

Die berufliche Nutzung mathematischer Kompetenzen: Determinanten der Utilisierung und Effekte auf das Einkommen

Stefan Vogtenhuber

Auf Basis der Informationen der PIAAC-Erhebung können nun erstmals für Österreich kompetenzbasierte Messungen über die Übereinstimmung zwischen Qualifikationsangebot und Nachfrage durchgeführt werden. Kompetenzbasierte Messungen werden in der Literatur als „direkte“ bzw. „objektive“ Maße von Skill-Match und Mismatch bezeichnet, wobei den in einer bestimmten Domäne gemessenen individuellen Kompetenzen die Kompetenzanforderungen am Arbeitsplatz gegenübergestellt werden. Die von der OECD publizierten Ergebnisse zum Skill-Mismatch ergeben für Österreich eine hohe Diskrepanz zwischen den vorhandenen Kompetenzen und deren Nutzung im Job. Diesen Analysen zufolge ist der Anteil der Erwerbstätigen, die hierzulande als „over-skilled“ eingeschätzt werden, mit knapp 20% im Vergleich der 22 PIAAC-Teilnahmeländer am höchsten und fast doppelt so hoch wie im Länderdurchschnitt (vgl. OECD, 2013), während der Mismatch bezogen auf die formale Ausbildung (qualifikatorischer Mismatch) im Länderdurchschnitt liegt. Over-skilled bedeutet, dass die Erwerbstätigen ihre Kompetenzen im Job nicht voll entfalten und ausschöpfen können. Das hat negative Auswirkungen, nicht nur weil vorhandene Ressourcen ungenutzt brach liegen, sondern weil darüber hinaus auch die Gefahr besteht, dass diese Ressourcen verloren gehen, insbesondere wenn sie über einen längeren Zeitraum hinweg nicht genutzt werden. In diesem Beitrag erfolgt eine vertiefende Analyse der österreichischen PIAAC-Daten um das Ausmaß, die Determinanten und die Arbeitsmarkteffekte des Phänomens Skill-Match und Mismatch in Österreich besser zu verstehen. Im Zentrum der Analyse steht das Zusammenspiel zwischen den in den unterschiedlichen allgemein- und berufsbildenden Ausbildungen erworbenen Kompetenzen und den beruflichen Anforderungen, wobei auch die Beziehung zwischen Skill-Mismatch und qualifikatorischem Mismatch untersucht wird.

17.1

Einleitung: Forschungsstand und theoretische Verankerung

Mismatch im Spannungsfeld zwischen Bildungsabschlüssen und Kompetenzen

Eine Vielzahl an Studien hat sich mit der Frage der Übereinstimmung von Qualifikationsangebot und -nachfrage am Arbeitsmarkt beschäftigt und festgestellt, dass ein erheblicher Teil der Erwerbstätigen nicht ihrer formalen Qualifikation entsprechend am Arbeitsplatz eingesetzt ist (für einen Überblick vgl. dazu Quintini, 2011). Die meisten Studien stellen die im Bildungssystem erworbenen formalen Bildungsabschlüsse bzw. Qualifikationen (in der Folge werden diese beiden Begriffe synonym verwendet) von Erwerbstätigen den in ihrem Beruf typischerweise erforderlichen Qualifikationen gegenüber. Ist die Qualifikation von Beschäftigten höher als die Qualifikationsanforderung im Job, wird von einem so genannten qualifikatorischen Mismatch gesprochen, im konkreten Fall von einer Überqualifikation. Mismatch zwischen den beiden Marktseiten hat soziale und wirtschaftliche Implikationen auf den verschiedenen Ebenen (Individuen, Betriebe, Gesellschaft), wobei in diesem Beitrag die Determinanten und Einkommenseffekte auf der individuellen Ebene untersucht werden.

Ein konsistentes Ergebnis auf der individuellen Ebene ist, dass überqualifizierte Beschäftigte (1) im Vergleich zu Beschäftigten mit vergleichbarer Qualifikation, die sich in adäquater Beschäftigung befinden (also in komplexeren Jobs mit höheren Anforderungen), Einkommenseinbußen hinnehmen müssen, während sie (2) im Durchschnitt ein höheres Einkommen erzielen als Personen in vergleichbaren Jobs, die aber für diesen Job nicht überqualifiziert sind (also über eine entsprechend niedrigere Qualifikation verfügen; vgl. dazu auch Groot & Maassen van den Brink, 2000; Hartog, 2000; Sloane, 2003; Quintini, 2011; Levels, Van der Velden & Allen, 2013). Dieser stilisierte Befund ist am besten mit der Perspektive der Job-Assignment Theorie in Einklang zu bringen, die theoretisch die credentialistischen Ansätzen der Job-Competition Theorie bzw.

der Signal Theorie mit der Humankapitaltheorie verbindet (vgl. Quintini, 2011). Anknüpfend an Job-Competition und Signal Theorie wird der qualifikatorische Mismatch als das Ergebnis einer Fehlallokation am Arbeitsmarkt aufgefasst, die z.B. im Falle der Überqualifikation dadurch zustande kommt, dass die Zahl der qualifizierten Erwerbstätigen bzw. Bewerberinnen und Bewerber die Zahl der verfügbaren qualifizierten Jobs übersteigt. Müssen in dieser Situation hoch qualifizierte Arbeitskräfte auf weniger komplexe berufliche Tätigkeiten ausweichen, handelt es sich um eine tatsächliche Diskrepanz zwischen Qualifikationsangebot und Nachfrage am Arbeitsmarkt. Die Eigenschaften dieser Jobs und deren niedrigere Komplexität begrenzen das eigentlich höhere Produktivitätspotenzial der überqualifiziert Beschäftigten, die in diesen Jobs ihre vorhandenen beruflichen Kompetenzen nur zum Teil entfalten können. Die solcherart brach liegenden Produktivitätsmöglichkeiten gehen einher mit dem Risiko der Dequalifizierung, insbesondere wenn es sich um eine dauerhafte Überqualifikation handelt.

Andererseits, und hier wird an die Humankapitaltheorie angeknüpft, gibt es einen „Produktivitätsspielraum“, der es den überqualifiziert Beschäftigten zumindest bis zu einem gewissen Grad erlaubt, produktiver zu sein als geringer qualifizierte Beschäftigte im gleichen Job. Entsprechend der Theorie limitiert die Job-Charakteristik die Produktivität von überqualifiziert Beschäftigten, während bei der adäquaten bzw. unterqualifizierten Beschäftigung nicht der Job sondern die verfügbaren Kompetenzen bzw. das verfügbare Humankapital die Produktivität beschränken. Zumindest implizit liegt dieser theoretischen Perspektive die Annahme zugrunde, dass Bildungsabschlüsse und Qualifikationen im Hinblick auf die Kompetenzen der Personen mit diesen Abschlüssen homogen sind, ebenso wie die Kompetenzanforderungen innerhalb von gleichen bzw. ähnlichen Berufen. Vertreter der Theorie heterogener Kompetenzen (vgl. Allen & Van der Velden, 2001; Green & McIntosh, 2007) betonen dagegen, dass diese Annahme nicht realistisch ist. Diese Ansicht wird gerade auch von den PIAAC-Daten unterstützt, die belegen, dass die Bandbreite der gemessenen Kompetenzen von Personen mit gleicher Qualifikation als auch innerhalb vergleichbarer Job-Kategorien groß ist. Trägt man dieser Heterogenität Rechnung, handelt es sich beim qualifikatorischen Mismatch nicht (nur) um tatsächlich inadäquate Beschäftigung sondern im Gegenteil auch um eine Optimierung der Zuweisungsfunktion am Arbeitsmarkt, etwa wenn Erwerbstätige zwar in formal nicht adäquaten Jobs beschäftigt sind, diese aber ihrer tatsächlichen Kompetenz bzw. Produktivität besser entsprechen als Arbeitsplätze, die der formalen Qualifikation entsprechen.

Neuere empirische Forschungen sind mit beiden theoretischen Argumentationslinien in Einklang zu bringen, deren Gewichtung je nach institutionellem Kontext unterschiedlich ist. Die Tatsache, dass qualifikatorischer Mismatch und Skill-Mismatch nur schwach korrelieren und kaum überlappen (vgl. OECD, 2013) deutet darauf hin, dass es sich dabei um verschiedene Konzepte, mit jeweils

unterschiedlichen theoretischen Implikationen handelt. Das Konzept des qualifikatorischen Mismatch steht in der credentialistischen Theorietradition, die insbesondere in hoch reglementierten Ausbildungs- und Beschäftigungssystemen, in denen Berufsberechtigungen stark an formale Qualifikationen gebunden sind, Relevanz besitzt. In diesen Systemen hängen die Arbeitsmarkterträge von Bildung in erster Linie vom erworbenen Bildungsabschluss ab während Unterschiede im Kompetenzstand im Vergleich dazu weniger Erklärungskraft besitzen, etwa im Hinblick auf Einkommensunterschiede. In weniger stark von beruflichen Arbeitsmärkten dominierten Systemen, in denen eher das Modell der internen Arbeitsmärkte vorherrscht, spielen humankapitaltheoretische Überlegungen eine bedeutendere Rolle, denn die Bildungserträge hängen neben der Qualifikation auch stärker von den Kompetenzen ab, wie sich etwa am Beispiel der Vereinigten Staaten und England im Hinblick auf die Bildungsrendite zeigt (vgl. OECD, 2013). Aber auch in weniger stark reglementierten Systemen ist der formale Bildungsabschluss bedeutsam und insbesondere beim Übertritt von Bildung in Beschäftigung ein wesentlicher Faktor, der den Betrieben als Signal zur Einschätzung der potenziellen Produktivität von Stellenbewerberinnen und Stellenbewerber bzw. der zu erwartenden Einarbeitungs- und Trainingskosten dient.

Bei diesen Überlegungen ist allerdings zu berücksichtigen, dass die in PIAAC gemessenen grundlegenden Kompetenzen in Lesen, Alltagsmathematik und Problemlösen nur einen Teil der relevanten beruflichen Kompetenzen abbilden. Deshalb ist davon auszugehen, dass die darauf basierenden Schätzungen der Arbeitsmarkterträge von Kompetenzen auch nur einen Teil der tatsächlichen Erträge des gesamten Kompetenzspektrums, das für die Ausübung der beruflichen Tätigkeiten relevant ist, erfassen. Dazu kommt, dass die Relevanz der im Rahmen der PIAAC-Erhebung gemessenen Schlüsselkompetenzen nach Beruf variiert.

Berufliche Spezialisierung in der Erstausbildung

Wie bereits angedeutet, hängen das Ausmaß und die Auswirkungen von Mismatch mit der Struktur der Bildungs- und Beschäftigungssysteme zusammen. In Ländern mit einer starken berufsbildenden Komponente nach der Pflichtschule im oberen Sekundarbereich ist der Übertritt von Bildung in Beschäftigung für Personen mit berufsspezifischen Abschlüssen vergleichsweise einfacher und das Risiko einer Mismatch-Beschäftigung geringer als in den von Allgemeinbildung dominierten Systemen (vgl. Allmendinger, 1989; Wolbers, 2003; Gangl, 2003; Wolbers, 2007). Allerdings hat der Einstieg in den Arbeitsmarkt in beruflich spezialisierten Bildungssystemen nachhaltige Auswirkungen auf das gesamte Erwerbsleben. Entspricht der erste Job nicht der Qualifikation, so ist es in solchen Systemen, die in der Regel mit stark reglementierten und segmentierten Arbeitsmärkten korrespondieren, schwieriger, aus einer inadäquaten Beschäftigung herauszukommen (vgl. Scherer, 2004). Auch die mit inadäquater Beschäftigung einhergehenden häufigeren Jobwechsel können langfris-

tig die Nachteile im Hinblick auf die Job-Zufriedenheit, den beruflichen Status und das Einkommen meist nicht kompensieren (vgl. Wolbers, 2003; Scherer, 2004; Oreopoulos, Wachter & Heisz, 2012).

Die Einschätzung der beruflichen Spezifität von Bildungssystemen basiert in den vergleichenden Studien jeweils auf einem einfachen Indikator, der sich anhand der Bildungsbeteiligung im oberen Sekundarbereich (Sekundarstufe II) berechnet, wobei entweder der Anteil in Berufsausbildung oder der Anteil in dualer Ausbildung herangezogen wird. In letzter Zeit kamen diese Indikatoren zunehmend in die Kritik, weil sie nicht in der Lage sind, wesentliche Unterschiede in der Berufsbildung zwischen den Ländern abzubilden. Auch innerhalb der Länder unterscheiden sich die beruflichen Qualifikationen, insbesondere in Ländern mit einem vielfältigen berufsbildenden Angebot. So ist z.B. das österreichische Bildungssystem neben seiner hierarchischen Struktur entlang einer Vielzahl beruflicher Spezialisierungen differenziert, die sich hinsichtlich ihrer Niveaus, inhaltlichen Breite und Anwendbarkeit in verschiedenen beruflichen Kontexten unterscheiden (vgl. Lassnigg, 2011; Hefler & Zimmel, 2012). Arbeitsmarkt- und Einkommenschancen variieren nicht nur nach Bildungsebene, sondern auch nach der Fachrichtung der absolvierten Ausbildung (vgl. Vogtenhuber et al., 2012). Aus diesem Grund werden im vorliegenden Beitrag zusätzlich zur Bildungsebene auch die Fachrichtung, in der die Qualifikation erworben wurde, berücksichtigt.

Béduwé und Vincens (2011) haben die Auswirkungen von beruflicher Spezialisierung auf den Übergang in Beschäftigung und das Einkommen in Frankreich untersucht und neben der normativen Adäquanz von Ausbildung und Beruf (qualifikatorisches Matching) mit dem Gini-Konzentrationsindex ein empirisches Maß der Übereinstimmung zwischen Ausbildung und Beruf gewählt, das die Diversität dieses Zusammenspiels berücksichtigt und den Ausbildungs-Job-Match als kontingenten jedoch nicht zufälligen Prozess auffasst. Der Bildungsabschluss ist zwar wesentlich für die erworbenen Kompetenzen, doch aufgrund von Heterogenität gibt es im Unterschied zu Berufsbezeichnungen, die mit bestimmten Bildungsabschlüssen einhergehen, kein spezifisches Kompetenzspektrum, das ein bestimmtes Bildungsprogramm auszeichnet. Personen verfügen über allgemeine Kompetenzen, die Personen in anderen Ausbildungsgängen auch erwerben, und andererseits über spezifische Kompetenzen, die nur in der absolvierten (bzw. in wenigen anderen) Ausbildungen erworben werden können. Die einzelnen Ausbildungsgänge unterscheiden sich hinsichtlich der Gewichtung von allgemeinen und spezifischen Kompetenzen, die sie vermitteln. Empirisch hat sich gezeigt, dass Personen mit Qualifikationen, die im Vergleich zu anderen Qualifikationen eine hohe Gewichtung an beruflicher Spezialisierung aufweisen, beim Berufseinstieg aufgrund von Wettbewerbsvorteilen bei der Rekrutierung in Berufen, für die diese Spezialisierung von besonderem Nutzen ist, bevorzugt sind, was in weiterer Folge auch zu höheren Löhnen führt. Daher ist die Erwartung, dass eine höhere

berufliche Spezialisierung sich positiv auf die Übereinstimmung zwischen Kompetenzangebot und -nachfrage auswirkt und auch mit höheren Einkommen verbunden ist.

