Waren Sie von Montag, ... bis Sonntag, ...** (Datum des Referenzzeitraums) **als Schüler(in), Student(in) in einer Ausbildung im regulären Schul- oder Hochschulwesen oder waren Sie Lehrling? (**Personen ab 40 Jahren: **Waren Sie von Montag, ... bis Sonntag, ... als Schüler(in), Student(in) in einer Ausbildung im regulären Schul- oder Hochschulwesen?)** (Referenzzeitraum: Referenzwoche + 3 Wochen davor)

Alle ab 15 Jahren:
Falls Angabe SchülerIn/StudentIn bei Frage L1 und „Nein“ bei K1a: Nennung von Gründen verpflichtend!

1 ☐ Ja

2 ☐ Nein, wegen Ferien

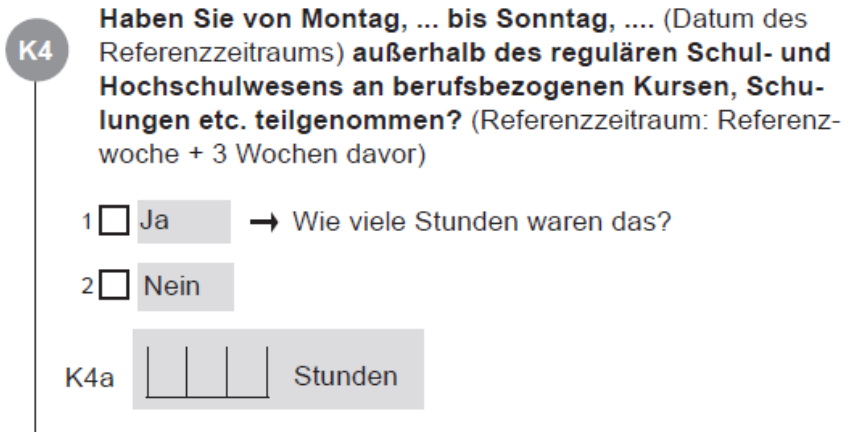
3 ☐ Nein → Weiter mit K4, außer L1 Schüler/Student

Gründe .....

..... → Weiter mit K4

Abbildung 2: Messung Integration in das Bildungssystem

Für Jugendliche, die arbeitslos sind bzw. der Gruppe der Nicht-Erwerbspersonen angehören und sich gerade in keiner Ausbildung befinden bzw. keine Ferien haben, wird in einem letzten Schritt überprüft, ob diese sich in einer Trainingsmaßnahme befinden. Gemessen wird dies durch die in Abbildung 3 ersichtliche Frage, ob die Jugendlichen an berufsbezogenen Kursen teilnehmen. Wird diese Frage mit „Ja“ beantwortet, so liegt kein NEET-Status vor.


K4 **Haben Sie von Montag, ... bis Sonntag, ...** (Datum des Referenzzeitraums) **außerhalb des regulären Schul- und Hochschulwesens an berufsbezogenen Kursen, Schulungen etc. teilgenommen?** (Referenzzeitraum: Referenzwoche + 3 Wochen davor)

1 ☐ Ja → Wie viele Stunden waren das?

2 ☐ Nein

K4a ☐☐☐ Stunden

Abbildung 3: Messung Integration in Trainingsmaßnahmen

Von einem NEET-Status wird also nur dann geprochen, wenn alle drei der nachfolgenden Kriterien erfüllt sind:

- JugendlicheR gilt als arbeitslos oder Nicht-Erwerbsperson. Hierbei muss jedoch berücksichtigt werden, dass bereits eine Erwerbstätigkeit im Ausmaß von einer Stunde pro Woche ausreicht, um nicht als arbeitslos bzw. als Nicht-Erwerbsperson eingestuft zu werden.
- JugendlicheR befindet sich nicht in Ausbildung oder Ferien.
- JugendlicheR absolviert keine berufsbezogenen Kurse. Auch an dieser Stelle muss darauf hingewiesen werden, dass bereits eine Kursteilnahme im Ausmaß von nur einer Stunde dazu führt, dass ein NEET-Status verneint wird.

Der Unterschied zur Arbeitslosenrate der Jugendlichen besteht darin, dass bei der Analyse der NEET-Rate nicht nur jene berüchsichtigt werden, die aktiv auf Arbeitssuche und sofort verfügbar sind (klassisch arbeitslos),[2] sondern dass auch Personen, die freiwillig oder unfreiwillig nicht nach Arbeit suchen, inkludiert werden (siehe Abbildung 4).

[2] In Bacher et al. 2013 wurde gezeigt, dass ca. die Hälfte der NEET-Jugendlichen (46,9 %) aktiv auf Arbeitssuche ist und der überwiegende Teil (85,7 %) von ihnen auch Kontakt zum AMS hat.

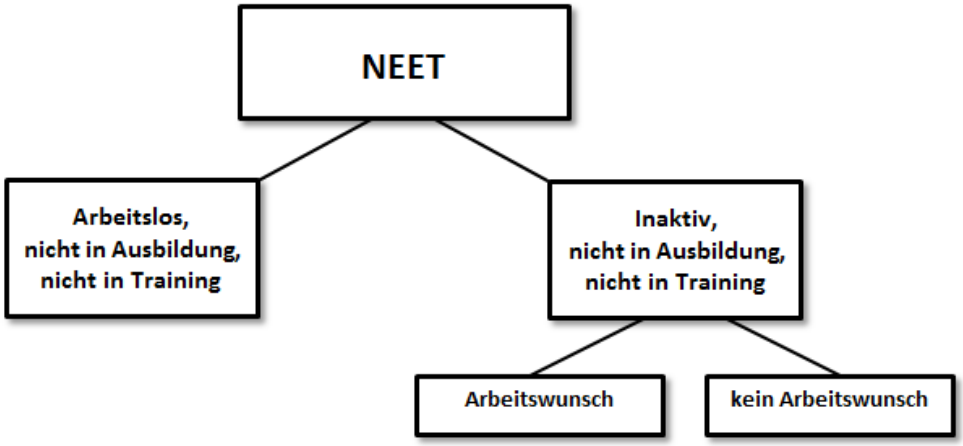


Abbildung 4: Untergruppen der NEET-Jugendlichen

Auf die in Abbildung 4 vorgestellte Typologie wird im Anhang (Tabelle 14 und Tabelle 15) näher eingegangen.

3.3. Individualmerkmale der Jugendlichen

Analog zu Bacher et al. (2013) werden für die Analyse auf der Individualebene nachfolgende sozialstrukturellen Merkmale berücksichtigt:

- Geschlecht der Jugendlichen: Zur Feststellung des Geschlechts der Jugendlichen wird die im Mikrozensus vorhandene Variable BSEX verwendet.
- Alter der Jugendlichen: Differenziert wird zwischen den Alternsgruppen „15 bis 19 Jahre“ und „20 bis 24 Jahre“. Für die Zuordnung der Jugendlichen zu den Altersgruppen wird die Variable BALT herangezogen und entsprechend umkodiert.
- Größe des Wohnorts: Unterschieden wird zwischen drei Größenordnungen von Gemeinden – Gemeinden bis 5.000 EinwohnerInnen, Gemeinden zwischen 5.001 und 30.000 EinwohnerInnen und Städte mit mehr als 30.000 EinwohnerInnen. Zur Feststellung der Größe des Wohnorts von Jugendlichen wird die im Mikrozensus vorhandene System-Variable XEINW herangezogen und entsprechend umkodiert.
- Migrationshintergrund der Jugendlichen: Das Vorhandensein eines Migrationshintergrunds wird im Mikrozensus anhand von zwei Variablen gemessen. Die Variable XBGEBLAN fragt danach, ob das Geburtsland der befragten Person in oder außerhalb Österreichs liegt. Anhand dieser Variable kann somit lediglich ein Migrationshintergrund in erster Generation festgestellt werden. Ab dem Jahr 2009 ist es durch die

System-Variable XMIGR_GEN jedoch auch möglich festzustellen, ob einE JugendlicheR möglicherweise der zweiten Migrationsgeneration angehört. In diesem Fall wurden die Eltern außerhalb Österreichs geboren, der/die betreffende Jugendliche jedoch in Österreich.

- Staatsbürgerschaft der Jugendlichen: Festgestellt werden soll, ob der/die Jugendliche über eine österreichische Staatsbürgerschaft verfügt oder nicht. Hierfür wurde auf die System-Variable XBSTAATO des Mikrozensus zurückgegriffen.

3.4. Kontextmerkmale der Bundesländer

Über sozialstrukturelle Merkmale hinausgehend soll – wie bereits erwähnt – auch der Einfluss institutioneller und konjunktureller Strukturmerkmale der Bundesländer auf die NEET-Rate untersucht werden:

- Stellenwert der schulischen weiterführenden beruflichen Bildung: Der Stellenwert der beruflichen Bildung in einem Bundesland wird durch die Anzahl der Lehrkräfte in Berufsbildenden Mittleren Schulen (BMS), Berufsbildenden Höheren Schulen (BHS) und in Anstalten für Lehrer- und Erzieherbildung (BAKIP) je 1.000 Jugendliche zwischen 15 und 20 Jahren abgebildet.
- Stellenwert der dualen Lehrausbildung: Analog zu Breen (2005) wird der Stellenwert der Lehrausbildung durch den Anteil der Lehrlinge an allen SchülerInnen in weiterführenden Bildungseinrichtungen der Sekundarstufe II (siehe Institut für Bildungsforschung und Wirtschaft 2011) dargestellt. Die Bezugsgruppe setzt sich zusammen aus SchülerInnen in AHS (ab der 9. Schulstufe), in berufsbildenden Pflichtschulen, in BMS/BHS und in mittleren bzw. höheren Anstalten der Lehrer- und Erziehungsbildung. SchülerInnen Polytechnischer Schulen werden nicht inkludiert. Die Gruppe der Lehrlinge beinhaltet lediglich jene, welche sich in einer regulären Lehrausbildung befinden. Lehrlinge in überbetrieblicher Lehrausbildung werden nicht berücksichtigt.
- Stellenwert der allgemeinen Bildung in der Sekundarstufe II: Die Position der allgemeinen Bildung in den einzelnen Bundesländern wird durch die Anzahl der LehrerInnen in der Oberstufe Allgemeinbildender Höherer Schulen (AHS) je 1.000 SchülerInnen zwischen 15 und 20 Jahren widergespiegelt.

- Konjunktur: Um die konjunkturelle Situation in den Bundesländern abzubilden, wird die Anzahl der offenen Stellen je 1.000 Personen im erwerbsfähigen Alter herangezogen.
- Stellenwert der aktiven Arbeitsmarktpolitik: Der Stellenwert der aktiven Arbeitsmarktpolitik wird in der vorliegenden Arbeit durch die Ausgaben für die aktive Arbeitsmarktpolitik je arbeitslosem Jugendlichen zwischen 15 und 24 Jahren abgebildet.

Entsprechend der theoretischen Vorüberlegungen (Kapitel 2) kann davon ausgegangen werden, dass eine gute Konjunkturlage die Arbeitsmarktintegration von Jugendlichen erleichtert. Dies würde bedeuten, dass die Anzahl an offenen Stellen einen negativen, also reduzierenden Einfluss auf die NEET-Rate hat (H4a). Anzunehmen ist weiters, dass eine stark ausgebaute weiterführende Berufsausbildung die Beschäftigungssituation von Jugendlichen verbessert, da für mehr Jugendliche Ausbildungsplätze verfügbar sind und diese daher im Ausbildungssystem verbleiben. Zudem ist anzunehmen, dass zertifizierte Berufsausbildungen eine Signalwirkung auf dem Arbeitsmarkt haben (Gangl 2002; Moser und Lindinger 2014) und nach Abschluss der Ausbildung leichter eine Anstellung gefunden wird. Entsprechend dieser Annahme müsste das Angebot an weiterführenden Berufsbildenden Mittleren und Höheren Schulen ebenfalls einen negativen Einfluss auf die NEET-Rate haben (H3a). Zusätzlich ist anzunehmen, dass bei einer Knappheit an Arbeitsplätzen Jugendliche auf diese schulischen Angebote ausweichen.

Aufgrund des selektiven Zugangs zur dualen Lehrausbildung (Poschalka et al. 2011) ist aber zu befürchten, dass in Bundesländern mit einer ausgeprägten dualen Lehrausbildung das NEET-Risiko von Migranten/-innen erhöht ist (H3b).

Auch für die allgemeinbildenden Höheren Schulen (Oberstufe) lässt sich eine die NEET-Rate reduzierende absorbierende Wirkung erwarten (Hypothese H2a).

Da höhere Ausgaben für die aktive Arbeitsmarktpolitik umfangreichere Trainingsangebote beinhalten, ist zu vermuten, dass in Bundesländern mit höheren Ausgaben im aktiven Bereich der AMP eine niedrigere NEET-Rate festzustellen ist (H5a).

3.5. Datenanalyse

In der Auswertung der erhobenen Daten erfolgt zunächst eine Deskription der Untersuchungsvariablen. Das heißt, für die in der Untersuchung berücksichtigten abhängigen (NEET-Rate) und unabhängigen Variablen (Sozialstruktur und Strukturmerkmale der Bundesländer) werden einfach Häufigkeitsauszählungen vorgenommen und die Ergebnisse anhand von Tabellen und Abbildungen dargestellt. Für die NEET-Raten werden darüber hinaus Konfidenzintervalle berechnet. Dazu werden Designeffekte berücksichtigt (siehe 3.6.).

In einem weiteren Analyseschritt werden bivariate Zusammenhangsanalysen durchgeführt. Berechnet wird hierbei die Produkt-Moment-Korrelation (Bühner/Ziegler 2009) nach Pearsons. Korreliert werden zum einen Sozialstruktur und NEET-Status bzw. NEET-Rate und zum anderen Strukturmerkmale der Bundesländer und die um die Sozialstruktur bereinigte NEET-Rate. Für die bivariaten Auswertungen wird Großteils auf aggregierte Daten zurückgegriffen (=ökologische Korrelationsanalyse). Dies bedeutet, dass die Daten auf Individualebene zu Aggregatdaten verdichtet und in dieser Form für die weiteren Analysen herangezogen werden (Graeff 2014).

Im Zuge der multivariaten Analysen werden zunächst zum Vergleich der NEET-Raten der einzelnen Bundesländer über die Jahre Regressionsanalysen (Wolf/Best 2010) durchgeführt. Auch hier werden aggregierte Daten verwendet (=ökologische Regressionsanalyse). In einem weiteren Schritt werden Mehrebenenmodelle (siehe Kapitel 3.7.) berechnet, womit die Effekte von Individual- und Kontextmerkmalen auf die NEET-Rate identifiziert werden können.

3.6. Designeffekte des Mikrozensus

Bei der Berechnung von Vertrauensintervallen und statistischen Signifikanzen muss dem dargestellten Stichprobenplan Rechnung getragen werden. Die Annahme einer einfachen Zufallsauswahl wäre falsch und würde zu einer Überschätzung der Genauigkeit führen (Bacher 2009).

Für deskriptive Befunde wird in diesem Beitrag das von Ganninger u.a. (z.B. Ganninger 2006, Ganninger/Häder/Gabler 2007) vorgeschlagene Verfahren zur Berechnung des Stichprobenfehlers eingesetzt. Es berücksichtigt zum einen die ungleichen Auswahlwahrscheinlichkeiten des Mikrozensus und zum anderen den sogenannten Klumpeneffekt, der dadurch entsteht, dass Personen wiederholt befragt werden und Personen aus demselben Haushalt eine größere Ähnlichkeit aufweisen als Personen aus verschiedenen Haushalten.

Geschätzt wird der sogenannte Designeffekt $deff$, der den Genauigkeitsgewinn bzw. -verlust gegenüber einer einfachen Zufallsauswahl angibt. Er setzt sich aus zwei Komponenten zusammen: dem durch ungleiche Gewichte bzw. Auswahlwahrscheinlichkeiten bedingten Designeffekt $deff_p$ und dem Designeffekt $deff_c$, der durch den Klumpeneffekt entsteht. Der Gesamtdesigneffekt ist definiert als

$$deff = deff_p \cdot deff_c \qquad (1)$$

Der aus ungleichen Gewichten resultierende Designeffekt wird berechnet als

$$deff_p = n \cdot \frac{\sum_{i=1}^{n} w_i^2}{\left(\sum_{i=1}^{n} w_i\right)^2} \qquad (2)$$

wobei w_i das auf die Befragtenzahl n reskalierte Gewicht der Person i ist und n die Zahl der befragten Personen. Haben alle Personen das reskalierte Gewicht 1, ist $deff_p = 1$.

Für die MZ-Daten der Jahre 2006 bis 2013 ergeben sich folgende Kennwerte für die Gruppe der 15- bis 24-Jährigen:

$$n = 177.818 \text{ und}$$
$$deff_p = 1{,}33\ ,$$

wobei die reskalierten Gewichte w_i von 0,10 bis 6,02 streuen.

