

Veränderung der Lohnverteilung in Österreich: eine Analyse mit Daten der Verdienststrukturerhebung

Wolfgang Pointner,
Alfred Stiglbauer¹

Die Verteilung der Stundenlöhne in Österreich hat sich zwischen 1996 und 2002 kaum verändert: Ein etwas schwächeres Wachstum im unteren Bereich der Verteilung impliziert eine leichte Zunahme an Lohnungleichheit. Im Vergleich zu anderen EU-Staaten war die Lohnverteilung in Österreich bemerkenswert stabil. Eine Zerlegung der Veränderung der Lohnverteilung zeigt, dass die relativ kleinen Gesamtänderungen auf teilweise gegenläufige Faktoren zurückzuführen sind. Gemäß einer Klassifizierung der Veränderungen der Lohnverteilung in „marktbestimmte“ und „vorbestimmte“ Faktoren zeigt sich, dass beide Arten von Einflüssen auf die Verteilung gewirkt haben. Insbesondere höhere Bildung und eine gestiegene Entlohnung derselben bewirkten im oberen Segment der Lohnverteilung ein stärkeres Wachstum. Der Beschäftigungsanstieg bei Frauen führte hingegen vor allem zu einem schwächeren Wachstum niedrigerer Löhne. Diese Entwicklungen bewirkten einerseits höhere Lohnungleichheit, andererseits sanken die Erträge allgemeiner Berufserfahrung; dies hatte einen egalisierenden Effekt auf die Löhne. Die Daten zeigen auch, dass die Lohnunterschiede zwischen Männern und Frauen im Zeitablauf nahezu konstant geblieben sind.

Die vorliegende Studie erörtert, wie sich die Lohnverteilung und ihre Determinanten in Österreich zwischen 1996 und 2002 geändert haben. Wesentliche Bestimmungsgrößen der Verdienste auf dem Arbeitsmarkt sind Angebot und Nachfrage. Neue Produktionsprozesse erfordern neue Qualifikationen oder die veränderte internationale Arbeitsteilung macht bestimmte Fertigungsschritte unrentabel und reduziert die Nachfrage nach Arbeitnehmern mit niedrigeren Qualifikationen. Das Ausbildungsniveau der Arbeitskräfte hat in den meisten Industrienationen in den letzten Jahrzehnten deutlich zugenommen. Gesellschaftspolitischer und demografischer Wandel führte vielfach zu einer höheren Erwerbsquote von Frauen und einem Anstieg des durchschnittlichen Alters der Arbeitnehmerschaft. Wie die Lohnstruktur letztlich auf diese Änderungen reagiert, hängt auch von institutionellen Rahmenbedingungen ab; dazu zählen Arbeitsmarktregulierungen und Lohnsetzungsmechanismen.

Der vorliegende Beitrag stellt eine Kurzfassung der Ergebnisse der Studie von Pointner und Stiglbauer (2010a und b) dar. Anstelle wiederholter Verweise im vorliegenden Text sei lediglich hier darauf hingewiesen, dass sich in der erwähnten Studie ausführlichere Informationen zu den verwendeten Daten und detailliertere Ergebnisse finden.

Kapitel 1 diskutiert einige Erklärungsansätze für die vielfach zu beobachtende zunehmende Ungleichheit von Stundenverdiensten und Kapitel 2 beschreibt die Verdienststrukturerhebung, deren Daten für die Analyse verwendet wurden. Kapitel 3 enthält die Ergebnisse von Lohnregressionen, mithilfe derer die Einflussfaktoren auf die Löhne bzw. ihre Verteilung bestimmt werden. In Kapitel 4 wird auf den Regressionsergebnissen aufgebaut und die Veränderungen der Lohnverteilung über die Zeit in detaillierte Subkomponenten zerlegt. Diese Komponenten wiederum werden in „marktbestimmte“ und „vorbestimmte“ Faktoren gegliedert.

Wissenschaftliche
Begutachtung:
Helmut Hofer,
Institut für Höhere
Studien und
Wissenschaftliche
Forschung, Wien

¹ Oesterreichische Nationalbank, Repräsentanz Brüssel, wolfgang.pointner@oenb.at; Abteilung für volkswirtschaftliche Analysen, alfred.stiglbauer@oenb.at. Der vorliegende Beitrag basiert auf einer gemeinsamen Forschungsinitiative von Notenbanken im ESZB, dem Wage Dynamics Network. Die Autoren danken dem Gutachter für wertvolle Hinweise und Statistik Austria für die Möglichkeit der Analyse der Daten der Verdienststrukturerhebung.

Kapitel 5 bietet eine Zusammenfassung und einen Ausblick.

1 Hintergrund: Diskussion über die Ursachen von Veränderungen in der Lohnverteilung²

Für viele Staaten wird über die vergangenen 30 Jahre eine zunehmende Ungleichheit in der Lohnstruktur³ festgestellt. Eine gängige Erklärung für dieses Phänomen ist technologischer Wandel, der zu einer besseren Entlohnung Höherqualifizierter führt (Skill-Biased Technical Change – SBTC). Diese These geht davon aus, dass durch neue Technologien, besonders durch den gestiegenen Einsatz von Computern oder das Internet, die Produktivität hoch qualifizierter Mitarbeiter überdurchschnittlich gesteigert wird, während einfache, unqualifizierte Tätigkeiten zunehmend durch diese Innovationen ersetzt werden. Diese Innovationen führen demnach im oberen Segment der Verteilung zu stärkeren Lohnzuwächsen, während sich die Verdrängung am unteren Ende in stagnierenden oder sogar sinkenden Löhnen niederschlägt und damit die Ungleichheit fördert. Während unqualifizierte Arbeitskräfte in direktem Wettbewerb mit Konkurrenten aus Niedriglohnländern stehen, können höher qualifizierte Tätigkeiten nicht so leicht ins Ausland verlagert werden; eventuell erhöht sich durch den Zukauf billiger ausländischer Leistungen sogar die Wertschöpfung der besser qualifizierten Inländer, woraus wiederum höhere Löhne resultieren.

Andere Forscher verweisen auf einen nichtlinearen Zusammenhang zwischen

Qualifikation und Lohnwachstum infolge von SBTC oder Globalisierung. Sie sprechen von einer „Polarisierung“ der Lohnverteilung,⁴ das heißt von stärkeren Zuwächsen am unteren und oberen Ende der Verteilung, gegenüber nur schwachen Zuwächsen im mittleren Lohnsegment. Nicht nur die für eine bestimmte Tätigkeit erforderliche Qualifikation sei ausschlaggebend für ihre Substituierbarkeit durch neue Technologien, sondern das Ausmaß der darin enthaltenen Routinen. Im mittleren Lohnbereich gäbe es eine Reihe von Berufen, die durchaus höhere Qualifikationen voraussetzen, gleichzeitig aber viele sich wiederholende Arbeitsschritte beinhalten, die zum Großteil auch automatisiert werden können. Viele dieser Prozesse erfordern darüber hinaus keinen direkten Kundenkontakt und können daher auch relativ einfach in andere Länder ausgelagert werden.

Die bisher skizzierten Erklärungsmodelle gehen davon aus, dass Änderungen in der Nachfrage nach bestimmten Qualifikationen und Berufsgruppen zu Änderungen in der Lohnverteilung führen. Klarerweise haben auch angebotsseitige Faktoren Einfluss auf die Lohnverteilung, wie etwa die Zusammensetzung der Erwerbsbevölkerung hinsichtlich Geschlecht, Bildungsniveau oder Altersstruktur. Im Gegensatz zu den nachfrageseitigen Faktoren sind diese angebotsseitigen Entwicklungen durch gesellschaftliche, gesellschaftspolitische und demografische Trends längerfristig vorbestimmt. Die Unterscheidung zwischen „marktbestimmten“ und „vorbestimmten“ Einflussfaktoren

² Für einen Überblick zu diesem Thema siehe Lemieux (2008) oder Goldin und Katz (2007).