Forschungsfragen

Das Zusammenspiel zwischen Qualifikations- und Kompetenzangebot und der Nachfrage nach Qualifikationen und Kompetenzen am Arbeitsplatz wird anhand folgender forschungsleitender Fragestellungen untersucht:

1. Wie ist das Verhältnis zwischen Kompetenzangebot und Kompetenznachfrage in Österreich, differenziert nach einer aussagekräftigen Ausbildungsklassifikation, die die Bildungsebene und Fachrichtung der absolvierten Ausbildung integriert?
2. Welche Faktoren auf der individuellen Ebene und auf der Ebene der Ausbildungsklassifikation beeinflussen die Alltagsmathematikkompetenzen, die Nutzung dieser Kompetenzen im Job sowie deren Übereinstimmung?
3. Sind Auswirkungen von Skill-Match und Skill-Mismatch auf das Einkommen nachweisbar?
4. Welche Rolle spielt dabei jeweils die berufliche Spezialisierung der Ausbildung und wie ist das Verhältnis zum qualifikatorischen Mismatch?

Die Analysen im vorliegenden Beitrag beziehen sich ausschließlich auf den Bereich der Alltagsmathematikkompetenz. Sowohl Pellizzari und Fichen (2013) als auch Allen, Levels und Van der Velden (2013) berechnen in diesem Bereich für Österreich (bei Verwendung einer unterschiedlichen Methodik) übereinstimmend ein sehr hohes Mismatch-Ausmaß, während Levels, Van der Velden und Allen (2013) den Mismatch auf Basis der Lesekompetenz deutlich niedriger einschätzen. Um eine tiefergehende Analyse zu ermöglichen, fokussiert der gegenständliche Beitrag auch aus Platzgründen auf die Alltagsmathematik, der in den bisher vorliegenden internationalen und nationalen Analysen gegenüber der Lesekompetenz etwas in den Hintergrund tritt. Eine Beantwortung der Fragestellungen im Hinblick auf die Lesekompetenz und die Problemlösekompetenz ist sicherlich von Interesse und könnte wesentlich zu einer umfassenderen Einschätzung der Problematik beitragen.

17.2 Methoden

In diesem Abschnitt wird zunächst die Messung der zentralen analytischen Variablen — Skill-Mismatch bzw. relative Skill-Utilisierung sowie berufliche Spezialisierung von Ausbildungen — diskutiert und beschrieben, bevor auf die verwendeten Analysemethoden eingegangen wird.

Messung von Skill-Mismatch versus relative Skill-Utilisierung

Bei der direkten Messung von Skill-Match und Mismatch werden die gemessenen Kompetenzen der Erwerbstätigen mit den beruflichen Anforderungen in ihren Jobs verglichen. Bisher wurden zwei unterschiedliche Messmethoden auf die PIAAC-Daten angewendet. Die im OECD-Bericht (2013) verwendete Methode wurde von Pellizzari und Fichen (2013) entwickelt; Allen, Levels und Van der Velden (2013) haben eine alternative Methode vorgeschlagen.

Bei Pellizzari und Fichen (2013) werden die Kompetenzen jener Beschäftigten, die sich selbst als „well-matched“ bezeichnen, innerhalb der jeweiligen Berufsgruppen als Referenz herangezogen. In einem zweiten Schritt werden alle Beschäftigten, die sich in dem so definierten Kompetenzreferenzbereich ihrer Berufsgruppe befinden, ebenfalls als „well-matched“ eingestuft, und zwar ungeachtet dessen, wie sie sich selbst eingeschätzt haben. Zwar basiert diese Methode auf einem humankapitaltheoretisch fundiertem Modell, das Jobs als Produktionsfunktion begreift und Kompetenzen in Outputs transformieren (vgl. Pellizzari & Fichen, 2013), doch bereits die Tatsache, dass die Selbsteinschätzung einerseits zur Definition des Referenzbereichs herangezogen wird, aber andererseits die Mehrheit der Beschäftigten entgegen ihrer Selbsteinschätzung eingestuft wird, verweist bereits auf erhebliche Probleme bei der empirischen Umsetzung. Die Festlegung der Kompetenzreferenzbereiche je Berufsgruppe basiert bei Pellizzari und Fichen auf der Annahme, dass die Kombination der folgenden zwei Fragen eine valide Auskunft über die Kompetenzanforderungen, die zur produktiven Ausübung eines Jobs erforderlich sind, zulässt: (1) „Glauben Sie, dass Sie die Fähigkeiten und Fertigkeiten besitzen, um auch mit anspruchsvolleren Aufgaben fertig zu werden als in Ihrer derzeitigen Arbeit?“ und (2) „Glauben Sie, dass Sie Weiterbildung brauchen, um Ihre derzeitigen Aufgaben gut erledigen zu können?“. Jene Beschäftigten, die beide Fragen verneinen, werden als „well-matched“ eingestuft. Der niedrigste gemessene Kompetenzwert in der so ermittelten Gruppe der „well-matched“ markiert die minimalen Kompetenzanforderungen zur produktiven Ausübung einer beruflichen Tätigkeit und der höchste gemessene Kompetenzwert jenen Wert, ab dem die Produktivität in einem gegebenen Job nicht mehr zunimmt und ab dem daher „overskilling“ vorliegt, weil die zusätzlichen Kompetenzen in diesem Job keinen zusätzlichen produktiven Output bringen.¹ Das Problem ist, dass nur eine kleine Minderheit der Erwerbstätigen beide Fragen mit nein beantwortet hat, in Österreich waren es nicht einmal 4% (n=141). Insgesamt 41% gaben demgegenüber an, in ihrem Job unterfordert zu sein, sehen aber gleichzeitig Weiterbildungsbedarf, d.h. sie haben beide

Fragen bejaht. Dieses Muster zeigt sich in allen Teilnahmeländern in ähnlicher Weise und legt nahe, dass sich diese beiden Fragen nicht dazu eignen, die Gruppe der adäquat beschäftigten Personen abgrenzen zu können. Vielmehr handelt es bei jenen, die beide Fragen verneinen, um eine spezielle Gruppe von Erwerbstätigen und es erscheint alles andere als plausibel, auf Basis dieser Ausnahmefälle eine Referenzgruppe zu konstruieren. Darüber hinaus werden – nicht zuletzt aufgrund der geringen Beobachtungen an laut Selbstausskunft „well-matched“ – die so ermittelten Referenzbereiche auf der Ebene der ISCO-Berufshauptgruppen (Einsteller-Ebene) operationalisiert. Dahinter steht explizit die Annahme, dass die in den Berufshauptgruppen zusammengefasste Vielzahl verschiedener Tätigkeiten mit ihren heterogenen Anforderungen als homogen hinsichtlich der Komplexität der beruflichen Anforderungen sind. Wie Allen, Levels und Van der Velden (2013) betonen, ist eine solche Annahme selbst unter Verwendung einer sehr detaillierten Berufsklassifikation nicht nur aufgrund von Zuordnungsfehlern problematisch. Denn selbst innerhalb eines Berufes ist nicht auszuschließen, dass es Heterogenität in den Kompetenzen der Beschäftigten gibt und es ist zu erwarten, dass Unternehmen die Anforderungen für bestimmte Jobs entsprechend der verfügbaren Kompetenzen der Stelleninhaber anpassen. In dieser Situation können sich die Anforderungsprofile sogar innerhalb hoch standardisierter Berufe unterscheiden (z.B. Buchhalterin bzw. Buchhalter, Controllerin bzw. Controller), umso mehr in Berufen mit stärkerer kreativer Komponente.

Anknüpfend an Allen, Levels und Van der Velden (2013) wird in diesem Beitrag eine alternative Methode der direkten Messung verwendet, die auf Krahn und Lowe (1998) zurückgeht. Dabei handelt es sich im strikten Sinne nicht um ein Skill-Mismatch Maß sondern um ein relatives Maß der Kompetenznutzung im Vergleich zum individuellen Kompetenzniveau, wobei die gemessenen Kompetenzen mit der Frequenz der Anwendung von verschiedenen kognitiven Tätigkeiten in dieser Kompetenzdomäne am Arbeitsplatz verglichen werden. Die Vorgangsweise ist wie folgt:

1. Zunächst wird die Stichprobe auf Befragte eingeschränkt, die sich in bezahlter Erwerbstätigkeit befinden, nicht mehr in formaler Ausbildung (z.B. Lehre) sind und nicht der Berufsgruppe der Soldaten angehören.
2. Für diese Befragten werden die gemessenen Alltagsmathematikkompetenzen und das Maß für die Mathematik-Nutzung² am Arbeitsplatz standardisiert:
 - a. Im Unterschied zu Allen, Levels und Van der Velden (2013) wird für das Kompetenzmaß nicht nur der erste plausible Wert in der Alltagsmathematik herangezogen,

1) Tatsächlich wird der Bereich zwischen dem 5. und dem 95. Perzentil der Kompetenzverteilung der „well-matched“ als Referenzbereich herangezogen (vgl. OECD, 2013).

2) Die Nutzung mathematischer Kompetenzen wird in diesem Band auch als „Häufigkeit von Rechenaktivitäten am Arbeitsplatz“ bezeichnet. Die einzelnen Items dieses Indexes werden im Annex beschrieben.

sondern auf Basis der zehn plausiblen Werte ein Messmodell im Rahmen der konfirmatorischen Faktoranalyse (KFA; vgl. Brown, 2006) spezifiziert, das den durch die multiple Imputation der plausiblen Werte entstandenen Messfehler berücksichtigt. Das Modell wird so spezifiziert, dass die Faktorladungen der einzelnen Indikatoren (zehn plausible Werte) jeweils konstant gehalten werden.³ b. Für die Mathematik-Nutzung am Arbeitsplatz wird der Mittelwert aus den sechs Items der Verwendung kognitiver Kompetenzen gebildet, die auf einer 5-stufigen Likert-Skala Tätigkeiten, die mit Zahlen, Mengenangaben, numerischen Informationen, Statistik oder Mathematik zu tun haben (siehe Index „Häufigkeit von Rechenaktivitäten am Arbeitsplatz“ im Annex in diesem Band), abfragen.

3. Vom standardisierten Kompetenzmaß wird im nächsten Schritt das standardisierte Nutzungsmaß abgezogen. Das Resultat ist ein intervallskaliertes und annähernd standardnormalverteiltes Maß, das dem Ausmaß der Kompetenznutzung relativ zum gemessenen Kompetenzniveau entspricht, was in der Folge als **relative Utilisierung** (siehe Box 1) bezeichnet wird. Hohe (positive) Werte entsprechen einer geringen relativen Utilisierung und niedrige (negative) Werte einer relativ hohen Utilisierung. Dieses Maß wird in den multivariaten Regressionsmodellen verwendet.
4. Analog zu Allen, Levels und Van der Velden (2013) wird von Unterutilisierung gesprochen, wenn der Wert +1,5 (=Standardabweichung) übersteigt und von Überutilisierung, wenn der Wert niedriger ist als -1,5. Damit handelt es sich um die relativ starken Abweichungen auf beiden Seiten, denn innerhalb von drei Standardabweichungen um den Nullpunkt der relativen Utilisierungsskala wird von einer adäquaten Utilisierung gesprochen. Insgesamt ergibt sich damit ein Anteil von jeweils knapp 10% Unter- und Überutilisierung. Dies wird für die deskriptiven Darstellungen verwendet, um die Vergleichbarkeit mit den internationalen Ergebnissen von Allen, Levels und Van der Velden (2013) zu ermöglichen. Bei den multivariaten Modellen wird hingegen das weitaus informativere Maß der relativen Utilisierung (siehe Punkt 3) genutzt, sowie zusätzlich eine Einstufung anknüpfend an Desjardins & Rubenson (2011), die sieben Ausprägungen der (Nicht-)Übereinstimmung zwischen Kompetenz und Nutzung unterscheidet: (1) highskill-match (Kompetenz >0,5 und Nutzung >0), (2) lowskill-match (Kompetenz <-0,5 und Nutzung <=0), (3) highskill-surplus (Kompetenz >0,5 und Nutzung <=0), (4) lowskill-deficit (Kompetenz <-0,5 und Nutzung >0), (5) mediumskill-surplus (-0,5<= Kom

petenz <=0,5 und Nutzung <-0,5), (6) mediumskill-defizit (-0,5<= Kompetenz <=0,5 und Nutzung >0,5) und (7) mediumskill-match (Rest).

Box 1

Zur Interpretation des Maßes der relativen Utilisierung

Der hier genutzte relative Skill-Mismatch Ansatz weist Einschränkungen auf, die bei der Interpretation zu berücksichtigen sind. Kompetenzen und Kompetenz-Nutzung werden in PIAAC unterschiedlich gemessen. Während die gemessenen Kompetenzen das Resultat eines aufgabenbasierten Assessments sind, basiert das Nutzungsmaß auf der Selbstausskunft der Befragten über die Häufigkeit, mit der sie verschiedene klar definierte Tätigkeiten einer Kompetenzdomäne in einem Job ausüben. Die verschiedenen Items umfassen zwar Tätigkeiten unterschiedlicher Komplexität, doch das Maß ist ein Häufigkeitsmaß und kein Komplexitätsmaß. Dieser grundlegende Unterschied zwischen den beiden Maßen verhindert es, die Differenz von beiden als Skill-Mismatch im strikten Sinne von Skill-Defiziten und Skill-Überschüssen zu interpretieren. Wohl aber kann die Differenz zwischen den beiden Skalen als relative Utilisierung im Sinne einer Kompetenz-Nutzung im Vergleich zum Kompetenzniveau interpretiert werden. In welchem Ausmaß das hier verwendete Maß Kompetenz-Defizite bzw. -Überschüsse repräsentiert, ist eine empirische und theoretische Frage, die im Rahmen dieses Beitrags nicht geklärt werden kann. Jedenfalls besitzt das hier verwendete relative Maß als solches Relevanz, sowohl in wissenschaftlicher als auch bildungs- und beschäftigungspolitischer Hinsicht (vgl. Allen, Levels & Van der Velden, 2013).