Der Designeffekt, der den Klumpeneffekt abbildet, ist definiert als:

$$deff_c = 1 + (b - 1) \cdot \varphi \qquad (3)$$

mit b als durchschnittlicher Clustergröße und φ als Intraklassenkorrelation. Die durchschnittliche Klassengröße kann mit

$$b = \bar{b} = \frac{n}{m} \qquad (4)$$

geschätzt werden, wobei n die Zahl der befragten Personen bzw. allgemeiner die Zahl der Beobachtungen und m die Zahl der Cluster ist.

Bei ungleich großen Clustern wird für die Schätzung der durchschnittlichen Clustergröße folgende Formel empfohlen (Ganninger/Häder/Gabler 2007):

$$b = \tilde{b} = \frac{\sum_{c=1}^{m}\left(\sum_{j=1}^{bc} w_{cj}\right)^2}{\sum_{c=1}^{m}\sum_{j=1}^{bc}(w_{cj}^2)} \qquad (5)$$

mit w_{cj} als reskaliertem Gewicht der Beobachtung j im Cluster c, bc als Zahl der Beobachtungen im Cluster c und m als Clusteranzahl. Unter der hier gewählten Terminologie lässt sich $deff_p$ ausdrücken als

$$deff_p = n \cdot \frac{\sum_{c=1}^{m}\sum_{j=1}^{bc} w_{cj}^2}{\left(\sum_{c=1}^{m}\sum_{j=1}^{bc} w_{cj}\right)^2} \qquad (6)$$

Bei den MZ-Daten ist die durchschnittliche Clustergöße gleich der Zahl von Beobachtungswerten von allen Haushaltsmitgliedern zwischen 15 und 24 Jahren. Die Zahl kann theoretisch zwischen 1 und einer beliebigen Zahl größer 1 liegen. Die Zahl der Beobachtungswerte kann beispielsweise 20 sein, wenn im Haushalt vier Jugendliche zwischen 15 und 24 Jahren leben, von denen jeder fünfmal befragt wurde.

Es ergeben sich folgende Werte:

$$b = \bar{b} = \frac{177.818}{35.385} = 5{,}03$$

$$b = \tilde{b} = 6{,}87$$

Es bestehen deutliche Unterschiede zwischen den Schätzwerten für die durchschnittliche Clustergröße, die darauf zurückzuführen sind, dass die Haushaltsgröße beträchtlich streut. Die Spannbreite geht von 1 bis 27 mit einem Durchschnitt von 6,94 und einer Standardabweichung von 3,54.

Die Intraklassenkorrelation φ misst die Ähnlichkeit der Beobachtungen innerhalb eines Clusters hinsichtlich eines untersuchten Merkmals. Sie kann mittels der Formel

$$\varphi = \frac{MSB - MSW}{MSB + (K-1)MSW} \qquad (7)$$

geschätzt werden, wobei MSB die mittlere Streuungsquadratsumme zwischen den Clustern ist. MSW ist die mittlere Streuungsquadratsumme innerhalb der Cluster. K ist definiert als

$$K = \frac{n - \sum_{c=1}^{m} bc}{m-1}. \qquad (8)$$

Für die MZ-Daten ergibt sich für den NEET-Status eine geschätzte Intraklassenkorrelation von

$$\varphi = 0{,}36$$

Damit beträgt der Designeffekt

$$deff = deff_p \cdot deff_c = 1{,}33 \cdot (1 + (6{,}87 - 1) \cdot 0{,}36) = 4{,}13\,,$$

wenn für die durchschnittliche Clustergröße die Schätzgröße $\tilde{b}$ verwendet wird.

Zur Schätzung von Vertrauensintervallen wird mit der effektiven Stichprobengröße

$$neff = \frac{n}{deff} \qquad (9)$$

gerechnet. Praktisch kann dies dadurch erreicht werden, dass neue Gewichte ermittelt werden mit

$$weff_{cj} = \frac{w_{cj}}{deff}. \qquad (10)$$

Für die MZ-Daten ergibt sich eine effektive Stichprobengröße von

$$neff = \frac{177.818}{4{,}13} = 43.055$$

Die effektive Stichprobengröße für die Zielvariable NEET-Status beträgt 43.055. D.h. die Genauigkeit für das untersuchte Merkmal entspricht einer einfachen Zufallsstichprobe von 43.055 Fällen.

Der Designeffekt und die effektive Stichprobegröße gelten nur, wenn die NEET-Rate für den gesamten Zeitraum und in allen Bundesländern berechnet wird. Wird nur ein Bundesland betrachtet oder nur ein Jahr, ergibt sich ein anderer Designeffekt. Wegen der ungleichen Auswahlsätze der Bundesländer streuen die Gewichte innerhalb eines Bundeslandes geringer mit dem Effekt, dass der auf ungleiche Gewichte zurückgehende Designeffekt $\boldsymbol{deff_p}$ geringer ausfällt. Die Designeffekte reduzieren sich daher und nehmen Werte von 2,97 (Salzburg) bis 3,62 (Wien) an. Wird nur ein Jahr zur Berechnung herangezogen, können pro Person maximal vier Beobachtungen auftreten. Dies führt dazu, dass der auf den Klumpeneffekt zurückführbare Designeffekt $\boldsymbol{deff_c}$ geringer ausfällt. Die Reduktion ist wesentlich stärker als jene bei der Betrachtung eines Bundeslandes. Die Designeffekte für jedes Jahr streuen von 2,10 (2008) bis 2,92 (2006). Noch kleinere Werte ergeben sich, wenn der Designeffekt für ein Jahr für ein Bundesland berechnet wird, da sowohl der auf ungleiche Gewichte zurückführbare Designeffekt als auch der auf den Klumpeneffekt zurückführbare Designeffekt kleiner ausfällt. Für Salzburg im Jahr 2008 beispielsweise ergibt sich ein Designeffekt von 1,68.

Tabelle 1: Designeffekt nach Bundesland und Jahr

Bundesland	deff
Burgenland	3,26
Kärnten	3,22
Niederösterreich	3,52
Oberösterreich	3,13
Salzburg	2,97
Steiermark	3,53
Tirol	3,07
Vorarlberg	3,30
Wien	3,62
Gesamt	4,13

Jahr	deff
2006	2,92
2007	2,23
2008	2,10
2009	2,17
2010	2,18
2011	2,27
2012	2,24
2013	2,15
Gesamt	4,13

3.7. Mehrebenenanalyse

Die Berechnung von Standardfehlern und Signifikanzen über das zuvor dargestellte Verfahren ist für deskriptive Zwecke ein brauchbarer Ansatz. Für Zusammenhangsanalysen von mehreren Variablen ist das Vorgehen weniger geeignet, da der Designeffekt nicht für einzelne Variablen, sondern für deren Produkte (z.B. die Produkte Geschlecht mal NEET, Migrationshintergrund mal Geschlecht, Migrationshintergrund mal NEET usw.) ermittelt werden müsste. Das Vorgehen wäre sehr aufwendig.

Daher werden heute für Zusammenhangsanalysen bei komplexen Daten Mehrebenenmodelle eingesetzt. Mehrebenenanalysen (Hox 2010; Enders/Tofighi 2007; Rabe-Hesketh/Skrondal 2012) gehen von einer hierarchischen Datenstruktur mit mehreren Ebenen aus und nehmen an, dass auf jeder Ebene Variablen vorliegen, die auf die abhängige Variable über zufällige oder feste Effekte einwirken.

Für die hier untersuchten MZ-Daten kann folgende Datenstruktur spezifiziert werden (siehe Abbildung 5): Die obere Kontextebene (oberste Ebene) wird von den Bundesländern gebildet. Für jedes Bundesland liegen Werte für acht Zeitpunkte, welche die zweite Ebene darstellen, vor. Insgesamt sind auf der Kontextebene 72 Analyseeinheiten (9 Bundesländer * 8 Zeitpunkte) verfügbar. Für jede Kontexteinheit „Bundeslandjahr“ liegt eine Zufallsauswahl von Haushalten mit m Personen im Alter von 15 bis 24 Jahren auf der Individualebene. In einem Haushalt kann es z.B. zwei Jugendliche im Alter von 15 bis 24 Jahren geben, die innerhalb des Kontexts (z.B. Burgenland im Jahr 2006) zweimal befragt wurden.

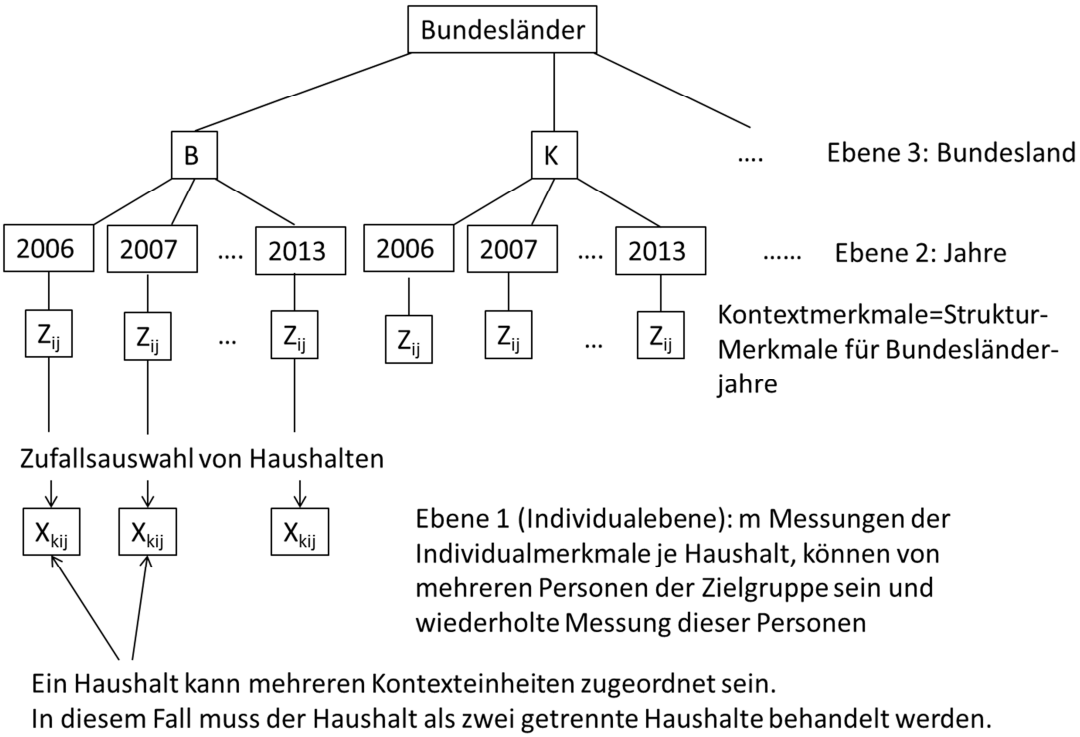


Abbildung 5: Mehrebenenstruktur der MZ-Daten

Geschätzt werden mehrere genestete Mehrebenenmodelle (siehe Tabelle 2). Das sogenannte Nullmodell ohne Kovariate repräsentiert das einfachste Modell und dient zur Beantwortung der Frage, wie viel Varianz in der abhängigen Variable auf den einzelnen Ebenen verortet werden kann. Es ist definiert als:[3]

$$NEET_{ij} = \beta_{0j} + e_{ij} \qquad (11)$$

$$\beta_{0j} = \tau_{00} + u_{0j} \qquad (12)$$

wobei e_{ij} und u_{0i} Fehlerterme mit $e_{ij} \sim N(0, \sigma_e^2)$ und $u_{0j} \sim N(0, \sigma_{u_0}^2)$ sind.

Aufbauend auf das Nullmodell werden in der Folge Random-Intercept-Modelle geschätzt, einmal nur unter Berücksichtigung der Kontextmerkmale und einmal unter Berücksichtigung von Kontext- und Individualmerkmalen. Das Modell mit Individual- und Kontextmerkmalen ist definiert als

$$NEET_{ij} = \beta_0 + \beta_1 X_{1ij} + \ldots + \beta_p X_{pij} + e_{ij} \qquad (13)$$

$$\beta_{0i} = \tau_{00} + \tau_{01} Z_{1j} + \cdots + \tau_{0q} Z_{qj} + u_{0j} \qquad (14)$$

[3] Aus Gründen der Vereinfachung spezifizieren wir nachfolgend ein Zwei-Ebenen-Modell.

Im Modell ohne Individualmerkmale wird die Annahme getroffen, dass die Regressionskoeffizienten β_1 bis β_p auf Individualebene null sind.

Schließlich werden noch sogenannte Random-Intercept- and Slopes-Modelle geschätzt, bei denen angenommen wird, dass die Kontextmerkmale die Effekte der Individualmerkmale moderieren. Es wird also zusätzlich angenommen, dass einige Regressionskoeffizienten der Individualmerkmale β_k von den Kontextmerkmalen abhängen

$$\beta_{kj} = \tau_{k0} + \tau_{k1}Z_{1j} + \cdots + \tau_{kq}Z_{qj} + u_{kj} \qquad (15)$$

mit $u_{kj} \sim N(0, \sigma^2_{u_k})$.

Tabelle 2: Analysierte Mehrebenenmodelle

Modell	Effekt von Kontextmerkmalen auf abhängige Variable	Effekte von Individualmerkmalen	Effekte von Kontextmerkmalen auf Effekte der Individualmerkmale
Nullmodell (Varianz-Zerlegungs-Modell)	nein	nein	nein
Random-Intercept-Modell mit Kontextmerkmalen	ja	nein	nein
Random-Intercept-Modell mit Kontext- und Individualmerkmalen	ja	ja	nein
Random-Intercept-Random-slopes-Modelle	ja	ja	ja

Aufgrund von Multikollinearität[4] kann der Einfluss der beruflichen und allgemeinen Bildung nur bivariat überprüft werden. Für multivariate Analysen wurde zur Behebung der Multikollinearitätsprobleme eine Indexvariable verwendet, welche den Stellenwert der Bildung im Allgemeinen abbildet. Hierfür werden die Indikatoren, welche den Stellenwert der allgemeinen und beruflichen Bildung darstellen, z-standardisiert und durch Addition zu einer Indexvariable zusammengefasst.

Zur besseren Vergleichbarkeit der Stärke der Einflussfaktoren wurde für die Mehrebenen-Analyse auch für die weiteren Merkmale auf Kontextebene (Duale Lehrausbildung, Konjunktur und Aktive Arbeitsmarktpolitik) eine z-Standardisierung (Bortz/Schuster 2010) vorgenommen.

[4] Überprüfung linearer Abhängigkeiten zwischen den Kontextmerkmalen. Diese wurde im Zuge einer Kollinearitätsdiagnose in SPSS überprüft. Nach Ohr (2010) ist es für die Verneinung des Vorliegens von Multikollinearität notwendig, dass die Konditionsindizes den Wert 30 nicht übersteigen. Gleichzeitig dürfen bei höchstens zwei Variablen die Varianzanteile größer als 0,5 sein.

Für die Signifikanzprüfung wird eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % festgelegt. Die Berechnungen für die Mehrebenenmodelle wird mit dem Stata-Modul xtmixed durchgeführt.

4. NEET-Raten nach Bundesländern

Die NEET-Raten nach Bundesländern für den Zeitraum 2006 bis 2013 gibt Tabelle 3 wieder. Die durchschnittlichen Raten der Bundesländer liegen zwischen 5,9 % (Salzburg) und 10,9 % (Wien), wobei sich drei Gruppen unterscheiden lassen:

- Bundesländer mit einer geringen NEET-Rate: Salzburg, Oberösterreich, Tirol, Steiermark, Kärnten
- Bundesländer mit einer erhöhten NEET-Rate: Niederösterreich, Vorarlberg
- Bundesländer mit einer sehr hohen NEET-Rate: Wien

Das Burgenland kann keiner Gruppe eindeutig zugeordnet werden. Es liegt zwischen den Bundesländern mit geringer und erhöhter NEET-Rate.