³ Wenn im Folgenden von „Löhnen“ die Rede ist, dann sind damit die Bruttoverdienste je Arbeitsstunde grundsätzlich aller unselbstständig Beschäftigten gemeint (Arbeiter, Angestellte, Beamte). Unterschiede in den Bruttoverdiensten aufgrund von unterschiedlichem Beschäftigungsausmaß bleiben somit außer Acht.

⁴ Autor et al. (2006) sowie Goos und Manning (2007) finden empirische Evidenz für diese These in den USA und im Vereinigten Königreich.

auf die Lohnverteilung wird in der späteren Analyse noch eine wichtige Rolle spielen.

Im internationalen Vergleich zeigt sich, dass zwar viele Länder ähnlichen angebots- und nachfrageseitigen Änderungen unterliegen, Änderungen in der Verteilung der Löhne aber dennoch sehr unterschiedlich ausfallen können. Sowohl der technische Fortschritt sowie die Globalisierung oder demografische Trends betreffen viele OECD-Staaten in vergleichbarem Ausmaß, die Ungleichheit der Lohnverteilung hat aber im angloamerikanischen Raum viel stärker zugenommen als z. B. in Kontinentaleuropa. Daraus kann geschlossen werden, dass die institutionelle Gestaltung der Arbeitsmärkte einen wesentlichen Effekt auf die Lohnstruktur hat. Dazu zählen etwa die institutionelle Ausgestaltung von Lohnverhandlungen, das Ausmaß des Kündigungsschutzes oder die Rolle von Mindestlöhnen.

Die Frage nach den Ursachen von Änderungen der Lohnverteilung ist für die Geldpolitik im Euroraum von großer Bedeutung. Das übergeordnete Ziel der Geldpolitik ist die Erhaltung

der Preisstabilität, die vom Eurosystem als Anstieg der jährlichen HVPI-Inflationsrate auf nahe, aber unter 2% definiert wurde. Da die Löhne einerseits ein wesentlicher Kostenfaktor für Unternehmen sind und daher Einfluss auf die Preisgestaltung nehmen und andererseits das Lohnniveau sowie die Verteilung auf die Güternachfrage im Inland wirken, ist die Lohndynamik eine wichtige Determinante der Inflationsrate. Aus diesem Grund hat das ESZB mit dem Wage Dynamics Network (WDN) ein Forschungsnetzwerk eingerichtet, um diese Zusammenhänge näher zu untersuchen. Dabei wurden z. B. deutliche Unterschiede zwischen den Mitgliedstaaten der WWU hinsichtlich ihrer Lohnstruktur und deren Veränderung über die Zeit festgestellt (EZB, 2009).

Im Folgenden wird eine Länderstudie aus dem WDN – eine Untersuchung der Lohnstruktur mithilfe von österreichischen Mikrodaten – vorgestellt. Ein Überblick über gleichartige Studien und eine Querschnittanalyse über mehrere Länder finden sich in Christopoulou et al. (2010).

Kasten 1

Wage Dynamics Network des ESZB

Das WDN war ein Forschungsnetzwerk des ESZB, das im Juli 2006 initiiert wurde, um die Eigenschaften und die Ursachen der Lohndynamik in der EU sowie deren Implikationen für die Geldpolitik zu analysieren. Die Beziehung zwischen Löhnen, Arbeitskosten und Preisen sollte dabei sowohl auf makroökonomischer Ebene als auch auf der Ebene der einzelnen Betriebe untersucht werden.

Im Anschluss an frühere Forschungsnetzwerke (Monetary Transmission Network und Inflation Persistence Network) widmete sich das WDN der Anpassung von Löhnen und ihrer einzelnen Bestandteile an den Konjunkturzyklus, der Reaktion von Arbeitskosten auf makroökonomische Schocks und der Frage, inwieweit sich diese Reaktionen durch die einheitliche Geldpolitik im Euroraum geändert haben. Weiters wurde untersucht, welche Formen von Lohnrigiditäten es in der EU gibt und was deren wichtigste Determinanten sind. Andere Forschergruppen beschäftigten sich mit der Frage, auf welchen Kanälen Lohnänderungen die Preissetzung von Unternehmen beeinflussen und welche Rolle Arbeitsmarktinstitutionen oder die Intensität des Wettbewerbs auf den relevanten Gütermärkten dabei spielen.

Das WDN umfasste drei Arbeitsgruppen:

- Eine Makro-Gruppe, die sich mit der länder- und sektorspezifischen Analyse der Lohn-dynamik beschäftigte,
- eine Mikro-Gruppe, in der einerseits untersucht wurde, wie Firmen in ihrer Entscheidung über Beschäftigung, Löhne oder Preise auf Änderungen des ökonomischen Umfelds reagieren und andererseits, wie Umfang und Ursachen für Lohnrigiditäten in EU-Staaten geklärt werden sollten, sowie
- eine Survey-Gruppe, die anhand eines harmonisierten Fragebogens die Lohn- und Preissetzung auf Firmenebene analysierte.

Das WDN wurde von Frank Smets, dem Forschungschef der EZB geleitet, die Mikro-Gruppe, in deren Rahmen auch der vorliegende Beitrag erstellt wurde, firmierte unter dem Vorsitz von Juan F. Jimeno (Banco de España). Neben Vertretern aus 23 europäischen Zentralbanken nahmen auch Beobachter vom Federal Reserve System aus den USA und von der Bank of Japan am WDN teil. Aus dem universitären Bereich leisteten die Professoren Giuseppe Bertola und Julian Messina wesentliche Beiträge zu den Forschungsarbeiten, an einzelnen Forschungsfragen beteiligten sich andere renommierte Forscher, wie Truman Bewley, Alex Cukierman oder Jordi Galí.

Mehr Informationen über das Netzwerk, Publikationen, Präsentationen und Konferenzbeiträge sowie eine Zusammenfassung der wesentlichen Ergebnisse finden sich auf der Internetseite der EZB unter www.ecb.int/home/html/researcher_wdn.en.html.

2 Erstmalige Analyse von Daten der Verdienststrukturerhebungen 1996 und 2002 durch externe Forscher

Für die empirische Analyse konnte auf die Daten der Verdienststrukturerhebungen (VESTE) aus den Jahren 1996 und 2002 zugegriffen werden. Die VESTE wird aufgrund einer EU-Verordnung periodisch (seit 2002 alle vier Jahre)⁵ in allen EU-Mitgliedstaaten durchgeführt und enthält Informationen über die Verdienste von Beschäftigten in Unternehmen mit zehn und mehr Mitarbeitern in der Sachgüterproduktion und die marktbestimmten Dienstleistungen (Abschnitte C–K in der ÖNACE 2003-Gliederung). Dabei werden auf Arbeitnehmerseite neben den Bruttoverdiensten und deren Komponenten, wie Grundlohn, Überstundenentgelt, Urlaubsgeld, Prämien oder Zuschläge für Nacht-, Schicht- und Feiertagsarbeit, auch individuelle

Merkmale erhoben, wie Geschlecht, Alter, höchster Bildungsabschluss oder Dauer der Zugehörigkeit zum Unternehmen. Auf Arbeitgeberseite liegen Informationen über die Branchenzugehörigkeit, die Region des Unternehmensstandorts, die Anzahl der Beschäftigten oder die Form des Kollektivvertrags vor.

Die Daten der VESTE werden – aus Gründen der Vertraulichkeit – normalerweise nur von Mitarbeitern der Statistik Austria bzw. Eurostat analysiert. Durch eine Kooperation mit Statistik Austria im Rahmen des WDN wurde ein Zugriff auf diese Daten jedoch möglich.

