
Die Branchenlohnstruktur in Österreich 1980-94

Einige Beobachtungen anhand der Einkommensstatistik der
Sozialversicherung

Michael Mesch

1. Einleitung

In diesem Beitrag werden anhand der Einkommensstatistik der Sozialversicherung einige Beobachtungen über die Entwicklung der Branchenlohnstruktur in Österreich in den achtziger Jahren und in der ersten Hälfte der neunziger Jahre angestellt. Der Beobachtungszeitraum wird durch die Verfügbarkeit der Daten bestimmt: Für die Periode 1987-1994 liegen jährliche Einkommensdaten für die nach der Betriebssystematik 1968 abgegrenzten Wirtschaftsklassen vor, und für das Jahr 1980 erfolgte eine nachträgliche Aufarbeitung. (In einer der kommenden Nummern von WuG wird sich ein Beitrag mit der Branchenlohnstruktur in den Jahren ab 1995 befassen.)

Im Kapitel 2 wird die Datengrundlage kurz beschrieben und ein Überblick über die Einkommensentwicklung der vier unterscheidbaren Gruppen der unselbstständig Beschäftigten (Arbeiter und Arbeiterinnen, männliche und weibliche Angestellte) geboten. Der Abschnitt 3 befasst sich mit der Branchenlohnstruktur der Sachgüterproduktion und enthält einen Exkurs über die Resultate von Untersuchungen, die sich der Industriestatistik als Datengrundlage bedienen. Im Kapitel 4 wird dann die Perspektive auf die Gesamtwirtschaft ausgeweitet. Aus Platzgründen werden nur die Brancheneinkommensstrukturen der männlichen Arbeiter und der weiblichen Angestellten betrachtet.¹ (Ein ausführlicherer Text samt einer umfassenderen Tabellensammlung wird in den ‚Materialien zu Wirtschaft und Gesellschaft‘ erscheinen.) Der Abschnitt 5 behandelt die Entwicklung der interindustriellen Streuung während der Beobachtungsperiode. Erneut erfolgt hier ein Seitenblick auf Studien mit Hilfe der Industriestatistik. Im sechsten Abschnitt wird versucht, die Verzerrungen der Lage- und Streuungsmaßzahlen, die sich aus der Teilzeitbeschäftigung ergeben, unter Nutzung der Daten aus dem Mikrozensus über die Normalarbeitszeit der unselbstständig Beschäftigten für die Jahre 1987 und 1993 zu eliminieren. Das Kapitel

7 schließlich fasst einige Ergebnisse von Untersuchungen, die im Gegensatz zu den oben genannten auf Individualdatensätzen beruhen, kurz zusammen.

2. Datengrundlage

Im Folgenden wird die Statistik des Hauptverbandes der österreichischen Sozialversicherungsträger über die Verteilung der beitragspflichtigen Einkommen von ArbeiterInnen und Angestellten nach Wirtschaftsklassen kurz beschrieben.²

- 1.) Die Statistik ist personenbezogen, d.h. ist eine Person innerhalb eines bestimmten Jahres bei zwei oder mehreren Dienstgebern beschäftigt, so werden diese Einkommen zusammengefasst und der betreffenden Person zugeordnet.
- 2.) Der erfasste Personenkreis besteht aus ArbeiterInnen, Angestellten, Vertragsbediensteten im öffentlichen Dienst sowie gewissen selbstständig erwerbstätigen Personen, die den DienstnehmerInnen gleichgestellt sind.³ Nicht erfasst werden pragmatisierte DienstnehmerInnen des Bundes (bzw. der Bundesbetriebe), der Länder und Gemeinden, Lehrlinge sowie DienstnehmerInnen, die geringfügig beschäftigt sind.
- 3.) Die einbezogenen Personen werden bis 1994 gemäß der Zugehörigkeit der jeweiligen Betriebe den Wirtschaftsklassen laut Betriebssystematik 1968 zugeordnet. Ist eine Person während des Auswertungsjahres in mehreren Wirtschaftsklassen beschäftigt, so wird sie in allen diesen Wirtschaftsklassen mit dem jeweils erzielten Einkommen und den Beschäftigungstagen erfasst. Bei der Auswertung für die Gesamtwirtschaft wird diese Person jedoch mit dem gesamten Einkommen und der gesamten Anzahl der Versicherungstage berücksichtigt. Daher ist die Summe der in den einzelnen Wirtschaftsklassen erfassten Personen höher als diejenige in der Auswertung über alle Wirtschaftsklassen.
- 4.) Bei der Ermittlung der Versicherungstage (Beschäftigungstage) werden alle Kalendertage einer pensionsversicherungspflichtigen Beschäftigung berücksichtigt. Entsprechend den pensionsversicherungsrechtlichen Bestimmungen werden volle Kalendermonate jeweils mit 30 Tagen gezählt. Eine Person kann daher in einem Kalenderjahr maximal 360 Beschäftigungstage aufweisen.
- 5.) Das beitragspflichtige Jahreseinkommen und die Zahl der Versicherungstage bilden die Grundlagen für die Berechnung der bereinigten Monatseinkommen.

Zum beitragspflichtigen Jahreseinkommen gehören die laufenden Bezüge und die Sonderzahlungen (Urlaubsgeld, Weihnachtsgeld, Gewinnanteile, Bilanzgeld), ferner unentgeltlich gewährte Sachbezüge, Provisionen, Erschwernis- und Gefahrenzulagen, Überstunden-, Nacht-, Sonn- und Feiertagszuschläge sowie Leistungen Dritter (z.B. Trinkgelder). Von der Statistik nicht erfasst werden beitragsfreie Bezüge wie Tages- und Nächtigungsgelder, Fahrtkostenersätze, Schmutzzulagen,

Werkzeuggelder, Prämien für Verbesserungsvorschläge, freiwillige soziale Zuwendungen des Dienstgebers, Jubiläumsgeschenke, Abfertigungen und Familienbeihilfen nach dem Familienlastenausgleichsgesetz.

Das bereinigte (Brutto-)Monatseinkommen wird berechnet aus der Summe der in einem Kalenderjahr erzielten beitragspflichtigen Einkommen, diese dividiert durch die Zahl der Kalendertage mit einer pensionsversicherungspflichtigen Beschäftigung, und dann multipliziert mit 30. Es handelt sich also um Daten zur Verteilung personeller Einkommen, die bereits um die erheblichen Unterschiede in der Zahl der Versicherungstage bereinigt sind.⁴ In dieser Statistik werden die Einkommen der Versicherten nicht mehr in Lohnstufen eingereiht (so wie bei der Vorgängerin, der Lohnstufenstatistik), sondern der Höhe nach gereiht, und Dezile und Quartile werden ausgewiesen.

Die monatliche Höchstbeitragsgrundlage betrug 1994 öS 36.000. Durch Multiplikation mit 14 und Division durch 12 wird ein Grenzbetrag (monatliche Höchstbeitragsgrundlage einschließlich Sonderzahlungen) von öS 42.000 ermittelt (1980: öS 22.750). Liegt ein Dezil bzw. Quartileinkommen über dem jeweiligen Grenzbetrag, so wird in der Statistik kein Wert ausgewiesen.⁵

Im Idealfall bezieht sich eine empirische Analyse von Branchenlohnstrukturen auf die Arbeitseinkommen möglichst homogener Beschäftigtengruppen, d.h. auf unselbstständig Beschäftigte gleichen Geschlechts, gleichen Alters,⁶ gleicher Qualifikation und gleicher Arbeitszeit mit ähnlichen Arbeitsbedingungen in Betrieben einer bestimmten Größenklasse innerhalb einer Region.⁷ Die vorliegende Einkommensstatistik erlaubt allerdings nur die Ausschaltung geschlechtsbedingter Einkommensunterschiede und die Differenzierung nach dem sozialrechtlichen Status (Arbeiter/Angestellte). Ihre wesentlichste Unzulänglichkeit besteht darin, dass keine Angaben über die Arbeitszeit vorliegen.

Die Beobachtungsjahre 1980, 1987 und 1994 ergeben sich wie erwähnt aus der Verfügbarkeit der Statistik des Hauptverbands. Seit 1995 erfolgt die Gliederung nach Wirtschaftsklassen gemäß ÖNACE-Systematik, sodass ein Vergleich der Brancheneinkommensdaten aus den Jahren bis einschließlich 1994 mit jenen ab 1995 nicht möglich ist.

In welchen Konjunkturphasen befand sich die österreichische Wirtschaft in den drei Beobachtungsjahren? 1980 ging eine Hochkonjunkturphase zu Ende. 1979 stieg das reale Bruttoinlandsprodukt (BIP) um 4,7%, 1980 um 3,0%, und im folgenden Jahr geriet Österreich in eine vor allem durch den zweiten Ölpreisschock ausgelöste Rezession (BIP -0,1%). 1987 erholte sich die österreichische Wirtschaft von der Wachstumsabschwächung des Jahres 1986 (BIP-Wachstum 1986 1,2%, 1987 1,7%). 1988 (BIP +4,1%) begann eine Hochkonjunkturphase, die sich über rund vier Jahre erstreckte. 1994 (BIP +3,0%) schließlich befand sich die heimische Wirtschaft im Aufschwung nach der Rezession des Jahres 1993 (+0,4%). Im folgenden Jahr schwächte sich das Wachstum allerdings bereits wieder ab (BIP +1,8%).

Während die BIP-Wachstumsraten der Eckjahre 1980 und 1994 identisch sind, zeigen sich im Hinblick auf die Arbeitsmarktlage deutliche Unterschiede. Gegenüber 1979 erhöhte sich die Zahl der unselbstständig Beschäftigten 1980 um 19.200 bzw. 0,7%. Die Arbeitslosenrate (gemessen an der Gesamtzahl der unselbstständig Beschäftigten und Arbeitslosen) belief sich auf 1,9%. Es herrschte somit Vollbeschäftigung, der Beschäftigtenstand ließ sich nur wenig erhöhen. 1987/88 wirkte sich die oben festgestellte Wachstumsabschwächung der Jahre 1986/87 verzögert auf den Arbeitsmarkt aus: 1987 nahm die Zahl der unselbstständig Beschäftigten nur um 5.200 bzw. 0,2% zu, im folgenden Jahr sank sie sogar um 20.500 bzw. 0,7%. Die Arbeitslosenrate war in der ersten Hälfte der achtziger Jahre deutlich gestiegen und erreichte 1987 5,5%. Nach einigen Jahren des kräftigen Beschäftigungszuwachses fiel im Rezessionsjahr 1993 die Zahl der unselbstständig Beschäftigten um 7.800 bzw. 0,3%. Im Folgejahr zog die Arbeitskräftenachfrage vorübergehend wieder an; die Beschäftigtenzahl erhöhte sich um 15.800 bzw. 0,5%. Da der starke Zuzug ausländischer Arbeitskräfte nicht vollständig absorbiert werden konnte, nahm die Arbeitslosenrate auch während der Hochkonjunktur zu Beginn der neunziger Jahre weiter zu (1992: 5,9%) und sprang in der Rezession des Jahres 1993 auf 6,8%. 1994 stellte sich eine lediglich kurzfristige Verbesserung der Arbeitsmarktlage ein (6,5%).

2.1 Die Einkommensentwicklung 1980-94 im Überblick

Das monatliche Medianeinkommen aller erfassten unselbstständigen Beschäftigten belief sich im Jahr 1980 auf öS 11.492 und erhöhte sich bis 1994 auf öS 21.843. Der Zuwachs betrug 90,1% bzw. 4,7% p.a. (siehe Tabelle 1).