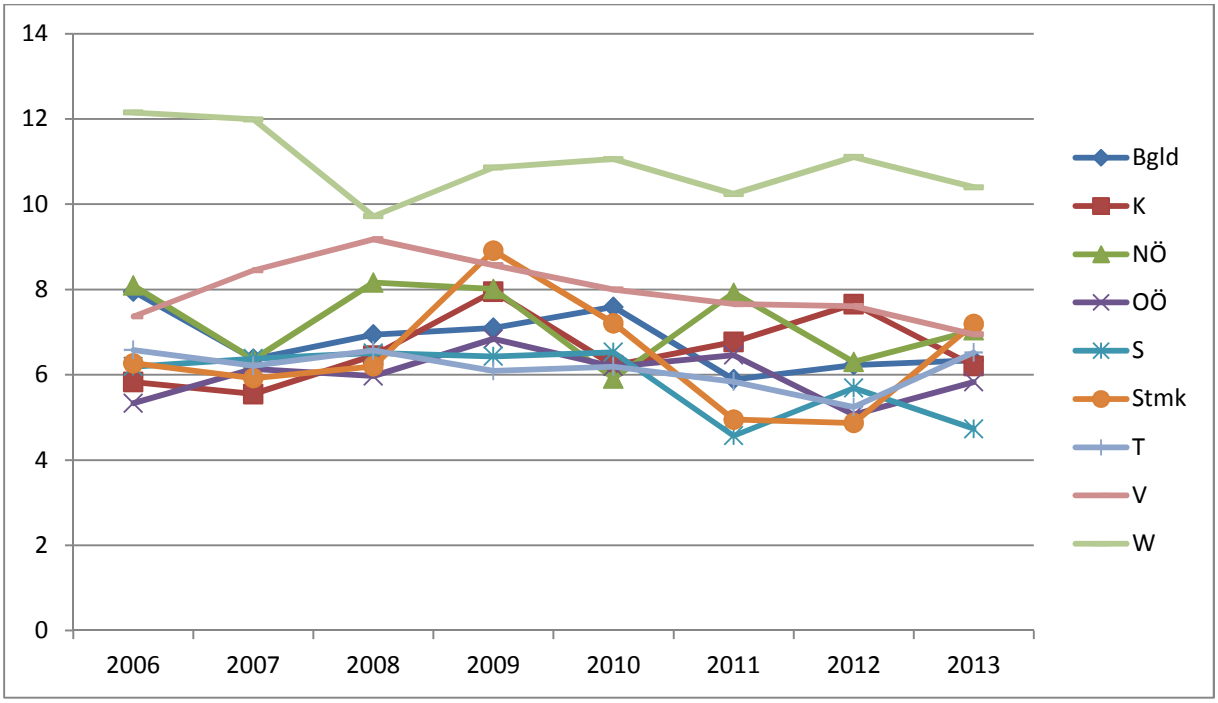
Tabelle 3: NEET-Quoten und Absolutzahlen nach Bundesland (Durchschnitt der Jahre 2006 bis 2013)

	Anteile an den 15- bis 24-Jährigen			**Absolutzahlen**		
	Anteil	Vu(95%)	Vo(95%)	Absolut	Vu(95%)	Vo(95%)
Burgenland	6,8	5,4	8,2	2.100	1.700	2.500
Kärnten	6,6	5,7	7,5	4.300	3.700	4.900
Niederösterreich	7,2	6,7	7,8	13.600	12.500	14.600
Oberösterreich	6,0	5,4	6,5	10.700	9.700	11.600
Salzburg	5,9	5,0	6,8	3.800	3.300	4.400
Steiermark	6,4	5,8	7,0	9.400	8.500	10.300
Tirol	6,2	5,4	6,9	5.600	4.900	6.300
Vorarlberg	8,0	6,8	9,2	3.800	3.200	4.400
Wien	10,9	10,3	11,6	21.800	20.500	23.100
Gesamt	7,4	7,2	7,7	75.100	72.600	77.600

Vu(95%) untere Grenze des 95%-Vertrauensintervalls
Vo(95%) obere Grenze des 95%-Vertrauensintervalls
Lesehilfe: 7,4% der Jugendlichen zwischen 15 und 24 Jahren befinden sich weder in (Aus-)Bildung, Beschäftigung noch in Training. Absolut betrachtet sind dies hochgerechnet rund 75.100 Jugendliche in Österreich. Der Anteil liegt mit einer Sicherheit von 95 % zwischen 7,2% (Vu95) und 7,7% (Vo95).

In Absolutzahlen ausgedrückt befinden sich in Österreich zwischen 2006 und 2013 jährlich durchschnittlich 75.100 Jugendliche in einer NEET-Situation. Die mit Abstand höchste NEET-Rate tritt hierbei in Wien auf. Der niedrigste Wert kann hingegen in Salzburg beobachtet werden, gefolgt von Oberösterreich und Tirol. Im Zeitverlauf zeigen sich in den Bundesländern unterschiedliche Muster (siehe Abbildung 6).

Abbildung 6: NEET-Jugendliche nach Bundesland und Jahr (Anteilswerte)



Aus Abbildung 6 ist zunächst die höhere NEET-Rate in Wien ersichtlich, wobei sich 2008 und 2011 ein Rückgang beobachten lässt, der für 2008 statistisch signifikant ist (siehe Tabelle 24 im Anhang). Eine kontinuierliche Abnahme der NEET-Rate gelingt Vorarlberg seit 2008. Die NEET-Rate reduzierte sich von 9,2% im Jahr 2008 auf 7% im Jahr 2013 (siehe Tabelle 23 im Anhang). Auch in Salzburg sind zwischen 2006 und 2013 rückläufige NEET-Raten zu beobachten. Obwohl geringfügige Schwankungen zwischen den Jahren festzustellen sind, zeigt sich allgemein ein signifikanter Rückgang von 6,2% im Jahr 2006 auf 4,7% im Jahr 2013 (siehe Tabelle 20 im Anhang).

In den anderen Bundesländern lässt sich kein klares Muster erkennen. Die Werte schwanken zwischen den Jahren sehr stark, sodass kein allgemeiner Trend bestimmt werden kann. Auch in der Steiermark variieren die NEET-Raten im Beobachtungszeitraum, jedoch ist zwischen den Jahren 2009 und 2012 ein signifikanter Rückgang zu beobachten. Im Jahr 2013 zeigt sich

erneut ein Anstieg, welcher jedoch – eventuell bedingt durch den kurzen Beobachtungszeitraum – nicht signifikant ist (siehe Tabelle 21 im Anhang).

5. Bundesländerunterschiede nach Kontrolle sozialstruktureller Merkmale

Sowohl der internationale als auch der nationale Forschungsstand verweisen auf sozialstrukturelle Risikofaktoren für einen NEET-Status bei Jugendlichen (siehe Kapitel 2). Als relevant angenommen werden hierbei insbesondere das Geschlecht, das Alter, die Größe des Wohnorts und der Migrationshintergrund (Bacher et al. 2013). Aus diesem Grund scheint es denkbar, dass Unterschiede in den NEET-Raten zwischen den Bundesländern auf abweichende sozialstrukturelle Gegebenheiten zurückzuführen sind (siehe Hypothese 1). Wird vor diesem Hintergrund die sozialstrukturelle Zusammensetzung der Bundesländer betrachtet, zeigt sich das in Tabelle 4 ersichtliche Bild.

Tabelle 4: Sozialstrukturelle Merkmale der 15- bis 24-Jährigen nach Bundesländern

		Bgld.	K	NÖ	OÖ	S	Stmk.	T	V	W	Gesamt
N Jugendliche 15-24 Jahre (hochgerechnet, in Tsd.)		30,8	65,4	188,1	178,7	65,3	146,3	90,8	47,6	199,5	1012,5
Geschlecht	männlich	51,3	51,4	51,3	51,4	51,2	51,0	50,7	51,3	49,6	50,9
	weiblich	48,7	48,6	48,7	48,6	48,8	49,0	49,3	48,7	50,4	49,1
Alter	15-19	50,0	50,9	51,3	50,3	49,5	47,6	48,5	50,5	43,0	48,5
	20-24	50,0	49,1	48,7	49,7	50,5	52,4	51,5	49,5	57,0	51,5
Größe des Wohnorts	bis 5.000	87,2	43,8	58,3	58,1	44,6	60,9	61,5	36,7	0,0	45,5
	5.000 bis 30.000	12,8	32,2	36,3	22,4	30,9	18,7	22,0	49,5	0,0	22,2
	ab 30.001	0,0	24,0	5,4	19,6	24,5	20,4	16,5	13,8	100,0	32,4
Geburtsland	Österreich	92,8	92,5	92,1	89,7	88,7	91,3	87,5	89,2	73,5	87,2
	Nicht-Österreich	7,2	7,5	7,9	10,3	11,3	8,7	12,5	10,8	26,5	12,8
Migrationshintergrund	ohne	91,0	89,6	87,7	86,7	82,1	89,8	83,8	80,4	57,9	81,0
	1. Generation	5,7	6,6	6,1	8,2	9,1	7,4	10,4	8,1	23,8	10,9
	2. Generation	3,3	3,8	6,2	5,2	8,8	2,8	5,8	11,5	18,3	8,1
Staatsbürgerschaft	Österreich	94,7	92,7	93,1	92,0	87,5	93,0	89,4	89,5	77,7	89,0
	Nicht-Österreich	5,3	7,3	6,9	8,0	12,5	7,0	10,6	10,5	22,3	11,0

In Österreich sind zwischen 2006 und 2013 durchschnittlich 50,1% der jugendlichen Bevölkerung männlich und 49,9% weiblich. Hierbei sind zwischen den Bundesländern nur geringe Unterschiede zu beobachten. Lediglich Wien weist einen erhöhten Frauenanteil auf. Dies liegt vermutlich darin begründet, dass unter den Studierenden der Frauenanteil deutlich größer ist als jener der Männer (Statistik Austria 2014b). Da Wien die höchsten Studierendenzahlen Österreichs aufweist, kann davon ausgegangen werden, dass in diesem Bundesland der Frauenanteil höher liegt als in den restlichen Bundesländern. Erfolgt eine Kontrolle des Studierendenanteils, so nähern sich die Bundesländer weiter an, sodass auch in Wien der Anteil der Männer an der Gesamtbevölkerung überwiegt.

In der vorliegenden Arbeit wird zwischen zwei Altersgruppen unterschieden (15- bis 19-Jährige und 20- bis 24-Jährige). Durchschnittlich gehören 48,5% der 15- bis 24-Jährigen der jüngeren und 51,5% der älteren Altersgruppe an. Bei näherer Betrachtung zeigt sich, dass sich die Bundesländer Wien, Steiermark und Tirol hierbei deutlich von allen anderen abheben. Konkret weisen diese einen vergleichsweise hohen Anteil der Altersgruppe der 20- bis 24-Jährigen auf. Dies ist darauf zurückzuführen, dass es sich bei diesen Bundesländern um jene mit den höchsten Studierendenzahlen Österreichs handelt (siehe Statistik Austria 2014b), wodurch sich der Anteil der älteren Altersgruppe erhöht. Erfolgt die Berechnung der Anteile der Altersgruppen unter Kontrolle des Studierendenanteils, so nähern sich die Bundesländer an und die zuvor beobachteten deutlichen Unterschiede bleiben nicht weiter bestehen.

Zwischen 2006 und 2013 leben in Österreich im Schnitt mehr als 45% der untersuchten Altersgruppen in Gemeinden bis zu 5.000 EinwohnerInnen. Im Burgenland liegt dieser Anteil mit ca. 87% deutlich höher. Während in Salzburg und Kärnten mehr als 24% der Jugendlichen in Gemeinden über 30.000 EinwohnerInnen wohnhaft sind, findet sich im Burgenland keine Kommune dieser Größenordnung, da z.B. Eisenstadt nur etwas mehr als 13.000 EinwohnerInnen hat.

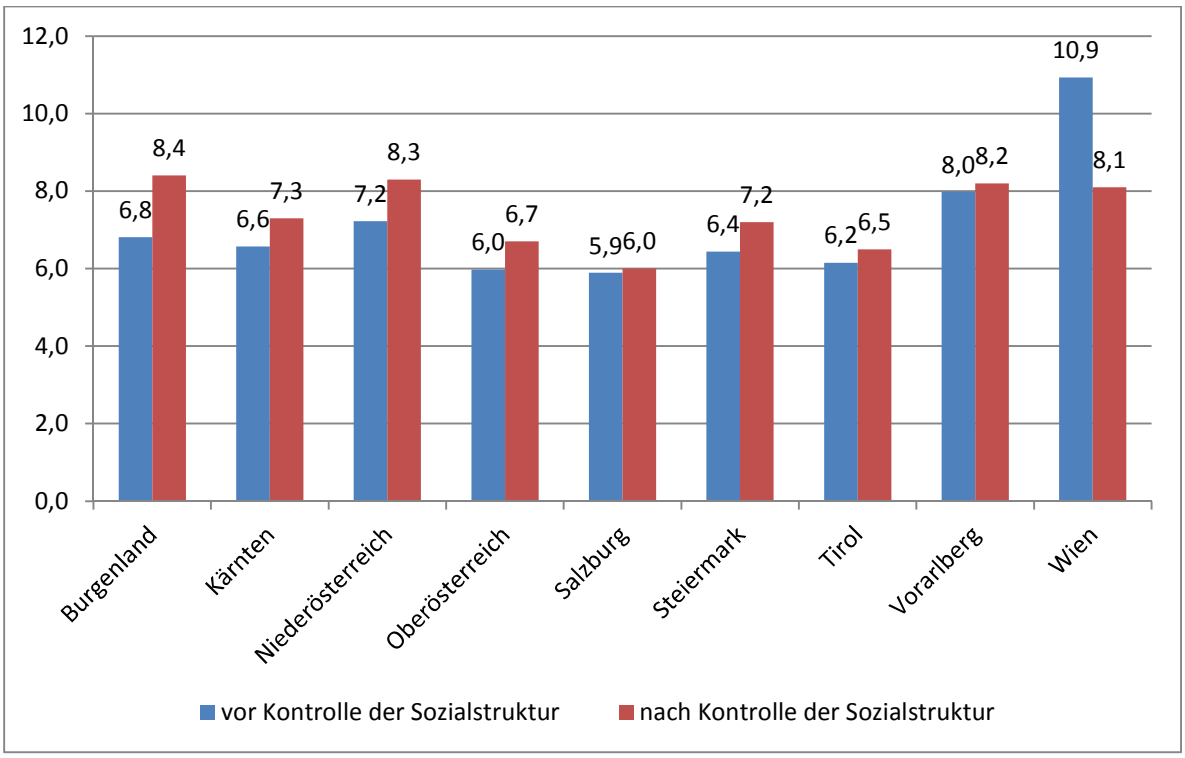
Durchschnittlich weisen beinahe 13% der Jugendlichen zwischen 15 und 24 Jahren einen Migrationshintergrund in erster Generation auf. Dies bedeutet, dass die betreffenden Jugendlichen nicht in Österreich geboren wurden. Hierbei treten jedoch wiederum deutliche Unterschiede zwischen den Bundesländern zutage. Während im Burgenland lediglich etwas mehr als 7% der Jugendlichen nicht in Österreich geboren wurden, liegt der Anteil in Wien

bei mehr als 26%. Ab dem Jahr 2009 ist es im Mikrozensus auch möglich, den Anteil jener Jugendlichen festzustellen, welche der zweiten Migrationsgeneration angehören. Von der zweiten Migrationsgeneration spricht man dann, wenn die Eltern außerhalb Österreichs geboren wurden, der Jugendliche aber in Österreich. Durchschnittlich gehören zwischen 2009 und 2013 8,1% der Jugendlichen der zweiten Migrationsgeneration an, wobei Wien mit einem Anteil von 18,1% einen deutlich höheren Wert aufweist.

Ähnliche Unterschiede zeigen sich bei Betrachtung der Staatsangehörigkeit der Jugendlichen zwischen 15 und 24 Jahren. Konkret verfügen in Wien 22,3% über keine österreichische Staatsbürgerschaft. In den restlichen Bundesländern liegen diese Werte deutlich niedriger.

Werden die dargestellten Unterschiede in der Sozialstruktur bei der Berechnung der NEET-Raten der Bundesländer berücksichtigt, um faire Vergleichszahlen zu erhalten, so zeigen sich die in Abbildung 7 wiedergegebenen Unterschiede.

Abbildung 7: NEET-Raten vor und nach Kontrolle der Sozialstruktur



Kontrolliert wurde der Einfluss von: Geschlecht, Alter, Einwohnerzahl, Geburtsland und Staatsbürgerschaft

Bei Kontrolle der sozialstrukturellen Unterschiede nähern sich die Bundesländerwerte an. Vor allem Wien weist nach Kontrolle keine deutlich höhere NEET-Rate mehr auf. Dies ist vor allem darauf zurückzuführen, dass Wien einen höheren Migrationsanteil und einen höheren Anteil an Jugendlichen ohne österreichische Staatsbürgerschaft hat. Umgekehrt erhöht sich

die NEET-Rate in Bundesländern mit einem unterdurchschnittlichen Migrationsanteil und einem unterdurchschnittlichen Anteil an österreichischen StaatsbürgerInnen.

Die statistische Kontrolle der sozialstrukturellen Unterschiede führt dazu, dass Unterschiede zwischen den Bundesländern insignifikant werden. Während vor Kontrolle der sozialstrukturellen Unterschiede Wien eine signifikant höhere NEET-Rate aufweist als alle anderen Bundesländer, treten nach Kontrolle nur mehr signifikante Unterschiede zwischen Wien und Oberösterreich, der Steiermark, Salzburg und Tirol auf.

Auch die bivariaten Analysen auf Individualebene zeigen signifikante Zusammenhänge zwischen den sozialstrukturellen Merkmalen der Jugendlichen und der Zugehörigkeit zur Gruppe der NEET-Jugendlichen (siehe Tabelle 5). Der stärkste statistische Zusammenhang besteht hierbei zwischen der Staatsbürgerschaft von Jugendlichen und dem Befinden in einer NEET-Situation (r=-0,147**). Konkret ist die Wahrscheinlichkeit, der Gruppe der NEET-Jugendlichen anzugehören, für Personen ohne österreichische Staatsbürgerschaft größer als für einheimische Jugendliche. Darüber hinaus steigt die Wahrscheinlichkeit, wenn das Geburtsland außerhalb Österreichs liegt (r=-0,144**).