2.1 Umfang und Art der Erhebungen

In der ersten Verdienststrukturerhebungswelle im Jahr 1996 wurden Daten von 8.687 Unternehmen über 121.926 Beschäftigte gesammelt. Im Jahr 2002 konnten Daten aus 10.036 Unter-

⁵ Im Rahmen des abgelaufenen Forschungsprojekts war es aus zeitlichen Gründen nicht möglich, die Daten der VESTE 2006 zu analysieren. Für erste deskriptive Ergebnisse siehe Geisberger (2008). Ab dem Jahr 2006 wurden weitere Sektoren in die Erhebung einbezogen.

nehmen erhoben werden, die Informationen über 140.115 Beschäftigte zur Verfügung stellten. Hochgerechnet ergeben sich Daten, die für jeweils etwa 1,75 Millionen Beschäftigte in den genannten Wirtschaftsabschnitten repräsentativ sind.

Die VESTE weist gegenüber anderen Datenquellen zur Verdienststruktur erhebliche Vorteile auf. Die Angaben über die Verdiensthöhe einzelner Beschäftigter werden direkt beim Unternehmen abgefragt; dadurch ergibt sich ein geringerer Messfehler. Mehrere Arbeiten zur Lohnverteilung beruhen auf Haushaltsbefragungen. Da viele Personen nur ungenaue Angaben über ihre Einkommenssituation machen können oder wollen, sind diese Daten nur eingeschränkt zuverlässig. Eine andere umfassende Quelle, die Datenbank der Sozialversicherung, zeichnet Löhne nur bis zur Höchstbeitragsgrenze auf und ist daher im oberen Segment der Lohnverteilung wenig aussagekräftig. Ein weiterer Vorteil der VESTE ist die Erfassung von Normalarbeitszeit und Überstunden; dies ermöglicht, präzise Bruttostundenlöhne zu berechnen.

2.2 Herstellung von Vergleichbarkeit der beiden Erhebungswellen

Die VESTE 1996 beschränkte sich auf sogenannte „Kernarbeitsplätze“, das heißt ganzjährig Beschäftigte (oder Saisonbeschäftigte mit Einstellungszusage) und enthielt keine Angaben über geringfügig Beschäftigte. In der Erhebung des Jahres 2002 wurden 24% der Arbeitnehmer als nicht ganzjährig beschäftigt ausgewiesen, 4% als geringfügig Beschäftigte. Um die beiden Erhebungen möglichst vergleichbar zu machen, wurde der Datensatz aus dem Jahr 2002 um jene Beobachtungen bereinigt, die auf nicht ganzjährig oder geringfügig Beschäftigte bezogen waren.

Weiters unterschied sich die Stichprobenziehung in beiden Jahren etwas: Die Basis der Erhebung im Jahr 1996 waren Betriebe, im Jahr 2002 Unternehmen. Ferner mussten die befragten Unternehmen im Jahr 2002 Daten über bestimmte, vorselektierte Beschäftigte übermitteln, während die Betriebe im Jahr 1996 Informationen zu einer bestimmten Anzahl an Beschäftigten liefern mussten, wobei ihnen die Auswahl freigestellt war.

Ferner wurden Personen, die jünger als 16 und älter als 65 Jahre waren, bei der Analyse nicht berücksichtigt. Und schließlich wurden Beschäftigte, deren Verdienst unter dem 1. und über dem 99. Perzentil der Verteilung lag, ebenfalls ausgeschieden, um statistische Ausreißer zu korrigieren.

2.3 Höherer Frauenanteil, gestiegene Bildung und höheres Durchschnittsalter

Nach den in Abschnitt 2.2 beschriebenen Datenkorrekturen verblieben für die Analyse der Verdienststruktur noch 93.702 Beobachtungen (Beschäftigte) für das Jahr 1996 und 85.404 für das Jahr 2002. Eine einfache statistische Auswertung dieser Daten zeichnet für die Veränderungen auf dem österreichischen Arbeitsmarkt zwischen den Jahren 1996 und 2002 folgendes Bild (Tabelle 1):

Der Anteil der Frauen an den Beschäftigten ist um 5,3 Prozentpunkte gestiegen, die Beschäftigten insgesamt sind etwas älter und besser ausgebildet, die Dauer der durchschnittlichen Betriebszugehörigkeit ist gesunken. Die in Tabelle 1 angegebenen Ausbildungsjahre beziehen sich auf die statistischen Schuljahre, das heißt jene Jahre, die zum Erreichen eines bestimmten Bildungsabschlusses gesetzlich vorgeschrieben sind. Hinsichtlich der Arbeitgeber lässt sich eine Entwicklung in

Tabelle 1

Zusammensetzung der Stichproben in den Jahren 1996 und 2002

	1996	2002	Differenz
	in %		in Prozentpunkten
Männer	67,3	62,0	-5,3
Frauen	32,7	38,0	5,3
in Jahren			
Alter	37,0	38,4	1,4
Ausbildung in statutarischen Jahren	10,4	10,7	0,3
Betriebs- zugehörigkeit	9,5	9,1	-0,4
in %			
in Prozentpunkten			
Betriebsgröße			
≤ 25 Beschäftigte	38,7	45,1	6,4
26 bis 50 Beschäftigte	23,5	24,3	0,8
51 bis 100 Beschäftigte	14,6	10,4	-4,2
101 bis 250 Beschäftigte	11,9	9,3	-2,6
251 bis 500 Beschäftigte	5,2	5,0	-0,2
> 501 Beschäftigte	6,2	6,0	-0,2
Region			
Ostösterreich	35,8	39,9	4,1
Südösterreich	24,8	20,7	-4,1
Westösterreich	39,4	39,4	0,0
Beobachtungen	93.702	85.404	x

Quelle: Verdienststrukturerhebungen 1996 und 2002.

Richtung kleinerer Firmen feststellen, Firmen mit 25 oder weniger Mitarbeitern beschäftigten in der Stichprobe des Jahres 2002 fast die Hälfte aller Arbeitnehmer. Die regionale Zusammensetzung⁶ ist auch relativ stabil und weist nur eine geringfügige Zunahme der Beschäftigung in Ostösterreich zulasten der südlichen Bundesländer auf.

Der durchschnittliche nominelle Bruttostundenlohn⁷ stieg von 10,39 EUR

(1996) auf 11,84 EUR (2002). Dies entspricht einem Zuwachs von 13,9%; bereinigt um die HVPI-Inflationsrate stiegen die Stundenlöhne in diesem Zeitraum real um 4,3%. Die Lohnverteilung änderte sich zwischen den erwähnten Jahren nur wenig, der Gini-Koeffizient, ein gebräuchliches Maß für Ungleichheit,⁸ stieg von 0,209 auf 0,214. Dieser Anstieg ist auf den besonders starken Zuwachs der Verdienste am obersten Ende der Verteilung zurückzuführen. Während die reale Lohnzunahme am 10. Perzentil 2,8% betrug, am Median 4,6% und am 90. Perzentil 4,3%, stieg der Reallohn am 99. Perzentil um 8,1%. Im internationalen Vergleich kann der Anstieg der Lohnungleichheit aber als sehr gemäßigt bezeichnet werden; Christopoulou et al. (2010) analysierten die Verdienststruktur in neun EU-Mitgliedstaaten und alle wiesen stärkere Änderungen als Österreich auf.

Hier erscheint es wichtig, darauf hinzuweisen, dass aufgrund der Datenbeschränkungen (Abschnitt 2.2) in der vorliegenden Arbeit keine Aussagen zur *allgemeinen* Lohnverteilung getätigt werden können, da keine geringfügig Beschäftigten im Datensatz enthalten sind und nur ganzjährige Beschäftigungsverhältnisse betrachtet werden. Es ist wahrscheinlich, dass sich bei einer Miteinbeziehung der weggelassenen Kategorien von Arbeitnehmern eine größere Ungleichheit der Stundenlöhne sowie eine stärkere Zunahme derselben ergeben würden.