Der relative Einkommensvorsprung der männlichen Angestellten in Bezug auf das Medianeinkommen der Gesamtheit machte 1980 fast fünfzig Prozent aus, und jener der Arbeiter ein Zehntel; der relative Rückstand der Arbeiterinnen betrug rund ein Drittel, jener der weiblichen Angestellten ein Zehntel.

In den vierzehn Jahren des Beobachtungszeitraums stiegen die nominellen Bruttoeinkommen der weiblichen Angestellten, gemessen am Median der bereinigten Monateinkommen, am stärksten, nämlich um 95,6%. Die Löhne der Arbeiterinnen (91,4%) und die Gehälter männlicher Angestellter (90,6%) entwickelten sich leicht überdurchschnittlich. Die mittlere Lohnsteigerungsrate männlicher Arbeiter blieb um rund 8,8 Prozentpunkte unter der durchschnittlichen Einkommensveränderung.

Die geschlechtsbezogenen Einkommensrelationen veränderten sich somit zwischen 1980 und 1994 etwas zugunsten der weiblichen Beschäftigten: bei den Angestellten um 1,6 Prozentpunkte, bei den ArbeiterInnen um 3,5 Prozentpunkte und insgesamt um 4,3 Prozentpunkte (siehe Tabelle 2). Die Tatsache, dass der relative Einkommensrückstand der Frauen bei der Gesamtheit der erfassten unselbstständig Beschäftigten jeweils geringer

Tabelle 1: Monatliche Medianeinkommen der Beschäftigtengruppen 1980-94

	1980		1994		Zuwachs 1980-94	
	öS	% v. Ges.	öS	% v. Ges.	inges. in %	in % p.a.
Gesamt	11492	100,00	21843	100,00	90,07	4,69
Männer	13668	118,93	25266	115,67	84,86	4,49
Frauen	8871	77,19	17478	80,02	97,02	4,96
Arbeiter	12642	110,01	22915	104,91	81,26	4,34
Männl. Angestellte	17233	149,96	32846	150,37	90,60	4,71
Arbeiterinnen	7779	67,69	14889	68,16	91,40	4,75
Weibl. Angestellte	10309	89,71	20160	92,30	95,56	4,91

Quelle aller Tabellen: Hauptverband; eigene Berechnungen aufgrund dieser Daten

Tabelle 2: Geschlechtsbezogene Einkommensrelationen 1980-94
(Medianeinkommen der weiblichen Beschäftigten in % jenes der männlichen)

	1980	1994
ArbeiterInnen u. Angestellte	64,90	69,18
ArbeiterInnen	61,53	64,97
Angestellte	59,82	61,38

war als in den beiden Untergruppen, ergibt sich aus dem höheren Angestelltenanteil bei den weiblichen Beschäftigten. 1980 belief sich der Anteil der Arbeiterinnen an der von der Einkommensstatistik erfassten Beschäftigung auf 19,4% (1994: 15,6%), jener der weiblichen Angestellten aber auf 23,1% (1994: 27,6%), jener der Arbeiter auf 34,9% (1994: 32,4%) und jener der männlichen Angestellten auf ,nur' 22,6% (1994: 24,5%).⁸ Die Angestelltenbeschäftigung unter den Frauen nahm in der Untersuchungsperiode um mehr als ein Viertel (28,4%) zu, während sich die Arbeiterinnenbeschäftigung um mehr als ein Zehntel verringerte (-13,7%). Daraus resultiert für die Gesamtheit der weiblichen Beschäftigten ein positiver Struktureffekt auf das Medianeinkommen, der sich in der durchschnittlichen jährlichen Wachstumsrate von 4,96% niederschlägt (siehe Tabelle 1).

Das Aufholen der Fraueneinkommen im Beobachtungszeitraum dürfte vor allem eine Folge der gewerkschaftlichen Lohnpolitik sein.⁹ Folgende Regelungen in den Kollektivverträgen unterstützten eine leichte Nivellierung: Erstens wurden für die Mindestlöhne regelmäßig stärkere Erhöhun-

gen als für die Ist-Löhne vereinbart. Zweitens wies ein Teil der Kollektivvertragsabschlüsse abgestufte prozentuelle Mindestlohnerhöhungen auf, welche die Niedriglohngruppen leicht begünstigten.¹⁰ Drittens enthielten einige Kollektivverträge Anhebungen der Mindestlöhne um für alle ArbeitnehmerInnen gleiche Absolutbeträge, wobei diese teilweise ergänzend zu einer prozentuellen Erhöhung hinzutraten.¹¹ Ein vierter Aspekt der gewerkschaftlichen Lohnpolitik war in diesem Zusammenhang von besonderer Bedeutung: Ab der Lohnrunde 1989/90 versuchten die Fachgewerkschaften, die Forderung nach einem Mindestlohn von öS 10.000 auf dem Wege der Kollektivvertragsverhandlungen durchzusetzen (überproportionale Anhebung der untersten Lohngruppen bzw. Abschaffung derselben). Bis Ende 1992 war dieses Ziel in der Mehrzahl der Industriebranchen und in einigen wichtigen Bereichen des Dienstleistungssektors, so im Handel und im Fremdenverkehr, bereits verwirklicht. All diese Bestimmungen in den Kollektivverträgen begünstigten in erster Linie ArbeitnehmerInnen.

Der Effekt, der von den genannten kollektivvertraglichen Regelungen ausging, war offensichtlich so stark, dass er die entnivellierenden Wirkungen, welche von den Verhandlungen über zusätzliche (übertarifliche) Lohnzuschläge in den Betrieben vermutlich ausgingen, überkompensierte und sich in den Zuwachsraten der mittleren Effektivverdienste niederschlug.

Beim Vergleich der Einkommenszuwächse von Frauen und Männern ist auch zu berücksichtigen, daß sich die Teilzeitquoten der weiblichen Beschäftigten in den achtziger und neunziger Jahren erhöhten. Die Verzerrungen der geschlechtsbezogenen Einkommensrelationen durch die Teilzeitbeschäftigung und die Effekte des Anstiegs der Teilzeitquoten auf erstere werden im Abschnitt 6 thematisiert.

Weiters ist bei den Arbeiterinnen in Rechnung zu stellen, dass deren Beschäftigung (gemessen anhand der Versicherungstage) von 1980 bis 1994 um 11,6% abnahm. Geht man davon aus, dass dieser Beschäftigungsabbau vor allem niedrig entlohnte Arbeiterinnen betraf, so resultierte daraus ein positiver Struktureffekt auf das mittlere Einkommensniveau der Arbeiterinnen.

Auffallend ist ferner die bei den Männern weit größere Differenz zwischen den Zuwachsraten der Gehälter und jener der Löhne (9,3 Prozentpunkte). Diese beobachtete Diskrepanz ist konsistent mit der These der Arbeitsmarktsegmentierung. Gemäß dieser These sind die Einkommen der Arbeitnehmer des primären Segments, dem Angestellte und Facharbeiter zuzurechnen sind, in geringerem Maße den Schwankungen der Marktlage ausgesetzt als die Einkommen der weniger qualifizierten Arbeitnehmer, welche das sekundäre Segment bilden. Die innerbetrieblichen Ausbildungskosten sind in der Regel für qualifizierte Angestellte relativ hoch, daher sind die Unternehmungen an einer langfristigen Bindung dieser Angestellten an den jeweiligen Betrieb interessiert. Die Angestellten werden durch ein System des internen Aufstiegs zur Loyalität gegenüber dem Unternehmen und vermehrter Anstrengung motiviert. Die Existenz dieser ‚internen Arbeitsmärkte‘ in Großunternehmen wirkt sich stabilisierend

auf die Angestelltengehälter aus. Die Zunahme der Arbeitslosigkeit während der achtziger Jahre und der starke Zustrom ausländischer Arbeitskräfte mit geringer Qualifikation am Ende des Jahrzehnts¹² führten somit zu einer Vergrößerung des Einkommensunterschieds zwischen männlichen Angestellten und Arbeitern. Während die traditionell die Lohnrunde eröffnende Metallarbeitergewerkschaft insbesondere in der Mitte der achtziger Jahre neben den gesamtwirtschaftlichen Entwicklungen auch die Krise in der verstaatlichten Industrie berücksichtigte und sich die übrigen Fachgewerkschaften weiterhin am Kollektivvertragsabschluss für die Arbeiter der Metallindustrie orientierten, blieb den ertragreicheren Unternehmungen ein Spielraum für innerbetriebliche Lohnanpassungen (positive Lohn-drift), die stärker den Angestellten zugute kam.

Tabelle 3: Gewichtete Mittelwerte der Monatseinkommen 1980 und 1994 sowie hypothetische Werte für 1994 (unter Beibehaltung der Beschäftigungsstruktur von 1980)

	1980	1994	1994 hypoth.	1994 Relation in %
Gesamt	11273,4	21723,5	21940,3	101,00
Männer	13470,7	25271,9	25578,8	101,21
Frauen	8675,7	17496,0	17261,0	98,66
Arbeiter	12461,3	22578,1	23068,8	102,17
Männl. Angestellte	16807,7	32307,2	32733,6	101,32
Arbeiterinnen	7452,2	14574,9	14661,2	100,59
Weibl. Angestellte	10139,0	19967,1	19963,1	99,98

Anm.: Gewichtung jeweils anhand der Versicherungstage

Zuletzt sei die Frage gestellt, wie sich die Verschiebungen in der Branchenstruktur der Beschäftigung auf die Einkommensentwicklung in der untersuchten Zeitspanne auswirkten. Tabelle 3 zeigt die hypothetischen gewichteten Mittelwerte, die sich für das Jahr 1994 unter Beibehaltung der Branchenbeschäftigungsstruktur des Jahres 1980 ergeben. Vergleicht man diese hypothetischen Mittelwerte mit den tatsächlichen gewichteten Mittelwerten für 1994, so ist für die Gesamtheit ein schwach negativer Beschäftigungsstruktureffekt – im Ausmaß von rd. 1% – auf die Einkommensentwicklung festzustellen. Bei drei der vier unterscheidbaren Beschäftigten-gruppen hatten die tatsächlichen Beschäftigungsverschiebungen zwischen den Branchen einen dämpfenden Effekt auf die Einkommen, für die weiblichen Angestellten war der Beschäftigungsstruktureffekt neutral. Lediglich für die Gesamtheit der weiblichen Beschäftigten ist ein leicht positiver Beschäftigungsstruktureffekt zu registrieren (1,3%).

3. Die Branchenlohnstruktur der Sachgüterproduktion

In diesem Abschnitt wird anhand der Daten über die männlichen Arbeiter auf die relativen Einkommenspositionen der Branchen der Sachgüterproduktion i.e.S. (d.h. ohne Bergbau und Energie- und Wasserversorgung) eingegangen (Tabelle 4).

Die Einkommenshierarchie bei den männlichen Arbeitern wurde im Beobachtungszeitraum angeführt von der ‚Erzeugung und Verarbeitung von Papier und Pappe‘ sowie dem Druckerei- und Verlagswesen. In beiden Branchen lag 1994 das ausgewiesene Medianeinkommen um mehr als zwanzig Prozent über dem gesamtwirtschaftlichen Medianwert. Vier Branchen verzeichneten Mittelwerte unter achtzig Prozent: die ‚Erzeugung und Verarbeitung von Leder und Lederersatzstoffen (ausgenommen Schuhe)‘, die ‚Erzeugung von Bekleidung, Bettwaren und Schuhen‘, die ‚Erzeugung von Textilien und Textilwaren‘ sowie die ‚Be- und Verarbeitung von Holz; Musikinstrumenten- und Spielwarenerzeugung‘. Inwieweit die Branchenlohndifferenziale unter den männlichen Arbeitern des Sachgütersektors auf die unterschiedliche Bedeutung von Überstundenleistung und von Sonderformen der Arbeitszeit wie Schicht- und Nachtarbeit zurückgehen, ist – wie bereits festgehalten wurde – leider nicht quantifizierbar.