Tabelle 5: Bivariater Zusammenhang zwischen Zugehörigkeit zur Gruppe der NEET-Jugendlichen und sozialstrukturellen Merkmalen

	r
Frauen	0,021**
Jugendliche zwischen 20 und 24 Jahren	0,081**
Größe des Wohnorts	0,075**
Jugendliche mit Geburtsland Österreich	-0,144**
Jugendliche mit österreichischer Staatsbürgerschaft	-0,147**

r = Korrelation nach Pearson

** Korrelation auf dem Niveau von 0,01 (1-seitig) signifikant. Signifikanz unter Berücksichtigung der Mehrebenenstruktur berechnet.

* Korrelation auf dem Niveau von 0,05 (1-seitig) signifikant. Signifikanz unter Berücksichtigung der Mehrebenenstruktur berechnet.

Auch die bivariate Analyse auf Aggregatdatenebene zeigt statistisch signifikante Zusammenhänge zwischen der Sozialstruktur und den NEET-Raten der Bundesländer (siehe Tabelle 6). Je höher der Anteil an Jugendlichen, welche außerhalb Österreichs geboren wurden, desto höher ist die beobachtete NEET-Rate in den Bundesländern (r=-0,763**). Darüber hinaus nehmen die NEET-Raten mit dem Frauenanteil (r=0,661**) und dem Anteil älterer Jugendli-

cher (r=0,573**) zu. Eine ländlichere Struktur (höherer Anteil von Jugendlichen, die in einer kleinen Gemeinde leben) reduziert die NEET-Rate (r=-0,685**). Vor einer Überinterpretation ist aber zu warnen, da es sich um durch Drittvariablen bedingte Zusammenhänge handeln kann, so z.B. kann der Zusammenhang mit der Gemeindegröße dadurch bedingt sein, dass kleinere Gemeinden einen geringen Anteil an Jugendlichen aufweisen, die nicht in Österreich geboren wurden.

Tabelle 6: Ökologische bivariate Zusammenhänge zwischen NEET-Rate und Sozialstruktur

	r
Frauen	0,661**
Jugendliche zwischen 20 und 24 Jahren	0,573**
Jugendliche in Gemeinden bis 5.000 EinwohnerInnen	-0,685**
Jugendliche in Gemeinden bis 30.000 EinwohnerInnen	-0,332**
Jugendliche mit Geburtsland Österreich	-0,763**
Jugendliche mit österreichischer Staatsbürgerschaft	-0,693**

r = Korrelation nach Pearson
** Korrelation auf dem Niveau von 0,01 (1-seitig) signifikant.
* Korrelation auf dem Niveau von 0,05 (1-seitig) signifikant.

6. Bundesländerunterschiede unter Berücksichtigung struktureller Merkmale

Entsprechend einer Zielsetzung des Beitrages soll nun untersucht werden, ob strukturelle Merkmale auf Bundesländerebene auf die NEET-Rate einwirken. Angenommen wird, dass die nach der statistischen Kontrolle der Sozialstruktur verbleibenden Unterschiede in der NEET-Rate zwischen den Bundesländern auf strukturelle Faktoren zurückzuführen sind. Um diesen Zusammenhang zu analysieren, werden – wie im Methodenkapitel dargestellt (siehe Abschnitt 3.4.) – das Angebot an weiterführenden berufsbildenden Schulen, an allgemeinbildenden Schulen (SekundarstufeII), der Stellenwert der dualen Lehrausbildung, die Konjunktur und die aktive Arbeitsmarktpolitik herangezogen. Angenommen wird, dass weiterführende berufs- und allgemeinbildende Schulen die NEET-Rate reduzieren, da mehr Jugendliche in das Bildungssystem integriert werden und so nicht in einen NEET-Status geraten können. Bezüglich dualer Lehrausbildung wird davon ausgegangen, dass ein hoher Stellenwert zu einer niedrigeren NEET-Rate führt. Gleichzeitig liegt jedoch die Vermutung nahe, dass von dieser Form der Bildung vor allem inländische Jugendliche profitieren und das NEET-Risiko

der migrantischen Jugendlichen mit der Bedeutung der dualen Lehrausbildung steigt. Weiters besteht die Annahme, dass die Anzahl der offenen Stellen einen negativen Einfluss auf die NEET-Rate hat, da eine gute konjunkturelle Lage die Integration von Jugendlichen in den Arbeitsmarkt möglicherweise erleichtert. Abschließend wird davon ausgegangen, dass hohe Ausgaben in die aktive Arbeitsmarktpolitik, welche in der Regel umfangreiche Schulungsangebote beinhalten, zu einer Reduktion der NEET-Rate führen.

Betrachtet man die Bundesländer anhand dieser fünf Merkmale, so zeigen sich die in Tabelle 7 und 8 ersichtlichen Unterschiede.

Tabelle 7: Strukturmerkmale der Bundesländer I (Durchschnittswerte für 2006-2013)

	Zahl der Lehrkräfte in BMS, BHS und BAKIP je 1.000 Jugendliche zwischen 15 und 20 Jahren[(a) (b) (c)]	Zahl der Lehrkräfte in AHS-Oberstufe[(d)] je 1.000 Jugendliche zwischen 15 und 20 Jahren[(b) (c)]	Anteil der Lehrlinge[(e)] an allen SchülerInnen in der Sekundarstufe II[(f)]
Burgenland	53,9	10,7	19,4
Kärnten	44,3	10,6	29,2
NÖ	36,7	9,0	25,7
OÖ	39,0	8,8	33,8
Salzburg	46,3	12,0	32,7
Steiermark	35,9	10,7	29,9
Tirol	38,3	9,0	34,6
Vorarlberg	34,5	9,6	40,8
Wien	35,4	18,9	19,7
gesamt	38,5	11,4	28,7

(a) Datenquelle für die Zahl der Lehrkräfte: Zahlenspiegel des BMUKK bzw. BMBF.
(b) Datenquelle für die Zahl der 15- bis 20-Jährigen: MZ.
(c) Lehrkräfte der Schuljahre 2006/2007 bis 2012/2013 bezogen auf die Jugendlichen des Jahres 2006 bis 2012; Abweichungen von Berechnungen der NEET-Studie 2013.
(d) Da die AHS-Lehrkräfte nicht getrennt nach Unter- und Oberstufe ausgewiesen werden, wurde angenommen, dass ein Drittel der AHS-Lehrkräfte der Oberstufe zuzurechnen ist. Datenquelle: Zahlenspiegel des BMUKK bzw. BMBF.
(e) Anzahl der Lehrlinge: Lehrlingsstatistik der WKÖ.
(f) Anzahl der SchülerInnen in der Sekundarstufe II: Zahlenspiegel des BMUKK bzw. BMBF.

Tabelle 8: Strukturmerkmale der Bundesländer II (Durchschnittswerte für 2006-2013)

	Zahl offener Stellen je 1.000 Personen im erwerbsfähigen Alter (Durchschnitt 2006-2013)[(a)]	Ausgaben für aktive Arbeitsmarktpolitik je arbeitslosem Jugendlichen zwischen 15 und 24 Jahren in €[(b)]
Burgenland	4,6	8.539,7
Kärnten	7,7	7.465,2
NÖ	5,5	6.574,3
OÖ	10,9	6.834,0
Salzburg	9,9	6.529,2
Steiermark	6,3	8.455,1
Tirol	7,4	6.111,3
Vorarlberg	8,0	6.727,1
Wien	6,7	6.765,1
gesamt	7,5	6.940,6

(a) Datenquelle für die Zahl der registrierten offenen Stellen: Statistik Austria; Datenquelle für die Zahl der Erwerbspersonen (Erwerbstätige und Arbeitslose): MZ.

(b) Datenquelle für die Ausgaben der aktiven Arbeitsmarktpolitik des Bundes: Daten wurden vom BMASK zur Verfügung gestellt; Datenquelle für arbeitslose Jugendliche: MZ.

Als Indikator für den Stellenwert der schulischen beruflichen Bildung wird in der vorliegenden Arbeit die Anzahl der Lehrkräfte in weiterführenden berufsbildenden Schulen (Berufsbildende Mittlere Schule, Berufsbildende Höhere Schule und BAKIP) pro 1.000 Jugendliche zwischen 15 und 20 Jahren herangezogen. Es zeigt sich, dass die einzelnen Bundesländer diesbezüglich deutlich voneinander abweichen. Vor allem im Burgenland scheint die berufliche Bildung eine bedeutende Rolle zu spielen (53,9 LehrerInnen). Ursache hierfür sind u.a. die europäischen Strukturförderungen für das Burgenland.[5] Mit deutlichem Abstand folgen Salzburg (46,3 LehrerInnen) und Kärnten (44,3 LehrerInnen). Vorarlberg hat hingegen mit 34,5 LehrerInnen pro 1.000 Jugendliche zwischen 15 und 24 Jahren den geringsten Anteil an Lehrkräften in berufsbildenden weiterführenden Schulen. Der niedrige Wert Niederösterreichs (37,7 LehrerInnen) kann vermutlich dadurch erklärt werden, dass niederösterreichische Jugendliche nach Wien zur Schule pendeln.

Ein etwas anderes Bild zeigt sich bei der Betrachtung des Betreuungsverhältnisses in allgemeinbildenden höheren Schulen in der SekundarstufeII. Hier setzt sich Wien mit 12 LehrerInnen pro 1.000 Jugendlichen zwischen 15 und 20 Jahren deutlich von allen anderen Bun-

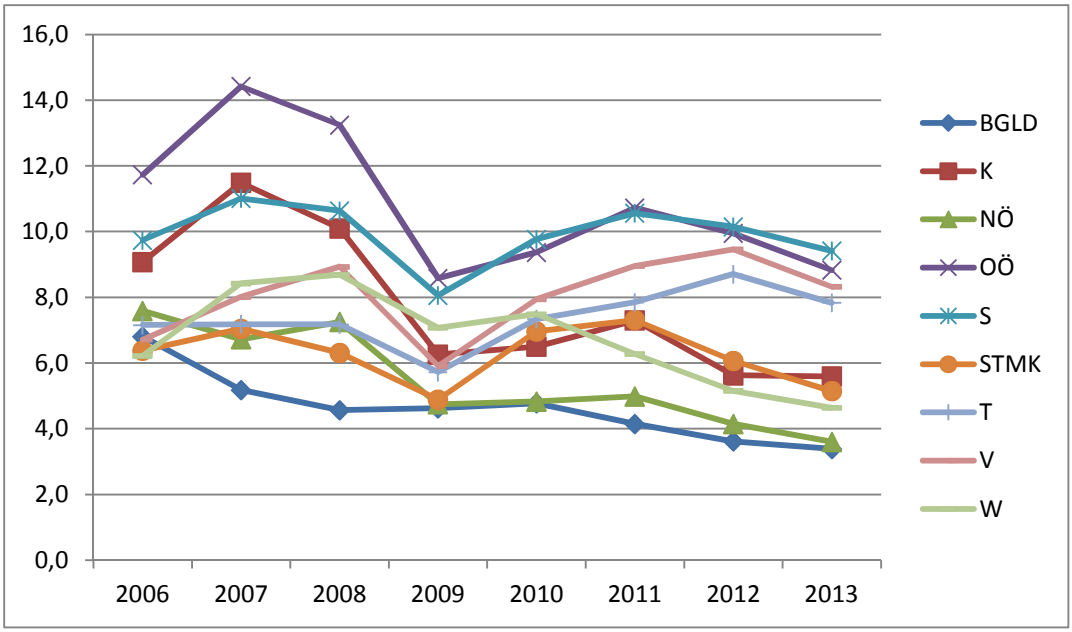
[5] Siehe dazu u.a. Moldovan (2010).

desländern ab. Dies deutet auf einen hohen Stellenwert der allgemeinen Bildung in Wien hin bzw. auf das Einpendeln von niederösterreichischen SchülerInnen. Den niedrigsten Wert hat Oberösterreich (8,8 LehrerInnen), gefolgt von Niederösterreich und Tirol (beide 9,0 LehrerInnen). Auch an dieser Stelle ist die niedrige Anzahl an Lehrkräften in Niederösterreich vermutlich durch das Einpendeln der SchülerInnen nach Wien zu erklären.

Die Bedeutung der dualen Lehrausbildung wird gemessen durch den Anteil der Lehrlinge an allen SchülerInnen in der SekundarstufeII. Vergleicht man diesbezüglich die Bundesländer miteinander, so zeigt sich, dass Vorarlberg mit beinahe 41% den höchsten Anteil aufweist, gefolgt von Tirol (34,6%), Oberösterreich (33,8%) und Salzburg (32,7%). Von nachrangiger Bedeutung scheint die duale Lehrausbildung hingegen im Burgenland (19,4%) und in Wien (19,7%) zu sein. Bei Wien ist die hohe Anzahl der SchülerInnen der SekundarstufeII zu beachten, die im Nenner steht und daher den Anteil der dualen Ausbildung reduziert.

Das vorhandene Stellenangebot als Indikator für die Konjunktur wird gemessen anhand der Anzahl der beim AMS registrierten offenen Stellen je 1.000 Erwerbspersonen. Es zeigt sich, dass den Erwerbspersonen in Oberösterreich und Salzburg ein gutes Stellenangebot zur Verfügung steht. So sind in Oberösterreich durchschnittlich 10,9 offene registrierte Stellen für 1.000 erwerbsfähige Personen vorhanden. In Salzburg stehen 9,9 offene registrierte Stellen zur Verfügung. Anders stellt sich hingegen die Situation im Burgenland und in Niederösterreich dar. Auf 1.000 Erwerbspersonen kommen lediglich 4,6 bzw. 5,5 freie Stellen. Unter sonst gleichen Umständen kann daher in den beiden letztgenannten Bundesländern von hohen NEET-Raten ausgegangen werden. Im Jahresvergleich zeigt sich allerdings, dass der Indikator im Laufe der Zeit sehr starken Veränderungen unterlegen ist (siehe Abbildung 8). Wie zu erwarten, kann während der Krise (2008/2009) in allen Bundesländern ein abnehmendes Stellenangebot beobachtet werden. Zwar scheint sich der Stellenmarkt ab 2009 wieder zu erholen, seit 2011 ist jedoch erneut ein Abwärtstrend festzustellen. Oberösterreich weist im gesamten Beobachtungszeitraum zwar eine gute Position auf, allerdings zeigt sich auch hier seit 2011 ein Rückgang an registrierten offenen Stellen. Salzburg kann im Laufe der Zeit aufholen und nimmt 2013 trotz des allgemeinen Rückgangs offener registrierter Stellen die Spitzenposition in Österreich ein.

Abbildung 8: Offene Stellen je 1.000 Erwerbspersonen nach Jahr und Bundesland



Die aktive Arbeitsmarktpolitik wird anhand der Pro-Kopf-Ausgaben der aktiven Arbeitsmarktpolitik je arbeitslosem oder in Schulung befindlichem Jugendlichen zwischen 15 und 24 Jahren erfasst. Im Burgenland, in der Steiermark und in Wien können mit durchschnittlich jährlich € 6.579,9 (Burgenland), € 6.143,2 (Steiermark) und € 6.020,3 (Wien) hohe Pro-Kopf-Ausgaben beobachtet werden. In Tirol wird hingegen vergleichsweise wenig für die aktive Arbeitsmarktpolitik pro arbeitslosem oder sich in einer Trainingsmaßnahme befindlichen Jugendlichen ausgegeben. Der Grund hierfür könnte sein, dass in diesem Bundesland aufgrund eines hohen Anteils saisonaler Arbeit die aktivierende Arbeitsmarktpolitik von geringerer Bedeutung ist.

Die bivariaten Analysen auf Aggregatdatenebene zeigen eine Reihe von signifikanten Zusammenhängen zwischen den Strukturmerkmalen und der NEET-Rate der Bundesländer (siehe Tabelle 9). Für die Berechnung wird auch die zur Behebung von Kollinearitätsproblemen für die multivariaten Analysen neu gebildete Indexvariable einbezogen (siehe 3.7.).