Getrennt nach Geschlechtern zeigt sich ein erheblicher Unterschied in den Stundenverdiensten, da Männer im

⁶ Die regionale Gliederung erfolgte auf NUTS 1-Ebene, wodurch das Bundesgebiet in folgende Regionen unterteilt wird: Ostösterreich (Burgenland, Niederösterreich, Wien), Südösterreich (Kärnten und Steiermark) und Westösterreich (Oberösterreich, Salzburg, Tirol, Vorarlberg).

⁷ Für das hier verwendete Lohnmaß wurden die Bruttoverdienste inklusive der Überstundenzuschläge und Schichtarbeitszulagen durch die Anzahl der Arbeitsstunden dividiert.

⁸ Der Gini-Koeffizient ist normiert zwischen 0 und 1, wobei ein höherer Wert mehr Ungleichheit in einer Verteilung anzeigt.

Jahr 1996 durchschnittlich 11,10 EUR pro geleistete Arbeitsstunde erhielten, Frauen aber nur 8,93 EUR. Der Verdienst männlicher Arbeitnehmer lag im Durchschnitt um 2,17 EUR oder 24,4% über jenem der weiblichen Beschäftigten. Im Jahr 2002 betrug der Stundenlohn zu laufenden Preisen für Männer im Durchschnitt 12,75 EUR, jener für Frauen 10,36 EUR. Damit hatte sich das (unbereinigte) Lohndifferenzial etwas verringert, auf immer noch beachtliche 23,1%.

Die deskriptive Statistik zeigt zwar die Ungleichheit der Verteilung und geschlechtsspezifische oder andere Unterschiede in der Entlohnung auf, erlaubt aber keine Schlussfolgerungen, welchen Beitrag einzelne Faktoren zu diesen Unterschieden leisten. In Kapitel 3 wird daher ein Modell präsentiert, das die unterschiedlichen Lohnniveaus erklärt.

3 Lohnregressionen: Bestimmungsgründe der Lohnhöhe

Basierend auf Mincer (1974) lässt sich das Lohnniveau als eine Funktion des Humankapitals darstellen. Unter Humankapital werden dabei alle Arbeitnehmereigenschaften verstanden, die zur Produktivität beitragen, wie z. B. die Schulbildung oder die allgemeine Berufserfahrung. Unternehmen sind demnach bereit, Arbeitskräfte mit höherem Humankapital zu höheren Löhnen nachzufragen. Um den Zusammenhang zwischen Ausbildung und Lohnhöhe empirisch zu bestimmen, kann eine Mincer-Lohnregression geschätzt werden.

$$\ln \omega_i = \beta_0 + \beta_1 s_i + \beta_2 a_i + \beta_3 a_i^2 + \beta_4 t_i + \beta_5 t_i^2 \quad (1)$$

In dieser Schätzung wird der Logarithmus des Lohns ω eines Beschäftigten i auf eine Konstante β_0 , die Anzahl der absolvierten Schul- bzw. Hochschuljahre s und das Alter a sowie die Betriebszugehörigkeit in Jahren t geschätzt. Das Lebensalter a steht für die (potenzielle) Berufserfahrung der Beschäftigten, wobei angenommen wird, dass Firmen bereit sind, Arbeitskräften mit mehr Erfahrung (und beruflicher Weiterbildung) höhere Löhne zu zahlen. Bei längerer Betriebszugehörigkeit t wird mehr firmen- und sektorspezifisches Humankapital gebildet, das die Arbeitsproduktivität ebenfalls erhöht. Der Effekt dieser Erfahrungsvariablen auf die Lohnhöhe wird nichtlinear modelliert. Die Koeffizienten β_3 und β_5 auf die quadrierten Variablen a^2 und t^2 sollten negativ sein.

In der semilogarithmischen Spezifikation von Gleichung 1 drückt der Schätzparameter β_1 aus, um wie viel Prozent der Reallohn ω höher ausfällt, wenn die Ausbildungszeit in Schulen und Hochschulen um ein Jahr zunimmt. Man bezeichnet diesen Parameter daher auch als den Ertrag von (formaler) Schul- und Hochschulbildung; analog können die Koeffizienten β_2 und β_4 für allgemeine und firmenspezifische Erfahrung interpretiert werden.

3.1 Durchschnittliche quantitative Zusammenhänge

Die Ergebnisse dieser Regressionen in den erwähnten Jahren für alle Arbeitnehmer, sowie für Frauen und Männer, sind in Tabelle 2 zusammengefasst. Ein zusätzliches Schuljahr hatte im Jahr 1996 einen um 6% höheren Lohn zur Folge, im Jahr 2002 war dieser Effekt

Tabelle 2

Resultate der einfachen Lohnregressionen

	1996			2002		
	Alle	Frauen	Männer	Alle	Frauen	Männer
Schuljahre	0,060 [0,001]***	0,086 [0,001]***	0,051 [0,001]***	0,071 [0,001]***	0,079 [0,001]***	0,066 [0,001]***
Alter	0,028 [0,001]***	0,023 [0,001]***	0,030 [0,001]***	0,017 [0,001]***	0,016 [0,001]***	0,019 [0,001]***
Alter ² /100	-0,027 [0,001]***	-0,022 [0,001]***	-0,029 [0,001]***	-0,015 [0,001]***	-0,014 [0,001]***	-0,016 [0,001]***
Betriebs- zugehörigkeit	0,014 [0,000]***	0,017 [0,001]***	0,012 [0,000]***	0,012 [0,000]***	0,014 [0,001]***	0,010 [0,000]***
Betriebszuge- hörigkeit ² /100	-0,007 [0,001]***	-0,003 [0,002]	-0,006 [0,001]***	-0,003 [0,001]**	0,005 [0,002]*	-0,002 [0,002]
Frauen	-0,168 [0,002]***			-0,165 [0,002]***		
Beobachtungen	93.702	30.611	63.091	85.404	32.460	52.944
R ²	0,380	0,390	0,310	0,330	0,310	0,260

Quelle: OeNB.

Anmerkung: Standardfehler in Klammern. * ** *** signifikant am 10%-, 5%- und 1%-Signifikanzniveau. Die Koeffizienten der Geschlechts-Dummy-Variablen sind die mit $(\exp(b_{\text{Frauen}})-1)$ transformierten OLS-Koeffizienten.

auf 7,1 % gestiegen.⁹ Der Rückgang der Bildungserträge, den Fersterer und Winter-Ebmer (2003) für den Zeitraum 1981 bis 1997 finden, hat sich demnach nicht fortgesetzt.

Das Ergebnis bedeutet, dass im Jahr 2002 Arbeitnehmer mit abgeschlossenem Studium bei gleicher Erfahrung um mehr als 28 % höhere Stundenlöhne erzielen konnten als jene mit Matura (für ein Hochschulstudium werden vier Bildungsjahre unterstellt). Die Erträge aus zusätzlicher Bildung waren in beiden Jahren für Frauen höher als für Männer, wobei die Differenz über die Zeit etwas geringer wurde. Der Koeffizient von 0,079 für Frauen im Jahr 2002 bedeutet, dass ein zusätzliches Bildungsjahr den Lohn

einer weiblichen Arbeitskraft ceteris paribus um 7,9 % erhöhte.

Die Effekte der Erfahrungsvariablen nahmen für beide Geschlechter über die Zeit ab: Sowohl das Alter als auch die Betriebszugehörigkeit wiesen 2002 niedrigere Koeffizienten aus als 1996. Die Effekte der quadrierten Erfahrungsvariablen sind wie erwartet negativ. Die Abnahme¹⁰ des Alterskoeffizienten lässt sich auch so interpretieren, dass das Senioritätsprinzip, demzufolge ältere Mitarbeiter höher entlohnt werden, etwas an Bedeutung verloren hat. Dies deckt sich mit den Ergebnissen von Fersterer und Winter-Ebmer (2003). Die Alterskoeffizienten für Frauen sind in beiden Jahren kleiner als für Männer; dies kann damit begründet werden,

⁹ Bei der im WDN verwendeten Spezifikation der Mincer-Lohngleichungen mit dem Alter a als erklärender Variablen, ist der Ertrag der Schul- und Hochschulbildung nicht einfach gleich β_1 aus Gleichung 1, sondern streng genommen $\beta_1 + \beta_2 + 2\beta_3\bar{a}$, wobei \bar{a} das mittlere Alter darstellt. Die Ergebnisse sind jedoch sehr ähnlich (die Zunahme der Bildungserträge beträgt demnach 0,9 Prozentpunkte), insbesondere hinsichtlich der Unterschiede zwischen Männern und Frauen. Da es für die spätere Zerlegung in „marktbestimmte“ und „vorbestimmte“ Faktoren unerheblich ist, wird im Folgenden weiterhin β_1 als Ertrag der Bildung interpretiert, obwohl dies nicht exakt gilt.