Bei der Interpretation der in Tabelle 4 dargelegten Einkommenszuwächse ist zu beachten, dass diese nicht Einkommenslängsschnitten für dieselben Personen entstammen, sondern dem Vergleich von Einkommensquerschnitten zu zwei Zeitpunkten. Daher gehen die ausgewiesenen Einkommenssteigerungen teilweise auch auf Verschiebungen in der Beschäftigungsstruktur zurück und sind nicht individuellen Einkommenserhöhungen gleichzusetzen. Mit einer einzigen Ausnahme fallen die Einkommenszuwächse aller Branchen im betreffenden 14-Jahres-Zeitraum in das auffallend schmale Intervall zwischen 78 und 91%. Lediglich im Druckerei- und Verlagswesen stieg der Medianlohn deutlich stärker (98,5%).

Im Gegensatz zu diesen relativ einheitlichen Steigerungsraten der mittleren Einkommen entwickelte sich die Beschäftigung männlicher Arbeiter in den Branchen der Sachgüterproduktion sehr uneinheitlich. (Die Datengrundlage für die Untersuchung der Beschäftigungsänderungen bilden die von der Sozialversicherung erhobenen Versicherungstage.) Eine einzige Branche, nämlich die Holzverarbeitung, verzeichnete zwischen 1980 und 1994 einen erheblichen Beschäftigungszuwachs (9,2%). In einer weiteren Wirtschaftsklasse, dem Bauwesen, blieb die Beschäftigung im Wesentlichen unverändert. In allen übrigen Branchen des Sachgütersektors sank die Beschäftigung. Besonders stark war der Rückgang in der Textil-, der Bekleidungs- und der Lederbranche. Die beiden letztgenannten Bereiche verloren in nur vierzehn Jahren jeweils nahezu die Hälfte des Beschäftigungsvolumens.

Gibt es einen systematischen Zusammenhang zwischen den längerfristigen Arbeitsmarkttrends (längerfristige Verschiebungen in der branchenbezogenen Nachfrage und im Angebot von Arbeitskräften) und der länger-

Tabelle 4: Monatliche Branchenmedianlöhne der männlichen Arbeiter in der Sachgüterproduktion i.e.S. 1980-94

	1980			1994			Einkommens- zuwachs 1980-94		Beschäftigungs- änderung 1980-94	
	Median	Rang	%	Median	Rang	%	in %	Rang	in %	Rang
	öS		von Ges.	öS		von Ges.				
Nahrungsmittel	12946	6	102,40	23907	6	104,33	84,67	7	-14,76	4
Textil	10633	9	84,11	20188	9	88,10	89,86	3	-38,93	9
Bekleidung	9472	10	74,92	17770	10	77,55	87,61	4	-45,16	10
Leder	9177	11	72,59	16349	11	71,35	78,15	11	-47,44	11
Holz	11015	8	87,13	20380	8	88,94	85,02	6	9,20	1
Papier	15306	1	121,07	27930	2	121,89	82,48	8	-10,41	3
Druck, Verlag	14454	2	114,33	28690	1	125,20	98,49	1	-17,18	5
Chemie	14008	3	110,81	25410	4	110,89	81,40	9	-22,05	8
Stein-, Glaswaren	13866	4	109,68	25935	3	113,18	87,04	5	-20,10	7
Metall	13858	5	109,62	24804	5	108,24	78,99	10	-17,74	6
Bauwesen	12519	7	99,03	23879	7	104,21	90,74	2	1,58	2
Gesamtwirtschaft	12642		100,00	22915		100,00	81,26		-0,31	

fristigen Einkommensentwicklung der männlichen Arbeiter in den Branchen der Sachgüterproduktion? Folgende Hypothese bietet sich hier an: Expandierende Branchen heben ihre Löhne überdurchschnittlich an, um Arbeitskräfte anzuwerben; in längerfristig schrumpfenden Branchen hingegen bleibt die Lohnentwicklung eher zurück.

Diese These kann anhand der Daten aus der Statistik des Hauptverbands grob überprüft werden. Ein Streudiagramm würde zeigen, dass insgesamt für die männlichen Arbeiter der sachgüterproduzierenden Branchen keine positive Korrelation zwischen Beschäftigungs- und Einkommensänderungen besteht. Einerseits gab es zwar Branchen wie das Bauwesen, wo der Einkommenszuwachs hoch war und die Beschäftigung leicht anstieg, und die Lederverarbeitung mit der ungünstigsten Einkommens- und Beschäftigungsentwicklung. Andererseits aber verzeichneten die Textil- und die Bekleidungsbranche sehr starke Beschäftigungseinbußen und gleichzeitig relativ hohe Einkommenssteigerungen. Die Hypothese kann somit als falsifiziert gelten.

3.1 Exkurs: Die Branchenlohnstruktur der Arbeiter laut Industriestatistik

In diesem Exkurs sollen in aller Kürze einige Ergebnisse von Studien über die Branchenlohnunterschiede bei den Arbeitern angeführt werden, welche die österreichische Industriestatistik als Datengrundlage heranzogen. Diese Statistik basiert auf Erhebungen der Wirtschaftskammer Österreich und enthält u.a. Angaben über die Stundenlöhne von Arbeitern nach Fachverbänden und nach Qualifikationsstufen.

Pollan (2001) stellt die Frage, ob für die Arbeiter der österreichischen Industrie für den Zeitraum 1981-1998 eine positive Beziehung zwischen Veränderung der Beschäftigung und Veränderung der mittleren Branchenlöhne festgestellt werden kann. Zu diesem Zweck stellt er die Veränderungen der Anteile der einzelnen Industriezweige an der gesamten Industriebeschäftigung von Arbeitern den branchenweisen Veränderungsrate der Arbeiterstundenlöhne gegenüber. Er gelangt zu dem Ergebnis, dass „keineswegs die erwartete positive Beziehung zwischen Veränderung der Beschäftigung und Veränderung der Löhne“ gilt. „Dass eine Branche wächst oder schrumpft (gemessen an den Beschäftigungsanteilen), scheint also keinen starken Einfluss auf die Entwicklung der Löhne auszuüben.“ Somit wird auch in dieser Studie die obige These widerlegt.¹³

Weiters geht Pollan in dieser Untersuchung der Frage nach, welchen Einfluss Änderungen der Qualifikationsstruktur unter den Industriearbeitern auf die mittleren Branchenlohnzuwächse in der Periode 1981 bis 1998 hatten. Zur Beantwortung werden hypothetische Stundenlöhne für 1998 berechnet, die auf der Beibehaltung der Qualifikationsstruktur jedes einzelnen Industriezweigs aus dem Jahre 1981 beruhen. Für die Glasindustrie beispielsweise ergibt sich für 1998 ein mit der tatsächlichen Qualifikationsstruktur gewichteter Durchschnittslohn, der um 6,5% über dem mit der

Qualifikationsstruktur von 1981 gewichteten Durchschnittslohn 1998 liegt. Dies bedeutet, dass sich die Qualifikation der Arbeiter in den achtziger und neunziger Jahren verbesserte: Die Besetzung verschob sich von niedrig bezahlten Hilfsarbeitern und angelernten Arbeitern zu hochbezahlten Facharbeitern und qualifizierten angelernten Arbeitern. Ein gegenteiliger Befund zeigt sich u.a. für die Bekleidungsindustrie. Die dortigen Stundenlöhne für das Jahr 1998 sind mit der tatsächlichen Qualifikationsstruktur um ein Prozent niedriger als mit unveränderter Qualifikationsstruktur des Jahres 1981. Dies deutet auf eine geringfügige ‚Dequalifikation‘ unter den Arbeitern hin.

Für die Industrie insgesamt ermittelt Pollan unter Heranziehung der tatsächlichen Qualifikationsstruktur des Jahres 1998 einen Durchschnittsstundenlohn, der um 2,9% über jenem Wert liegt, der sich bei Anwendung einer Gewichtung mit der Qualifikationsstruktur des Jahres 1981 ergibt. Dies wird als Hinweis auf „eine nur geringe Verbesserung der Qualifikation“ der Industriearbeiter zwischen 1981 und 1998 interpretiert. Höherqualifizierungstendenzen in der Mehrzahl der Industriezweige wurden zum Teil kompensiert durch Dequalifizierungstendenzen in einigen Branchen. Dieses Ergebnis steht im Gegensatz zu Befunden¹⁴ für die sechziger und siebziger Jahre, als sich die Qualifikationsstruktur der Industriearbeiter stark verbesserte.

Guger (1991) stellt fest, dass die Rangordnung der Industriebranchen nach der Höhe der Lohnkosten bzw. Stundenlöhne international sehr ähnlich und langfristig stabil ist: „In ihr spiegeln sich zum einen Unterschiede in der Kapitalausstattung, der Betriebsgröße und der Qualifikationsstruktur der Arbeitskräfte, zum anderen aber auch besondere Erschwernisse, die Ertragskraft einer Branche in der Vergangenheit, ihre Marktmacht sowie der gewerkschaftliche Organisationsgrad.“ Internationale Vergleiche zeigen, dass weltweit die Grundstoffbranchen – Bergwerke, Eisenhütten, Erdölindustrie – die höchsten Löhne zahlen und sich am unteren Ende der Skala die Leichtindustrien (Textil-, Bekleidungs- und Lederindustrie) finden.

Österreichs Industrie bildet hier keine Ausnahme: An der Spitze der Hierarchie der Stundenlöhne der Industriearbeiter standen im Jahr 1993 die Erdölindustrie, die Eisenhüttenwerke, die Chemische Industrie, die Papierindustrie, die Bergwerke und die Fahrzeugindustrie. Die durchschnittlichen Stundenlöhne waren am niedrigsten in der Ledererzeugung, der Bekleidungsindustrie, der Lederverarbeitung und der Textilindustrie.¹⁵

4. Die gesamtwirtschaftliche Brancheneinkommensstruktur

4.1 Die Verteilung der beitragspflichtigen Monatseinkommen der männlichen Arbeiter nach Wirtschaftsklassen

Nach dem Blick auf die Branchenlohnstruktur der Sachgüterproduktion i.e.S. stellt sich nun die Frage, wie sich die übrigen Wirtschaftsklassen in die gesamtwirtschaftliche Lohnstruktur der männlichen Arbeiter einfügen.