Messung der beruflichen Spezialisierung verschiedener Ausbildungskategorien

Estevez-Abe, Iversen und Soskice (2001) haben ein einfaches Maß zur Charakterisierung von Bildungssystemen im Hinblick darauf vorgeschlagen, inwieweit eine berufliche Spezialisierung bereits in der Erstbildung im oberen Sekundarschulbereich erfolgt, nämlich den Anteil derer, die sich in diesem Bereich in Berufsbildung befinden. Dieses und ähnliche Maße (z.B. die Einschränkung auf die duale Ausbildung bei Breen, 2005), wurden seitdem in der vergleichenden Forschung politischer Ökonomien häufig genutzt, kamen zuletzt jedoch zunehmend in die Kritik. Streeck (2012) zeigte, dass diesen eindimensionalen Maßen konzeptionell in der Regel drei Dimensionen zugrunde liegen, nämlich Bildungsniveau („level“), inhaltliche Breite („breadth“) und Anwendbarkeit bzw. Übertragbarkeit in unterschiedlichen beruflichen Kontexten („portability“). Aufgrund der Eindimensionalität des Maßes sind aber nur zwei unterschiedliche Ausprägungen möglich, weswegen berufliche Bildung in den Stu-

3) Diese Vorgehensweise wird deshalb gewählt, weil die einzelnen plausiblen Werte auf Personenebene zum Teil stark variieren. Die Güte des hier spezifizierten Messmodells ist ausgezeichnet (Chi-Quadrat p-Wert=0,51; CFI/TFI=1; RMSEA=0). Die Modell-Ergebnisse sind auf Anfrage beim Autor erhältlich.

dien meist mit niedrigem Niveau, inhaltlicher Enge und eingeschränkten beruflichen Anwendungsmöglichkeiten gleichgesetzt wird, während von Allgemeinbildung dominierte Systeme grundsätzlich mit hohem Niveau, inhaltlicher Breite und vielfältigen Anwendungsmöglichkeiten in Verbindung gebracht werden. Diese erzwungene einseitige Kovarianz der drei Dimensionen wird kritisiert, denn auch berufliche Bildung kann von hohem Niveau und inhaltlicher Breite sein und umgekehrt ist Allgemeinbildung nicht per se mit einem hohen Niveau und großer inhaltlicher Breite verbunden, wie Streeck (2012) darlegt. Die berufliche Anwendbarkeit bzw. Verwertbarkeit der in den Bildungsgängen erworbenen Kompetenzen hängt eng von den nationalen und sektoralen Bedingungen ab, die von den formellen und informellen Regeln der Beschäftigungssysteme und der Arbeitsmärkte geschaffen werden.

In der vorliegenden Analyse werden die drei Dimensionen wie folgt berücksichtigt: im Anschluss an Culpepper (2007, S.622: „we need to focus on skill levels and on training type in determining the assignment of skill specificity scores“) wird eine Ausbildungsklassifikation entwickelt, die die wichtigsten Bildungsebenen und Fachrichtungen des österreichischen Bildungssystems kombiniert (vgl. Lassnigg & Vogtenhuber, 2011). Diese Klassifikation besteht aus 26 unterschiedlichen Kategorien, z.B. wird die Bildungsebene der berufsbildenden höheren Schulen (BHS) u.a. unterschieden in die Fachrichtung kaufmännisch (Handelsakademie, HAK) und technisch (Höhere Technische Lehranstalt, HTL). Für diese 26 Kategorien wird dann ein empirisches Maß der Anwendbarkeit in verschiedenen beruflichen Kontexten berechnet. Mithilfe des Gini-Index wird das Ausmaß der Streuung bzw. Konzentration der einzelnen Bildungsprogramme auf verschiedene Berufsgruppen (ISCO-08 2-Steller) gemessen. Einen hohen Gini-Index weisen Bildungsprogramme auf, deren Absolventinnen und Absolventen in relativ wenigen unterschiedlichen Berufsgruppen beschäftigt sind, d.h. empirisch eine hohe berufliche Spezialisierung aufweisen. Beruflich weniger spezialisierte Bildungsgänge haben einen niedrigeren Gini-Index weil die Erwerbstätigen mit solchen Bildungsabschlüssen eine größere Streuung im Hinblick auf die Berufsgruppen, in denen sie beschäftigt sind, aufweisen.

Deskriptive Analysen und multivariate Modellbildung

Zunächst erfolgt eine deskriptive Darstellung der Alltagsmathematikkompetenz, der Nutzungshäufigkeit kognitiver mathematischer Tätigkeiten im Job⁴ sowie der Übereinstimmung der beiden (relative Utilisierungsmaße)

nach der entwickelten Ausbildungsklassifikation, die das gesamte Spektrum des Qualifikationsangebotes in Österreich abdeckt (siehe oben).

In einem zweiten Schritt werden zunächst eine Reihe von multivariaten hierarchischen Regressionsmodellen spezifiziert, um die Determinanten von Alltagsmathematikkompetenz, Nutzung und relativer Utilisierung auf der individuellen Ebene (1. Ebene) sowie auf der Ebene der Ausbildungen (2. Ebene: Ausbildungsklassifikation) zu ermitteln. Daran anschließend werden Lohnfunktionen geschätzt, die als abhängige Variable den logarithmierten Stundenlohn modellieren. Diese in der Schätzung von Bildungserträgen übliche Praxis erlaubt es, die Koeffizienten der unabhängigen Variablen als prozentuelle Differenz im Stundenlohn zu interpretieren (vgl. Card, 1999). Bei diesen Lohngleichungen fungieren die Kompetenz- und Nutzungsmaße sowie die Maße der relativen Utilisierung als erklärende Variablen.

Die Schätzung im Rahmen von hierarchischen Zweiebenenmodellen erfolgt aus inhaltlichen und formal-statistischen Gründen. Angelehnt an Verhaest und van der Velden (2012), die die Ebene der Bildungsprogramme bei einem Ländervergleich von Überqualifikation in einem Mehrebenenmodell berücksichtigt haben, wird die Ausbildungsklassifikation als zweite Ebene modelliert. Dahinter steht die Annahme, dass Personen mit gleichen Bildungsabschlüssen über ähnliche Charakteristiken im Hinblick auf ihr erworbenes Kompetenzspektrum verfügen, weshalb sie nicht unabhängig voneinander sind. Dadurch ist die Voraussetzung von unabhängigen Beobachtungen, die für einfache Regressionsanalysen gilt, verletzt, was bei Nichtberücksichtigung zu verzerrten Schätzern auf dieser Ebene führen würde. Mehrebenenmodelle eignen sich zur gleichzeitigen Modellierung von erklärenden Variablen auf den jeweiligen Ebenen (vgl. Gelman & Hill, 2007; Hox, 2010).⁵ Die Zweiebenenmodelle werden ungewichtet durchgeführt, da keine Gewichte auf der zweiten Ebene vorliegen. Um die Robustheit der auf Basis der Zweiebenenmodelle geschätzten Effekte auf der individuellen Ebene zu überprüfen, werden alle Modelle auch im einfachen Regressionsmodell unter Berücksichtigung des komplexen Sampling-Designs von PIAAC und unter Verwendung der plausible values und der replicate weights geschätzt, was zu korrigierten Standardfehlern der Parameter auf der individuellen Ebene führt. Im einfachen Modell würden dagegen die Standardfehler der Koeffizienten auf der Ebene der Bildungsprogramme stark unterschätzt, weil die Zahl der Beobachtungen auf der zweiten Ebene (Bildungsprogramme) deutlich geringer ist als die Zahl der Befragten.

4) Die Nutzung mathematischer Kompetenzen wird in diesem Band auch als „Häufigkeit von Rechenaktivitäten am Arbeitsplatz“ bezeichnet. Die einzelnen Items dieses Indexes werden im Annex beschrieben.

5) Während das Problem der abhängigen Beobachtung auch im einfachen Regressionsmodell gelöst werden kann, z.B. durch die Modellierung fixer Ausbildungseffekte („fixed effects“), ist die gleichzeitige Modellierung von unabhängigen Variablen auf beiden Ebenen nur im Mehrebenenmodell möglich.

Als erklärende Variablen werden in allen Modellen auf der individuellen Ebene Geschlecht, Alter, Migrationshintergrund sowie zusätzlich Variablen zum qualifikatorischen Mismatch herangezogen, um das Verhältnis zwischen kompetenzbasierter und formaler (Nicht-)Übereinstimmung zwischen den beiden Marktseiten zu untersuchen. Der qualifikatorische Mismatch ergibt sich aus der Selbsteinschätzung der Befragten über das in ihrem Job typischerweise erforderliche Bildungsniveau im Vergleich zu ihrem eigenen Bildungsniveau. Ist das eigene Bildungsniveau höher als das für den Job erforderliche, liegt eine überqualifizierte Beschäftigung vor, ist es niedriger, liegt eine formale Unterqualifikation vor. Als Variablen auf der Nachfrageseite (Job-Charakteristiken) werden in allen Modellen folgende Variablen verwendet: Skill-Niveau des Jobs (ISCO-08 skill levels), Wirtschaftsklasse (ISIC), Betriebsgröße und Beschäftigungsausmaß (Teilzeit/Vollzeit).

Die Dauer der abgeschlossenen Ausbildung in Jahren ist ein Merkmal der Ausbildungsklassifikation und wird wie folgt kodiert: Pflichtschule 9, Lehre 10, Berufsbildende Mittlere Schule (BMS) 11, Allgemeinbildende Höhere Schule (AHS) 12, Berufsbildende Höhere Schule (BHS) 13 und Universität bzw. Fachhochschule (UNIFH) 17 Jahre. Die berufliche Spezialisierung der Ausbildungskategorien wird anhand des Gini-Index als Dispersionsmaß bzw. mittlere Differenz einer Ausbildungskategorie über alle Paare der ISCO-08 Berufsklassifikation auf 2-Steller Ebene, dividiert durch die mittlere Größe, berechnet:

$$G = \frac{1}{2\mu n(n-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j|$$

wobei x eine Ausbildungskategorie, $x_{i,j}$ die Zahl der

Erwerbstätigen mit dieser Qualifikation in den Berufsgruppen, i, j und n die Zahl der verschiedenen Berufsgruppen ist. μ ist die durchschnittliche Größe der Berufsgruppen je Ausbildungskategorie. Der Gini-Index liegt zwischen 0 und 1. Ein Wert von 0 würde bedeuten, dass sich die Erwerbstätigen einer Qualifikation in gleichem Maße auf alle Berufsgruppen verteilen, d.h. überhaupt keine Konzentration vorliegt. Umgekehrt nimmt der Index einen Wert von 1 an, wenn alle Erwerbstätigen einer Qualifikation in derselben Berufsgruppe tätig sind.

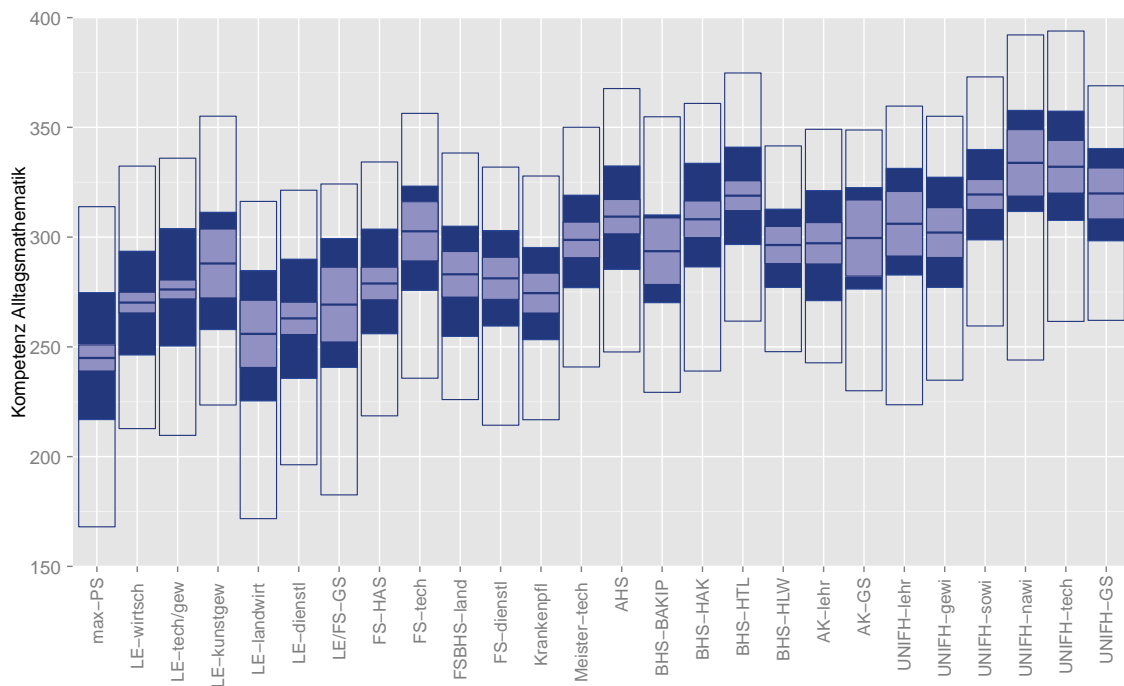
Sämtliche statistische Berechnungen und Analysen werden mit dem Programm R durchgeführt (R Core Team, 2013), unter Verwendung verschiedener Zusatzpakete. Die Pakete „survey“ (vgl. Lumley, 2012) und „svyPVpack“ (vgl. Reif & Peterbauer, 2014) werden zur Modellierung des komplexen PIAAC-Design herangezogen, die Zweiebenenanalysen werden mit „lme4“ (vgl. Bates et al., 2013) durchgeführt und die Erstellung der Grafiken erfolgte mit Hilfe des Paketes „ggplot2“ (vgl. Wickham, 2009).