¹⁰ Die Effekte von Berufserfahrung und Betriebszugehörigkeit nehmen auch dann ab, wenn man die Ergebnisse für die quadrierten Terme mitberücksichtigt.

dass Frauen häufiger Unterbrechungen in ihrer Erwerbsbiografie verzeichnen und daher ihre Berufserfahrung tendenziell überschätzt wird, woraus sich eine Verzerrung des Koeffizienten nach unten ergibt.

Die Lohnregression für alle Arbeitnehmer enthielt auch eine Dummy-Variable für das Geschlecht. Demnach waren die Löhne für Frauen im Jahr 1996 (2002) um 16,8% (16,5%) niedriger als jene von Männern, auch wenn Unterschiede in Ausbildung und Berufserfahrung berücksichtigt wurden. In Abschnitt 2.3 wurde bereits ein Lohngefälle von 23,1% zwischen den Geschlechtern festgehalten (2002); allerdings bezogen sich diese Werte auf die

Durchschnittsverdienste ohne Berücksichtigung von Unterschieden im Humankapital. Anders ausgedrückt, von dem gesamten geschlechtsspezifischen Lohnunterschied im Jahr 2002 von 23,1% waren 6,6% auf Unterschiede in der Ausbildung oder der Erfahrung zurückzuführen; 16,5% können damit nicht erklärt werden.

3.2 Variable Einflussfaktoren in Bezug auf die Position in der Lohnverteilung

Bisher wurden in der Analyse Ordinary Least Square (OLS)-Regressionen verwendet, die einen über die gesamte Lohnverteilung stabilen Zusammenhang zwischen Verdienst und Ausbil-

Kasten 2

Quantilsregressionen

Bei Regressionsanalysen wird zumeist durch die Minimierung der Summe der Abweichungsquadrate (OLS) der Mittelwert einer konditionalen Verteilung approximiert. Wenn aber nicht nur der „mittlere“ Zusammenhang zwischen abhängigen und unabhängigen Variablen von Interesse ist, können Quantilsregressionen geschätzt werden. Diese erlauben die Schätzung unterschiedlicher Einflüsse der erklärenden Variablen in unterschiedlichen Quantilen der Verteilung. Da anzunehmen ist, dass beispielsweise der Ertrag von Schulbildung mit zunehmendem Lohn höher ausfällt, wird diese Methode auch hier eingesetzt; zu anderen Anwendungsbereichen und einer kurzen Einführung siehe Koenker und Hallock (2001).
Ausgehend von einer Lohngleichung

$$\omega_i = z_i \beta_\theta + u_{\theta i} \quad \text{mit} \quad Q_\theta(\omega_i | z_i) = z_i' \beta_\theta$$

wobei $Q_\theta(\cdot)$ das aus den Variablen z_i geschätzte θ -te Quantil der Verteilung des Lohns ω bezeichnet, wird mittels Minimierung der absoluten Abweichung (Least Absolute Deviation – LAD) eine Lösung für β gesucht,

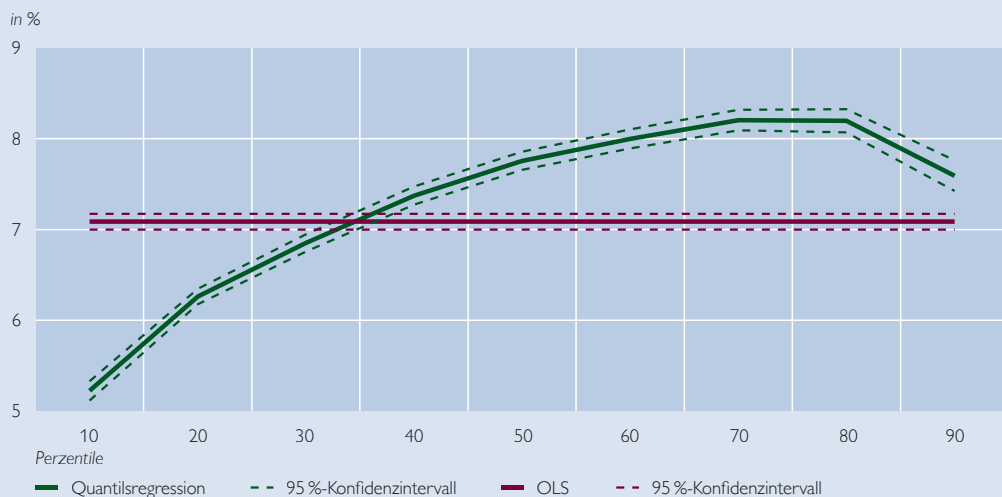
$$\min_{\beta} \sum_i \rho_\theta(\omega_i - z_i \beta_\theta)$$

wobei der Ausdruck $\rho_\theta(\omega_i - z_i \beta_\theta)$ folgende Werte annehmen kann:

$$\rho_\theta(\omega_i - z_i \beta_\theta) = \begin{cases} 2\theta(\omega_i - z_i \beta_\theta) & \text{falls } (\omega_i - z_i \beta_\theta) \geq 0 \\ 2(1-\theta)(\omega_i - z_i \beta_\theta) & \text{falls } (\omega_i - z_i \beta_\theta) < 0 \end{cases}$$

Für den Median ($\theta = 0,5$) ergibt sich dabei, dass ein ungewichtetes Minimum für die Abweichungen gesucht wird, während bei allen anderen Quantilen über gewichtete Abweichungen optimiert wird.

Effekt eines Ausbildungsjahres auf die Lohnhöhe (2002)



Quelle: OeNB.

Die Grafik zeigt die Koeffizienten der Schuljahre aus Gleichung 1 in einer OLS- und einer Quantilsregression über die Verteilung; für beide Schätzer sind auch die 95%-Konfidenzintervalle dargestellt. Während der OLS-Koeffizient klarerweise für alle Quantile konstant bleibt, zeigt die Quantilsregression, dass der Ertrag von Schulbildung über weite Teile der Verteilung zunimmt. Für Beschäftigte am 10. Perzentil ergibt sich aus einem zusätzlichen Schuljahr ein um 5% höherer Verdienst, ab dem 70. Perzentil liegt der Ertrag bereits über 8%. Die Konfidenzintervalle zeigen, dass der Unterschied zwischen den Ergebnissen der OLS-Schätzung und der Quantilsregression statistisch hoch signifikant ist.