Tabelle 5: Monatliche Branchenmedianlöhne der männlichen Arbeiter 1980-94

	1980			1994		
	Median	Rang	%	Median	Rang	%
	öS		von Ges.	öS		von Ges.
Land- u.Forstwi.	10432	17	82,52	16643	22	72,63
Energie, Wasser	15578	2	123,22	29172	1	127,31
Steine, Bergbau	15630	1	123,64	28627	3	124,93
Nahrungsmittel	12946	8	102,40	23907	8	104,33
Textil	10633	16	84,11	20188	15	88,10
Bekleidung	9472	20	74,92	17770	19	77,55
Leder	9177	22	72,59	16349	23	71,35
Holz	11015	14	87,13	20380	13	88,94
Papier	15306	3	121,07	27930	4	121,89
Druck, Verlag	14454	4	114,33	28690	2	125,20
Chemie	14008	5	110,81	25410	6	110,89
Stein-, Glaswaren	13866	6	109,68	25935	5	113,18
Metall	13858	7	109,62	24804	7	108,24
Bauwesen	12519	9	99,03	23879	9	104,21
Handel, Lager	10704	15	84,67	20234	14	88,30
Gastst., Beherb.	9421	21	74,52	16770	21	73,18
Verkehr, Nachr.	11204	12	88,63	21594	11	94,24
Banken, Versich.	11020	13	87,17	20799	12	90,77
RRWi.dienste	10196	19	80,65	19611	16	85,58
Körperpfl., Reinig.	8734	23	69,09	16782	20	73,24
Kunst, Unterh.	8100	24	64,07	15000	24	65,46
Gesundh., Fürs.	11356	11	89,83	19556	17	85,34
Unterr., Forschung	10323	18	81,66	19321	18	84,32
Öff. Einrichtungen	12042	10	95,25	22711	10	99,11
Häusl. Dienste	2394	25	18,94	7020	25	30,63
Gesamt	12642		100,00	22915		100,00

Wie Tabelle 5 zeigt, standen 1994 an der Spitze dieser Lohnhierarchie die Energie- und Wasserversorgung, das Druckerei- und Verlagswesen, der Bergbau (inkl. Steine- und Erdengewinnung) sowie die Papiererzeugung und -verarbeitung. Der Median der beitragspflichtigen Monatseinkommen der männlichen Arbeiter lag in diesen vier Wirtschaftsklassen jeweils mehr als zwanzig Prozent über dem entsprechenden gesamtwirtschaftlichen Medianeinkommen (öS 22.915). Am Ende dieser Rangordnung befanden sich die Wirtschaftsklasse ‚Haushaltung und Hauswartung‘, ‚Kunst, Unterhaltung und Sport‘, die Ledererzeugung und -verarbeitung, die Land- und Forstwirtschaft, das Beherbergungs- und Gaststättenwesen, die Wirtschaftsklasse ‚Körperpflege und Reinigung‘ sowie die Bekleidungsproduktion. In all diesen Branchen belief sich der Medianlohn auf weniger als achtzig Prozent des gesamtwirtschaftlichen Mittelwerts.

Sowohl 1980 als auch 1994 blieben alle Branchen des Dienstleistungssektors unter dem jeweiligen Medianwert der Gesamtheit. Dies kann nicht weiter verwundern, ist doch der Anteil der Fachkräfte unter den männlichen Arbeitern im tertiären Sektor wesentlich geringer als im sekundären. In der Mehrzahl der Dienstleistungsbranchen entsprach das Lohnniveau jenem in den Niedriglohnbranchen des Sachgütersektors. Ferner ist zu berücksichtigen, dass in einigen tertiären Wirtschaftsklassen (v.a. in den Häuslichen Diensten, im Bereich Unterricht, Kunst und Sport sowie im Unterrichtswesen) in der ersten Hälfte der neunziger Jahre auch bei den männlichen Arbeitern bereits erhebliche Teilzeitquoten (>10%) zu verzeichnen waren.

4.2 Die Branchengehaltsstruktur der weiblichen Angestellten

Die obersten Positionen in der Hierarchie der Gehälter weiblicher Angestellter besetzten (abgesehen von der sehr kleinen Gruppe der im Bergbau Beschäftigten) 1994 die Energie- und Wasserversorgung, die Chemiebranche, das Bank- und Versicherungswesen sowie die Papierbranche. In diesen vier Wirtschaftsklassen lag das Mediangehalt jeweils mehr als zwanzig Prozent über dem gesamtwirtschaftlichen Mittel (siehe Tabelle 6). Den letzten Rang nahm mit großem Abstand die Wirtschaftsklasse Haushalt-Hauswartung ein, die sich durch die bei weitem höchste Teilzeitquote auszeichnete. In weiteren sieben Branchen lag das Mediangehalt zwischen 80 und 90% des mittleren Gehalts aller weiblichen Angestellten.

Auffallend ist, dass auch innerhalb des Sachgütersektors i.e.S. ein steiles Gefälle unter den Mediangehältern der Branchen besteht. Unterschiede in der Qualifikationsstruktur können diese Differenziale wohl nicht erklären, denn es ist davon auszugehen, dass die branchenspezifischen Verteilungen der Ausbildungsprofile der weiblichen Industrieangestellten im sekundären Sektor nicht stark voneinander abweichen. Das Faktum der weitgehenden Entsprechung der Brancheneinkommenshierarchien für verschiedene Beschäftigtengruppen wird unten im Abschnitt 4.3 behandelt.

Deutlich überdurchschnittliche Gehälter zahlten 1994 drei Dienstleistungsbranchen: neben dem bereits erwähnten Bank- und Versicherungs-

Tabelle 6: Monatliche Branchenmediangehälter der weiblichen Angestellten 1980-94

	1980			1994		
	Median	Rang	%	Median	Rang	%
	öS		von Ges.	öS		von Ges.
Land- u.Forstwi.	9221	19	89,45	16913	22	83,89
Energie, Wasser	13581	1	131,74	27647	1	137,14
Steine, Bergbau	12481	2	121,07	24902	5	123,52
Nahrungsmittel	9787	14	94,94	18666	15	92,59
Textil	10533	11	102,17	20718	11	102,77
Bekleidung	9423	17	91,41	17159	20	85,11
Leder	9333	18	90,53	17867	18	88,63
Holz	8374	24	81,23	16926	21	83,96
Papier	11904	4	115,47	25062	4	124,32
Druck, Verlag	11422	8	110,80	23259	6	115,37
Chemie	12446	3	120,73	25519	2	126,58
Stein-, Glaswaren	11245	9	109,08	21373	10	106,02
Metall	10958	10	106,30	22297	8	110,60
Bauwesen	9579	16	92,92	19121	14	94,85
Handel, Lager	8830	21	85,65	16716	24	82,92
Gastst., Beherb.	9116	20	88,43	18288	17	90,71
Verkehr, Nachr.	9917	13	96,20	18600	16	92,26
Banken, Versich.	11563	6	112,16	25455	3	126,26
RRWi.dienste	9580	15	92,93	19599	13	97,22
Körperpfl., Reinig.	8478	23	82,24	17850	19	88,54
Kunst, Unterh.	11668	5	113,18	22340	7	110,81
Gesundh., Fürs.	10151	12	98,47	20257	12	100,48
Unterr., Forschung	8827	22	85,62	16885	23	83,75
Öff. Einrichtungen	11562	7	112,15	22235	9	110,29
Häusl. Dienste	8066	25	78,24	12204	25	60,54
Gesamt	10309		100,00	20160		100,00

wesen die Wirtschaftsklasse Kunst, Unterhaltung und Sport sowie die Öffentlichen Einrichtungen. In diesen Bereichen kommt offensichtlich der größere Anteil von hochqualifizierten (akademisch ausgebildeten) weiblichen Angestellten zum Tragen.

Laut Mikrozensus belief sich der Anteil der Teilzeitbeschäftigten (Wochenarbeitszeit von 12 bis einschl. 35 Stunden) unter den weiblichen Angestellten im Jahre 1993 auf 23%.¹⁶ Im tertiären Sektor lag diese Quote deutlich höher als im sekundären. Ein Teil des Gehaltsgefälles zwischen der Mehrheit der Branchen des Sachgütersektors und den meisten Dienstleistungsbranchen ist somit auf die unterschiedlichen Anteile von Teilzeitbeschäftigten zurückzuführen. Im Handel betrug die Teilzeitquote unter den weiblichen Angestellten 30%, im Gesundheitswesen 28%, in den Wirtschaftsklassen ‚Verkehr und Nachrichtenübermittlung‘ sowie ‚Realitätenwesen, Rechts- und Wirtschaftsdienste‘ jeweils 24%, in den Öffentlichen Einrichtungen sowie im Bank- und Versicherungswesen jeweils 15% und im Fremdenverkehr rund 8%. In der Bauwirtschaft waren 24% der weiblichen Angestellten teilzeitbeschäftigt, in der Metallbranche 14% und in der ‚Erzeugung und Verarbeitung von Chemikalien, Gummi und Erdöl‘ ebenfalls rund 14%.

4.3 Der Grad der Übereinstimmung zwischen den branchenbezogenen Einkommenshierarchien

Wie die beiden Matrizen der Spearman'schen Rangkorrelationskoeffizienten (Tabellen 7 und 8) zeigen, bestand zwischen den branchenbezogenen Einkommenshierarchien der vier unterscheidbaren Beschäftigtengruppen ein hohes Maß an Übereinstimmung.

Tabelle 7: Koeffizienten der Rangkorrelation zwischen den Hierarchien der monatlichen Branchenmedianeinkommen der vier Beschäftigtengruppen 1980

	MAng	FArb	FAng
Männl. Arbeiter	0,746	0,812	0,704
Männl. Angestellte		0,563	0,658
Arbeiterinnen			0,598

So betrug 1980 der Koeffizient der Rangkorrelation zwischen den Einkommensskalen der männlichen Angestellten und der weiblichen Arbeiter immerhin noch 0,56. Der höchste Grad an Analogie existierte zwischen den Hierarchien der männlichen und der weiblichen Arbeiter (0,81). Auffallend ist die im Vergleich zu den Männern deutlich schwächere Übereinstimmung der Rangordnungen der Arbeiterinnen und der weiblichen Angestellten. Ein Hauptgrund dafür liegt darin, dass in drei Wirtschaftsklassen des tertiären Sektors, nämlich dem Bank- und Versicherungswesen, dem Bereich Kunst,

Unterhaltung und Sport sowie den Realitäten-, Rechts- und Wirtschaftsdiensten, große Diskrepanzen zwischen den jeweiligen Rängen der Mediangehälter der weiblichen Angestellten und jenen der Medianlöhne der Arbeiterinnen bestanden. Bei den Arbeiterinnen in diesen Dienstleistungsbereichen handelte es sich in hohem Maße oder überwiegend um unqualifizierte Arbeitskräfte, die Tätigkeiten wie Reinigung ausführten. Dies erklärt die im Vergleich zu den weiblichen Angestellten derselben Branche weitaus ungünstigeren Positionen.

Bei einer Bereinigung um die Unterschiede in der tatsächlich geleisteten Arbeitszeit wären die Maßzahlen der rangmäßigen Übereinstimmung noch höher.

Tabelle 8 zeigt den Grad der Übereinstimmung zwischen den Einkommenshierarchien im Jahre 1994.

Tabelle 8: Koeffizienten der Rangkorrelation zwischen den Hierarchien der monatlichen Branchenmedianeinkommen der vier Beschäftigtengruppen 1994

	MAng	FArb	FAng
Männl. Arbeiter	0,786	0,753	0,687
Männl. Angestellte		0,482	0,769
Arbeiterinnen			0,495

Bei den männlichen Arbeitern traten zwischen 1980 und 1994 zwei größere Rangveränderungen ein. Die Arbeiter im Gesundheitswesen verloren sechs Ränge (von 11 auf 17), jene in der Land- und Forstwirtschaft fünf (von 17 auf 22). Bemerkenswert beim Vergleich der Gehaltsstrukturen der weiblichen Angestellten ist lediglich der rangmäßige Aufstieg der Wirtschaftsklasse Körperpflege und Reinigung (von 23 auf 19).