17.3 Ergebnisse

Die Alltagsmathematikkompetenzen der erwerbstätigen Personen werden auf Basis der hier genutzten Stichprobe auf durchschnittlich 283 Punkten geschätzt (Übersicht 4) und sind damit höher als in der Gesamtbevölkerung der 16- bis 65-Jährigen, die einen Durchschnitt von 275 Punkten auf der Kompetenzskala aufweist (vgl. OECD, 2013). Die durchschnittlichen Kompetenzen unterscheiden sich nach den Kategorien der Ausbildungsklassifikation deutlich, obwohl aufgrund der zum Teil geringen Zahl an Beobachtungen je Kategorie auch große Differenzen bisweilen nicht statistisch signifikant sind (siehe Grafik 1 und Übersicht 4). Es zeigt sich, dass sich zwar tendenziell die Hierarchie der Bildungsebenen in den Kompetenzen widerspiegelt (d.h. mit zunehmender Bildungsebene steigt das durchschnittliche Kompetenzniveau an), jedoch mit zum Teil deutlichen Variationen nach der Fachrichtung des Bildungsabschlusses, die wiederum innerhalb der Bildungsebenen unterschiedlich gewichtet ist. Beispielsweise ist das mittlere Alltagsmathematikkompetenzniveau von Erwerbstätigen mit Lehrabschlüssen in Wirtschaft und Verwaltung (z.B. Handel, Büroarbeit) ähnlich hoch wie jenes in den technischen Lehrberufen. Dagegen gibt es in den berufsbildenden mittleren Schulen und tendenziell auch in den berufsbildenden höheren Schulen deutliche Unterschiede in den Alltagsmathematikkompetenzen zwischen den beiden Fachrichtungen (Handelsschule versus technische Fachschule bzw. HAK versus HTL). Generell weisen innerhalb der Bildungsebenen die technischen Fachrichtungen das höchste mittlere Kompetenzniveau in Alltagsmathematik auf und im Tertiärbereich auch die naturwissenschaftlichen Fachrichtungen. Auffallend sind die durchschnittlich relativ niedrigen Alltagsmathematikmittelwerte in den pädagogischen bzw. lehrerbildenden Studien, wobei hier aufgrund der geringen Zahl an Beobachtungen eine hohe Ungenauigkeit der Schätzung besteht. Dennoch ist beispielsweise die durchschnittlich Alltagsmathematikkompetenz von Absolventinnen und Absolventen pädagogischer Akademien signifikant niedriger als das von HTL-Absolventinnen und -Absolventen.

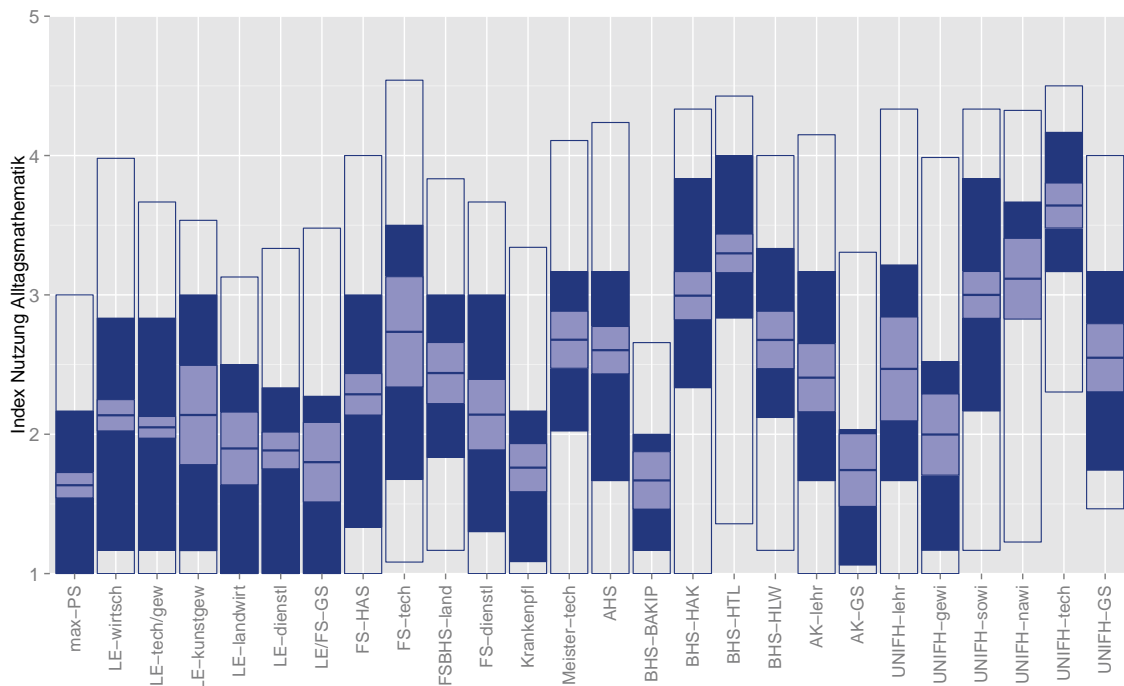
Alltagsmathematikkompetenz und die Häufigkeit, mit der kognitive mathematische Tätigkeiten im Job ausgeübt werden, hängen auf der Ebenen der Ausbildungsklassifikation eng zusammen, die Korrelation der beiden Mittelwerte ergibt einen hochsignifikanten Koeffizienten von 0,80, auf der individuellen Ebene ist der Zusammenhang ebenfalls signifikant, jedoch mit einem Koeffizienten von 0,37 weniger stark ausgeprägt. Im Hinblick auf die Nutzung mathematischer Kompetenzen nach der Ausbildungsklassifikation zeigt sich eine deutlich größere Variation zwischen den Kategorien, die mit der Höhe des Bildungsabschlusses zunimmt (Grafik 2 und Übersicht 4). Erwerbstätige mit Lehrabschluss führen kognitive mathematische Tätigkeiten im Durchschnitt zwar häufiger aus als Erwerbstätige mit Pflichtschulabschluss, jedoch auf relativ niedrigem Niveau. Ebenso wie

Grafik 1
Alltagsmathematische Kompetenz nach Bildungsebene und Fachrichtung (Ausbildungsklassifikation)



Q: STATISTIK AUSTRIA, PIAAC 2011/12. - Eigene Berechnungen. - Mittelwerte und Standardfehler sowie eine erweiterte Kennzeichnung der Kategorien der Ausbildungs-klassifikation finden sich im Anhang in Übersicht 4.

Grafik 2
Häufigkeit der Nutzung von mathematischen Kompetenzen am Arbeitsplatz nach Bildungsebene und Fachrichtung (Ausbildungsklassifikation)



Q: STATISTIK AUSTRIA, PIAAC 2011/12. - Eigene Berechnungen. - Index ist der Durchschnittswert von sechs Items zur Häufigkeit kognitiver mathematischer Tätigkeiten am Arbeitsplatz (1=nie, 5=jeden Tag, siehe Annex). - Mittelwerte und Standardfehler sowie eine erweiterte Kennzeichnung der Kategorien der Ausbildungs-klassifikation finden sich im Anhang in Übersicht 4

unter Personen mit maximal Pflichtschulbildung geben 25% der Erwerbstätigen mit Lehrabschluss in den Bereichen Landwirtschaft, Dienstleistung (z.B. Gast- und Friseurgewerbe) und im Gesundheits- und Sozialbereich an, niemals eine der sechs genannten mathematischen Tätigkeiten in ihrem Beruf zu verwenden. Relativ niedrig ist die Nutzung auch unter Erwerbstätigen mit höheren Abschlüssen im Gesundheits- und Sozialbereich (Krankenpflegeschule, Akademien) und unter Geisteswissenschaftlern. Überdurchschnittlich machen kaufmännische, technische und naturwissenschaftliche Absolventinnen und Absolventen von ihren relativ hohen Alltagsmathematikkompetenzen im Job Gebrauch.

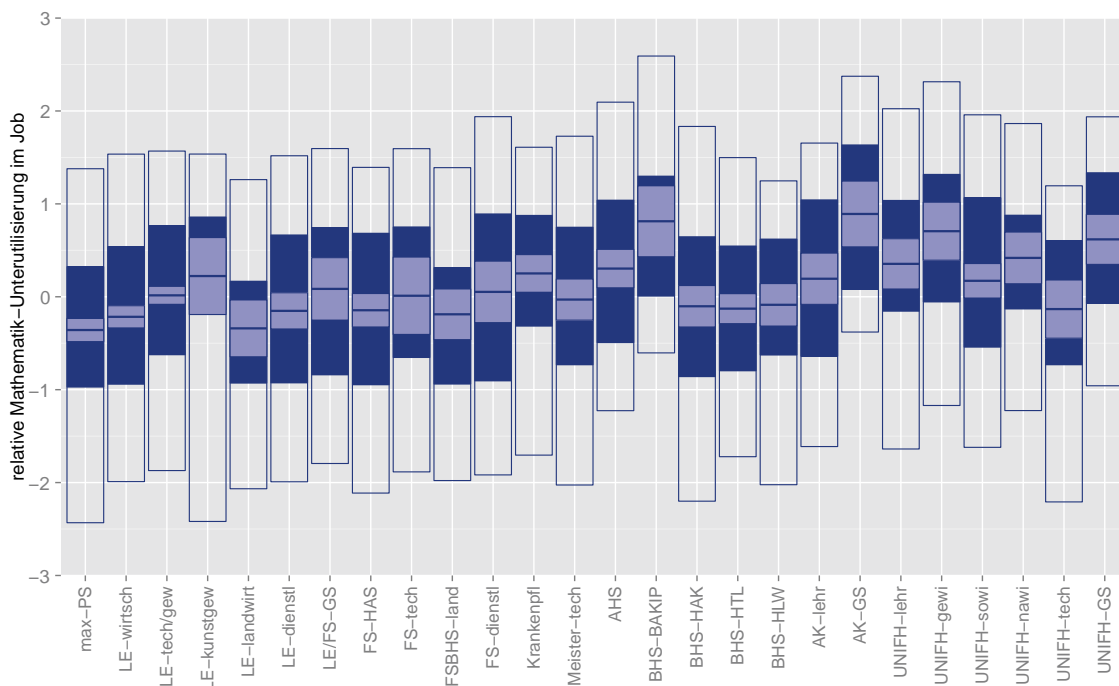
Aufgrund des Zusammenhangs zwischen Kompetenzniveau und Kompetenznutzung ergeben sich im Hinblick auf die relative Utilisierung der Alltagsmathematikkompetenzen im Job erwartungsgemäß geringe Unterschiede zwischen den Kategorien der Ausbildungsklassifikation (Grafik 3 und Übersicht 5). Die relative Unterutilisierung (relative Kompetenz ist höher als die Nutzung) nimmt tendenziell mit den Bildungsebenen und den Kompetenzniveaus zu, da die Nutzungsunterschiede zwischen den Bildungsebenen geringer sind als die Kompetenzunterschiede.⁶ Das höchste Maß an Utilisierung weist

etwa die Kategorie Pflichtschule auf, in der eine stark unterdurchschnittliche Alltagsmathematikkompetenz (minus 1,01 Standardabweichung) auf eine unterdurchschnittliche Nutzung trifft (minus 0,65 Standardabweichungen ergibt in Summe eine relative Utilisierung von -0,36), während die Unterutilisierung in den höheren Bildungsabschlüssen im Sozial- und Gesundheitsbereich mit 0,89 Standardabweichungen am Beispiel der Akademien am größten ist, weil hier eine leicht überdurchschnittliche Alltagsmathematikkompetenz (0,34 Standardabweichungen) auf eine unterdurchschnittliche Nutzung (-0,55 Standardabweichungen) trifft. Umgekehrt ist bei Erwerbstätigen mit einem Hochschulabschluss in technischen Studienrichtungen die durchschnittliche Alltagsmathematikkompetenz mit +1,15 Standardabweichungen im Vergleich am zweithöchsten, weil aber die relative Nutzung mit +1,28 Standardabweichungen noch höher ist, besteht im Ergebnis eine leichte Überutilisierung im Ausmaß von -0,13 Standardabweichungen.

Den internationalen Ergebnissen der OECD (2013) zufolge werden die vorhandenen Alltagsmathematikkompetenzen in Österreich vergleichsweise wenig am Arbeitsplatz verwendet, was bei einem leicht überdurchschnittlichen Kompetenzniveau zu einem hohen Anteil an Beschäftigten führt, die als „overskilled“ eingeschätzt werden. Wendet man allerdings das Maß von Über- und Unterutilisierung entsprechend Allen, Levels und Van der Velden (2013) an, die einen Schwellenwert von 1,5 Standardabweichungen von einer ausgeglichen Utilisierung als Über- bzw. Unter-

6) Die Unterschiede in der Nutzung sind innerhalb der Bildungsebene (insbesondere innerhalb der höheren Bildungsebenen) deutlich größer als zwischen den Bildungsebenen.

Grafik 3
Relative Unterutilisierung von Alltagsmathematikkompetenzen im Job nach Bildungsebene und Fachrichtung (Ausbildungsklassifikation)



Q: STATISTIK AUSTRIA, PIAAC 2011/12. - Eigene Berechnungen. - Relative Utilisierung = standardisierte Alltagsmathematikkompetenz abzüglich standardisierter Nutzung im Job. - Mittelwerte und Standardfehler sowie eine erweiterte Kennzeichnung der Kategorien der Ausbildungsklassifikation finden sich im Anhang in Übersicht 5.

tilisierung einstufen, so ergibt sich auf aggregierter Ebene für Österreich mit einer Unterutilisierung von 9% und einer Überutilisierung von 8% ein relativ niedriges Ausmaß. Dies unterscheidet sich sowohl von den Ergebnissen von Allen, Levels und Van der Velden (2013) als auch den von der OECD (2013) berechneten. Bei Allen, Levels und Van der Velden (2013) ist zwar die Summe aus Über- und Unterutilisierung etwa gleich hoch, jedoch ist die Verteilung auf Unterutilisierung mit rund 14% und Überutilisierung von knapp 4% anders. Dieser Unterschied ist auf das Vorgehen bei der Standardisierung der Kompetenz- und der Nutzungsskala zurückzuführen: Allen, Levels und Van der Velden (2013) haben beide Skalen auf Basis des gepoolten Datensatzes aller Teilnahmeländer standardisiert, während in diesem Beitrag die österreichischen Daten zur Standardisierung herangezogen werden. Bei internationaler Standardisierung ist die Unterutilisierung, die konzeptuell dem „overskilling“ entspricht, in Österreich deshalb so groß, weil im Vergleich ein leicht überdurchschnittliches Kompetenzniveau in Alltagsmathematik auf eine leicht unterdurchschnittliche Nutzung kognitiver mathematischer Tätigkeiten am Arbeitsplatz trifft (vgl. OECD, 2013). Das von der OECD verwendete Skill-Mismatch Maß weist für Österreich ein insgesamt etwas größeres Mismatch-Ausmaß bei einer noch größeren Spreizung aus: demnach wären im Hinblick auf Mathematik 18% overskilled, was im internationalen Vergleich am höchsten ist (vgl. Pellizzari & Fichen, 2013), und nur 1,3% underskilled.