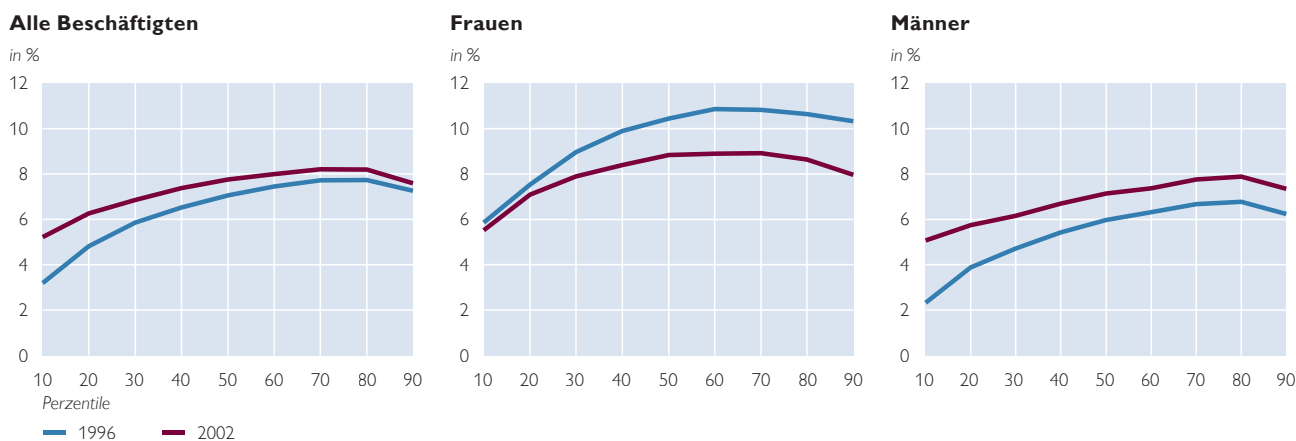
dung unterstellen. Der für das Jahr 2002 geschätzte Ertrag eines Schuljahres von 7,1% entspricht etwa dem Mittelwert aller Beobachtungen in der vorliegenden Stichprobe. Um die Möglichkeit eines sich über die Verteilung ändernden Zusammenhangs zu untersuchen, wurden die Lohngleichungen auch als Quantilsregressionen geschätzt (Kasten 2).

Wenn Gleichung 1 als Quantilsregression für 1996 und 2002 geschätzt wird, ergibt sich folgendes Bild (Grafik 1): Die Erträge von Bildung steigen über die Verteilung, sodass beispielsweise 1996 in der gesamten Stichprobe ein zusätzliches Schul- oder Studienjahr am 10. Perzentil den Stundenlohn um 3,2% steigerte, während dies am 90. Perzentil eine Lohnerrhöhung um 7,2% zur Folge hatte. Wie bereits erwähnt,

sind die Erträge von Bildung von 1996 auf 2002 generell gestiegen, wobei diese Steigerung am unteren Ende der Verteilung stärker ausfällt (linke Abbildung in Grafik 1). Diese Entwicklung kam allerdings nur Männern zugute (rechte Abbildung). Für Frauen haben die Erträge von Bildung über die Zeit sogar abgenommen. Sie lagen aber auch im Jahr 2002 noch über jenen der Männer (mittlere Abbildung in Grafik 1). Zwischen dem Median und dem 70. Perzentil betragen die Erträge eines zusätzlichen Bildungsjahres für Frauen immer noch zwischen 8% und 9% (2002).

Die Koeffizienten der Altersvariablen weisen ebenfalls eine steigende Tendenz über die Verteilung auf, was bedeutet, dass Menschen mit höherem Verdienst auch besser für ihre Erfahrung entlohnt werden. Der Rückgang der Erträge

Bildungserträge in Quantilsregressionen



allgemeiner Berufserfahrung fiel im Vergleich zu den Erträgen von Bildung gering aus; 2002 lagen sie für das 10. Perzentil nur bei 0,6% und für das 90. Perzentil bei 3,6% pro zusätzliches Jahr. Die Dauer der Betriebszugehörigkeit hingegen führt bei höherem Lohn zu geringeren Verdienstzuwächsen, und zwar nur bei Männern; bei Frauen ist der Effekt über die Verteilung relativ konstant. Firmen- oder sektorspezifische Fertigkeiten scheinen für Niedriglohnbezieher wichtiger zu sein, während mehr allgemein einsetzbare Fähigkeiten und formale Bildungsabschlüsse im oberen Lohnsegment eine größere Rolle spielen.

Wie erwähnt (Tabelle 2), liegt der geschlechtsspezifische Lohnunterschied (gemessen an der Geschlechts-Dummy-Variable) im Durchschnitt bei 17%. Die Quantilsregressionen zeigen, dass dieser Unterschied im unteren Bereich der Verteilung geringer ausfällt. Am 10. Perzentil lag er 2002 (1996) nur bei 13,5% (14,3%), am 90. Perzentil verdienen Frauen hingegen je Arbeitsstunde um 20,9% (19,7%) weniger als Männer mit vergleichbaren Humankapitalcharakteristika.

4 Zerlegung der Verteilungsänderungen in Subkomponenten

Wie eingangs erwähnt, können Änderungen der Lohnverteilung in zwei Gruppen eingeteilt werden, die sich als Preis- und Mengeneffekte charakterisieren lassen. Preiseffekte treten auf, wenn sich die Entlohnung bestimmter Merkmale von Beschäftigten ändert. Steigt etwa die Nachfrage nach Humankapital, werden bei gleichbleibendem Angebot Arbeitskräfte, die über höhere Ausbildung verfügen, höhere Löhne erzielen. Andererseits kann es zu Mengeneffekten kommen, wenn sich die Zusammensetzung der Beschäftigten über die Zeit ändert. Wenn immer mehr Menschen längere Ausbildungen absolvieren, damit mehr Humankapital akkumulieren und dafür höhere Löhne erhalten, ändert sich die Lohnstruktur, auch wenn die Erträge je Bildungsjahr konstant blieben. Im Folgenden wird eine Methode vorgestellt, die eine Zerlegung der beobachtbaren Lohndynamik in Preis- und Mengenänderungen erlaubt.

4.1 Machado-Mata-Methode

Die Machado-Mata-Methode basiert auf Quantilsregressionen, allerdings in einer erweiterten Spezifikation. Neben den bisher verwendeten Humankapitalvariablen wurden auch Charakteristika des Arbeitsplatzes als Einflussfaktoren auf die Lohnhöhe in Betracht gezogen. Die Daten der VESTE enthalten Angaben zum Arbeitgeber, wie die Betriebsgröße, die Branche (ÖNACE-Zweisteller) oder die Region, in der das Unternehmen seinen Standort hat (NUTS-Einsteller) sowie Informationen über die berufliche Stellung der Beschäftigten (ISCO-Einsteller). Wenn diese Variablen in die Lohnregression aufgenommen werden, zeigt sich, dass größere Unternehmen ihren Mitarbeitern höhere Löhne zahlen als jene mit weniger Beschäftigten, oder dass das Lohnniveau in Südosterreich unter jenem des restlichen Bundesgebiets liegt. Die Effekte der Humankapitalvariablen (formale Schulbildung, potenzielle Berufserfahrung, Betriebszugehörigkeit) nehmen ab; das bisher gezeichnete Bild bleibt jedoch qualitativ erhalten.

Diese Methode ist eine Weiterentwicklung der Blinder-Oaxaca-Zerlegung, die ursprünglich zur Messung von Diskriminierung auf dem Arbeitsmarkt eingesetzt wurde. Dabei werden im Wesentlichen Lohnregressionen geschätzt und die Unterschiede zwischen Lohnniveaus auf Unterschiede in den erklärenden Variablen (Humankapitalfaktoren) und Unterschiede in den Koeffizienten (Entlohnung der Humankapitalfaktoren) zurückgeführt. Machado und Mata (2005) haben diese Zerlegung erweitert, sodass sie anstelle von durchschnittlichen Unterschieden nun über eine ganze Verteilung angewendet werden kann.

$$\begin{aligned} \ln(\omega_{\theta}^{2002}) - \ln(\omega_{\theta}^{1996}) &= \\ &= \left(\bar{z}_{\theta}^{2002} - \bar{z}_{\theta}^{1996} \right) \beta_{\theta}^{2002} - \\ &\quad - \bar{z}_{\theta}^{1996} \left(\beta_{\theta}^{2002} - \beta_{\theta}^{1996} \right) + \\ &\quad + \left(\varepsilon_{\theta}^{2002} - \varepsilon_{\theta}^{1996} \right) \end{aligned} \quad (2)$$