Aufgrund der geringen Anzahl der erheblichen Rangänderungen in den vier beobachteten branchenbezogenen Einkommenshierarchien zwischen 1980 und 1994 ist es nicht verwunderlich, dass jede dieser Rangordnungen ein sehr hohes Maß an intertemporaler Übereinstimmung aufwies. Die Spearman'schen Koeffizienten der Rangkorrelation liegen zwischen 0,91 und 0,96 (siehe Tabelle 9). Die Korrelation zwischen der branchenbezogenen Verdiensthierarchie der Frauen des Jahres 1980 und jener des Jahres 1994 beträgt 0,94, jene der Männer sogar 0,99, und diejenige der Gesamtheit der ArbeiterInnen, Angestellten und Vertragsbediensteten 0,98.

4.3.1 Exkurs: Übereinstimmung zwischen den branchenbezogenen Verdienst- und Arbeitskostenhierarchien in der Industrie

Pollan (1997) stellt anhand der Daten der Wirtschaftskammer-Erhebung für das Jahr 1993 zwischen den Verteilungen der Löhne und Arbeitskosten der Arbeiter nach Branchen und jenen der Angestellten eine systematische

Tabelle 9: Koeffizienten der intertemporalen Rangkorrelation zwischen den Hierarchien der monatlichen Branchenmedianeinkommen 1980-94

	1980 -1987	1987 -1994	1980 -1994
Gesamt	0,978	0,986	0,975
Männer	0,974	0,986	0,987
Frauen	0,971	0,945	0,944
Männliche Arbeiter	0,985	0,971	0,962
Männl. Angestellte	0,975	0,971	0,958
Arbeiterinnen	0,979	0,918	0,910
Weibl. Angestellte	0,972	0,944	0,955

Beziehung fest: Jene Industriezweige, die relativ hohe (niedrige) Löhne bzw. Arbeitskosten der Arbeiter aufweisen, verzeichnen auch relativ hohe (niedrige) Gehälter bzw. Arbeitskosten der Angestellten. Dieser Zusammenhang gilt sowohl für die Mindestkollektivvertragslöhne bzw. -gehälter (Tarifvertragslöhne für Hilfsarbeitertätigkeit bzw. kollektivvertragliche Einstiegsgehälter für Angestellte) als auch für die direkten Lohnkosten (Effektivlöhne¹⁷) und die gesamten Lohnkosten (direkte Lohnkosten plus Lohnnebenkosten¹⁸). Der Autor zieht aus diesem Befund folgenden Schluss: „Diese Parallelität der Lohnkosten für Arbeiter und Angestellte, besonders der Mindestlöhne und Mindestgehälter, kann als ein weiterer Hinweis darauf gewertet werden, dass die großen Lohnunterschiede zwischen den Branchen nur zu einem geringen Teil durch die unterschiedliche Besetzung der Qualifikationsstufen und durch unterschiedliche Arbeitsbedingungen begründet sind und daher in hohem Ausmaß reine Lohnunterschiede wiedergeben.“

5. Die Streuung der Branchenmedianeinkommen 1980-94

Beim Vergleich der Streuungen verschiedener Verteilungen ist dem gewichteten Variationskoeffizienten gegenüber Standardabweichung und Varianz der Vorzug zu geben, da letztere auf Unterschiede im Einkommensniveau reagieren. Der Variationskoeffizient gibt die Standardabweichung in Prozent des arithmetischen Mittels an. Als Gewichte dienen hier die Anteile der Wirtschaftsklassen an den Versicherungstagen der jeweiligen Gesamtheit.¹⁹

Diese Messzahl ist zur pauschalen Beurteilung der relativen Streuung geeignet. Dabei ist zu berücksichtigen, dass der gewichtete Variationskoeffizient nicht nur durch die Einkommenspositionen der Branchen (d.h. durch die Relationen zwischen den Medianeinkommen der Branchen), sondern

auch durch die Besetzungstärken (d.h. die Beschäftigungszahlen) der Wirtschaftsklassen beeinflusst wird. Denkbar sind mithin zwei Verteilungen, die sich in Bezug auf die relative Streuung, gemessen anhand des gewichteten Variationskoeffizienten, nicht unterscheiden, aber gänzlich verschiedene Einkommenspositionen der Branchen aufweisen. In diesem Fall wären es die unterschiedlichen Besetzungsrelationen, die den Ausgleich der relativen Streuungsmaße herbeiführten.

Tabelle 10: Relative Streuung der monatlichen Branchenmedianeinkommen 1980-94: Gewichtete Variationskoeffizienten in Prozent

	1980	1987	1994
Gesamt	19,82	19,85	19,41
Männer	13,95	15,51	16,88
Frauen	17,54	17,95	16,84
Arbeiter	13,86	14,39	14,06
Männl. Angestellte	16,56	16,36	16,48
Arbeiterinnen	20,85	20,17	17,14
Weibl. Angestellte	12,00	14,18	14,20

Anm.: Gewichtung durch die Anteile der Wirtschaftsklassen an den Versicherungstagen der jeweiligen Gesamtheit

Die interindustrielle Streuung der Männerlöhne war sowohl 1980 als auch 1994 erheblich geringer als jene der Männergehälter (siehe Tabelle 10). Auf die Niedriglohnbranchen im Dienstleistungssektor entfielen mit Ausnahme der Fremdenverkehrswirtschaft nur geringe Anteile der Gesamtheit männlicher Arbeiter. Bei den männlichen Angestellten lag 1994 die gewichtsmäßig zweitbedeutendste Wirtschaftsklasse, die Metallbranche (14,2% der männlichen Angestellten), auf Rang 6 der Einkommenshierarchie. Auch einige Wirtschaftsklassen mit weit unterdurchschnittlichem Gehaltsniveau waren stark besetzt: das Verkehrswesen und die Einrichtungen der Gebietskörperschaften (12,3% Beschäftigtenanteil, Rang 21 der Gehaltsskala).

Unter den vier analysierten Beschäftigtenkategorien war die interindustrielle Streuung der Einkommen bei den Arbeiterinnen am höchsten, bei den weiblichen Angestellten am geringsten. Die Metallbranche, in der 1994 8,4% der Arbeiterinnen beschäftigt waren, stand an der Spitze dieser Branchenlohnskala, die Öffentlichen Einrichtungen (Beschäftigtenanteil 13,7%) befanden sich auf Rang 5. Zudem wiesen zwei Niedriglohnbranchen hohe Beschäftigungsanteile auf: Die Wirtschaftsklasse Haushalt-Hauswartung mit infolge hoher Teilzeitquote außergewöhnlich niedrigem mittleren Lohnniveau (56,5% des entsprechenden Gesamtmedians) beschäftigte 6,6% der Arbeiterinnen, die Wirtschaftsklasse Körperpflege-Reinigung 8,6%. Bei den weiblichen Angestellten hingegen lag nur eine anteilmäßig wichtige Branche, nämlich das Bank- und Versicherungswesen

sen (6,8% Angestelltenanteil), außerhalb des Bereichs von plus/minus 20% des entsprechenden Gesamtmediangehalts.

Die relative Streuung der Branchenmedianlöhne der männlichen Arbeiter und jene der Branchenmediangehälter der männlichen Angestellten blieb zwischen 1980 und 1994 im Wesentlichen unverändert (siehe Tabelle 10). Unter Beibehaltung der Beschäftigtenstruktur des Jahres 1980 wäre der gewichtete Variationskoeffizient der mittleren Branchenmonatslöhne der männlichen Arbeiter leicht gefallen, nämlich auf 13,3% (siehe Tabelle 11). Auf die relative Streuung der Branchenmediangehälter der männlichen Angestellten hingegen hatten die Verschiebungen der Beschäftigungsanteile zwischen den Branchen keine Auswirkung.

Tabelle 11: Hypothetische Streuung der monatlichen Branchenmedianeinkommen 1980-94: Gewichtete Variationskoeffizienten (in %) unter Beibehaltung der Beschäftigungsstruktur von 1980

	1980	1987	1994
Gesamt	19,82	20,07	20,22
Männer	13,95	14,95	16,21
Frauen	17,54	18,56	18,04
Arbeiter	13,86	13,67	13,33
Männl. Angestellte	16,56	16,28	16,46
Arbeiterinnen	20,85	20,56	17,92
Weibl. Angestellte	12,00	14,32	14,80

Anm.: Gewichtung durch die Anteile der Wirtschaftsklassen an den Versicherungstagen der jeweiligen Gesamtheit im Jahre 1980

Im Gegensatz zu den beiden Gruppen der männlichen Beschäftigten änderte sich die relative Streuung der monatlichen Branchenmedianeinkommen bei den Arbeiterinnen und bei den weiblichen Angestellten jeweils erheblich, und zwar in unterschiedliche Richtung. Die stärkste Veränderung ist für die Arbeiterinnen festzustellen: Die interindustrielle Streuung der monatlichen Branchenmedianlöhne dieser Gruppe, die 1980 mit 20,9% den bei weitem höchsten Wert unter den vier unterscheidbaren Beschäftigtenkategorien aufgewiesen hatte, verringerte sich bis 1994 um 3,7 Prozentpunkte. Wie aus einem Vergleich der beiden Werte für 1994 in den Tabellen 10 und 11 zu ersehen ist, trug der Beschäftigungsstruktureffekt 0,8 Prozentpunkte zur gesamten Streuungsabnahme bei.

Die Streuung der monatlichen Branchenmediangehälter der weiblichen Angestellten hingegen erhöhte sich von 1980 bis 1987 bzw. 1994 um 2,2 Prozentpunkte. Bei unveränderter Beschäftigungsstruktur hätte die relative Streuung 1994 einen noch höheren Wert erreicht (14,8%).

Wie wirkten sich diese beiden entgegengerichteten Veränderungstendenzen auf die interindustrielle Streuung der Einkommen der weiblichen

Beschäftigten insgesamt aus? Der gewichtete Variationskoeffizient stieg zunächst leicht, um nach 1987 etwas stärker abzunehmen (Tab. 10). Die hypothetische Streuung, d.h. jene unter Beibehaltung der Beschäftigungsstruktur des Jahres 1980, liegt für 1994 um 1,2 Prozentpunkte über der tatsächlichen. Die im Beobachtungszeitraum erfolgten Beschäftigungsverchiebungen zwischen den Branchen hatten hier somit einen deutlich dämpfenden Effekt auf die interindustrielle Streuung.

Bei den Männern blieb die relative Streuung der monatlichen Branchenmedianeinkommen zwar in beiden unterscheidbaren Kategorien jeweils unverändert, aber infolge der starken Anteilsgewinne der Angestellten erhöhte sich die interindustrielle Streuung der Einkommen der männlichen Beschäftigten insgesamt sehr stark: Der betreffende gewichtete Variationskoeffizient stieg von 14,0% (1980) auf 16,9% (1994; siehe Tab. 10). Bei Ausschaltung der Beschäftigungsverchiebungen ergibt sich für 1994 ein Koeffizient von 16,2%. Im Gegensatz zu den Frauen verstärkte mithin in diesem Fall der Beschäftigungsstruktureffekt die interindustrielle Streuung.