Eine Auswertung nach den Kategorien der Ausbildungsklassifikation zeigt, dass sich das Ausmaß der Unter- und Überutilisierung sowohl nach Bildungsebenen als auch nach Fachrichtungen stark unterscheidet. Erwerbstätige

mit technischen Bildungsabschlüssen haben eine hohe Nutzung bei relativ hoher Alltagsmathematikkompetenz: in den technischen Fachrichtungen auf Fachschul- und Hochschulniveau ist niemand (stark) unterutilisiert, unter Personen mit HTL-Abschluss sind es immerhin 6%, die ihre Kompetenzen kaum nutzen (Übersicht 5). Erwerbstätige mit Tertiärabschlüssen in den Bereichen Gesundheits- und Sozialwesen und in den Geisteswissenschaften nutzen hingegen ihre Alltagsmathematikkompetenzen kaum im Job.

Determinanten der relativen Utilisierung alltagsmathematischer Kompetenzen im Job

Das Maß der relativen Utilisierung alltagsmathematischer Kompetenzen ergibt sich aus der Häufigkeit der Nutzung kognitiver mathematischer Tätigkeiten im Job in Abhängigkeit des gemessenen Kompetenzniveaus. Untersucht man die Determinanten dieses Phänomens, wird eine Interpretation des Zusammenhangs zwischen dem relativen Utilisierungsmaß und verschiedenen anderen Variablen zu einer komplexen Angelegenheit, denn eine hohe relative Utilisierung kann sowohl bei einem über- als auch unterdurchschnittlichem Kompetenzniveau auftreten (wenn die Nutzung jeweils höher ist) und umgekehrt sowohl bei einer unter- als auch überdurchschnittlichen Nutzung (wenn das Kompetenzniveau jeweils niedriger ist).

Daher ist es sinnvoll, zunächst multivariate Modelle im Hinblick auf das Kompetenzniveau und die Kompetenznutzung zu spezifizieren bevor in einem zweiten Schritt die relative Utilisierung modelliert wird (M3a,b,c). Die Ergebnisse der Zweiebenenmodelle in Übersicht 1 beschreiben

Übersicht 1

Determinanten von Alltagsmathematikkompetenzen sowie deren Nutzung im Job

Modell	M1a			M1b			M2a			M2b		
	Kompetenz			Kompetenz			Mathematik-Nutzung			Mathematik-Nutzung		
abhängige Variable	Koef.	Sig.	SE	Koef.	Sig.	SE	Koef.	Sig.	SE	Koef.	Sig.	SE
(Intercept)	-3,67 **		(0,34)	-3,28 **		(0,32)	-2,79 **		(0,37)	-2,26 **		(0,36)
1. Ebene: Individuen												
Männlich	0,28 **		(0,04)	0,24 **		(0,04)	0,25 **		(0,04)	0,20 **		(0,04)
Alter	0,06 **		(0,01)	0,05 **		(0,01)	0,03 **		(0,01)	0,02 *		(0,01)
Alter quadriert (*100)	-0,08 **		(0,01)	-0,07 **		(0,01)	-0,05 **		(0,01)	-0,03 *		(0,01)
Migrationshintergrund	-0,44 **		(0,06)	-0,44 **		(0,06)	-0,03		(0,06)	0,04		(0,06)
Überqualifiziert	-0,07		(0,04)	-0,04		(0,04)	-0,22 **		(0,04)	-0,21 **		(0,04)
Unterqualifiziert	0,10		(0,05)	0,06		(0,05)	0,27 **		(0,05)	0,25 **		(0,05)
Index Mathematik-Nutzung				0,15 **		(0,02)						
Alltagsmathematikkompetenz (Faktorscore)										0,15 **		(0,02)
2. Ebene: Ausbildungsklassifikation												
Ausbildungsjahre	0,19 **		(0,02)	0,17 **		(0,02)	0,14 **		(0,03)	0,11 **		(0,02)
Gini-Index Berufe	0,65 *		(0,26)	0,55 *		(0,24)	0,76 *		(0,31)	0,67 *		(0,29)
Ausbildungsjahre x Gini-Index	-0,06 **		(0,02)	-0,05 *		(0,02)	-0,07 **		(0,03)	-0,07 **		(0,02)

Q: STATISTIK AUSTRIA, PIAAC 2011/12. - Eigene Berechnungen. - Unselbstständige in bezahlter Erwerbstätigkeit, die nicht in formaler Ausbildung sind, ohne Soldaten (n=2909). - Standardfehler in Klammer. - Auf der individuellen Ebene wurde zusätzlich für das ISCO08-Skill-Level, Wirtschaftsklasse (ISIC), Betriebsgröße und Teilzeit-Beschäftigung kontrolliert. - *= $p < 0,05$, **= $p < 0,01$.

den Zusammenhang zwischen verschiedenen Variablen auf den beiden Ebenen (Individuen und Ausbildungsklassifikation) und der Alltagsmathematikkompetenz (M1a,b) bzw. der Häufigkeit kognitiver mathematischer Tätigkeiten im Job (M2a,b).

Auf der individuellen Ebene zeigen die demografischen Variablen den erwarteten Zusammenhang von Alltagsmathematikkompetenz und deren Nutzung im Job: auch bei Konstanzhaltung der anderen Variablen weisen Männer sowohl ein höheres Kompetenzniveau als auch eine höhere Nutzung auf als Frauen. Sowohl Kompetenz als auch Nutzung steigen in jungen Jahren zunächst an, um mit zunehmendem Alter abzunehmen, wie der negative Koeffizient des quadrierten Alters anzeigt. Einheimische weisen gegenüber Personen mit Migrationshintergrund ein höheres Kompetenzniveau auf, jedoch keine höhere Nutzung im Job. Formal überqualifizierte Beschäftigte verfügen im Vergleich zu adäquat qualifizierten Beschäftigten tendenziell über ein niedrigeres Kompetenzniveau, wengleich dieses Ergebnis aufgrund der kleinen Stichprobe nur in Modell M1a eingeschränkt signifikant ist. Wird die Nutzung konstant gehalten (Modell M1b), sind die Kompetenzunterschiede zwischen Überqualifizierten und adäquat Qualifizierten nicht mehr statistisch signifikant. Umgekehrt deuten die Ergebnisse darauf hin, dass unterqualifizierte Beschäftigte ein leicht höheres Niveau der Alltagsmathematikkompetenz haben als adäquat Qualifizierte. Im Hinblick auf die Kompetenznutzung sind die Unterschiede zwischen über- bzw. unterqualifizierten Beschäftigten und qualifikationsadäquat Beschäftigten hochsignifikant und auch bei Gleichhaltung des Kompetenzniveaus robust: Überqualifizierte nutzen alltagsmathematische Tätigkeiten im Job deutlich seltener und Unterqualifizierte deutlich häufiger, als Personen, die ihrer formalen Qualifikation entsprechend beschäftigt sind. Auch wenn die Ergebnisse im Hinblick auf die Kompetenzen nur eingeschränkt signifikant sind, so stützt zumindest die Richtung der Koeffizienten die These der heterogenen Kompetenzen, wonach ein qualifikatorischer Mismatch nicht nur auf eine Diskrepanz zwischen Qualifikationsnachfrage und -angebot oder ein Zuweisungsproblem am Arbeitsmarkt zurückzuführen ist, sondern eben auch auf Unterschiede im Kompetenzniveau zwischen Personen mit gleicher formaler Qualifikation. Eindeutiger ist jedoch der Zusammenhang zwischen qualifikatorischem Mismatch und der Nutzung, was umgekehrt eher darauf hindeutet, dass Überqualifizierte über niedrigere Kompetenzen verfügen, weil sie sie im Job nur in einem geringeren Ausmaß nutzen können und deshalb das Risiko eines Kompetenzverlustes haben. Jedenfalls verweist der starke wechselseitige Zusammenhang zwischen Kompetenzniveau und Kompetenznutzung in Mathematik auf die Bedeutung der Nutzung für die Aufrechterhaltung und Erweiterung des Kompetenzniveaus. Allerdings können aus den Ergebnissen keine kausalen Schlussfolgerungen gezogen werden: da es sich um eine Querschnittserhebung von Kompetenzen und ihrer Nutzung am Arbeitsplatz handelt, kann die Frage, ob die Kompetenz-Alterspro-

file je nach Kompetenznutzung variieren, nicht beantwortet werden.⁷

Auf der Ebenen der Ausbildungsklassifikation zeigt sich deutlich, dass sowohl das Kompetenzniveau als auch die Nutzung mathematischer Kompetenzen mit zunehmendem Bildungsniveau ansteigen. Je höher der Gini-Index einer Qualifikation – d.h. je mehr sich die Erwerbstätigen einer Qualifikation auf relativ wenige verschiedene Berufsgruppen konzentrieren – desto höher das durchschnittliche Kompetenzniveau und die durchschnittliche Nutzung, wobei dieser Zusammenhang mit zunehmenden Bildungsjahren schwächer wird. Eine hohe berufliche Spezialisierung in diesem Sinne, dass die Absolventinnen und Absolventen einer Ausbildungskategorie empirisch in relativ wenigen unterschiedlichen Berufsgruppen beschäftigt sind, geht also mit durchschnittlich höheren Alltagsmathematikkompetenzen einher, wobei der Zusammenhang mit der Nutzungshäufigkeit im Job etwas stärker ausgeprägt ist.

Eine hohe relative Utilisierung von Kompetenzen im Job ergibt sich, wenn in Relation zum jeweiligen Durchschnitt die Nutzung höher ist als die Kompetenz. Ist umgekehrt die Kompetenz höher als deren Nutzung, resultiert daraus eine relative Unterutilisierung. Die Ergebnisse des Modells M3a (Übersicht 2) entsprechen der Erwartung, dass Überqualifizierte eine relativ niedrige Nutzung im Verhältnis zur ihren vorhandenen Kompetenzen aufweisen und deshalb unterutilisieren, während Unterqualifizierte tendenziell überutilisieren, weil sie im Vergleich zu adäquat Qualifizierten berufliche Tätigkeiten mit einer höheren Komplexität ausüben.⁸

Da das Maß der relativen Utilisierung nicht zwischen einer Übereinstimmung auf hohem oder niedrigem Kompetenzniveau bzw. auf hohem oder niedrigem Nutzungsniveau unterscheidet, empfiehlt es sich, im Modell das Kompetenzniveau oder das Nutzungsniveau zu kontrollieren. Eine hohe relative Utilisierung tritt tendenziell bei sehr hoher Nutzung auf und eine niedrige relative Utilisierung bei einem sehr hohen Kompetenzniveau, weshalb sich die Koeffizienten in den beiden Modellen gegengleich verhalten, je nachdem ob das Kompetenzniveau (M3b) oder die Nutzung (M3c) kontrolliert wird. Bei gleichem Kompetenzniveau haben Männer wegen ihrer höheren Frequenz der Nutzung kognitiver mathematischer Tätigkeiten im Job eine höhere Utilisierung als Frauen. Umgekehrt utilisieren Männer bei gleicher Mathematik-Nutzung weniger als Frauen, weil sie im Durchschnitt über

7) Modelliert man zusätzlich einen Interaktionsterm zwischen Alter und Kompetenznutzung, so ist der Koeffizient zwar positiv, doch statistisch nicht signifikant.

8) Die abhängige Variable der relativen Utilisierung ist so kodiert, dass ein höherer Wert eine geringere Mathematik-Nutzung relativ zum Kompetenzniveau (Unterutilisierung) anzeigt und ein niedrigerer Wert eine höhere Nutzung (Überutilisierung). Deshalb deutet ein negativer Koeffizient in Richtung Überutilisierung und eine positiver in Richtung Unterutilisierung.

Übersicht 2

Determinanten der relativen (Unter-)Utilisierung von Alltagsmathematikkompetenzen im Job

Modell	M3a			M3b			M3c		
	Koef.	Sig.	SE	Koef.	Sig.	SE	Koef.	Sig.	SE
(Intercept)	-0,92 *		(0,39)	2,26 **		(0,36)	-3,28 **		(0,32)
1. Ebene: Individuen									
Männlich	0,04		(0,05)	-0,20 **		(0,04)	0,24 **		(0,04)
Alter	0,03		(0,01)	-0,02 **		(0,01)	0,05 **		(0,01)
Alter quadriert (*100)	-0,04 *		(0,02)	0,03 **		(0,01)	-0,07 **		(0,01)
Migrationshintergrund	-0,42 **		(0,08)	-0,04		(0,06)	-0,44 **		(0,06)
Überqualifiziert	0,15 **		(0,05)	0,21 **		(0,04)	-0,04		(0,04)
Unterqualifiziert	-0,17 *		(0,07)	-0,25 **		(0,05)	0,06		(0,05)
Alltagsmathematikkompetenz (Faktorscore)				0,85 **		(0,02)			
Index Mathematik-Nutzung							-0,85 **		(0,02)
2. Ebene: Ausbildungsklassifikation									
Ausbildungsjahre	0,05 *		(0,02)	-0,11 **		(0,02)	0,17 **		(0,02)
Gini-Index Berufe	-0,11		(0,27)	-0,67 *		(0,29)	0,55 *		(0,24)
Ausbildungsjahre x Gini-Index	0,01		(0,02)	0,07 **		(0,02)	-0,05 *		(0,02)

Q: STATISTIK AUSTRIA/PIAAC 2011/12. - Eigene Berechnungen. - Unselbstständige in bezahlter Erwerbstätigkeit, die nicht in formaler Ausbildung sind, ohne Soldaten (n=2909). Standardfehler in Klammer. - Auf der individuellen Ebene wurde zusätzlich für das ISCO08-Skill-Level, Wirtschaftsklasse (ISIC), Betriebsgröße und Teilzeit-Beschäftigung kontrolliert. - *= $p < 0,05$, **= $p < 0,01$. - Die abhängige Variable ist jeweils das standardnormalverteilte relative Utilisierungsmaß: höhere Skalenwerte (positive Koeffizienten) entsprechen einer zunehmenden relativen Unterutilisierung, d.h. relativ zu ihrer Nutzung ist die Alltagsmathematikkompetenz erhöht.

ein höheres Kompetenzniveau verfügen und das höhere Kompetenzniveau sich nicht in einer höheren Kompetenznutzung im gleichen Ausmaß niederschlägt. Ähnlich verhält es sich im Hinblick auf das Alter, obwohl hier die Koeffizienten aufgrund des quadratischen Terms schwierig zu interpretieren sind: bei gleichem Kompetenzniveau steigt in den jüngeren Jahren der Erwerbstätigkeit die Utilisierung zunächst an und nimmt daraufhin mit zunehmendem Alter ab. Umgekehrt steigt bei gleicher Nutzung zunächst die Unterutilisierung (weil die Kompetenzen ansteigen), und mit zunehmendem Alter wird aufgrund des im Durchschnitt zunehmend niedrigeren Kompetenzniveaus tendenziell mehr genutzt.