Wie in Gleichung 2 ersichtlich, wird die Differenz zwischen den logarithmierten Reallöhnen an einem bestimmten Quantil θ in den Jahren 1996 und 2002, $\ln(\omega_{\theta}^{2002}) - \ln(\omega_{\theta}^{1996})$, auf zwei kontrafaktische Änderungen zurückgeführt: Der erste Ausdruck auf der rechten Seite der Gleichung gibt an, wie hoch die Lohnänderung ausgefallen wäre, wenn sich nur die beobachtbaren Merkmale der Beschäftigten

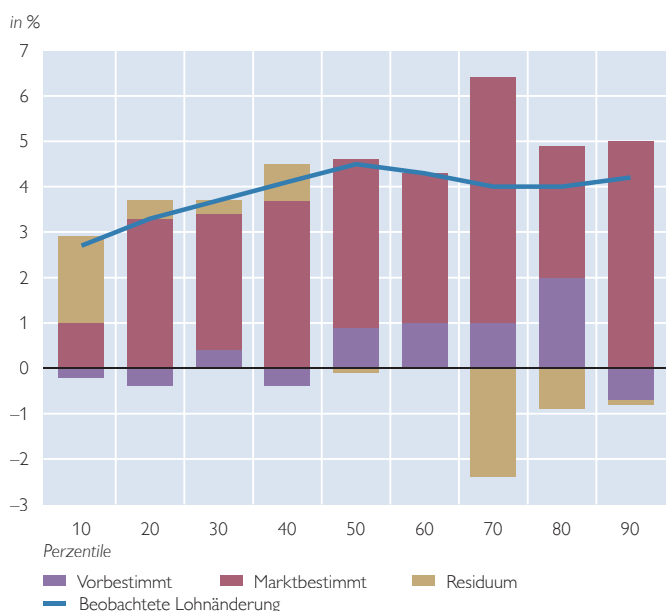
$$\left(\bar{z}_{\theta}^{2002} - \bar{z}_{\theta}^{1996} \right)$$

geändert hätten (Mengeneffekt), während der zweite Ausdruck angibt, wie sehr die Löhne gestiegen wären, wenn sich nur die Entlohnung der Merkmale von 1996 bis 2002 geändert hätte, die Verteilung dieser Merkmale aber konstant auf dem Niveau von 1996 geblieben wäre (Preiseffekt). Diese Zerlegung unterstellt implizit, dass sich Preis- und Mengeneffekte unabhängig voneinander entwickeln.

Die beiden kontrafaktischen Änderungen lassen sich nicht beobachten; sie werden durch die Ergebnisse der Quantilsregressionen approximiert. Allerdings lässt sich die durchschnittliche zu erwartende Ausprägung eines Merkmals an einem bestimmten Quantil \bar{z}_{θ} nicht messen, da jedes Quantil nur eine einzelne Beobachtung ist. Daher werden diese Werte durch ein Bootstrapping-Verfahren nach Albrecht et al. (2003) ermittelt.

Grafik 2

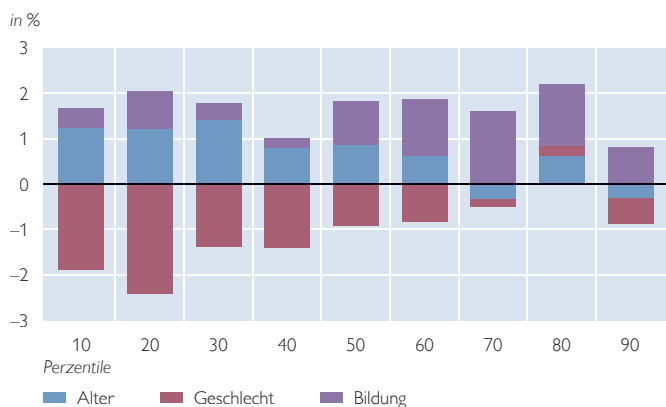
Zusammensetzung der Lohnänderungen (1996 bis 2002)



Quelle: OeNB.

Grafik 3

Beiträge der vorbestimmten Änderungen zum Lohnzuwachs (1996 bis 2002)



Quelle: OeNB.

4.2 „Marktbestimmte“ und „vorbestimmte“ Änderungen der Lohnverteilung

Der Konvention im WDN folgend, werden die Effekte in zwei Kategorien eingeteilt. Mengeneffekte in der Beschäftigung hinsichtlich der Frauenerwerbsquote, der Altersstruktur sowie des Ausbildungsabschlusses werden als „vor-

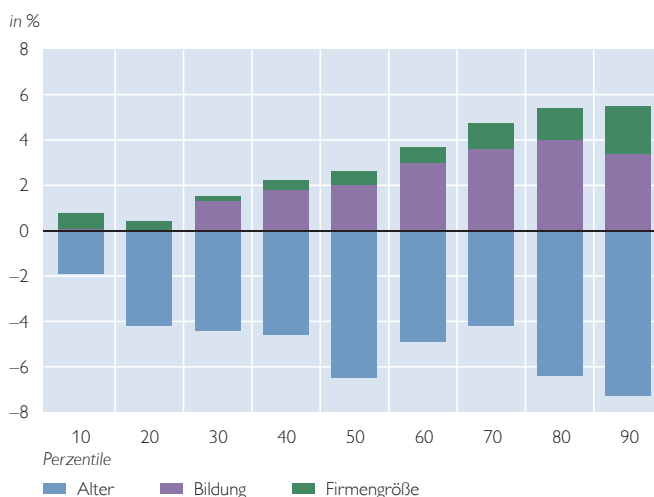
bestimmt“ aufgefasst, da diese auf langfristigen gesellschaftlichen oder demografischen Wandel zurückzuführen und damit dem Einfluss von marktwirtschaftlichen Prozessen weitgehend entzogen sind. Alle anderen Änderungen, insbesondere Preiseffekte, wie die Änderungen der Erträge von Bildung oder Berufserfahrung, werden als „marktbestimmt“ interpretiert. Die Erträge von Merkmalen entsprechen deren Marktpreisen, werden daher auf dem Arbeitsmarkt bestimmt. Aber auch die Dauer von Arbeitsverhältnissen oder die sektorale Beschäftigungsverteilung sind stark von Märkten determiniert.

Grafik 2 stellt die Zusammensetzung der Lohnänderungen über die Verteilung dar. Die Grafik zeigt deutlich, dass der Großteil der Lohnsteigerungen zwischen 1996 und 2002 auf „marktbestimmte“ Faktoren zurückzuführen war. Das verwendete Modell erklärt die beobachtbaren Lohnänderungen recht gut, nur das 1. Dezil wird etwas unter- und das 7. Dezil etwas überschätzt. Die in Grafik 2 dargestellten Lohnänderungen beziehen sich auf alle Beschäftigten (Männer und Frauen). Während der Lohnzuwachs am 1. Dezil von 1996 bis 2002 nur 2,7% betrug, stiegen die Löhne über dem Median um mehr als 4%. Die „marktbestimmten“ Beiträge zu den Lohnänderungen waren über die gesamte Verteilung positiv, wenn auch in den höheren Quantilen etwas stärker. Die „vorbestimmten“ Änderungen führten vor allem im unteren Lohnsegment zu negativen, im oberen Bereich der Verteilung hingegen zu (meistens) positiven Beiträgen. Dies bedeutet, dass die Zunahme der Lohnungleichheit sowohl auf „marktbestimmte“ als auch auf „vorbestimmte“ Faktoren zurückzuführen war.