Welche Auswirkungen hatten die Einkommens- und Beschäftigungsänderungen in den vier Subgruppen auf die interindustrielle Streuung der monatlichen Medianeinkommen der Beschäftigten insgesamt? Wie aus Tabelle 10 hervorgeht, blieb der gewichtete Variationskoeffizient zwischen 1980 (19,8%) und 1987 unverändert und nahm dann sogar leicht ab (1994 19,4%). Bei konstanter Beschäftigungsstruktur resultiert für 1994 ein Wert von 20,2% (Tab. 11). Der geringfügige Rückgang der relativen Streuung der monatlichen Medianeinkommen ist somit auf den dämpfenden Branchenstruktureffekt zurückzuführen.

Faktoren wie die steigende Arbeitslosigkeit, der starke Zustrom ausländischer Arbeitskräfte, die Internationalisierung der Märkte, der leicht rückläufige Organisationsgrad der Gewerkschaften und die wachsenden Unterschiede zwischen den kollektivvertraglich vereinbarten Lohnsteigerungsraten hatten zwar erhebliche Auswirkungen auf die Branchenlohnstrukturen und auf die Verteilung der Löhne und Gehälter innerhalb der einzelnen Branchen, aber aufgrund von kompensierenden Entwicklungen *nicht* auf die Streuung der Branchenmedianeinkommen der Gesamtheit der erfassten unselbstständig Beschäftigten.

5.1 Exkurs: Die Streuung der Branchentariflöhne in der Industrie

In seiner Untersuchung über die Branchenlohnunterschiede in der Industrie auf der Grundlage der Erhebung der Wirtschaftskammer befasst sich Pollan (1997) auch mit der Struktur der Löhne der Industriearbeiter und der Gehälter der Industrieangestellten nach Fachverbänden im Jahre 1993.

Dabei stellt er für die Arbeiter einen kontinuierlichen Anstieg der Branchenlohnunterschiede von den

- Tariflöhnen für die jeweils unterste Qualifikationsstufe über die
- durchschnittlichen Tariflöhne und die
- effektiven Stundenlöhne bis zu den

- direkten Lohnkosten (Leistungslohn) und schließlich zu den
- gesamten Arbeitskosten (direkte Arbeitskosten plus Lohnnebenkosten) fest. Für den Zusammenhang zwischen direkten Lohnkosten und Lohnnebenkosten gilt somit: Je höher die direkten Lohnkosten liegen, desto höher sind die Lohnnebenkosten (als Prozentsatz des Leistungslohnes).²⁰

Beide Feststellungen treffen entsprechend auch auf die Industrieangestellten zu: Geht man beim Vergleich der Gehälter bzw. Arbeitskosten von den

- Anfangsgehältern laut Kollektivvertrag über die
- durchschnittlichen Kollektivvertragsgehälter und die
- Effektivgehälter bis zu den
- direkten Arbeitskosten und schließlich zu den
- gesamten Arbeitskosten,

so nehmen die Branchenunterschiede zu. Und zwischen den direkten Arbeitskosten der Industrieangestellten und der Relation der jeweiligen Lohnnebenkosten zu ihnen besteht ein positiver Zusammenhang. „Höhere direkte Lohnkosten werden also nicht zum Teil durch niedrigere Lohnnebenkosten ausgeglichen, sondern verstärken im Gegenteil die Divergenz. Allerdings ist diese Beziehung für die Angestellten etwas schwächer ausgeprägt als für die Arbeiter.“²¹

Pollan (2001) ermittelt Maßzahlen für die Streuung der mittleren Stundenlöhne der Industriearbeiter nach Branchen für den Zeitraum 1981 bis 1998: Der gewichtete Variationskoeffizient sank von 12,6% auf 11,6%. In dieser Periode veränderte sich die Beschäftigungsstruktur der Industrie allerdings erheblich. Schaltet man diese Struktureffekte aus, indem man für die Berechnung der Kennzahl des Jahres 1998 die Beschäftigtenzahlen des Jahres 1981 heranzieht, so ergibt sich ein hypothetischer Streuungswert von 14,4%. Die tatsächlichen Beschäftigungsverschiebungen hatten somit eine stark dämpfende Wirkung auf die branchenbezogene Streuung der Stundenlöhne der Industriearbeiter.

Die Streuung der mittleren Branchenmonatsgehälter der Industrieangestellten war 1981 viel geringer als jene der Arbeiterstundenlöhne: Der gewichtete Variationskoeffizient betrug 8,16%. Im Gegensatz zu den Arbeitern erhöhte sich bei den Angestellten die Streuung, nämlich auf einen Wert von 9,62% im Jahre 2000. Behält man die Beschäftigungsstruktur von 1981 für die Berechnung des gewichteten Variationskoeffizienten bei, so fällt die Zunahme noch stärker aus: Der hypothetische Streuungswert für 2000 beläuft sich auf 10,93%. Wie bei den Arbeitern hatten mithin auch bei den Industrieangestellten die tatsächlichen Änderungen in der Beschäftigungsstruktur eine deutlich dämpfende Wirkung auf die branchenbezogene Streuung.

6. Die Streuung der Branchenmedianeinkommen 1987-93 nach Bereinigung um Teilzeitbeschäftigung

Bei der Berechnung der Streuungsmaßzahlen im Abschnitt 5 blieb unberücksichtigt, dass es sich bei den Versicherten, deren Einkommen von der Statistik erfasst wurden, teilweise um Teilzeitbeschäftigte handelte. Hier soll versucht werden, die sich aus dieser Tatsache ergebenden Verzerrungen mittels eines einfachen Verfahrens und unter Nutzung einer zusätzlichen Datenquelle für die Jahre 1987 und 1993 zu beseitigen. (Die Einkommensstatistik des Hauptverbands enthält wie erwähnt – abgesehen von der Anzahl der jährlichen Versicherungstage – keine Angaben über die Arbeitszeit der Versicherten.)

Herangezogen wurden für diese Schätzung die Daten aus dem Mikrozensus des damaligen Statistischen Zentralamtes über die Normalarbeitszeit der unselbstständig Beschäftigten. Als Teilzeitbeschäftigte gelten demgemäß alle unselbstständig Beschäftigten mit einer wöchentlichen Normalarbeitszeit von mindestens 12 Stunden und unter 36 Stunden. Zwischen 1987 und 1993 stieg die Teilzeitquote (Anteil der Teilzeitbeschäftigten an der jeweiligen Gesamtzahl der unselbstständig Beschäftigten) der Frauen von 16,6% auf 20,9% und jene der Männer von 1,2% auf 1,7%. Die gesamtwirtschaftlichen Durchschnittswerte bei den weiblichen Beschäftigten verdecken freilich sehr große Unterschiede zwischen den Branchen. Die Wirtschaftsklassen mit den höchsten Besetzungszahlen weiblicher Beschäftigter verzeichneten 1993 folgende Teilzeitquoten: Handel 27,2%, Gesundheitswesen 21,1%, Unterrichtswesen 21,9%, Einrichtungen der Gebietskörperschaften 19,8%, Fremdenverkehr 10,0%, Metallherstellung und -verarbeitung 10,3%.

Für die Schätzung der teilzeitbereinigten Lage- und Streuungsmaßzahlen wird die – vermutlich durchaus realistische – Annahme getroffen, dass die Teilzeitbeschäftigten die untersten Plätze in der Verdiensthierarchie jeder Branche einnehmen. Der erste Schritt des Verfahrens besteht somit darin, jede Verteilung am unteren Ende im Ausmaß der jeweiligen Teilzeitquote zu verkürzen. Im zweiten Schritt wird durch lineare Interpolation zwischen den Dezilen (bzw. zwischen Dezilen und Quartilen) ein neuer Median bestimmt. Diese Medianwerte der Branchenverteilungen ohne Teilzeitbeschäftigte gehen in der Folge in die Berechnung der Streuungsmaßzahlen ein.

Tabelle 12 zeigt die Mediane der unkorrigierten Verteilungen der Männer- und Fraueneinkommen in den Jahren 1987 und 1993 sowie die betreffenden Zuwachsraten.

Tabelle 13 enthält die Mediane der korrigierten, d.h. jeweils um die Teilzeitbeschäftigten bereinigten Verteilungen. Während sich bei den Männern aufgrund der sehr niedrigen Teilzeitquote nur eine geringfügige Erhöhung gegenüber den unkorrigierten Lagemaßen ergibt, liegt das monatliche Medianeinkommen der korrigierten Verteilung bei den weiblichen Beschäftigten 1987 um 9,5% und 1993 um 12,2% über dem jeweiligen unkorrigierten Mittelwert.

Tabelle 12: Monatliche Medianeinkommen männlicher und weiblicher unselbstständiger Beschäftigter 1987-93

	1987	1993	Zuwachs 1987-93	
			inges. in %	in % p.a.
Männer	18689	24441	30,78	4,57
Frauen	12593	16921	34,37	5,05

Tabelle 13: Monatliche Medianeinkommen nach Teilzeitkorrektur 1987-93

	1987	1993	Zuwachs 1987-93	
			inges. in %	in % p.a.
Männer	18806,0	24660,2	31,13	4,62
Frauen	13785,2	18981,3	37,69	5,48

Infolge der Ausschaltung der Verzerrung durch den erwähnten Anstieg der Teilzeitquote ist die durchschnittliche jährliche Zuwachsrate des korrigierten Medianeinkommens der Frauen zwischen 1987 und 1993 um 0,4 Prozentpunkte höher als die Zuwachsrate des unkorrigierten Mittelwerts.

Tabelle 14: Geschlechtsbezogene Einkommensrelationen 1987-93
(Medianeinkommen der weiblichen Beschäftigten in % jenes der männlichen)

	1987	1993
ArbeiterInnen u. Angestellte	67,38	69,23
Einkommensrelationen nach Teilzeitkorrektur		
	1987	1993
ArbeiterInnen u. Angestellte	73,30	76,97

Aus Tabelle 14 sind die geschlechtsbezogenen Einkommensrelationen vor und nach Teilzeitkorrektur zu entnehmen. Durch die Teilzeitbereinigung ergibt sich für 1987 ein Anstieg um 5,9 Prozentpunkte und für 1993 um 7,7 Prozentpunkte.

Eliminiert man zudem die Verzerrung, die aus den Unterschieden zwischen der Branchenstruktur der männlichen und jener der weiblichen Beschäftigten herrühren, indem man den gewichteten Mittelwert der teilzeitkorrigierten Branchenmedianeinkommen der Frauen unter Zugrundelegung der Beschäftigungsstruktur der Männer berechnet, so erhöht sich die geschlechtsbezogene Einkommensrelation (gewichteter Mittelwert der teilzeitkorrigierten Brancheneinkommen der weiblichen Beschäftigten in

Prozent jenes der männlichen) für 1987 auf 75,3% und für 1993 auf 79,5%. Von dem Einkommensunterschied zwischen Männern und Frauen im Ausmaß von 30,8% laut Rohdaten für 1993 kann somit rund ein Drittel (10,2 Prozentpunkte) durch den Teilzeiteffekt (weit höhere Teilzeitquote der Frauen) und den Branchenstruktureffekt (günstigere Beschäftigungsstruktur der männlichen Arbeitskräfte) ‚erklärt‘ werden.

Tabelle 15: Relative Streuung der monatlichen Branchenmedianeinkommen 1987-93: Gewichtete Variationskoeffizienten in Prozent

	1987	1993
Männer	15,51	16,41
Frauen	17,95	16,63

Wie aus Tabelle 15 hervorgeht, nahm zwischen 1987 und 1993 bei den Männern die Streuung der unkorrigierten Branchenmedianeinkommen um 0,9 Prozentpunkte zu, während sie bei den weiblichen Beschäftigten um 1,3 Prozentpunkte abnahm.