Der Koeffizient der Alltagsmathematikkompetenz ist positiv und jener der Mathematik-Nutzung negativ. Das bedeutet, dass trotz des Zusammenhangs zwischen den beiden Maßen sich diese keineswegs deckungsgleich verhalten: das Nutzungsniveau steigt nicht im gleichen Ausmaß wie das Kompetenzniveau und vice versa. Hält man das Kompetenzniveau gleich (M3b) so geht eine Überqualifizierung mit einem niedrigeren Ausmaß an Utilisierung einher, weil die Nutzungshäufigkeit bei Überqualifizierten deutlich niedriger ist als bei adäquat Qualifizierten, die sich sonst im Hinblick auf angebots- und nachfrageseitige Charakteristika nicht unterscheiden. Unterqualifizierte nutzen ihre Kompetenzen dagegen in deutlich höherem Ausmaß als adäquat Qualifizierte, weil sie im Durchschnitt eine höhere Nutzung aufweisen. Hält man die Nutzung im Modell konstant, zeigen die Koeffizienten des qualifikatorischen Mismatch zwar wie erwartet in die gegensätzliche Richtung, doch sind die Unterschiede zu adäquat Qualifizierten statistisch nicht signifikant. Das spricht für

die credentialistische Sichtweise, denn bei gleicher Nutzung gibt es keine signifikanten Unterschiede im Kompetenzniveau zwischen Unter- und Überqualifizierten, wie auch schon das Modell M1b nahelegt. Als wesentlich für das Verhältnis zwischen qualifikatorischem Mismatch und Kompetenz ist die Nutzung am Arbeitsplatz einzustufen. Insofern haben humankapitaltheoretische Erklärungsansätze Bedeutung, denn es bestehen eben signifikante Unterschiede im Hinblick auf die Nutzung und die Utilisierung sowie auch im Hinblick auf die Kompetenz (M1a), selbst wenn für wesentliche Charakteristika der Personen und der Jobs kontrolliert wird. Weisen Überqualifizierte und adäquat Qualifizierte bei sonst gleichen Variablen auch ähnliche Kompetenzniveaus auf, so deutet das auf eine tatsächliche Fehlallokation hin, bei der die Produktivität der Erwerbstätigen von den zu niedrigen Anforderungen in ihren Jobs begrenzt wird. Im Hinblick auf Unterqualifizierte kann dagegen auch ein sogenanntes „Supermatching“ (vgl. Allen, Levels & Van der Velden, 2013) vorliegen, bei der die Erwerbstätigen ihr Kompetenzreservoir in sehr hohem Maße ausschöpfen, während bei adäquat Beschäftigten quasi ungenutzte Kompetenzreserven vorhanden sein können.

Auf der Ebene der Ausbildungsklassifikation zeigt sich mit höherem Bildungstand eine zunehmende Unterutilisierung (M3a), die bei gleicher Nutzung im Job noch deutlicher ist, da im Vergleich zu den niedrigeren Bildungsebenen die Nutzungshäufigkeit nicht im gleichen Ausmaß wie das Kompetenzniveau ansteigt (M3c). Wird hingegen das Kompetenzniveau konstant gehalten (M3b), so geht mit zunehmender Bildung eine zunehmende Utilisierung einher, da auch die Nutzungshäufigkeit mit dem

Bildungsniveau ansteigt. Eine höhere Konzentration von Ausbildungen auf relativ wenige unterschiedliche Berufsgruppen hängt bei gleichem Kompetenzniveau mit einer höheren Utilisierung zusammen und bei gleicher Nutzung mit einer geringeren Utilisierung, weil sowohl Nutzung als auch Kompetenz in Ausbildungen mit höherem Gini-Index ansteigen (siehe Übersicht 1). Die leicht unterschiedlichen Effektstärken deuten darauf hin, dass sich eine höhere Konzentration tendenziell stärker auf die Nutzungshäufigkeit auszuwirken scheint als auf das Kompetenzniveau, was sich im leicht negativen (aber nicht signifikanten) Koeffizienten des Gini-Index in Modell M3a niederschlägt.

Erklärung von Einkommensunterschieden

Die Ergebnisse der multivariaten Modellierung von Einkommensunterschieden auf Basis des logarithmierten Stundenlohns⁹ sind in Übersicht 3 eingetragen. Die Effekte der demografischen Variablen entsprechen den Erwartun-

gen und bestätigen grundsätzlich bisher vorliegende Forschungsergebnisse. Die Bildungsrendite ist auf der Ebene der Ausbildungsklassifikation modelliert und beträgt rund 4% pro zusätzlichem Ausbildungsjahr. Das ist im Vergleich zu den bisherigen Ergebnissen für Österreich etwas niedriger (vgl. Steiner, Schuster und Vogtenhuber, 2007, Vogtenhuber et al., 2012), und darauf zurückzuführen, dass hier zusätzlich eine Reihe von angebots- und nachfrageseitigen Variablen berücksichtigt wurden, insbesondere die gemessenen Alltagsmathematikkompetenzen bzw. deren Nutzung im Job und die Maße des Zusammenspiels zwischen den beiden Marktseiten (qualifikatorischer Match und Mismatch sowie Utilisierung der vorhanden Kompetenzen im Job).

Im Einklang mit der einschlägigen internationalen Literatur müssen formal Überqualifizierte Einkommenseinbußen hinnehmen, die mit der hier genutzten Spezifikation auf mehr als 10% geschätzt werden, was beträchtlich ist und mehr als zwei zusätzlichen Jahren in Ausbildung entspricht. Im Gegensatz dazu wird der Einkommensvorsprung von Unterqualifizierten im Vergleich zu adäquat Qualifizierten (mit gleichem Bildungsniveau und dem gleichen Alltagsmathematikkompetenz- bzw. Nutzungs-

9) Durch das Logarithmieren sind die Koeffizienten als prozentuelle Differenzen im Stundenlohn zu interpretieren.

Übersicht 3

Auswirkungen von Kompetenzen, Nutzung und Utilisierung, qualifikatorischem Mismatch sowie der Niveaus und der beruflichen Spezialisierung von Ausbildungen auf den Stundenlohn

Modell	M4a			M4b			M4c			M4d			M4e		
	Koef.	Sig.	SE	Koef.	Sig.	SE	Koef.	Sig.	SE	Koef.	Sig.	SE	Koef.	Sig.	SE
(Intercept)	0,83 **		(0,12)	0,57 **		(0,11)	0,83 **		(0,12)	0,83 **		(0,12)	0,64 **		(0,12)
1. Ebene: Individuen															
Männlich	0,17 **		(0,02)	0,19 **		(0,02)	0,17 **		(0,02)	0,17 **		(0,02)	0,17 **		(0,02)
Alter	0,03 **		(0,00)	0,03 **		(0,00)	0,03 **		(0,00)	0,03 **		(0,00)	0,03 **		(0,00)
Alter quadriert (*100)	-0,02 **		(0,01)	-0,03 **		(0,01)	-0,02 **		(0,01)	-0,02 **		(0,01)	-0,03 **		(0,01)
Migrationshintergrund	0,00		(0,03)	-0,02		(0,03)	0,00		(0,03)	0,00		(0,03)	-0,00		(0,03)
Überqualifiziert	-0,11 **		(0,02)	-0,12 **		(0,02)	-0,11 **		(0,02)	-0,11 **		(0,02)	-0,11 **		(0,02)
Unterqualifiziert	0,03		(0,02)	0,04 *		(0,02)	0,03		(0,02)	0,03		(0,02)	0,03		(0,02)
Alltagsmathematikkompetenz (Faktorscore)	0,04 **		(0,01)				0,07 **		(0,01)						
Index Mathematik-Nutzung	0,03 **		(0,01)							0,07 **		(0,01)			
relative Unterutilisierung				0,01		(0,01)	-0,03 **		(0,01)	0,04 **		(0,01)			
highskill-match (Ref: lowskill-match)													0,13 **		(0,03)
mediumskill-match													0,11 **		(0,03)
highskill-surplus													0,06 *		(0,03)
mediumskill-surplus													0,06 *		(0,02)
mediumskill-deficit													0,11 **		(0,03)
lowskill-deficit													0,02		(0,03)
2. Ebene: Ausbildungsklassifikation															
Ausbildungsjahre	0,04 **		(0,01)	0,05 **		(0,01)	0,04 **		(0,01)	0,04 **		(0,01)	0,04 **		(0,01)
Gini-Index Berufe	0,10		(0,06)	0,15 *		(0,06)	0,10		(0,06)	0,10		(0,06)	0,11		(0,06)
Ausbildungsjahre x Gini-Index	-0,00		(0,01)	-0,01		(0,01)	-0,00		(0,01)	-0,00		(0,01)	-0,01		(0,00)

Q: STATISTIK AUSTRIA, PIAAC 2011/12. - Eigene Berechnungen. - Unselbstständige in bezahlter Erwerbstätigkeit, die nicht in formaler Ausbildung sind, ohne Soldaten (n=2909). - Standardfehler in Klammer. - Auf der individuellen Ebene wurde zusätzlich für das ISCO08-Skill-Level, Wirtschaftsklasse (ISIC), Betriebsgröße und Teilzeit-Beschäftigung kontrolliert. - *= $p < 0,05$, **= $p < 0,01$.

niveau) auf nur knapp 4% geschätzt, wobei dieser Unterschied nur dann auf niedrigem Niveau signifikant ist, wenn nicht die Häufigkeit der Nutzung kontrolliert wird.

Unabhängig vom Bildungsniveau haben die gemessenen Alltagsmathematikkompetenzen sowie die Häufigkeit der Nutzung kognitiver mathematischer Tätigkeiten im Job einen signifikanten positiven Effekt auf das Einkommen. Eine höhere Alltagsmathematikkompetenz im Ausmaß einer Standardabweichung, das entspricht rund 44 Punkten auf der Kompetenzskala, ist mit einem höheren Stundenlohn von rund 4% verbunden, während sich eine um eine Standardabweichung höhere Nutzung im Job in einem rund 3% höheren Stundenlohn niederschlägt, bei sonst gleichen Bedingungen, also auch wenn jeweils das Kompetenzniveau bzw. die Nutzung konstant gehalten werden (M4a).

Modelliert man das relative Utilisierungsmaß ohne zusätzlich das Kompetenz- oder Nutzungsniveau zu kontrollieren, zeigen sich keine Auswirkung auf den Stundenlohn (M4b). Demnach scheint es zunächst unerheblich, wie sich Kompetenz und Nutzung unabhängig von ihrem jeweiligen Niveau zueinander verhalten. Erst wenn z.B. das Kompetenzniveau konstant gehalten wird (M4c), so wirkt sich eine zunehmende Unterutilisierung, das bedeutet eine geringere Nutzung im Job, negativ auf den Stundenlohn aus, wobei eine um eine Standardabweichung niedrigere relative Utilisierung einem niedrigeren Stundenlohn von rund 3% entspricht. Hält man umgekehrt das Nutzungsniveau konstant (M4d), geht eine zunehmende Unterutilisierung mit einem höheren Stundenlohn einher, weil das bei gleicher Nutzung eine um eine Standardabweichung höhere Kompetenz entspricht.

Die deutlich höheren Koeffizienten von Kompetenz bzw. Nutzung in Modell M4c bzw. M4d im Vergleich zu M4a deuten darauf hin, dass ein jeweils höheres Niveau bei gleicher relativer Utilisierung mit einem größeren Einkommenszuwachs verbunden ist. Das bedeutet nichts anderes, als dass bei einer Übereinstimmung zwischen Kompetenz und Nutzung im Job (relative Utilisierung ist gleich Null) auf einem hohen Niveau (highskill-match) der Stundenlohn deutlich höher ist als bei einer Übereinstimmung auf niedrigem Niveau. Die Ergebnisse von M4c bedeuten beispielsweise, dass der geschätzte Unterschied im Stundenlohn zwischen jenen mit einem um eine Standardabweichung überdurchschnittlichem Kompetenzniveau und jenen mit einem um eine Standardabweichung unterdurchschnittlichen Kompetenzniveau 14% beträgt (zwei Mal 7%), wenn jeweils Kompetenz- und Nutzungsniveau übereinstimmen, d.h. die relative Utilisierung am Null-Durchschnitt konstant gehalten wird.¹⁰

Dieser Zusammenhang tritt in Modell M4e deutlich hervor, in dem die Übereinstimmung bzw. Nichtübereinstimmung auf verschiedenen Niveaus jeweils im Vergleich zur Übereinstimmung auf niedrigem Niveau (lowskill-match: niedrige Kompetenz und niedrige Nutzung) modelliert wird. Im Vergleich zu dieser Referenzkategorie verzeichnen alle anderen Match- bzw. Mismatch Kategorien Einkommensvorsprünge, außer jene Kategorie, in der ein niedriges Kompetenzniveau auf eine höhere Nutzung trifft (lowskill-deficit). Dagegen haben jene, die auf mittlerem Kompetenzniveau eine hohe Nutzung aufweisen (mediumskill-deficit) ähnlich hohe Einkommensvorteile wie bei einer Übereinstimmung auf hohem bzw. mittlerem Niveau. Das deutet darauf hin, dass ein sogenanntes Supermatching, bei dem eine höhere relative Utilisierung eine optimale Ausnutzung der vorhandenen Kompetenzen bedeutet, im Durchschnitt erst ab einem gewissen (mittleren) Kompetenzniveau stattfindet, während sich bei jenen mit niedrigen Kompetenzen, die in Jobs mit höheren Anforderungen sind, dies nicht in höheren Einkommen niederschlägt. Die Koeffizienten der kompetenzbasierten Utilisierungsmaße sind ebenso wie die Koeffizienten des qualifikatorischen Matchings beträchtlich. So können etwa bei einer formalen Überqualifikation die damit verbundenen Einkommenseinbußen zumindest zum Teil wettgemacht werden, wenn eine hohe Kompetenz auf eine hohe Nutzung trifft oder eine mittlere Kompetenz auf eine mittlere bzw. hohe Nutzung.