Tabelle 9: Ökologische bivariate Zusammenhänge zwischen NEET-Rate und Strukturmerkmalen der Bundesländer

Strukturmerkmale	r			$r_{bereinigt}$		
	Gesamt	**Frauen**	**Männer**	**Gesamt**	**Frauen**	**Männer**
Stellenwert der allgemeinen Bildung	0,711**	0,568**	0,702**	0,141	-0,008	0,224*
Stellenwert der beruflichen Bildung	-0,335**	-0,439**	-0,171	-0,087	-0,260*	0,092
Stellenwert der Bildung	***0,232****	***0,053***	***0,352*****	***0,031***	***-0,206***	***0,226****
Duale Lehrausbildung	***-0,348***	***-0,102***	***-0,507*****	***-0,278****	***-0,049***	***-0,466*****
Konjunktur	***-0,254****	***-0,052***	***-0,399*****	***-0,479*****	***-0,161***	***-0,590*****
Aktive Arbeitsmarktpolitik	***-0,255****	***-0,317*****	***0,145***	***-0,146***	***-0,240****	***-0,013***

r = Korrelation nach Pearson

$r_{bereinigt}$ = Korrelation nach Pearson nach Kontrolle der sozialstrukturllen Merkmale

** Korrelation auf dem Niveau von 0,01 (1-seitig) signifikant

* Korrelation auf dem Niveau von 0,05 (1-seitig) signifikant

Insgesamt kann kein signifikanter Zusammenhang zwischen der neu gebildeten Variable „Stellenwert der Bildung“ und der um die Sozialstruktur bereinigten NEET-Rate (r bereinigt) der Bundesländer festgestellt werden. Betrachtet man jedoch beide Geschlechter getrennt, so zeigt sich, dass in der Gruppe der Frauen ein hoher Stellenwert der beruflichen Bildung einhergeht mit einer niedrigen NEET-Rate (siehe Tabelle 9). Dies legt die Vermutung nahe, dass Frauen stärker vom Ausbau des berufsbildenden Bildungssystems profitieren als Männer. Ein den Annahmen entgegenstehendes signifikantes Ergebnis zeigt sich in der Gruppe der Männer bezüglich dem Stellenwert der allgemeinen Bildung. Hier geht eine hohe Bedeutung der allgemeinen Bildung einher mit einer hohen NEET-Rate. Da in Wien gleichzeitig eine hohe NEET-Rate und ein hoher Stellenwert der allgemeinen Bildung vorzufinden sind, kann davon ausgegangen werden, dass es sich hierbei um eine Scheinkorrelation handelt, welche aufgrund der EinwohnerInnenstärke Wiens und des Einpendelns nach Wien entsteht. Um dies zu überprüfen, soll in einem nächsten Schritt die bivariate Zusammenhangsanalyse ohne die in Wien erhobenen Fälle durchgeführt werden (siehe unten).

Aufgrund der Ergebnisse der bivariaten Analyse kann weiters vermutet werden, dass von einem hohen Stellenwert der dualen Lehrausbildung vor allem die Gruppe der Männer profitiert. Während bei den Frauen diesbezüglich kein signifikanter Zusammenhang festgestellt werden kann, geht in der Gruppe der Männer ein hoher Stellenwert der dualen Lehrausbildung mit einer geringen NEET-Rate einher (siehe Tabelle 9).

Eine große Anzahl offener Stellen scheint wiederum vor allem das NEET-Risiko von männlichen Jugendlichen zu senken (siehe Tabelle 9). Dieser Befund wurde auch bereits in Bacher et al. (2013) ermittelt und verweist darauf, dass vor allem die Beschäftigung von schlechter qualifizierten Männern stark konjunkturabhängig ist. Hohe Ausgaben für die aktive Arbeitsmarktpolitik scheinen hingegen die Gruppe der Frauen zu begünstigen (siehe Tabelle 9). Zu teilweise ähnlichen Ergebnissen kommt auch eine Evaluierung der aktiven Arbeitsmarktpolitik, welche das Institut für höhere Studien in Tirol und Oberösterreich mittels multivariater und Vergleichsgruppenanalysen durchgeführt hat. Vogtenhuber et al. (2010a, 161f.) zeigen für Tirol, dass sich die JASG-Lehrgänge (Jugendausbildungs-Sicherungsgesetz JASG) signifikant positiv auf die Erwerbstätigkeit der TeilnehmerInnen auswirken. Frauen profitieren von den Maßnahmen stärker als Männer. Bei der Evaluation der Jugendbeschäftigungsmaßnahmen in Oberösterreich (Vogtenhuber et al. 2010b, 72f.) konnten bei der Betrachtung der gesamten Erwerbstätigkeit keine signifikanten Unterschiede zwischen KursteilnehmerInnen und Nicht-KursteilnehmerInnen festgestellt werden. Vogtenhuber et al. (2010b, 72f.) deuten dies zumindest als erfolgreiche Kompensation von Nachteilen in Bezug auf die Arbeitsmarktintegration, die die Jugendlichen vor der Kursteilnahme hatten. Einen signifikant positiven Einfluss hat die überbetriebliche Lehrausbildung hingegen auf die Erwerbstätigkeit von Frauen.

Wird die bivariate Zusammenhangsanalyse ohne Wien durchgeführt, bleibt der positive Einfluss der allgemeinen Bildung auf die NEET-Rate in der Gruppe der Männer nicht weiter bestehen. Die Ergebnisse verweisen zudem auf einen negativen Einfluss des Stellenwertes der Bildung, d.h. sowohl der allgemeinen als auch der beruflichen Bildung auf der Sekundarstufe II, auf das NEET-Risiko der Frauen. Anders ausgedrückt haben Frauen in Bundesländern, wo die Bildung einen höheren Stellenwert hat, ein geringeres NEET-Risiko (siehe Tabelle 10).

Tabelle 10: Ökologische bivariate Zusammenhänge zwischen NEET-Rate und Strukturmerkmalen der Bundesländer (ohne Wien)

Strukturmerkmale	r			$r_{bereinigt}$		
	Gesamt	Frauen	Männer	Gesamt	Frauen	Männer
Stellenwert der allgemeinen Bildung	-0,212	-0,329**	0,010	-0,226*	-0,376**	-0,006
Stellenwert der beruflichen Bildung	-0,202	-0,358**	0,058	-0,028	-0,239*	0,177
Stellenwert der Bildung	***-0,223****	***-0,382*****	***0,050***	***-0,083***	***-0,296****	***0,144***
Duale Lehrausbildung	***0,130***	***0,414*****	***-0,234****	***-0,202***	***0,135***	***-0,440*****
Konjunktur	***-0,300***	***0,038***	***-0,528*****	***-0,491*****	***-0,149***	***-0,629*****
Aktive Arbeitsmarktpolitik	***-0,310*****	***-0,377*****	***-0,092***	***-0,101***	***-0,228****	***0,052***

r = Korrelation nach Pearson
$r_{bereinigt}$ = Korrelation nach Pearson nach Kontrolle der sozialstrukturllen Merkmale
** Korrelation auf dem Niveau von 0,01 (1-seitig) signifikant.
* Korrelation auf dem Niveau von 0,05 (1-seitig) signifikant

Tabelle 11 zeigt die Ergebnisse der Mehrebenenanalyse. Durch die Berechnung des Nullmodells (Modell 1) wird ersichtlich, dass lediglich 0,4 % der gesamten Varianz auf die Kontextebenen zurückgeführt (rho = 0,0040) werden können. Hierbei ist zu beachten, dass eine abhängige dichotome Variable untersucht wird, die auf der Individualebene eine große Streuung aufweist, da nur 0 oder 1 als Wert auftreten kann. Daher kann die Analyse von Kontexteinflüssen trotz der geringen maximal möglichen Erklärungskraft sinnvoll sein.

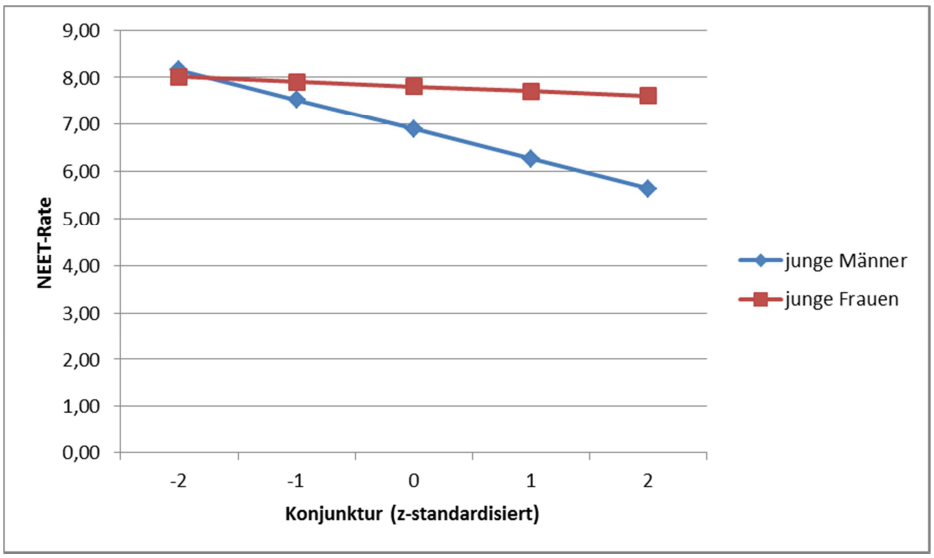
In einem nächsten Schritt werden Random Intercept-Modelle berechnet (siehe Modell 2 und 3). Zur Erklärung der Varianz auf Kontextebene werden zunächst lediglich die vermuteten einflussnehmenden Kontextmerkmale berücksichtigt (siehe Modell 2). Die Berechnung des Modells kommt zu dem Ergebnis, dass ein höherer Stellenwert der dualen Lehrausbildung die NEET-Rate senken kann. Das heißt: Steigt der Anteil der Lehrlinge an allen SchülerInnen in der Sekundarstufe II, so geht der Anteil an Jugendlichen, welche sich in einem NEET-Status befinden, zurück. Ebenso können ein guter Konjunkturverlauf und ein hoher Stellenwert der aktiven Arbeitsmarktpolitik zu einer signifikanten Reduktion der NEET-Rate führen. Für den Stellenwert der Bildung auf dem Niveau der Sekundarstufe II ergibt sich kein signifikanter Effekt. Die Ergebnisse für die Bildung, die aktive Arbeitsmarktpolitik und die Konjunktur stimmen mit jenen von Bacher et al. (2013) überein, die Bedeutung der dualen Ausbildung wurde in Bacher et al. (2013) nicht untersucht.

Für die weitere Prüfung werden Individualmerkmale der Jugendlichen zu dem Modell hinzugefügt (siehe Modell 3). Die signifikanten negativen Einflüsse der dualen Lehrausbildung, der Konjunktur und der aktiven Arbeitsmarktpolitik bleiben auch in diesem Modell bestehen.

Von den berücksichtigten Individualmerkmalen wirken alle – mit Ausnahme der Gemeindgröße zwischen 5.001 und 30.000 EinwohnerInnen – auf das NEET-Risiko ein. Frauen, Jugendliche zwischen 20 und 24 Jahren, MigrantInnen sowie Jugendliche ohne österreichische Staatsbürgerschaft haben ein signifikant höheres NEET-Risiko, während bei Jugendlichen, die in Gemeinden bis 5.000 EinwohnerInnen leben, das NEET-Risiko geringer ausfällt. Zwischen Gemeinden zwischen 5.001 und 30.000 EinwohnerInnen und größeren Gemeinden bestehen keine signifikanten Differenzen.

In einem nächsten Schritt wird die Interaktion von Individual- und Kontextmerkmalen überprüft (siehe Modell 4 und 5). Durch diese Analyse zeigt sich, dass lediglich die Konjunktur als intervenierende Variable auftritt und bei Männern und Frauen unterschiedlich stark auf das NEET-Risiko wirkt (siehe Modell 4). Hier zeigt sich, dass ein positiver Konjunkturverlauf vor allem männlichen Jugendlichen zugutekommt (siehe Modell 4). Dieser Befund stimmt mit den Erkenntnissen der bivariaten Zusammenhangsanalysen überein (siehe Tabelle 9 und 10). Verbessert sich die konjunkturelle Situation, so sinkt die NEET-Rate der Männer in stärkerem Ausmaß als jene der Frauen. Dieser Interaktionseffekt ist grafisch in Abbildung 9 wiedergegeben.

Abbildung 9: NEET-Risiko in Abhängigkeit von der Konjunktur und dem Geschlecht (Prognosewerte aus der Mehrebenenanalyse)



Anmerkung: Für die anderen Variablen in der Gleichung wurden die Durchschnittswerte eingesetzt.

Die Analyse zeigt schließlich, dass die berücksichtigten Kontextmerkmale in der Gruppe der inländischen und migrantischen Jugendlichen einen unterschiedlich starken Effekt auf die NEET-Rate haben (siehe Modell 5). Diesbezüglich hat ein hoher Stellenwert der Bildung sowie der dualen Lehrausbildung bei MigrantInnen einen stärkeren die NEET-Rate reduzierenden Einfluss als in der Gruppe der ÖsterreicherInnen (siehe Abbildung 10 und 11). Darüber hinaus führt ein Anstieg in den Ausgaben der aktiven Arbeitsmarktpolitik unter MigrantInnen zu einer stärkeren Reduktion des NEET-Risikos als unter der inländischen Bevölkerung (siehe Abbildung 12). Dies widerspricht auf den ersten Blick in Bezug auf die duale Lehrausbildung den zuvor getätigten Annahmen, dass von einer dualen Ausbildung inländische Jugendliche (Jugendliche ohne Migrationshintergrund) profitieren. Dieses Ergebnis kann jedoch ebenso dahingehend gedeutet werden, dass höhere Ressourcen vor allem Risikogruppen wie MigrantInnen zugutekommen, während bei Ressourcenknappheit im Bildungssystem oder der aktiven Arbeitsmarktpolitik zunächst bei der Behandlung der Problemlage in der Gruppe der ÖsterreicherInnen angesetzt wird. Dies scheint insofern auch plausibel, als es z.B. in der aktiven Arbeitmarktpolitik zur Überwindung eines NEET-Status von Risikogruppen mit multiplen Problemlagen (z.B. geringe Bildung, keine oder geringe Deutschkenntnisse, längere Arbeitslosigkeitsdauer) vermutlich mehr Ressourcen benötigt, als wenn diese Problemlagen nicht vorliegen und der NEET-Status eher einer vorübergehenden Sucharbeitslosigkeit gleicht.

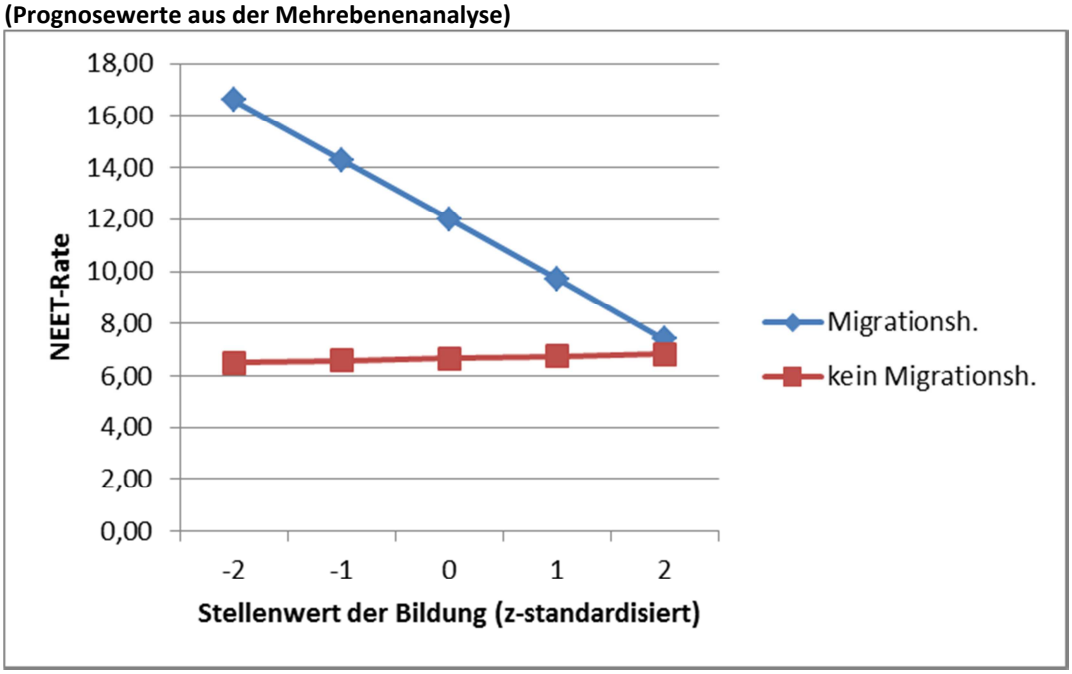
Tabelle 11: Mehrebenen-Analyse

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
Fixed Effects					
Konstante	0,0713**	0,0717**	0,1708**	0,1706**	0,1720**
Bildung		0,0007	-0,0017	-0,0001	-0,0230**
Duale Lehrausbildung		-0,0086**	-0,0056**	-0,0063**	-0,0158**
Konjunktur		-0,0025*	-0,0041**	-0,0068**	-0,0063*
Aktive Arbeitsmarktpolitik		-0,0086**	0,0052**	-0,0046**	-0,0169**
Geschlecht (1=weiblich, 0=männlich)			0,0092**	0,0094**	0,0091**
Alter (1=20 bis 24 Jahre, 0=15 bis unter 19 Jahre)			0,0342**	0,0342**	0,0341**
Gemeinde bis 5.000 EinwohnerInnen [6]			-0,0135**	-0,0131**	-0,0131**
Gemeinde zwischen 5.001 und 30.000 EinwohnerInnen [7]			-0,0029	-0,0028	-0,0031*
Geburtsland (1=Österreich, 0=andere)			-0,0537**	-0,0536**	-0,0534**
Staatsbürgerschaft (1=Österreich, 0=andere)			-0,0739**	-0,0741**	-0,0755**
Geschlecht X Bildung				-0,0035	
Geschlecht X Duale Lehrausbildung				0,0020	
Geschlecht X Konjunktur				0,0053**	
Geschlecht X Aktive Arbeitsmarktpolitik				-0,0009	
Geburtsland X Bildung					0,0238**
Geburtsland X Duale Lehrausbildung					0,0105**
Geburtsland X Konjunktur					0,0011
Geburtsland X Aktive Arbeitsmarktpolitik					0,0128**
Random Effects					
Bundesland	0,0003	0,0001	0,0000	0,0001	0,0001
Jahr	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Residuen	0,0683	0,0068	0,0666	0,0666	0,0665
Rho (=Varianz auf Kontextebene/Gesamtvarianz)	0,0040	0,0023	0,0007	0,0015	0,0023

[6] Anteil der Personen, welche in Gemeinden bis 5.000 EinwohnerInnen wohnen; der Anteil ist in Bezug auf Gemeinden über 5.000 EinwohnerInnen zu betrachten.