Tabelle 16: Relative Streuung der monatlichen Branchenmedianeinkommen 1987-93, nach Teilzeitkorrektur: Gewichtete Variationskoeffizienten in Prozent

	1987	1993
Männer	15,32	15,96
Frauen	16,21	15,42

Tabelle 16 zeigt die Streuungsmaßzahlen nach der Teilzeitkorrektur. Bei den Männern ist gegenüber den Werten der Tabelle 15 eine leichte Verringerung der Branchenstreuung festzustellen (1993 um 0,45 Prozentpunkte), und der Anstieg des Variationskoeffizienten erfährt eine geringe Abschwächung, nämlich auf 0,6 Prozentpunkte. Erwartungsgemäß weit stärker sind die Auswirkungen der Entzerrung bei den Frauen: Der korrigierte Streuungswert für 1987 liegt um 1,7 Prozentpunkte unter dem unkorrigierten Wert, und für 1993 um 1,2 Prozentpunkte. Die Abnahme der Branchenstreuung im Beobachtungszeitraum verringert sich auf 0,8 Prozentpunkte. Auffallend ist schließlich auch, dass die korrigierte Branchenstreuung für 1993 bei den Frauen unter jene der männlichen Beschäftigten fällt.

7. Resultate von Untersuchungen auf der Grundlage von Individualdatensätzen

Wie bereits oben festgestellt, haben Analysen anhand der Branchenlohndaten aus der Sozialversicherungsstatistik den wesentlichen Nachteil, dass Effekte, die von individuellen Charakteristika der Arbeitskräfte ausgehen, nicht isoliert werden können.

Bestehen signifikante Branchenlohnunterschiede auch für homogene Arbeitskräfte, also nach Bereinigung um Unterschiede im Geschlecht, in der Qualifikation (Schulbildung, Berufserfahrung etc.), in der geleisteten Arbeitszeit, in den Arbeitsbedingungen, im regionalen Standort und in der Betriebsgröße?

Hofer (1991, 1992) untersuchte diese Frage auf der Basis von Individualdaten über die Nettoeinkommen von männlichen Arbeitern und Angestellten aus dem Mikrozensus (1983 und 1987). In Bezug auf die Kontrollvariablen gelangte dieser Autor zu folgenden Ergebnissen: Wie erwartet bestand ein positiver Zusammenhang zwischen Lohnhöhe und Humankapitalvariablen. Die These von Lohnzuschlägen, welche ungünstige Arbeitsbedingungen kompensieren, fand hingegen keine Bestätigung. Die Regionalvariablen erwiesen sich als signifikant. Mit steigender Beschäftigtenzahl des Betriebs nahm *cet. par.* das Einkommen zu.

Auch nach Kontrolle der genannten Faktoren bestanden für männliche Arbeiter und Angestellte statistisch signifikante Branchenlohnunterschiede. Zudem zeigte sich eine starke Ähnlichkeit der Branchenlohnstrukturen von 1983 und 1987, sodass kurzfristige Immobilitäten der Arbeitskräfte bzw. vorübergehende Nachfrageschocks keine plausiblen Erklärungen für die beobachteten branchenweisen Lohndifferenziale liefern.

Welche lohntheoretischen Ansätze tragen zur Erklärung jener signifikanten Branchenlohnunterschiede bei, die nach Bereinigung um die genannten individuellen Charakteristika der Arbeitnehmer bestehen?

Hofer stellte fest, dass kompetitive Ansätze der Lohntheorie nicht ausreichen, die existierenden branchenbezogenen Einkommensunterschiede für männliche Arbeiter und Angestellte mit gleichen messbaren Merkmalen zu erklären. Weder kurzfristige Änderungen in der Nachfrage nach Arbeitskräften noch kompensierende Lohndifferenziale für ungünstige Arbeitsbedingungen, erhöhte Lernanstrengungen oder unterschiedliche Arbeitslosigkeitsrisiken stellen die Ursache für die Lohnstruktur dar.²²

Als Alternative zu den kompetitiven Ansätzen bieten sich die verschiedenen Varianten der Effizienzlohnhypothese an. Die Kernaussage dieser Ansätze ist, dass sich die Zahlung von höheren als den Marktlöhnen aus dem gewinnmaximierenden Verhalten der Unternehmungen ableiten lässt. Eine Lohnerhöhung über das Marktniveau hinaus steigere den Gewinn, da sie positiv auf die Leistungsintensität der Arbeitskräfte bzw. deren Produktivität wirke, womit sich die Kosten pro Effizienzeinheit Arbeit reduzieren. Zu den Beweggründen für die Zahlung von Effizienzlöhnen zählen erstens die Reduzierung von Kontrollkosten, zweitens die Senkung der Fluktuationskosten, drittens die Selektion besonders produktiver Arbeitskräfte und viertens die höhere Loyalität der Arbeitskräfte gegenüber dem Unternehmen.²³

Eine Möglichkeit, die Gültigkeit der Kontrollkosten-Variante empirisch zu testen, beruht auf folgender Überlegung: Erhöhen sich die Kosten der Leistungsverweigerung mit steigender Kapitalintensität des Betriebes, so nehmen dementsprechend auch die Lohndifferenziale zu. Die Daten für männliche Arbeitnehmer „geben Hinweise, die es erlauben, die Lohndiffe-

renziale als Anreize zur Vermeidung von *Shirking* zu interpretieren.⁴⁴ Für die Fluktuationskosten-Variante und die übrigen, sozial-normativen Varianten der Effizienzlohnthese liegt hingegen anhand dieser Daten keine empirische Evidenz vor.

Barth und Zweimüller (1992) weisen darauf hin, dass die starke Ähnlichkeit der ‚kontrollierten‘ Branchenlohnhierarchien in Ländern mit ganz unterschiedlichen Arbeitsmarktinstitutionen (Österreich und Norwegen versus Vereinigte Staaten) nicht durch Verhandlungsmodelle oder die Rentenverteilungsthese, die allesamt auf der Existenz von Gewerkschaften beruhen, erklärbar ist. Hingegen stehen diese empirischen Beobachtungen nicht im Widerspruch zu der Kontrollkosten- und der Fluktuationskosten-Variante der Effizienzlohnthese, da gemäß diesen die Zahlung von Effizienzlöhnen von der technischen Ausstattung der Betriebe abhängt, die international weitgehend übereinstimmt.

8. Zusammenfassung

In diesem Beitrag werden anhand der Statistik des Hauptverbandes der österreichischen Sozialversicherungsträger über die Verteilung der zur Pensionsversicherung beitragspflichtigen Einkommen einige Beobachtungen über die Entwicklung der Branchenlohnstruktur im Zeitraum 1980 bis 1994 angestellt. Der erfasste Personenkreis besteht aus ArbeiterInnen, Angestellten und Vertragsbediensteten im öffentlichen Dienst. Ausgewiesen werden von der Statistik Daten zur Verteilung monatlicher Bruttoverdienste, die bereits um die Unterschiede in der Zahl der Versicherungstage (Beschäftigungstage) bereinigt sind.

Das monatliche Medianeinkommen aller erfassten unselbstständigen Beschäftigten belief sich im Jahr 1980 auf öS 11.492 und erhöhte sich bis 1994 auf öS 21.843. Der Zuwachs betrug 90,1% bzw. 4,7% p.a.

Sowohl bei den Arbeitern als auch bei den Angestellten erhöhten sich die Einkommen der Frauen stärker als jene der Männer. Der Aufholprozess der Fraueneinkommen dürfte vor allem ein Ergebnis der gewerkschaftlichen Mindestlohnpolitik gewesen sein.

Die Gehälter der männlichen Angestellten nahmen während der Beobachtungsperiode weit stärker zu als die Löhne der männlichen Arbeiter. Dieses Resultat entspricht der These der Segmentierung des Arbeitsmarktes. Die geringsten Lohnzuwächse bei den männlichen Arbeitern wiesen jene Branchen auf, wo der Zustrom an ausländischen Arbeitskräften eine starke Erhöhung des Arbeitsangebots bedeutete.

In allen vier unterscheidbaren Beschäftigungsgruppen (Arbeiter, Arbeiterinnen, männliche Angestellte und Vertragsbedienstete, weibliche Angestellte und Vertragsbedienstete) zählten in den achtziger und in der ersten Hälfte der neunziger Jahre die Energie- und Wasserversorgung, der Bergbau, die Papierbranche, das Druckerei- und Verlagswesen sowie die Chemiebranche zu den bestzahlenden Branchen, die Bekleidungs- und Textilherstellung, die Land- und Forstwirtschaft, die Häuslichen Dienste, der Fremdenverkehr

und die Wirtschaftsklasse Körperpflege-Reinigung durchwegs zu den Branchen mit deutlich unterdurchschnittlicher Entlohnung.

Die Branchenlohnstrukturen der vier Beschäftigtengruppen waren einander im Hinblick auf die Rangordnung ähnlich. Alle vier Hierarchien erwiesen sich als im Zeitablauf sehr stabil.

Die meisten Zuwachsraten der mittleren Brancheneinkommen streuten zwar innerhalb der Beschäftigtengruppen jeweils in einer Bandbreite von 80 bis 115% (männliche Angestellte 80-105%), aber diese Unterschiede in den Zuwachsraten führten zwischen 1980 und 1994 nur wenige Rangänderungen größeren Ausmaßes herbei.

In Bezug auf die interindustrielle Streuung der Medianeinkommen (gewichteter Variationskoeffizient) bestand in den vier Beschäftigtengruppen keine einheitliche Entwicklungstendenz: Die relative Streuung der Branchenmedianlöhne der männlichen Arbeiter und jene der Branchenmediangehälter der männlichen Angestellten blieb zwischen 1980 und 1994 im Wesentlichen unverändert. Im Gegensatz dazu änderte sich die relative Streuung der monatlichen Branchenmedianeinkommen bei den Arbeiterinnen und bei den weiblichen Angestellten jeweils erheblich, und zwar in unterschiedliche Richtung. Einer starken Abnahme bei den Arbeiterinnen stand eine Zunahme bei den weiblichen Angestellten gegenüber. Für die Gesamtheit der erfassten unselbstständig Beschäftigten blieb der gewichtete Variationskoeffizient zwischen 1980 und 1987 unverändert und nahm dann sogar leicht ab.

Faktoren wie die steigende Arbeitslosigkeit, der starke Zustrom ausländischer Arbeitskräfte, die Internationalisierung der Märkte, der leicht rückläufige Organisationsgrad der Gewerkschaften und die wachsenden Unterschiede zwischen den kollektivvertraglich vereinbarten Lohnsteigerungsraten hatten zwar erhebliche Auswirkungen auf die Branchenlohnstrukturen und auf die Verteilung der Löhne und Gehälter innerhalb der einzelnen Branchen, aber aufgrund von kompensierenden Entwicklungen *nicht* auf die Streuung der Branchenmedianeinkommen der Gesamtheit der erfassten unselbstständig Beschäftigten.

Was das Niveau der relativen Streuung der Branchenmedianeinkommen betrifft, so war diese unter den vier analysierten Beschäftigtenkategorien bei den Arbeiterinnen am höchsten, bei den weiblichen Angestellten am geringsten.