Auf der Ebene der Ausbildungsklassifikation ist neben den Bildungsjahren jeweils auch der Gini-Konzentrationsindex sowie die Interaktion der beiden modelliert. Insgesamt sind rund 21% der Varianz im Stundenlohn auf die Ebene der Ausbildungsklassifikation zurückzuführen. Die Koeffizienten des Gini-Index deuten auf einen positiven Zusammenhang zwischen beruflicher Spezialisierung und Einkommen hin, wenngleich auf einem niedrigen Signifikanzniveau. D.h. gemessen an der empirischen Verteilung der Ausbildungen auf Berufe ist eine höhere Konzentration auf wenige verschiedene Berufsgruppen bei sonst gleichen Variablen mit einem höheren Stundenlohn verbunden. Unabhängig vom relativ starken Zusammenhang zwischen Spezialisierung und Kompetenz- bzw. Nutzungsniveau scheint sich eine höhere berufliche Spezialisierung in Österreich auch darüber hinaus positiv für das Einkommen auszuwirken.

17.4 Zusammenfassung und Resümee

In diesem Beitrag wird versucht, das komplexe Zusammenspiel zwischen Qualifikations- bzw. Kompetenzangebot und den Anforderungen im Job vor dem Hintergrund der beruflichen Spezialisierung der österreichischen Bildungsabschlüsse aufzuklären. Dabei wurde auf die von PIAAC bereitgestellten Informationen über die Alltagsmathematikkompetenzen und die Häufigkeit der Verwendung kogniti-

10) Man beachte, dass die restlichen Koeffizienten zwischen M4a, M4c und M4d exakt gleich sind, eben weil sich die relative Utilisierung aus den beiden Variablen Kompetenz und Nutzung ergibt. Die Modelle unterscheiden sich ausschließlich in der Spezifizierung von Kompetenz und Nutzung, jedoch auf Basis der gleichen Informationen.

ver mathematischer Tätigkeiten im Job fokussiert. Anstatt eines strikten Skill-Match und Mismatch Indikators wurde ein relatives Utilisierungsmaß zur Einschätzung der Übereinstimmung herangezogen, das die Nutzung mathematischer Tätigkeiten in Abhängigkeit vom Kompetenzniveau beschreibt. Zusätzlich wurde ein Maß der beruflichen Spezialisierung der verschiedenen Erstausbildungsabschlüsse nach Bildungsebenen und Fachrichtungen genutzt, das sich aus der empirischen Verteilung dieser Qualifikationen auf unterschiedliche Berufsgruppen ergibt.

Die Analysen zeigen, dass Alltagsmathematikkompetenzen und die Nutzung mathematischer Tätigkeiten im Job zusammenhängen, wobei die Korrelation der Durchschnittswerte auf der Ebene der Ausbildungsklassifikation sehr stark ausgeprägt ist. Die Informationen über Kompetenzen und deren Nutzung tragen wesentlich zum Verständnis von formaler Über- und Unterqualifikation bei. Im Vergleich zu adäquat beschäftigten Erwerbstätigen weisen formal Überqualifizierte eine deutlich niedrigere Nutzung auf und tendenziell auch ein niedrigeres Kompetenzniveau; umgekehrt gilt für unterqualifizierte Beschäftigte, dass sie ein deutlich höheres Nutzungsniveau im Job und tendenziell ein höheres Kompetenzniveau haben, was nur zum Teil im Einklang mit der These der heterogenen Kompetenzen steht. Denn die Heterogenität liegt nicht so sehr in den Kompetenzen als vielmehr in deren Nutzung im Job, die sich wesentlich für den Zusammenhang des qualifikatorischen Mismatch und der Utilisierung der Kompetenzen herausstellt. Das Ergebnis, dass bei gleichem Nutzungsniveau die signifikanten Unterschiede im Kompetenzniveau zwischen Unter- und Überqualifizierten verschwinden, spricht dafür, dass sich die formal nicht adäquat Beschäftigten auch vom Kompetenzniveau her in Jobs mit nicht adäquaten Kompetenzanforderungen befinden. Ein tatsächliches Allokationsproblem am Arbeitsmarkt ist dann wahrscheinlich, wenn Überqualifizierte und adäquat Qualifizierte ähnliche Kompetenzniveaus aufweisen, und die niedrigeren Anforderungen im Job die Produktivität der Überqualifizierten beschränkt. Im Hinblick auf Unterqualifizierte scheint dagegen nicht ein Kompetenzmangel sondern ein sogenanntes „Supermatching“ vorzuliegen, bei der die Erwerbstätigen ihr Kompetenzreservoir in einem sehr hohen Maße ausschöpfen.

Der festgestellte positive Zusammenhang zwischen beruflicher Spezialisierung und Kompetenz ist zwar im Einklang mit den internationalen PIAAC-Ergebnissen, die für Österreich mit seinem von Berufsbildung dominierten Sekundarschulsystem im internationalen Vergleich leicht überdurchschnittliche Alltagsmathematikkompetenzen ausweisen. Allerdings steht dies nicht nur im Widerspruch zu den vergleichenden Analysen politischer Ökonomien, die eine hohe berufliche Spezialisierung im oberen Sekundarschulwesen tendenziell mit niedrigem Kompetenzniveau gleichsetzen (vgl. Estevez-Abe, Iversen & Soskice, 2001; Hall & Soskice, 2001; Streeck, 2012). Das Ergebnis ist darüber hinaus umso überraschender, als bei PIAAC nicht die beruflichen Kompetenzen im engeren Sinne sondern vielmehr generische Schlüsselkompetenzen gemessen

werden, die keineswegs auf die Ergebnisse einer als eng bezeichneten beruflichen Spezialisierung auf der Sekundarebene abstellt. Die Analysen legen dagegen nahe, dass innerhalb des in seiner Gesamtheit berufsspezialisierten österreichischen Bildungssystems ein höheres Maß an Spezialisierung der Kompetenzanwendung und -entwicklung im Job nicht hinderlich, sondern im Gegenteil dienlich ist, zumindest im alltagsmathematischen Bereich. Es ist allerdings möglich, dass der Zusammenhang zwischen beruflicher Spezialisierung und Lesekompetenz in die andere Richtung geht.

Im Hinblick auf Einkommensunterschiede wirken sich sowohl das Kompetenz- als auch das Nutzungsniveau eigenständig und unabhängig voneinander positiv auf die Höhe des Stundenlohns aus. Der Einkommenszugewinn ist umso höher, je höher das Niveau ist, auf dem Kompetenzen und Nutzung übereinstimmen. Stimmen Kompetenz und Nutzung auf hohem oder mittlerem Niveau überein, kann der negative Effekt einer formalen Überqualifikation zumindest teilweise kompensiert werden. Dies trifft auch dann zu, wenn ein durchschnittliches Kompetenzniveau auf eine überdurchschnittliche Nutzungshäufigkeit im Job trifft. Beschäftigte mit einem unterdurchschnittlichen Kompetenzniveau in komplexeren Jobs mit höheren Anforderungen erzielen hingegen im Durchschnitt kein höheres Einkommen als Erwerbstätige mit einer Übereinstimmung auf niedrigem Niveau. Insofern kann die These des Supermatching nicht generell angenommen werden sondern sie ist dahingehend einzuschränken, als zumindest ein gewisses (mittleres) Kompetenzniveau vorhanden sein muss, um komplexere Aufgaben produktiv bewältigen zu können.

Unabhängig vom positiven Zusammenhang der beruflichen Spezialisierung auf das Kompetenz- und Nutzungsniveau bzw. auf deren Übereinstimmung wirkt sich eine höhere berufliche Spezialisierung darüber hinaus auch positiv auf das Einkommen aus, wobei dieser Befund aufgrund des geringen Signifikanzniveaus vorsichtig zu interpretieren ist.

Generell ist die Interpretation aufgrund des relativen Charakters des Utilisierungsmaßes und des komplexen Zusammenspiels zwischen individuellen Eigenschaften (Kompetenzen) und den Anforderungen im Job (Tätigkeiten) schwierig. Von der Art und den Anforderungen im Job hängt ab, ob überhaupt und in welchem Maße kognitive mathematische Tätigkeiten auszuführen sind. Wie jedoch die Daten zur Nutzungshäufigkeit zeigen, wendet die große Mehrheit der Erwerbstätigkeiten regelmäßig zumindest basale mathematische Kompetenzen im Job an. Und bei der produktiven Ausübung dieser Tätigkeiten spielt das vorhandene Kompetenzniveau eine entscheidende Rolle. Die Analysen legen auch nahe, dass dort, wo Mathematik nur in geringem Ausmaß zum Tätigkeitsbereich des Jobs gehört, die Gefahr des Verlustes von Alltagsmathematikkompetenzen besteht, was insbesondere dann schlagend werden dürfte, wenn auch im Alltag kaum kognitive mathematische Tätigkeiten ausgeführt werden.

17.5

Literatur

- Allen, J. & De Weert, E. (2007). What Do Educational Mismatches Tell Us About Skill Mismatches? A Cross-country Analysis. *European Journal of Education*, 42(1), 59-73.
- Allen, J., Levels, M. & Van der Velden, R. (2013). Skill mismatch and skill use in developed countries: Evidence from the PIAAC study, ROA Research Memorandum 2013/17.
- Allen, J. & Van der Velden, R. (2001). Educational Mismatches versus Skill Mismatches: Effects on Wages, Job Satisfaction, and On-the-Job Search. *Oxford Economic Papers*, 53(3), 434-452.
- Allmendinger, J. (1989). Educational Systems and Labor Market Outcomes. *European Sociological Review*, 5(3), 231-250.
- Bates, D., Maechler, M., Bolker, B. & Walker, S. (2013). lme4: Linear mixed-effects models using Eigen and S4. R package version 1.0-5. <http://CRAN.R-project.org/package=lme4>.
- Béduwé, C. & Vincens, J. (2011). L'indice de concentration : une clé pour analyser l'insertion professionnelle et évaluer les formations. *Revue Formation Emploi* 114, 5-24.
- Breen, R. (2005). Explaining cross-national variation in youth unemployment: market and institutional factors, *European Sociological Review*, 21(2), 125-134.
- Brown, T.A. (2006). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*, New York: The Guilford Press.
- Card, D. (1999). The causal effect of education on earnings. In: O. Ashenfleter & D. Card (Ed.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3 (pp. 1801-1863). Amsterdam: Elsevier.
- Culpepper, P. (2007). Small states and skill specificity: Austria, Switzerland, and inter-employer cleavages in coordinated capitalism. *Comparative Political Studies* 40, 611-37.
- Desjardins, R. & K. Rubenson (2011). *An Analysis of Skill Mismatch Using Direct Measures of Skills*. OECD Education Working Papers, 63, OECD Publishing.
- Estevez-Abe, M., Iversen, T. & Soskice, D. (2001). Social protection and the formation of skills: A reinterpretation of the welfare state. In P. Hall & D. Soskice (Ed.). *Varieties of capitalism: The institutional foundations of comparative advantage* (pp. 145-183). New York: Oxford University Press.
- Gangl, M. (2003). The only way is up? Employment protection and job mobility among recent entrants to European labour markets. *European Sociological Review*, 19(5), 429-449.
- Gelman, A. & Hill, J. (2007). *Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models*. New York: Cambridge University Press.
- Green, F. & McIntosh, S. (2007). Is there a genuine under-utilization of skills amongst the over-qualified? *Applied Economics*, Vol. 39(4), 427-439.
- Groot, W. & Maassen Van Den Brink, H. (2000). Overeducation in the labor market: a meta-analysis. *Economics of Education Review*, 19, 149-158.
- Hall, P. A. & Soskice, D. (2001). *Varieties of capitalism: The institutional foundations of comparative advantage*. New York: Oxford University Press.
- Hartog, J. (2000). Over-education and Earnings: where we are, where should we go? *Economics of Education Review*, 19, 131-147.
- Hefler, G. & Zimmel S. (2012). 7EU-VET WP7 – Results of the Austrian Survey. Retrieved from: http://www.7eu-vet.org/uploadi/editor/1360145722A7.31_CountryReport-Austria.pdf (17.2.2014).

- Hox, J. (2010). *Multilevel Analysis. Techniques and Applications*. 2nd Edition, New York: Routledge.
- Iversen, T. & Soskice, D. (2001). An Asset Theory of Social Policy Preferences. *American Political Science Review*, 95(4), 875-893.
- Krahn, H. & Lowe, G. (1998). *Literacy Utilisation in Canadian Workplaces*. Statistics Canada, Catalogue no. 89-552-MIE, No. 4.
- Lassnigg, L. (2011). The 'duality' of VET in Austria: institutional competition between school and apprenticeship. *Journal of Vocational Education and Training*, 63(3), 417-438.
- Lassnigg, L. & Vogtenhuber, S. (2011). Monitoring of Qualifications and Employment in Austria: an empirical approach based on the labour force survey. *Research in Comparative and International Education*, 6(3), 300-315.
- Levels, M., Van der Velden, R. & Allen, J. (2013). Educational mismatches and skills: New empirical tests of old hypotheses, ROA Research Memorandum 2013/18.
- Lumley, T. (2012). *survey: analysis of complex survey samples*. R package version 3.28-2.
- Mayer, K. U., & Solga, H. (2008). *Skill Formation. Interdisciplinary and Cross-National Perspectives*. Cambridge: University Press.
- Oreopoulos, P., von Wachter, T. & Heisz, A. (2012). The Short- and Long-Term Career Effects of Graduating in a Recession, *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(1), 1-29.
- OECD (2013). *Skills Outlook: first results from the OECD Survey of Adult skills (Volume 1)*, Paris: OECD Publishing.
- Pellizzari, M. & Fichen, A. (2013). A New Measure of Skills Mismatch: Theory and Evidence from the Survey of Adult Skills (PIAAC). *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 153, OECD Publishing. Retrieved from <http://dx.doi.org/10.1787/5k3tpt04lcnt-en>.
- Quintini, G. (2011). *Over-Qualified or Under-Skilled. A review of existing Literature*. OECD Social, Employment and Migration Working Papers No. 121.
- R Core Team (2013). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <http://www.R-project.org/>.
- Reif, M. & Peterbauer, J. (2014). *svyPVpack: A package for complex surveys including plausible values*. R package version 0.1-1. <https://github.com/manuelreif/svyPVpack>.
- Scherer, S. (2004). Stepping-stones or traps? The consequences of labour market entry positions on future careers in West Germany, Great Britain and Italy, *Work, employment and society*, 18(2): 369-394.
- Sloane, P. (2003). Much Ado About Nothing? What Does the Overeducation Literature Really Tell Us?. In F. Büchel, A. de Grip & A. Mertens (Ed.), *Over-education in Europe: Current issues in theory and policy*. Edward Elgar, Cheltenham.
- Steiner, P., Vogtenhuber, S. & Schuster, J. (2007). *Bildungserträge in Österreich von 1999 bis 2005 (Projektbericht)*. IHS.
- Streeck, W. (2012). Skills and Politics: General and Specific. In: M. R. Busemeyer & C. Trampusch (Ed.). *The Political Economy of Collective Skill Formation* (pp. 317-352). Oxford: Oxford University Press.
- Verhaest, D. & Van der Velden, R. (2012). Cross-country Differences in Graduate Overeducation. *European Sociological Review*, 1-12.
- Vogtenhuber, S., Lassnigg, L., Radinger, R. & Gurtner-Reinthaler, S.M. (2012). Indikatoren F: Outcome - Wirkungen des Schulsystems. In: M. Bruneforth & L. Lassnigg (Hrsg.). *Nationaler Bildungsbericht Österreich 2012, Band 1: Das Schulsystem im Spiegel von Daten und Indikatoren* (S. 177-194). Graz: Leykam.
- Wickham, H. (2009). *ggplot2: elegant graphics for data analysis*. Springer New York, 2009.