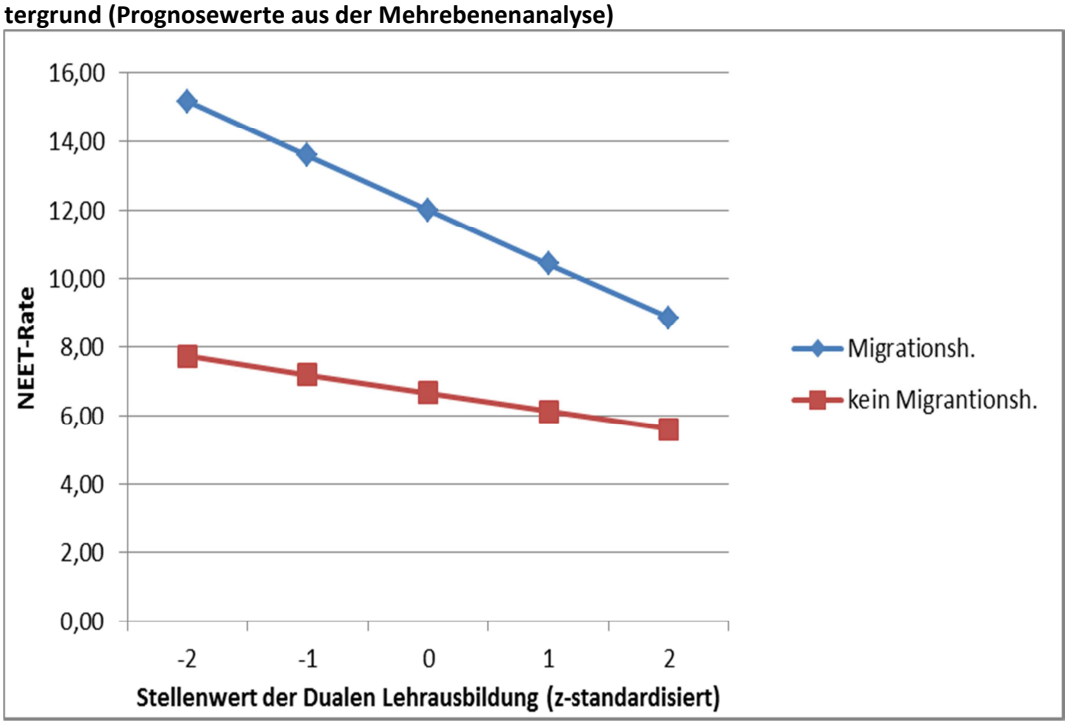
[7] Anteil der Personen, welche in Gemeinden zwischen 5.001 und 30.000 EinwohnerInnen wohnen; Anteil ist in Bezug auf Gemeinden mit weniger als 5.0001 und mehr als 30.000 EinwohnerInnen zu betrachten.

Abbildung 10: NEET-Risiko in Abhängigkeit vom Stellenwert der Bildung und dem Migrationshintergrund (Prognosewerte aus der Mehrebenenanalyse)



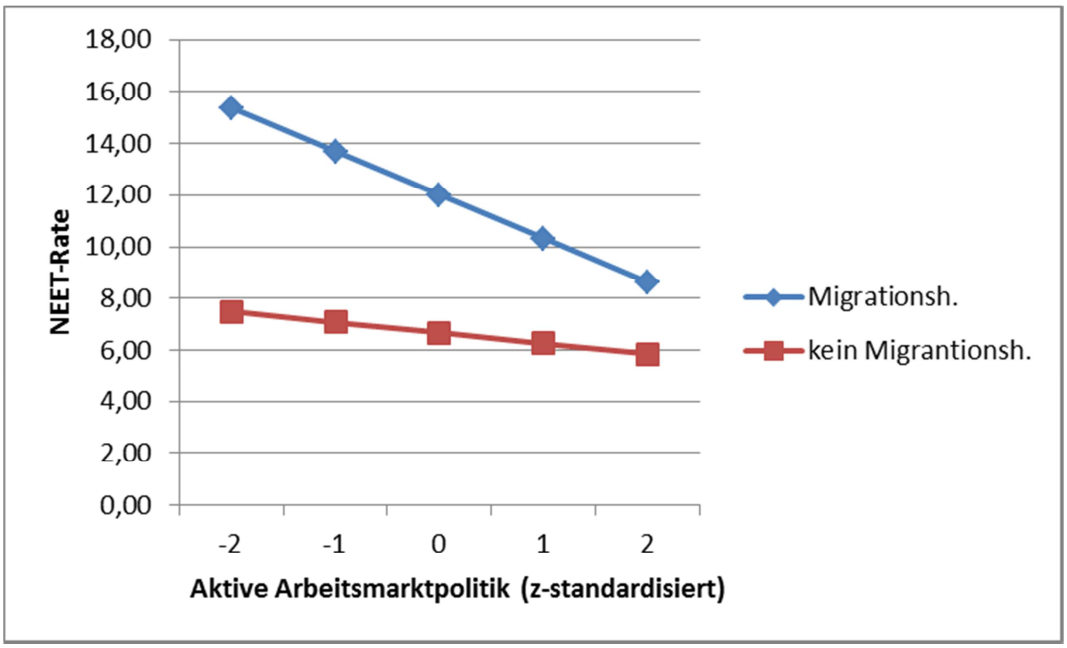
Anmerkung: Für die anderen Variablen in der Gleichung wurden die Durchschnitte eingesetzt.

Abbildung 11: NEET-Risiko in Abhängigkeit vom Stellenwert der dualen Ausbildung und dem Migrationshintergrund (Prognosewerte aus der Mehrebenenanalyse)



Anmerkung: Für die anderen Variablen in der Gleichung wurden die Durchschnittswerte eingesetzt.

Abbildung 12: NEET-Risiko in Abhängigkeit von der aktiven Arbeitsmarktpolitik und dem Migrationshintergrund (Prognosewerte aus der Mehrebenenanalyse



Anmerkung: Für die anderen Variablen in der Gleichung wurden die Durchschnittswerte eingesetzt.

7. Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Für die vorliegende Untersuchung waren folgende Forschungsfragen von maßgeblicher Bedeutung:

1) Wie viele Jugendliche sind von einem NEET-Status in den einzelnen Bundesländern betroffen?
2) Wie haben sich die Raten in den einzelnen Bundesländern in den letzten Jahren entwickelt?
3) Wie lassen sich die Unterschiede der NEET-Raten zwischen den Bundesländern erklären? Welchen Einfluss haben dabei sozialstrukturelle, institutionelle und konjunkturelle Merkmale der Bundesländer?

Auf Basis der theoretischen Vorüberlegungen wurden Hypothesen in Bezug auf mögliche Ursachen des NEET-Phänomens für Forschungsfrage 3 formuliert (siehe Kapitel 2.3.).

Zur Beantwortung der Forschungsfragen und zur Überprüfung der Hypothesen wurde eine quantitative Sekundärdatenanalyse der Mikrozensusdaten, welche zwischen 2006 und 2013 erhoben wurden, vorgenommen. In die Untersuchung eingeschlossen wurden hierbei Jugendliche zwischen 15 und 24 Jahren. Zur Identifikation der Effekte von Individualmerkmalen der Jugendlichen und strukturellen Merkmalen der Bundesländer auf das NEET-Risiko wurden Mehrebenenmodelle (siehe Kapitel 3.7.) berechnet.

Der NEET-Indikator (siehe Kapitel 3.2.) wurde definitionsgemäß dahingehend gebildet, dass ein NEET-Status für all jene Personen zwischen 15 und 24 Jahren angenommen wurde, welche sich weder in Beschäftigung noch in Ausbildung oder Trainingsmaßnahmen befanden. Hierbei war jedoch entsprechend dem ILO-Konzept (Statistik Austria 2014a) bereits eine Erwerbstätigkeit oder Schulungsteilnahme im Ausmaß von einer Stunde ausreichend, um nicht als NEET eingestuft zu werden.

In weiterer Folge sollen die zuvor genannten Forschungsfragen beantwortet werden:

Forschungsfrage 1: Wie viele Jugendliche sind von einem NEET-Status in den einzelnen Bundesländern betroffen?

Es zeigte sich, dass sich zwischen 2006 und 2013 in Österreich durchschnittlich 7,4 % der Jugendlichen zwischen 15 und 24 Jahren in einem NEET-Status befanden (siehe Kapitel 4). In Absolutzahlen ausgedrückt waren dies 75.000 Personen. Die Raten schwankten jedoch zwischen den Bundesländern deutlich. In Salzburg konnte mit 5,9 % der niedrigste Wert beobachtet werden. Wien (10,9 %) wies hingegen österreichweit die höchste NEET-Rate auf.

Forschungsfrage 2: Wie haben sich die Raten in den einzelnen Bundesländern in den letzten Jahren entwickelt?

Zwischen den Bundesländern konnten unterschiedliche Muster im Zeitverlauf beobachtet werden (siehe Kapitel 4). Eine kontinuierliche Abnahme der NEET-Rate verzeichnete Vorarlberg seit 2008. Auch in Salzburg zeigte sich insgesamt ein signifikanter Rückgang seit 2006, wobei zwischen den Jahren deutliche Schwankungen auftraten. In allen anderen Bundesländern war aufgrund von sich abwechselnden Zu- und Abnahmen der NEET-Raten zwischen den Jahren kein klares Muster erkennbar.

Forschungsfrage 3: Wie lassen sich die Unterschiede der NEET-Raten zwischen den Bundesländern erklären? Welchen Einfluss haben dabei sozialstrukturelle, institutionelle und konjunkturelle Merkmale der Bundesländer?

Zur Beantwortung dieser Forschungsfrage wurden Hypothesen formuliert, welche durch bivariate und multivariate Analysen (siehe Kapitel 3.5. und 3.7.) bestätigt bzw. widerlegt wurden.

Bezüglich des Einflusses sozialstruktureller Merkmale wurde bereits in der Betrachtung der NEET-Raten unter Kontrolle der Sozialstruktur (siehe Kapitel 5) deutlich, dass die Unterschiede zwischen den Bundesländern durch dieses Vorgehen deutlich kleiner werden. Dies deutet bereits darauf hin, dass die Sozialstruktur der Bundesländer bei den NEET-Raten eine bedeutende Rolle spielte.

Die bivariaten Zusammenhangsanalysen zeigten für alle der berücksichtigten sozialstrukturellen Merkmale einen signifikanten Zusammenhang mit der NEET-Rate. Konkret bestand für Frauen, Personen in der älteren Altersgruppe (20 bis 24 Jahre) und MigrantInnen ein erhöhtes Risiko. Gleichzeitig stieg auch mit der Größe des Wohnortes die Wahrscheinlichkeit der Gruppe der NEET-Jugendlichen anzugehören.

Auch die multivariaten Analysen anhand eines Mehrebenenmodells bestätigten einen signifikanten Einfluss aller inkludierten sozialstrukturellen Merkmale auf die NEET-Rate (siehe Kapitel 6). Hypothese 1 konnte somit bestätigt werden.

Tabelle 12: Übersicht über das Ergebnis der Überprüfung von Hypothese 1

H_1	Unterschiede zwischen den Bundesländern in der NEET-Rate können durch sozialstrukturelle Unterschiede erklärt werden. ***Hypothese konnte bestätigt werden.***

Zur Überprüfung des Einflusses struktureller Merkmale (Konjunktur, Stellenwert der Bildung, aktive Arbeitsmarktpolitik usw.) der Bundesländer auf die NEET-Rate wurde der Stellenwert der Bildung, die Bedeutung der dualen Lehrausbildung, konjunkturelle Lage (Anzahl der offenen Stellen) und der Stellenwert der aktiven Arbeitsmarktpolitik berücksichtigt.

In der univariaten Analyse der Strukturmerkmale wurde der hohe Stellenwert der schulischen beruflichen Bildung in der Sekundarstufe II im Burgenland ersichtlich. In diesem Bundesland standen für 1.000 Jugendliche zwischen 15 und 20 Jahren beinahe 54 Lehrkräfte in weiterführenden beruflichen Schulen (BMS, BHS, BAKIP) zur Verfügung. Die restlichen Bundesländer folgten mit deutlichem Abstand. Bezüglich allgemeiner Bildung (Sekundarstufe II) zeigte sich ein gänzlich anderes Bild. Hier nahm Wien mit 12 LehrerInnen die führende Position ein, die durch das Einpendeln mitbedingt ist. Oberösterreich wies hingegen beim Betreuungsverhältnis den niedrigsten Wert auf. Die duale Lehrausbildung scheint vor allem in Vorarlberg eine bedeutende Rolle zu spielen. Hier betrug der Anteil der Lehrlinge an allen SchülerInnen in der Sekundarstufe II 41 %. Im Vergleich dazu war der Anteil im Burgenland mit 19,4 % sehr niedrig. Als weiterer möglicher struktureller Einflussfaktor wurde die konjunkturelle Lage in den Bundesländern berücksichtigt. Diesbezüglich konnte vor allem in Oberösterreich und Salzburg ein gutes Stellenangebot festgestellt werden. Im Burgenland und Niederösterreich standen hingegen nur wenige offene Stellen zur Verfügung. Bei Betrachtung der Bedeutung der Aktiven Arbeitsmarktpolitik in den einzelnen Bundesländern zeigte sich, dass das Burgenland, die Steiermark und Wien einen hohen Betrag für diesen Teil der Arbeitsmarktpolitik aufgewendet haben. Tirol gab hingegen vergleichsweise wenig aus.

Durch die bivariaten Zusammenhangsanalysen zeigte sich ein signifikanter negativer Zusammenhang der NEET-Rate mit der dualen Lehrausbildung und der Konjunktur. Diese Ana-

lysen deuten darauf hin, dass Unterschiede zwischen Männern und Frauen bestehen. In der Gruppe der Frauen beispielsweise ging ein hoher Stellenwert der Bildung mit einer signifikant niedrigeren NEET-Rate einher. Multivariat konnte dieser Befund aber nicht bestätigt werden. Dies gilt auch für andere bivariate Befunde, die zudem mitunter durch Wien konfundiert sind.

Die multivariaten Analysen anhand eines Mehrebenenmodells zeigten, dass ein hoher Stellenwert der dualen Lehrausbildung, eine gute Konjunktur und eine hohe Bedeutung der aktiven Arbeitsmarktpolitik allgemein die NEET-Rate in den Bundesländern reduzieren konnte. Die in den bivariaten Analysen gefundenen Unterschiede zwischen Männern und Frauen bestätigten sich jedoch lediglich für den Konjunkturverlauf. Das heißt ein guter Konjunkturverlauf konnte das NEET-Risiko in der Gruppe der Männer stärker reduzieren als in der Gruppe der Frauen. Es wurde weiters festgestellt, dass sich die Strukturmerkmale bei österreichischen und migrantischen Jugendlichen unterschiedlich stark auf die NEET-Rate auswirkten. Entgegen der Annahme, dass ein hoher Stellenwert der dualen Lehrausbildung vor allem der österreichischen Bevölkerung zugutekommt, zeigte sich in der Mehrebenen-Analyse, dass eine hohe Bedeutung das NEET-Risiko in der Gruppe der MigrantInnen stärker reduzieren konnte als unter österreichischen Jugendlichen. Der gleiche Effekt konnte bezüglich des Stellenwerts der Bildung und der aktiven Arbeitsmarktpolitik beobachtet werden. Dies widerspricht auf den ersten Blick der aufgestellten Hypothese. Dieses Ergebnis sollte jedoch differenziert betrachtet werden und kann ebenso dahingehend gedeutet werden, dass höhere Ressourcen vor allem Risikogruppen wie MigrantInnen zugutekommen. Der beobachtete Interaktionseffekt zwischen den Strukturmerkmalen und dem Migrationshintergrund von Jugendlichen liefert einen Hinweis auf einen ressourcentheoretischen Ansatz.[8] Das heißt, mehr Ressourcen können sowohl allgemein die NEET-Rate reduzieren als auch Chancengleichheit zwischen österreichischen und migrantischen Jugendlichen schaffen. Auf Basis dieser Befunde lassen sich für die Zielsetzung einer Senkung der NEET-Rate in den Bundesländern höhere Investitionen in den Ausbau der Bildung, der aktiven Arbeitsmarktpolitik und zur Konjunkturbelebung empfehlen. Ebenso scheint ein Ausbau der dualen Lehrausbildung als zielführend. Die Beschreibung der Strukturmerkmale haben den Handlungsbedarf in den einzelnen Bundesländern offengelegt, und entsprechend differenziert könnten

[8] Siehe dazu z.B. das Konzept der indexbasierten Finanzierung von Schulen (Bacher/Altrichter/Nagy 2010).

politische Strategien angelegt werden. So scheint es für das Burgenland, Niederösterreich, die Steiermark und Wien besonders notwendig, durch Konjunkturbelebungsprogromme mehr Arbeitsplätze zu schaffen. In Oberösterreich, Tirol und Niederöstereich wird im Bundesländervergleich ein Bedarf zum Ausbau der allgemeinen Bildungsinfrastruktur sichtbar. Diese Investitionen haben nicht nur eine die NEET-Rate senkende Wirkung, sondern rechnen sich auch fiskalisch, da die volkswirtschaftlichen Kosten der Desintegration von Jugendlichen im Sinne eines NEET-Status erheblich sind (siehe dazu Eurofound 2012). Alternativ oder parallel zur Veränderung der Variablenwerte in den unabhängigen Variablen können politische Maßnahmen bei der Wirkung ansetzen und versuchen, die Wirkung der einzelnen Variablen zu erhöhen (Bacher et al. 2013).