In Grafik 3 werden die „vorbestimmten“ Beiträge zu den Lohnände-

Grafik 4

Beiträge von marktbestimmten Änderungen ausgewählter Merkmale zum Lohnzuwachs (1996 bis 2002)



Quelle: OeNB.

rungen aller Beschäftigten detaillierter ausgewiesen. Dabei wird ersichtlich, dass die Effekte der hier zusammengefassten Faktoren in unterschiedliche Richtungen wirkten. Während die geänderte Zusammensetzung der Beschäftigten hinsichtlich Bildung und Alter zu höheren Löhnen im Jahr 2002 führte, bewirkte die geänderte Geschlechterverteilung ein Sinken der Löhne unterhalb des Medians. Der Anteil der Frauen an den Beschäftigten hat offenbar – wie in Grafik 3 ersichtlich – vor allem in Beschäftigungsverhältnissen, deren Entlohnung unter dem Median lag, zugenommen. Die Zunahme der Beschäftigung von Frauen hat insgesamt somit zu einer stärkeren Ungleichheit der Verteilung der Stundenlöhne geführt.

Das gestiegene Alter der Beschäftigten hatte hingegen einen egalisierenden Effekt auf die Lohnstruktur. Der gestiegene Bildungsgrad hingegen erhöhte die Löhne im oberen Bereich der Verteilung stärker; somit ergibt sich ein Beitrag zu stärkerer Lohnungleichheit.

Grafik 4 widmet sich einigen „marktbestimmten“ Komponenten der Lohnänderungszersetzung. Wie ersichtlich, förderten die gestiegenen Bildungserträge das Lohnwachstum in Österreich zwischen 1996 und 2002 am oberen Ende der Verteilung um 3,5% bis 4%, während sie am unteren Ende der Verteilung keinen Beitrag leisteten. Ähnlich – wenngleich viel schwächer – wirkte sich auch die Beschäftigung in größeren Unternehmen aus. Die Lohn Differenz zwischen kleinen und großen Firmen war von 1996 auf 2002 gestiegen und zwar im oberen Lohnsegment stärker als im unteren. Beide genannten Effekte trugen zu mehr Ungleichheit in der Lohnverteilung bei.

Die im Zeitablauf abnehmenden Erträge des Alters, das für allgemeine Berufserfahrung steht, hatten einen mäßigen Effekt auf die Ungleichheit

der Lohnverteilung. Während im unteren Lohnsegment die Erträge der Berufserfahrung um 2% bis 4% sanken, gingen sie an den oberen Perzentilen um bis zu 7% zurück. Die Änderung der Erträge dieser drei dargestellten Merkmale (Alter, Bildung und Firmengröße) neutralisierten sich in der oberen Hälfte der Verteilung nahezu.

5 Zusammenfassung und Ausblick

Die vorliegende Studie stellt die Ergebnisse einer Länderstudie im Rahmen des WDN, einem ESZB-Forschungsnetzwerk, dar. Dazu wurden erstmals – außerhalb des Bereichs der Statistischen Ämter – die Daten der Verdienststrukturerhebungen 1996 und 2002 analysiert.

Die Lohnverteilung in Österreich hat sich zwischen diesen beiden Jahren nur wenig geändert. Die realen Stundenlöhne stiegen um 4,3% und dieser Zuwachs kam fast allen Segmenten der Lohnverteilung zugute; lediglich im unteren Bereich der Lohnverteilung war das Wachstum schwächer, was eine

leichte Zunahme der Lohnungleichheit impliziert. Im internationalen Vergleich weisen andere Staaten eine deutlich stärkere Veränderung der Lohnverteilung auf.

Lohnregressionen zeigen, dass die Erträge von Schul- und Hochschulbildung in dem betrachteten Zeitraum gestiegen sind. Damit dürfte ein zuvor für Österreich beobachteter Rückgang dieser Erträge zumindest teilweise wieder wettgemacht worden sein. Eine systematische Zerlegung der Veränderung der Lohnverteilung über die Zeit zeigt, dass die geringen Änderungen (netto) auf teilweise gegenläufige Entwicklungen zurückzuführen sind. Gemäß einer Klassifizierung der Veränderungen der Lohnverteilung in „marktbestimmte“ und „vorbestimmte“ Faktoren zeigt sich, dass beide Arten von Einflüssen auf die Lohnverteilung gewirkt haben. Neben den Erträgen aus Bildung ist auch die Anzahl der gut ausgebildeten Arbeitnehmer gestiegen; beide Faktoren bewirkten aber im oberen Segment der Verdienststruktur höhere Lohnzuwächse. Die gestiegene Beschäftigung bei Frauen hingegen führte vor allem zu einem schwächeren Wachstum nied-

riger Löhne. Diese Entwicklungen resultierten somit in höherer Lohnungleichheit. Die Erträge anderer persönlicher Merkmale von Beschäftigten reduzierten die Ungleichheit hingegen, z. B. sanken die Erträge von allgemeiner Berufserfahrung für besser verdienende Arbeitnehmer stärker.

Die Lohnungleichheit zwischen den Geschlechtern blieb überraschend konstant. Selbst wenn man Unterschiede in der Ausbildung, im Alter und in der Betriebszugehörigkeit berücksichtigt, betrug die durchschnittliche Lohndifferenz zwischen Männern und Frauen in beiden betrachteten Jahren etwa 17%. Dieser Unterschied steigt mit der Verdiensthöhe, im unteren Bereich der Verteilung belief er sich auf 14%, am oberen Ende lag er bei 20%; auch hier gab es im Zeitablauf kaum Änderungen.

Da die Daten der Verdienststrukturerhebung viele Vorteile gegenüber alternativen Datenquellen bieten, und diese Erhebung nun regelmäßig durchgeführt wird, ergibt sich in Zukunft die Möglichkeit, Veränderungen der Lohnverteilung über längere Zeiträume zu studieren.

Literaturverzeichnis

- Albrecht, J., A. Björklund und S. Vroman. 2003.** Is there a Glass Ceiling in Sweden? In: *Journal of Labor Economics* 21. 145–147.
- Autor, D. H., L. F. Katz und M. S. Kearney. 2006.** The Polarization of the US Labor Market. In: *American Economic Review Papers and Proceedings* 96(2). 189–194.
- Christopoulou, R., J. F. Jimeno und A. Lamo. 2010.** Changes in the Wage Structure in EU Countries. EZB Working Paper 1199.
- EZB. 2009.** Wage Dynamics in Europe. Final Report of the Wage Dynamics Network (WDN). Frankfurt.
- Fersterer, J. und R. Winter-Ebmer. 2003.** Are Austrian Returns to Education Falling over Time? In: *Labour Economics* 10(1). 73–89.
- Geisberger, T. 2008.** Verdienststrukturerhebung 2006 – Ergebnisse im Überblick. In: *Statistische Nachrichten* 9. 827–837.
- Goldin, C. und L. F. Katz. 2007.** Long-Run Changes in the U.S. Wage Structure: Narrowing, Widening, Polarizing. In: *Brookings Papers on Economic Activity* 2. 135–165.
- Goos, M. und A. Manning. 2007.** Lousy and Lovely Jobs: The Rising Polarization of Work in Britain. In: *The Review of Economics and Statistics* 89(1). 118–133.

- Koenker, R. und K. Hallock. 2001.** Quantile Regression. In: Journal of Economic Perspectives 15(4). 143–156.
- Lemieux, T. 2008.** The Changing Nature of Wage Inequality. In: Journal of Population Economics 21(1). 21–48.
- Machado, J. und J. Mata. 2005.** Counterfactual Decomposition of Changes in the Wage Distributions using Quantile Regression. In: Journal of Applied Econometrics 20. 445–465.
- Mincer, J. 1974.** Schooling, Experience and Earnings. National Bureau of Economic Research. New York.
- Pointner, W. und A. Stiglbauer. 2010a.** Changes in the Austrian Structure of Wages, 1996–2002: Evidence from Linked Employer-Employee Data. In: Empirica 37. 105–125.
- Pointner, W. und A. Stiglbauer. 2010b.** Changes in the Austrian Structure of Wages, 1996–2002: Evidence from Linked Employer-Employee Data. EZB Working Paper (im Erscheinen).
- Statistik Austria. 2006.** Verdienststrukturerhebung 2002. Wien.