Wolbers, M.H.J. (2003). Job Mismatches and their Labour-Market Effects among School-Leavers in Europe. *European Sociological Review*, 19(3), 249-266.

Wolbers, M. H. (2007). Patterns of Labour Market Entry. A Comparative Perspective on School-to-Work Transitions in 11 European Countries. *Acta Sociologica*, 50(3): 189-210.

17.6 Anhang

Übersicht 4

Alltagmathematikkompetenzen und ihre Nutzung am Arbeitsplatz nach Ausbildungskategorien und berufliche Konzentration (Gini)

	Alltagmathematikkompetenz			Mathematik-Nutzung		Gini-Index	n
	Mittelwert	SE	SD	Mittelwert	SE		
Max. Pflichtschule	245	3,0	44,3	1,63	0,05	0,59	276
LE Wirtsch. (z.B. Handel, Büro)	270	2,4	36,5	2,14	0,06	0,73	321
LE Technik/Gewerbe	276	2,2	38,6	2,05	0,04	0,61	504
LE Kunstgewerbe	(288)	(8,0)	(39,2)	(2,14)	(0,18)	0,70	35
LE Landwirtschaft	256	7,8	42,3	1,90	0,13	0,81	47
LE Dienstl. (z.B. Gast-, Friseurgew.)	263	3,8	38,6	1,88	0,07	0,68	163
LE/FS Gesundheit/Soziales	269	8,7	41,5	1,80	0,15	0,86	41
FS HAS (Handelsschule)	279	3,8	35,2	2,29	0,08	0,69	174
FS Technik	303	6,9	36,7	2,73	0,20	0,71	33
FS/BHS Landwirtschaft	283	5,3	35,8	2,44	0,11	0,81	58
FS Dienstl. (z.B. Gastgew.)	281	4,9	34,8	2,14	0,13	0,71	62
Krankenpflegeschule	274	4,6	32,5	1,76	0,09	0,96	72
Meister Technik	299	4,1	32,6	2,68	0,10	0,78	101
AHS	309	4,0	35,4	2,60	0,09	0,56	124
BHS BAKIP	(294)	(7,7)	(34,6)	(1,67)	(0,11)	0,92	30
BHS HAK	308	4,3	36,7	2,99	0,09	0,82	137
BHS HTL	319	3,5	33,9	3,30	0,07	0,75	141
BHS HLW	296	4,3	27,6	2,68	0,11	0,78	63
AK Padagogik	297	4,8	33,4	2,41	0,12	0,96	87
AK Gesundheit/Soziales	(300)	(8,8)	(34,6)	(1,74)	(0,13)	0,93	32
UNIFH Padagogik	306	7,5	39,4	2,47	0,19	0,95	46
UNIFH Geisteswissenschaft	302	5,8	34,9	2,00	0,15	0,92	51
UNIFH Sozialwissenschaft	319	3,5	34,0	3,00	0,09	0,83	156
UNIFH Naturwissenschaft	(334)	(7,7)	(39,3)	(3,12)	(0,15)	0,87	39
UNIFH Technik	332	6,1	38,3	3,64	0,08	0,88	68
UNIFH Gesundheitswesen	320	5,9	31,8	2,55	0,12	0,96	48
Total	283	1,1	43,8	2,26	0,02	0,43	2.909

Q: STATISTIK AUSTRIA, PIAAC 2011/12. - Eigene Berechnungen. - Unselbstständige in bezahlter Erwerbstätigkeit, die nicht in formaler Ausbildung sind, ohne Soldaten.- SE: Standardfehler, SD: Standardabweichung, n: Zahl der Beobachtungen, LE: Lehre, FS: Berufsbildende mittlere Schule (Fachschule), AHS: Allgemeinbildende höhere Schule, BHS: Berufsbildende höhere Schule, AK: Akademie, UNIFH: Universität/Fachhochschule. - () Werte mit weniger als ungewichtet 40 Personen sind sehr stark zufallsbehaftet.

Übersicht 5

Relative Utilisierung der Alltagsmathematikkompetenzen im Job, Unter- und Überutilisierung nach Ausbildungskategorien

	relative Utilisierung		Unterutilisierung		Überutilisierung	
	Mittelwert	SE	Anteil	SE	Anteil	SE
Max. Pflichtschule	-0,36	0,06	0,04	0,01	0,11	0,02
LE Wirtsch. (z.B. Handel, Büro)	-0,22	0,06	0,06	0,02	0,11	0,02
LE Technik/Gewerbe	0,02	0,05	0,08	0,01	0,08	0,01
LE Kunstgewerbe	(0,22)	(0,21)	(0,08)	(0,04)	(0,06)	(0,04)
LE Landwirtschaft	-0,34	0,16	0,04	0,03	0,07	0,04
LE Dienstl. (z.B. Gast-, Friseurgew.)	-0,15	0,10	0,09	0,02	0,08	0,02
LE/FS Gesundheit/Soziales	0,08	0,17	0,13	0,06	0,00	0,00
FS HAS (Handelsschule)	-0,14	0,09	0,06	0,02	0,11	0,02
FS Technik	0,01	0,21	0,00	0,00	0,12	0,05
FS/BHS Landwirtschaft	-0,19	0,14	0,06	0,03	0,08	0,04
FS Dienstl. (z.B. Gastgew.)	0,05	0,17	0,15	0,05	0,07	0,03
Krankenpflegeschule	0,25	0,10	0,13	0,04	0,05	0,03
Meister Technik	-0,03	0,11	0,04	0,02	0,09	0,03
AHS	0,30	0,11	0,19	0,04	0,04	0,02
BHS BAKIP	(0,81)	(0,19)	(0,20)	(0,07)	(0,00)	(0,00)
BHS HAK	-0,10	0,11	0,10	0,03	0,12	0,03
BHS HTL	-0,13	0,08	0,06	0,02	0,08	0,03
BHS HLW	-0,09	0,12	0,07	0,04	0,06	0,03
AK Padagogik	0,19	0,14	0,08	0,03	0,07	0,03
AK Gesundheit/Soziales	(0,89)	(0,18)	(0,37)	(0,09)	(0,00)	(0,00)
UNIFH Padagogik	0,35	0,14	0,16	0,06	0,06	0,03
UNIFH Geisteswissenschaft	0,71	0,16	0,26	0,07	0,00	0,00
UNIFH Sozialwissenschaft	0,17	0,09	0,12	0,03	0,06	0,02
UNIFH Naturwissenschaft	(0,42)	(0,14)	(0,10)	(0,05)	(0,03)	(0,03)
UNIFH Technik	-0,13	0,16	0,00	0,00	0,02	0,02
UNIFH Gesundheitswesen	0,62	0,14	0,17	0,05	0,02	0,02
Total	-0,03	0,02	0,09	0,01	0,08	0,01

Q: STATISTIK AUSTRIA, PIAAC 2011/12. - Eigene Berechnungen. - Unselbstständige in bezahlter Erwerbstätigkeit, die nicht in formaler Ausbildung sind, ohne Soldaten. - Relative Utilisierung: Standardisierte Alltagsmathematikkompetenz abzüglich standardisierter Nutzung im Job. - Unterutilisierung: relative Utilisierung >1,5; Überutilisierung: relative Utilisierung <-1,5 (vgl. Allen, Levels & Van der Velden, 2013). - SE: Standardfehler, LE: Lehre, FS: Berufsbildende mittlere Schule (Fachschule), AHS: Allgemeinbildende höhere Schule, BHS: Berufsbildende höhere Schule, AK: Akademie, UNIFH: Universität/Fachhochschule. - () Werte mit weniger als ungewichtet 40 Personen sind sehr stark zufallsbehaftet.

Übersicht 6

Anteile der (Nicht-)Übereinstimmung zwischen Alltagsmathematikkompetenz und der beruflichen Nutzung mathematischer Tätigkeiten nach Bildungsebene und Fachrichtung (Ausbildungsklassifikation)

	Hohe Kompetenz (>0.5 SD)				Mittlere Kompetenz				Niedrige Kompetenz (<-0.5 SD)					
	Nutzung hoch		Nutzung niedrig		Nutzung mittel		Nutzung niedrig		Nutzung hoch		Nutzung niedrig		Nutzung hoch	
Max. Pflichtschule	0,02	0,01	0,03	0,01	0,06	0,01	0,15	0,02	0,04	0,01	0,57	0,03	0,13	0,02
LE Wirtsch. (z.B. Handel, Büro)	0,10	0,02	0,05	0,01	0,11	0,02	0,15	0,02	0,11	0,02	0,32	0,03	0,16	0,02
LE Technik/Gewerbe	0,11	0,01	0,11	0,01	0,12	0,02	0,17	0,02	0,12	0,01	0,27	0,02	0,10	0,02
LE Kunstgewerbe	(0,20)	(0,07)	(0,05)	(0,04)	(0,12)	(0,06)	(0,17)	(0,07)	(0,17)	(0,06)	(0,23)	(0,07)	(0,06)	(0,04)
LE Landwirtschaft	0,06	0,04	0,00	0,00	0,13	0,05	0,16	0,05	0,11	0,05	0,44	0,07	0,11	0,05
LE Dienstl. (z.B. Gast-, Friseurgew.)	0,03	0,01	0,06	0,02	0,13	0,03	0,20	0,03	0,11	0,02	0,35	0,04	0,13	0,03
LE/FS Gesundheit/Soziales	0,13	0,06	0,03	0,03	0,11	0,05	0,20	0,07	0,05	0,04	0,44	0,10	0,05	0,03
FS HAS (Handelsschule)	0,14	0,03	0,06	0,02	0,10	0,02	0,18	0,03	0,17	0,03	0,19	0,03	0,16	0,03
FS Technik	0,41	0,09	0,07	0,05	0,08	0,05	0,06	0,04	0,20	0,07	0,18	0,07	0,00	0,00
FS/BHS Landwirtschaft	0,12	0,04	0,06	0,03	0,18	0,06	0,07	0,03	0,19	0,06	0,21	0,06	0,17	0,06
FS Dienstl. (z.B. Gastgew.)	0,07	0,04	0,12	0,04	0,18	0,06	0,19	0,06	0,15	0,04	0,14	0,05	0,13	0,04
Krankenpflegeschule	0,04	0,02	0,12	0,04	0,20	0,05	0,23	0,05	0,02	0,02	0,31	0,06	0,08	0,04
Meister Technik	0,33	0,05	0,09	0,03	0,07	0,03	0,12	0,04	0,26	0,05	0,05	0,02	0,08	0,03
AHS	0,39	0,04	0,17	0,04	0,12	0,03	0,10	0,03	0,15	0,03	0,04	0,02	0,03	0,02
BHS BAKIP	(0,05)	(0,04)	(0,16)	(0,07)	(0,25)	(0,09)	(0,36)	(0,09)	(0,05)	(0,04)	(0,13)	(0,06)	(0,00)	(0,00)
BHS HAK	0,43	0,05	0,13	0,04	0,05	0,03	0,05	0,02	0,22	0,04	0,04	0,02	0,07	0,02
BHS HTL	0,64	0,04	0,05	0,02	0,06	0,02	0,04	0,02	0,18	0,03	0,00	0,00	0,03	0,02
BHS HLW	0,28	0,06	0,08	0,04	0,18	0,05	0,13	0,04	0,24	0,05	0,02	0,02	0,07	0,03
AK Padagogik	0,24	0,04	0,18	0,05	0,09	0,03	0,15	0,05	0,18	0,05	0,12	0,03	0,05	0,02
AK Gesundheit/Soziales	(0,16)	(0,06)	(0,30)	(0,09)	(0,08)	(0,05)	(0,28)	(0,08)	(0,03)	(0,03)	(0,16)	(0,10)	(0,00)	(0,00)
UNIFH Padagogik	0,36	0,08	0,31	0,06	0,08	0,04	0,06	0,04	0,05	0,03	0,12	0,06	0,02	0,02
UNIFH Geisteswissenschaft	0,20	0,06	0,27	0,07	0,08	0,07	0,27	0,07	0,09	0,04	0,09	0,04	0,00	0,00
UNIFH Sozialwissenschaft	0,55	0,04	0,18	0,03	0,04	0,02	0,04	0,02	0,14	0,03	0,03	0,01	0,02	0,01
UNIFH Naturwissenschaft	(0,74)	(0,07)	(0,12)	(0,06)	(0,02)	(0,02)	(0,00)	(0,00)	(0,06)	(0,04)	(0,06)	(0,04)	(0,00)	(0,00)
UNIFH Technik	0,80	0,06	0,01	0,01	0,04	0,02	0,00	0,00	0,12	0,05	0,00	0,00	0,03	0,02
UNIFH Gesundheitswesen	0,40	0,07	0,35	0,07	0,02	0,02	0,06	0,04	0,13	0,05	0,01	0,01	0,02	0,02
Total	0,20	0,01	0,10	0,01	0,10	0,01	0,14	0,01	0,13	0,01	0,24	0,01	0,10	0,01

Q: STATISTIK AUSTRIA, PIAAC 2011/12. - Eigene Berechnungen. - Unselbstständige in bezahlter Erwerbstätigkeit, die nicht in formaler Ausbildung sind, ohne Soldaten. - SE: Standardfehler. LE: Lehre, FS: Berufsbildende mittlere Schule (Fachschule), AHS: Allgemeinbildende höhere Schule, BHS: Berufsbildende höhere Schule, AK: Akademie, UNIFH: Universität/Fachhochschule. - () Werte mit weniger als ungewichtet 40 Personen sind sehr stark zufallsbehaftet. - Summe über alle Kategorien von Kompetenz und Nutzung je Ausbildungskategorie ergibt 100% (Zeilenprozente).