Tabelle 13 liefert einen Überblick über jene Hypothesen, welche bestätigt bzw. widerlegt werden konnten.

Tabelle 13: Übersicht über die Ergebnisse der Überprüfung von Hypothese 2 bis 5

H_{2a}	Der Stellenwert der allgemeinen Bildung hat einen negativen Einfluss auf die NEET-Rate. ***Hypothese konnte lediglich bivariat überprüft werden. Die Annahme trifft lediglich auf die Gruppe der Frauen zu.***
H_{3a}	Der Stellenwert der beruflichen Bildung hat einen negativen Einfluss auf die NEET-Rate. ***Hypothese konnte lediglich bivariat überprüft werden. Die Annahme trifft lediglich auf die Gruppe der Frauen zu.***
H_{3b}	In Bundesländern mit einer ausgeprägten dualen Lehrausbildung ist das NEET-Risiko für MigrantInnen erhöht. ***Hypothese konnte nicht bestätigt werden.***
H_{4a}	Die Anzahl der offenen Stellen hat einen negativen Einfluss auf die NEET-Rate. ***Hypothese konnte bestätigt werden.***
H_{5a}	In Bundesländern mit höheren Ausgaben im aktiven Bereich der Arbeitsmarktpolitik ist eine niedrigere NEET-Rate festzustellen. ***Hypothese konnte bestätigt werden.***

Für fortführende Untersuchungen stellt sich die Frage, ob in der Analyse des NEET-Phänomens nicht eine weitere Differenzierung bezüglich der Arbeitsmarktaktivität sinnvoll wäre, da die Gruppe der NEET-Jugendlichen derzeit eine sehr heterogene Gruppe darstellt. Inkludiert werden sowohl Personen, welche gerne arbeiten würden, jedoch zum gegebenen Zeitpunkt nicht auf Arbeitssuche sind (stille Reserve), Personen, welche bereits die Zusage für eine Arbeitsstelle haben und sich somit in einer Warteposition befinden, aber auch Jugendliche, welche sich im Übergang von der Schule zur Erwerbstätigkeit oder Hochschule befinden. Zur vertiefenden Untersuchung des NEET-Phänomens scheint es sinnvoll, die durchgeführten Analysen auch für die nachfolgenden Untergruppen getrennt durchzuführen:

- arbeitssuchend (=arbeitslos)
- derzeit nicht arbeitssuchend, Arbeitswunsch vorhanden (=stille Reserve)
- derzeit nicht arbeitssuchend, kein Arbeitswunsch vorhanden

Diese Untergliederung wurde in der Arbeit in Abbildung 4 bereits angedeutet, die konkrete Untersuchung der einzelnen Untergruppen wurde jedoch noch nicht in die Tat umgesetzt.

Ein weiterer Forschungsbedarf ergibt sich aufgrund der gezeigten Interaktionseffekte zwischen Strukturmerkmalen und dem Geschlecht bzw. dem Geburtsland. In der vorliegenden Arbeit war es nur ansatzweise möglich, hierfür Antworten zu generieren. Eine tiefergehende Analyse vor allem in Bezug auf die unterschiedliche Wirksamkeit der aktiven Arbeitsmarktpolitik, des Bildungssystems und der dualen Ausbildung bei Frauen und Männern bzw. bei MigrantInnen und Autochthonen erscheint als interessantes und notwendiges Forschungsdesiderat.

8. Literatur

Bacher, J. (2009): Analyse komplexer Stichproben. In: Weichbold, M., Bacher, J., Wolf, Christof (Hg.): *Umfrageforschung*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, 253-272.

Bacher, J., Altrichter, H., Nagy, G. (2010): Ausgleich unterschiedlicher Rahmenbedingungen schulischer Arbeit durch eine indexbasierte Mittelverteilung. *Erziehung & Unterricht,* 160, 384-400.

Bacher, J., Tamesberger, D. (2011): Junge Menschen ohne (Berufs-)Ausbildung. Ausmaß und Problemskizze anhand unterschiedlicher Sozialindikatoren. *WISO*, 2011 (4), 95-112.

Bacher, J., Tamesberger, D., Leitgöb, H. (2013): Unterstützung der arbeitsmarktpolitischen Zielgruppe „NEET“, Teilbericht 1: Literaturüberblick & Quantitative Analyse, Linz: ISW.

Bock-Schappelwein, J., Fuchs, S., Huemer, U., Konle-Seidl, R., Mahringer, H., Rhein, T. (2014): Aktive und passive Arbeitsmarktpolitik in Österreich und Deutschland. Aufkommen und Verwendung der Mittel im Vergleich. Wien: Arbeitsmarktservice Österreich.

Bortz, J., Schuster, C. (2010): Statistik für Sozial- und Humanwissenschaftler. Berlin/Heidelberg: Springer Verlag.

Bosch, G. (1998): ‚Jobless Growth‘? Die Auswirkung der neuen Informations- und Kommunikationstechnologien auf die Beschäftigung. *Arbeit,* 4 (7), 299-315.

Breen, R. (2005): Explaining Cross-national Variation in Youth Unemployment. Market and institutional factors. *European Sociological Review*, 21 (2), 125-134.

Brenke, K. (2013): Jugendarbeitslosigkeit sinkt deutlich – regionale Unterschiede verstärken sich. *DIW Wochenbericht*, 2013/19.

Bruneforth, M., Lassnigg, L. (2012): Nationaler Bildungsbericht Österreich 2012. Band 1. Das Schulsystem im Spiegel von Daten und Indikatoren. Graz: Leykam.

Bühner, M., Ziegler, M. (2009): Statistik für Psychologen und Sozialwissenschaftler. München: Pearson Studium.

Caballero, R.J., Hammour, M.L. (1998): Jobless growth: appropriability, factor substitution, and unemployment. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy,* 48, June 1998, 51-94.

Dietrich, H. (2013): Youth unemployment in the period 2001-2010 and the European crisis – looking at empirical evidence. *Transfer: European Review of Labour and Research*, 19 (3), 305-324.

Enders, C. K., Tofighi, D. (2007) Centering Predictor Variables in Cross Sectional Multilevel Models: A New Look at an Old Issue. *Psychological Methods*, 12, 121-138.

Eurofound (2011): Young people and NEETs in Europe. First findings. http://www.eurofound.europa.eu/publications/htmlfiles/ef1172.htm [19.03.2014].

Eurofound (2012): NEETs – Young people not in employment, education or training: Characteristics, costs and policy responses in Europe. Publications Office of the European Union: Luxembourg.

Europäische Kommission (EK) (2011a): Youth neither in employment nor education and training (NEET). Presentation of data for the 27 Member States, EMCO Contribution. Brussels, EK.

Europäische Kommission (EK) (2011b): On EU indicators in the field of youth, Commission-staff working document, Brussels, EK.

Europäischer Rat (2013): Council recommendation of April 22 2013 on establishing a Youth Guarantee. (2013/C 120/01). Luxembourg, Europäischer Rat.

Finlay, I., Scheridan, M., McKay, J., Nudzor, H. (2010): Young people on the margins: in need of more choices and more chances in twenty-first century Scotland. *British Educational Research Journal,* 36 (5), 851-867.

Furlong, A. (2006): Not a very NEET solution: representing problematic labour market transitions among early school-leavers. *Work, Employment & Society,* 20 (3), 553-569.

Furlong, A. (2007): The zone of precarity and discourses of vulnerability: NEET in the UK. *The Journal of Social Sciences and Humanities*, 381, 101-121.

Gangl, M. (2002): Changing Labour Markets and Early Career Outcomes: Labour Market Entry in Europe over the Past Decade. *Work, Employment & Society*, 16 (1), 67-90.

Ganninger, M. (2006): Estimation of Design Effects for ESS Round II. Available: http://www.europeansocialsurvey.org/docs/round2/methods/ESS2_estimation_of_design_effects.pdf

Ganninger, M., Häder, S., Gabler, S. (2007): Design Effects and Interviewer Effects in the European Social Survey: Where are we now and where do we want to go tomorrow? Report of the first Quality Enhancement Meeting (QEM) of the ESS Integrated Infrastructure Initiative (ESSi).

Graeff, P. (2014): Aggregatdaten. In: Baur, N.,Blasius, J. (Hg.): *Handbuch Methoden der empirischen Sozialforschung*. Wiesbaden: Springer VS, 915-924.

Haslinger, A., Kytir J. (2006): Stichprobendesign, Stichprobenziehung und Hochrechnung des Mikrozensus ab 2004. Statistische Nachrichten 6, 510-519.

Hofmann, D. A., Gavin, M. B. (1998): Centering Decisions in Hierarchical Linear Models: Implications for Research in Organizations. *Journal of Management*, 24, 623-641.

Hox, J. (2010): Multilevel Analysis. Techniques and Application. New York: Routledge.

Institut für Bildungsforschung und Wirtschaft (2011): Das österreichische Bildungssystem. http://www.bic.at/downloads/at/brftipps/0_1_bildungssystem_de.pdf [01.03.2015].

International Labour Organization (ILO) (2013): Definitions of the topics. http://laborsta.ilo.org/definition_E.html [14.02.2014].

Moldovan, M. (2010): Die Förderprogramme der Europäischen Union am Beispiel Burgenland. Graz: Universität Graz.

Moser, W. (2005): Das Datenmanagement im neuen Mikrozensus. Eine Prozessbeschreibung. *Austrian Journal of Statistics*, 34 (4), 327-343.

Moser, W., Lindinger, K. (2014): Lost in Transition? Makrostrukturelle Voraussetzungen für ESL- und NEET-Raten in europäischen Staaten. Wien: Institut für Kinderrechte und Elternbildung.

OECD (2014a): Youth Neither in Employment, Education nor Training (NEETs), in: Society at a Glance 2014: OECD Social Indicators, OECD Publishing.

OCDE (2014b): Job Creation and Local Economic Development, Éditions OCDE, Paris.

O'Higgins, N. (2010): The impact of the economic and financial crisis on youth employment: Measures for labour market recovery in the European Union, Canada and the United States. Geneva, ILO.

Ohr, D. (2010): Lineare Regression: Modellannahmen und Regressionsdiagnostik. In: Wolf, C. & Best, H. (Hg.): *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, 639-675.

Poschalko, A., Mosberger, B., Hannes, C., Hackl, M., Wenty, M., Moser, W. (2011): Berufsorientierung und Berufseinstieg von Jugendlichen mit Migrationshintergrund in Oberösterreich. Bericht. Wien: IKEB.

Rabe-Hesketh, S., Skrondal, A. (2012): Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata. Volume 1. Continuous Responses. College Station: Stata Press.

Scharle, A., Weber, T. (2011): Youth Guarantees: PES approaches and measures for low skilled young people. Thematic Synthesis Paper. The European Commission Mutual Learning Programme.

Statistik Austria (2014a): Mikrozensus. Erläuterungen 2014. Wien: Statistik Austria.

Statistik Austria (2014b): Bildung in Zahlen. Tabellenband. Wien: Verlag Österreich GmbH.

Tamesberger, D., Bacher, J. (2014): NEET youth in Austria: a typology including socio-demography, labour market behaviour and permanence. *Journal of Youth Studies* 17 (9), 1239-1259.

Tamesberger, D. (2015): A multifactorial explanation of youth unemployment and the special case of Austria. *International Social Security Review* 68 (1), 23–45.

Vogtenhuber, S., Gottwald, R., Lassnigg, L. (2010a): Evaluierung von Beschäftigungsmaßnahmen für Jugendliche in Oberösterreich. Projektbericht. Im Auftrag der AK OÖ. Wien: IHS.

Vogtenhuber, S. et al. (2010b): Evaluierung arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen und Förderungen für Jugendliche in Tirol. Projektbericht. Wien: IHS.

Wolf, C., Best, H. (2010): Lineare Regressionsanalyse. In: Wolf, C. & Best, H. (Hg.): *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*. Wiesebaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, 607-638.

Yates, S., Payne, M. (2006): Not so NEET? A critique of the use of NEET in setting targets for interventions with young people. *Journal of Youth Studies*, 9 (3), 329-344.

9. Anhang

Tabelle 14: Ausbildungs- und Arbeitsmarkt-Status Jugendlicher nach Bundesland (Anteilswerte, Durchschnitt der Jahre 2006 bis 2013)

	Gesamt	Bgld	K	NÖ	OÖ	S	Stmk	T	V	W
Anteilswerte (in Prozent)										
In Beschäftigung und in Ausbildung	21,8	18,0	21,2	21,0	23,2	22,8	22,0	23,2	22,3	20,8
In Beschäftigung, nicht in Ausbildung	31,6	31,7	30,6	31,4	36,6	35,0	33,0	35,9	35,0	22,9
In Beschäftigung gesamt	53,4	49,7	51,8	52,3	59,8	57,8	55,0	59,1	57,3	43,7
Nicht in Beschäftigung, in Ausbildung	1,2	0,8	1,0	1,0	0,9	0,9	0,9	0,8	0,9	2,2
Nicht in Beschäftigung, nicht in Ausbildung	4,0	4,1	3,8	4,0	3,2	2,8	3,5	3,0	4,4	5,9
Nicht in Beschäftigung[a)] gesamt	5,2	5,0	4,8	5,0	4,1	3,7	4,4	3,8	5,2	8,2
Inaktiv und in Ausbildung	34,9	38,7	37,5	36,2	30,4	32,5	34,8	31,5	30,5	39,7
Inaktiv, nicht in Ausbildung	6,5	6,7	5,9	6,5	5,7	6,0	5,7	5,6	7,1	8,4
Inaktiv[b)] gesamt	41,4	45,4	43,5	42,7	36,1	38,6	40,6	37,1	37,5	48,1
In Ausbildung gesamt	57,9	57,6	59,7	58,2	54,5	56,3	57,8	55,5	53,6	62,8
Gesamt	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
NEET[c)]	7,4	6,8	6,6	7,2	6,0	5,9	6,4	6,2	8,0	10,9
Absolutwerte (in Tausend)										
In Beschäftigung und in Ausbildung	220,5	5,5	13,8	39,4	41,5	14,9	32,2	21,1	10,6	41,5
In Beschäftigung, nicht in Ausbildung	320,2	9,7	20,0	59,0	65,4	22,8	48,3	32,6	16,7	45,7
In Beschäftigung gesamt	540,7	15,3	33,8	98,4	106,8	37,7	80,4	53,7	27,3	87,2
Nicht in Beschäftigung, in Ausbildung	12,0	0,3	0,7	1,9	1,6	0,6	1,4	0,7	0,4	4,5
Nicht in Beschäftigung, nicht in Ausbildung	40,4	1,3	2,5	7,5	5,7	1,8	5,1	2,7	2,1	11,8
Nicht in Beschäftigung[a)] gesamt	52,5	1,5	3,1	9,4	7,3	2,4	6,5	3,4	2,5	16,3
Inaktiv und in Ausbildung	353,6	11,9	24,6	68,2	54,3	21,3	51,0	28,6	14,5	79,3
Inaktiv, nicht in Ausbildung	65,8	2,1	3,9	12,2	10,2	3,9	8,4	5,1	3,4	16,7
Inaktiv[b)] gesamt	419,3	14,0	28,4	80,4	64,6	25,2	59,4	33,7	17,9	96,0
In Ausbildung gesamt	586,1	17,7	39,1	109,5	97,4	36,8	84,5	50,3	25,6	125,3
Gesamt	1012,5	30,8	65,4	188,1	178,7	65,3	146,3	90,8	47,6	199,5
NEET[c)]	75,2	2,1	4,3	13,6	10,7	3,8	9,4	5,6	3,8	21,8

a) Arbeitslose gemäß Mikrozensus; inkl. Personen in berufsbezogenen Kursen

b) Nicht-Erwerbspersonen und Präsenz-/Zivildiener, inkl. Personen in berufsbezogenen Kursen

c) Personen, welche sich nicht in Beschäftigung, in Ausbildung oder einer Trainingsmaßnahme (bzw. einem berufsbezogenen Kurs) befinden; exkl. Zivil-/Präsenzdiener

Tabelle 15: Ausbildungs- und Arbeitsmarkt-Status Jugendlicher nach Alter (Durchschnitt der Jahre 2006 bis 2013)

	15	16	17	15 bis 17	18 bis 24	15 bis 24
Anteilswerte (in Prozent)						
In Beschäftigung und in Ausbildung	15,2	32,4	41,6	29,8	18,4	21,8
In Beschäftigung, nicht in Ausbildung	0,4	1,2	2,8	1,4	44,3	31,6
In Beschäftigung gesamt	15,5	33,6	44,4	31,2	62,7	53,4
Nicht in Beschäftigung, in Ausbildung	1,5	1,3	1,0	1,3	1,2	1,2
Nicht in Beschäftigung, nicht in Ausbildung	2,2	3,0	3,3	2,9	4,5	4,0
Nicht in Beschäftigung[a)] gesamt	3,7	4,3	4,3	4,1	5,6	5,2
Inaktiv und in Ausbildung	79,6	60,2	49,4	63,0	23,1	34,9
Inaktiv, nicht in Ausbildung	1,1	1,9	1,9	1,6	8,5	6,5
Inaktiv[b)] gesamt	80,7	62,1	51,3	64,6	31,7	41,4
In Ausbildung gesamt	96,3	93,9	92,0	94,1	42,7	57,9
Gesamt	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
NEET[c)]	2,8	4,0	4,3	3,7	9,0	7,4
Absolutwerte (in Tausend)						
In Beschäftigung und in Ausbildung	15,0	32,3	41,8	89,1	131,4	220,5
In Beschäftigung, nicht in Ausbildung	0,4	1,2	2,8	4,3	315,9	320,2
In Beschäftigung gesamt	15,4	33,4	44,6	93,4	447,3	540,7
Nicht in Beschäftigung, in Ausbildung	1,5	1,3	1,0	3,8	8,3	12,1
Nicht in Beschäftigung, nicht in Ausbildung	2,2	3,0	3,3	8,5	31,9	40,4
Nicht in Beschäftigung[a)] gesamt	3,7	4,3	4,3	12,3	40,1	52,4
Inaktiv und in Ausbildung	78,7	60,1	49,6	188,4	165,2	353,6
Inaktiv, nicht in Ausbildung	1,1	1,9	1,9	4,8	60,9	65,8
Inaktiv[b)] gesamt	79,8	61,9	51,5	193,2	226,1	419,3
In Ausbildung gesamt	95,1	93,7	92,4	281,2	304,9	586,1
Gesamt	98,8	99,7	100,4	298,9	713,6	1012,4
NEET[c)]	2,8	4,0	4,3	11,1	64,1	75,1

a) Arbeitslose gemäß Mikrozensus; inkl. Personen in berufsbezogenen Kursen

b) Nicht-Erwerbspersonen und Präsenz-/Zivildiener, inkl. Personen in berufsbezogenen Kursen

c) Personen, welche sich nicht in Beschäftigung, in Ausbildung oder einer Trainingsmaßnahme (bzw. einem berufsbezogenen Kurs) befinden; exkl. Zivil-/Präsenzdiener

Tabelle 16: NEET-Jugendliche im Burgenland nach Jahr (Anteilswerte und Absolutzahlen)

	Anteile an den 15- bis 24-Jährigen			Absolutzahlen		
Jahr	Anteil	Vu(95%)	Vo(95%)	Absolut	Vu(95%)	Vo(95%)
2006	8,0	5,1	10,8	2.500	1.600	3.400
2007	6,4	3,6	9,1	2.000	1.100	2.900
2008	6,9	4,0	9,9	2.200	1.200	3.100
2009	7,1	4,1	10,1	2.200	1.300	3.100
2010	7,6	4,6	10,6	2.300	1.400	3.200
2011	5,9	3,1	8,7	1.800	900	2.600
2012	6,2	3,5	9,0	1.900	1.000	2.700
2013	6,3	3,4	9,3	1.900	1.000	2.800
Durchschnitt	6,8	5,4	8,2	2.100	1.700	2.500
Statistische Detailanalyse			ökologische lineare Regression			
Allgemeiner linearer Trend			-0,183			
Linearer Trend			-0,156			
Rückgang 2011			-0,761			

Vu(95%) untere Grenze des 95%-Vertrauensintervalls
Vo(95%) obere Grenze des 95%-Vertrauensintervalls
** auf dem Niveau von 0,01 signifikant
* auf dem Niveau von 0,05 signifikant

Tabelle 17: NEET-Jugendliche in Kärnten nach Jahr (Anteilswerte und Absolutzahlen)

	Anteile an den 15- bis 24-Jährigen			Absolutzahlen		
Jahr	Anteil	Vu(95%)	Vo(95%)	Absolut	Vu(95%)	Vo(95%)
2006	5,8	4,0	7,6	4.000	2.700	5.200
2007	5,6	3,8	7,3	3.800	2.600	4.900
2008	6,5	4,6	8,3	4.300	3.100	5.600
2009	8,0	5,8	10,1	5.300	3.800	6.700
2010	6,2	4,4	8,1	4.000	2.800	5.300
2011	6,8	4,7	8,9	4.300	3.000	5.700
2012	7,7	5,5	9,8	4.800	3.500	6.200
2013	6,2	4,2	8,2	3.900	2.600	5.100
Durchschnitt	6,6	5,7	7,5	4.300	3.700	4.900
Statistische Detailanalyse			ökologische lineare Regression			
Allgemeiner linearer Trend			0,148			
Linearer Trend			0,168			
Anstieg 2009			1,696*			

Vu(95%) untere Grenze des 95%-Vertrauensintervalls
Vo(95%) obere Grenze des 95%-Vertrauensintervalls
** auf dem Niveau von 0,01 signifikant
* auf dem Niveau von 0,05 signifikant

Tabelle 18: NEET-Jugendliche in Niederösterreich nach Jahr (Anteilswerte und Absolutzahlen)

	Anteile an den 15- bis 24-Jährigen			Absolutzahlen		
Jahr	Anteil	Vu(95%)	Vo(95%)	Absolut	Vu(95%)	Vo(95%)
2006	8,1	6,8	9,4	15.100	12.800	17.500
2007	6,4	5,2	7,5	11.900	9.800	14.100
2008	8,2	6,8	9,5	15.400	12.900	17.900
2009	8,0	6,7	9,3	15.200	12.700	17.600
2010	5,9	4,8	7,0	11.200	9.100	13.200
2011	7,9	6,5	9,3	14.900	12.300	17.500
2012	6,3	5,1	7,5	11.900	9.600	14.100
2013	7,0	5,8	8,2	13.200	10.900	15.400
Durchschnitt	7,2	6,7	7,8	13.600	12.500	14.600
Statistische Detailanalyse			ökologische lineare Regression			
Allgemeiner linearer Trend			-0,133			
Linearer Trend			-0,044			
Rückgang 2010			-1,656			
Rückgang 2012			-1,168			

Vu(95%) untere Grenze des 95%-Vertrauensintervalls
Vo(95%) obere Grenze des 95%-Vertrauensintervalls
** auf dem Niveau von 0,01 signifikant
* auf dem Niveau von 0,05 signifikant

Tabelle 19: NEET-Jugendliche in Oberösterreich nach Jahr (Anteilswerte und Absolutzahlen)

	Anteile an den 15- bis 24-Jährigen			Absolutzahlen		
Jahr	Anteil	Vu(95%)	Vo(95%)	Absolut	Vu(95%)	Vo(95%)
2006	5,3	4,3	6,4	9.700	7.800	11.500
2007	6,1	5,0	7,3	11.100	9.100	13.100
2008	6,0	4,9	7,0	10.800	8.800	12.700
2009	6,8	5,7	8,0	12.300	10.200	14.400
2010	6,2	5,1	7,3	11.100	9.100	13.100
2011	6,5	5,3	7,6	11.500	9.400	13.600
2012	5,1	4,0	6,1	8.900	7.100	10.800
2013	5,8	4,6	7,0	10.200	8.100	12.300
Durchschnitt	6,0	5,4	6,5	10.700	9.700	11.600
Statistische Detailanalyse			ökologische lineare Regression			
Allgemeiner linearer Trend			-0,007			
Linearer Trend			0,063			
Rückgang 2012			-1,180			

Vu(95%) untere Grenze des 95%-Vertrauensintervalls
Vo(95%) obere Grenze des 95%-Vertrauensintervalls
** auf dem Niveau von 0,01 signifikant
* auf dem Niveau von 0,05 signifikant

Tabelle 20: NEET-Jugendliche in Salzburg nach Jahr (Anteilswerte und Absolutzahlen)

	Anteile an den 15- bis 24-Jährigen			Absolutzahlen		
Jahr	Anteil	Vu(95%)	Vo(95%)	Absolut	Vu(95%)	Vo(95%)
2006	6,2	4,3	8,1	4.100	2.900	5.400
2007	6,4	4,4	8,3	4.200	2.900	5.500
2008	6,5	4,7	8,3	4.300	3.100	5.500
2009	6,4	4,5	8,3	4.200	3.000	5.400
2010	6,5	4,6	8,4	4.200	3.000	5.500
2011	4,6	3,1	6,1	3.000	2.000	3.900
2012	5,7	4,0	7,4	3.700	2.600	4.700
2013	4,7	3,0	6,4	3.000	2.000	4.100
Durchschnitt	5,9	5,0	6,8	3.800	3.300	4.400
Statistische Detailanalyse			ökologische lineare Regression			
Allgemeiner linearer Trend			-0,233*			
Linearer Trend			-0,193			
Rückgang 2011			-1,126			

Vu(95%) untere Grenze des 95%-Vertrauensintervalls
Vo(95%) obere Grenze des 95%-Vertrauensintervalls
** auf dem Niveau von 0,01 signifikant
* auf dem Niveau von 0,05 signifikant

Tabelle 21: NEET-Jugendliche in der Steiermark nach Jahr (Anteilswerte und Absolutzahlen)

	Anteile an den 15- bis 24-Jährigen			Absolutzahlen		
Jahr	Anteil	Vu(95%)	Vo(95%)	Absolut	Vu(95%)	Vo(95%)
2006	6,3	4,9	7,6	9.200	7.200	11.300
2007	5,9	4,7	7,2	8.700	6.800	10.500
2008	6,2	4,9	7,5	9.100	7.200	11.000
2009	8,9	7,4	10,4	13.100	10.800	15.300
2010	7,2	5,8	8,6	10.600	8.500	12.600
2011	5,0	3,7	6,2	7.200	5.400	9.100
2012	4,9	3,7	6,1	7.100	5.400	8.800
2013	7,2	5,8	8,6	10.400	8.300	12.400
Durchschnitt	6,4	5,8	7,0	9.400	8.500	10.300
Statistische Detailanalyse			ökologische lineare Regression			
Allgemeiner linearer Trend			-0,048			
Linearer Trend zwischen 2009 und 2012			-1,420*			
Linearer Trend			-0,179			
Anstieg 2009			2,983*			
Anstieg 2013			1,998			

Vu(95%) untere Grenze des 95%-Vertrauensintervalls
Vo(95%) obere Grenze des 95%-Vertrauensintervalls
** auf dem Niveau von 0,01 signifikant
* auf dem Niveau von 0,05 signifikant

Tabelle 22: NEET-Jugendliche in Tirol nach Jahr (Anteilswerte und Absolutzahlen)

	Anteile an den 15- bis 24-Jährigen			Absolutzahlen		
Jahr	Anteil	Vu(95%)	Vo(95%)	Absolut	Vu(95%)	Vo(95%)
2006	6,6	5,1	8,1	5.900	4.600	7.300
2007	6,2	4,7	7,7	5.600	4.200	7.000
2008	6,6	4,9	8,3	5.900	4.400	7.500
2009	6,1	4,6	7,6	5.500	4.100	6.900
2010	6,2	4,7	7,7	5.600	4.200	7.000
2011	5,8	4,2	7,5	5.300	3.800	6.800
2012	5,2	3,7	6,8	4.800	3.400	6.200
2013	6,5	4,9	8,2	6.000	4.500	7.500
Durchschnitt	6,2	5,4	6,9	5.600	4.900	6.300
Statistische Detailanalyse			ökologische lineare Regression			
Allgemeiner linearer Trend			-0,095			
Linearer Trend			-0,193*			
Anstieg 2013			1,171*			

Vu(95%) untere Grenze des 95%-Vertrauensintervalls
Vo(95%) obere Grenze des 95%-Vertrauensintervalls
** auf dem Niveau von 0,01 signifikant
* auf dem Niveau von 0,05 signifikant

Tabelle 23: NEET-Jugendliche in Vorarlberg nach Jahr (Anteilswerte und Absolutzahlen)

	Anteile an den 15- bis 24-Jährigen			Absolutzahlen		
Jahr	Anteil	Vu(95%)	Vo(95%)	Absolut	Vu(95%)	Vo(95%)
2006	7,4	5,0	9,8	3.600	2.400	4.700
2007	8,5	5,8	11,1	4.100	2.800	5.300
2008	9,2	6,6	11,8	4.400	3.100	5.700
2009	8,6	5,9	11,2	4.100	2.800	5.400
2010	8,0	5,5	10,5	3.800	2.600	5.000
2011	7,7	5,2	10,1	3.600	2.500	4.800
2012	7,6	5,0	10,3	3.600	2.300	4.900
2013	7,0	4,6	9,3	3.300	2.100	4.400
Durchschnitt	8,0	6,8	9,2	3.800	3.200	4.400
Statistische Detailanalyse			ökologische lineare Regression			
linearer Trend seit 2008			-0,409**			

Vu(95%) untere Grenze des 95%-Vertrauensintervalls
Vo(95%) obere Grenze des 95%-Vertrauensintervalls
** auf dem Niveau von 0,01 signifikant
* auf dem Niveau von 0,05 signifikant

Tabelle 24: NEET-Jugendliche in Wien nach Jahr (Anteilswerte und Absolutzahlen)

	Anteile an den 15- bis 24-Jährigen			Absolutzahlen		
Jahr	Anteil	Vu(95%)	Vo(95%)	Absolut	Vu(95%)	Vo(95%)
2006	12,2	10,6	13,7	23.300	20.300	26.300
2007	12,0	10,4	13,5	23.200	20.200	26.200
2008	9,7	8,3	11,1	19.000	16.300	21.700
2009	10,9	9,3	12,4	21.500	18.500	24.500
2010	11,1	9,6	12,5	22.100	19.200	25.000
2011	10,2	8,7	11,8	20.700	17.600	23.800
2012	11,1	9,6	12,6	22.900	19.800	25.900
2013	10,4	9,0	11,8	21.800	18.900	24.700
Durchschnitt	10,9	10,3	11,6	21.800	20.500	23.100
Statistische Detailanalyse			ökologische lineare Regression			
Allgemeiner linearer Trend			-0,183			
Linearer Trend			-0,225*			
Rückgang 2008			-1,921**			
Rückgang 2011			-0,745			

Vu(95%) untere Grenze des 95%-Vertrauensintervalls
Vo(95%) obere Grenze des 95%-Vertrauensintervalls
** auf dem Niveau von 0,01 signifikant
* auf dem Niveau von 0,05 signifikant

Tabelle 25: NEET-Raten vor und nach Kontrolle der Sozialstruktur

	vor Kontrolle der Sozialstruktur			nach Kontrolle der Sozialstruktur		
	in %	vu(95)	vo(95)	in %	vu(95)	vo(95)
Burgenland	6,8	5,4	8,2	8,4	7,0	9,7
Kärnten	6,6	5,6	7,5	7,3	6,3	8,2
Niederösterreich	7,2	6,6	7,8	8,3	7,7	8,8
Oberösterreich	6,0	5,4	6,5	6,7	6,1	7,2
Salzburg	5,9	5,0	6,8	6,0	5,1	6,8
Steiermark	6,4	5,8	7,1	7,2	6,6	7,8
Tirol	6,2	5,4	6,9	6,5	5,8	7,3
Vorarlberg	8,0	6,8	9,2	8,2	7,1	9,4
Wien	10,9	10,3	11,6	8,1	7,4	8,7
Insgesamt	7,4	7,2	7,7	7,4	7,2	7,7

Kontrolliert wurde der Einfluss von: Geschlecht, Alter, Einwohnerzahl, Staatsbürgerschaft und Migrationshintergrund

Tabelle 26: Erwerbsstatus von NEET-Jugendlichen nach Bundesland (Durchschnitt 2006-2013)

	Bgld	**K**	**NÖ**	**OÖ**	**S**	**Stmk**	**T**	**V**	**W**	**Gesamt**
Arbeitslos	52	48	49	46	41	47	44	48	47	47
Inaktiv – gesamt	48	52	51	54	59	53	56	52	53	53
Betreuung von Kindern < 3 Jahren	12	11	14	14	11	13	11	14	14	13
Betreuung von Familien-Angehörigen[a)]	3	4	5	5	9	5	6	6	8	6
Krankheit	9	10	8	10	8	11	9	7	6	8
Sonstige Gründe	23	26	25	24	31	25	30	25	26	26
Gesamt	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

a) Betreuung von Kindern über 3 Jahren oder Familienangehörigen