Mit den Daten aus dem Mikrozensus über die Normalarbeitszeit der unselbstständig Beschäftigten wurde versucht, die sich aus der Teilzeitbeschäftigung ergebenden Verzerrungen der Lage- und Streuungsmaßzahlen für die Jahre 1987 und 1993 zu beseitigen. In diesem Sechsjahreszeitraum stieg die Teilzeitquote der Frauen von 16,6% auf 20,9% und jene der Männer von 1,2% auf 1,7%. Während sich bei den Männern aufgrund der sehr niedrigen Teilzeitquote nur eine geringfügige Erhöhung gegenüber den unkorrigierten Lagemaßen ergibt, liegt das monatliche Medianeinkommen der korrigierten Verteilung bei den weiblichen Beschäftigten 1987 um 9,5% und 1993 um 12,2% über dem jeweiligen unkorrigier-

ten Mittelwert. Was die geschlechtsbezogene Einkommensrelation betrifft, so resultiert aus der Teilzeitbereinigung für 1987 ein Anstieg um 5,9 Prozentpunkte und für 1993 um 7,7 Prozentpunkte (von 69,2 auf 77,0%). Der korrigierte Wert der interindustriellen Streuung bei den Frauen schließlich liegt für 1987 um 1,7 Prozentpunkte unter dem unkorrigierten Wert und für 1993 um 1,2 Prozentpunkte.

Anmerkungen

- ¹ Zur Branchengehaltsstruktur der männlichen Angestellten und zur Branchenlohnstruktur der Arbeiterinnen im Zeitraum 1980-91 siehe Mesch (1993).
- ² Siehe im Einzelnen Juch, Wolf (1989a, 1989b).
- ³ Zum Beispiel selbstständige Lehrer im Hauptberuf, die keine Angestellten beschäftigen.
- ⁴ Zu Beschäftigungsdauer und Einkommenssicherheit siehe Grillitsch, Guger, Haydn, Wolf (1995) 8f; Grillitsch, Guger, Haydn, Wolf (1996) 19. Zur interindustriellen Struktur und Streuung der Jahreseinkommen siehe Mesch (1990) 355-359.
- ⁵ Zu den Verdiensten über der Höchstbeitragsgrundlage im Jahre 1994 siehe Grillitsch, Guger, Haydn, Wolf (1996) 17f.
- ⁶ Zum Zusammenhang zwischen Alter und Einkommen siehe Grillitsch, Juch, Steiner, Wolf (1991) 44ff; Grillitsch, Guger, Haydn, Wolf (1996) 23-25.
- ⁷ Falls Diskriminierung ausländischer Arbeitskräfte besteht, spielt auch die Staatsbürgerschaft eine Rolle. Zur Abweichung der Löhne ausländischer ArbeiterInnen vom jeweiligen Lohnniveau inländischer ArbeiterInnen in den einzelnen Wirtschaftsklassen siehe Grillitsch, Juch, Wolf (1991) 1092f; Grillitsch, Juch, Wolf (1992) 983f; Grillitsch, Guger, Haydn, Wolf (1993) 1102ff; Grillitsch, Guger, Haydn, Wolf (1995) 9-11; Grillitsch, Guger, Haydn, Wolf (1996) 21-23.
- ⁸ Zu den Beschäftigungsanteilen siehe auch Mesch (1992) 20.
- ⁹ Diese Einschätzung teilt auch Guger (1992) 82.
- ¹⁰ Gemäß der Untersuchung von Tomandl und Mitarbeitern (1992) war dies im Zeitraum 1985-90 bei 18% der ausgewerteten Abschlüsse mit Entgeltregelungen der Fall.
- ¹¹ Gemäß Tomandl u.a. (1992) 38 sahen 12% der erfassten Kollektivvertragsabschlüsse mit Entgeltregelungen 1985-90 Anhebungen der Mindestlöhne um für alle ArbeitnehmerInnen gleiche Absolutbeträge vor.
- ¹² Der Zustrom von Ausländern verringerte die relativen Löhne in Bereichen mit niedrigen Ausstattungs- und Ausbildungskosten; vgl. Pollan (1990).
- ¹³ Zu diesem Ergebnis gelangte auch Walterskirchen (1977) 20f für die Gesamtwirtschaft in der Periode 1964-73: Zwischen den Veränderungsdaten der Beschäftigung nach Branchen und den jeweiligen Lohnsteigerungsraten zeigte sich kein signifikant positiver Zusammenhang; im Gegenteil, der Korrelationskoeffizient war leicht negativ.
- ¹⁴ Pollan (1983).
- ¹⁵ Vgl. Pollan (1997) 172: Übersicht 1.
- ¹⁶ Siehe BM für Arbeit und Soziales (1994) 171.
- ¹⁷ Effektivlohn = Grundlohn für geleistete Arbeitszeit plus – je nach Branche unterschiedliche – Zulagen.
- ¹⁸ Die alle drei Jahre durchgeführte Erhebung der Wirtschaftskammer über die Arbeitskosten in der Industrie Österreichs bezeichnet folgende Posten als Lohnnebenkosten (siehe Pollan (1997) 173, Übersicht 2): bezahlte Ausfallzeiten, Sonderzahlungen, Abfertigungen, Krankengeld, gesetzliche Sozialleistungen, freiwillige Sozialleistungen, Kosten der Berufsausbildung, Lohnsummensteuer.
- ¹⁹ Guger (1992) verwendete den ungewichteten Variationskoeffizient als Streuungsmaß. Dies bedeutet, dass beispielsweise einer winzigen Branche wie der Ledererzeugung und -verarbeitung (1980 6.442 unselbstständig Beschäftigte) in der Berechnung des Streuungsmaßes das gleiche Gewicht zukommt wie der Metallbranche (1980 424.305 unselbstständig Beschäftigte)! Im Gegensatz zu den unten im Kapitel 5 präsentierten Er-

gebnissen auf der Grundlage des gewichteten Variationskoeffizienten ermittelte Guger unter Verwendung des ungewichteten Variationskoeffizienten für den Zeitraum 1980-90 eine *zunehmende* interindustrielle Streuung für alle Beschäftigtengruppen.

²⁰ Siehe dazu Pollan (1997) Übersicht 1 auf Seite 172, Übersicht 3 sowie die Abbildungen 1 und 2 auf Seite 174. Zu den Relationen zwischen dem Stundenverdienst und den Lohnnebenkosten pro Stunde der Industriearbeiter nach Branchen im Jahre 1990 siehe Guger (1991) Abbildung 1 auf Seite 573.

²¹ Pollan (1997) 175.

²² Siehe Hofer (1992) 14-19.

²³ Vgl. Thaler (1989).

²⁴ Hofer (1992) 29.

Literatur

Barth, Erling; Zweimüller, Josef, Labour Market Institutions and the Industry Wage Distribution, in: *Empirica* 19/2 (1992) 181-201.

Bundesministerium für Arbeit und Soziales (Hrsg.), Bericht über die soziale Lage 1993 (Wien 1994).

Grillitsch, Karl; Juch, Josef; Steiner, Hans; Wolf, Walter, Einkommensstatistiken 1989 aus der Sozialversicherung, in: *Statistische Nachrichten* 46/1 (1991) 37-49.

Grillitsch, Karl; Juch, Josef; Wolf, Walter, Einkommensstatistiken 1990 aus der Sozialversicherung, in: *Statistische Nachrichten* 46/12 (1991) 1087-1095.

Grillitsch, Karl; Juch, Josef; Wolf, Walter, Einkommensstatistiken 1991 aus der Sozialversicherung, in: *Statistische Nachrichten* 47/12 (1992) 977-987.

Grillitsch, Karl; Guger, Alois; Haydn, Reinhard; Wolf, Walter, Einkommensdaten 1992 aus der Sozialversicherung, in: *Statistische Nachrichten* 48/12 (1993) 1094-1109.

Grillitsch, Karl; Guger, Alois; Haydn, Reinhard; Wolf, Walter, Verdienstdaten aus Sozialversicherung 1993 und Einkommensteuerstatistik 1991, in: *Statistische Nachrichten* 50/1 (1995) 6-16.

Grillitsch, Karl; Guger, Alois; Haydn, Reinhard; Wolf, Walter, Verdienstdaten aus Sozialversicherung (1994) und Einkommensteuerstatistik (1992), in: *Statistische Nachrichten* 51/1 (1996) 13ff.

Guger, Alois, Arbeitskostensituation nach Branchen deutlich differenziert, in: *WIFO-Monatsberichte* 64/10 (1991) 571-576.

Guger, Alois, Weltweit schwaches Einkommenswachstum und zunehmende Lohnunterschiede in den achtziger Jahren, in: *WIFO-Monatsberichte* 65/2 (1992) 76-82.

Hofer, Helmut, Eine Analyse intersektoraler Lohnunterschiede vor dem Hintergrund von effizienzlohntheoretischen Überlegungen (= unveröff. Manuskript, IHS, Wien 1991).

Hofer, Helmut, Eine Untersuchung über die Ursachen der sektoralen Lohnunterschiede in Österreich (= IHS Forschungsbericht No. 311, Wien 1992).

Juch, Josef; Wolf, Walter, Neue Einkommensstatistiken aus der Sozialversicherung, in: *Statistische Nachrichten* 44/11 (1989a) 814-823.

Juch, Josef; Wolf, Walter, Neue Einkommensstatistiken aus der Sozialversicherung: Einkommensunterschiede nach Bundesländern und Wirtschaftsklassen, in: *Statistische Nachrichten* 44/12 (1989b) 899-901.

Mesch, Michael, Einkommensverteilung und Branchenstruktur, in: *Wirtschaft und Gesellschaft* 16/3 (1990) 333-378.

Mesch, Michael, Daten zur Beschäftigungs- und Einkommensstruktur in Österreich während der Hochkonjunktur 1987-1990 (= Materialien zu *Wirtschaft und Gesellschaft* 49, Wien 1992).

Mesch, Michael, Die Löhne und Gehälter nach Wirtschaftsklassen 1980-91. Einige Beobachtungen zur Lohnentwicklung und -verteilung anhand der Sozialversicherungstatistik, in: *Wirtschaft und Gesellschaft* 19/3 (1993) 265-289.

Pollan, Wolfgang, Lohnunterschiede nach Qualifikationsstufen in der Industrie, in: *WIFO-Monatsberichte* 56/11 (1983) 688-695.

- Pollan, Wolfgang, Lohnunterschiede nach Branchen in der Industrie, in: WIFO-Monatsberichte 63/11 (1990) 616-622.
- Pollan, Wolfgang, Große Lohnunterschiede in der Industrie, in: WIFO-Monatsberichte 70/3 (1997) 171-178.
- Pollan, Wolfgang, Lohndrift und Lohnunterschiede in der Industrie seit 1981, in: WIFO-Monatsberichte 74/3 (2001) 179-187.
- Thaler, Richard, Interindustry Wage Differentials, in: Journal of Economic Perspectives 3/2 (1989) 181-193.
- Tomandl, Theodor; Vogt, Carl-Georg; Winkler, Jürgen u.a., Kollektivvertragspolitik in Österreich 1985-1990 (Wien 1992).
- Walterskirchen, Ewald, Die Entwicklung der Lohnunterschiede in Österreich, in: WIFO-Monatsberichte 52/1 (1979) 9-22.
- Walterskirchen, Ewald, Lohnunterschiede nach Betrieben und Branchen, in: WIFO-Monatsberichte 60/8 (1987) 492-497.

Zusammenfassung

In diesem Beitrag werden anhand der Statistik des Hauptverbandes der österreichischen Sozialversicherungsträger über die Verteilung der zur Pensionsversicherung beitragspflichtigen Einkommen einige Beobachtungen über die Entwicklung der Branchenlohnstruktur im Zeitraum 1980 bis 1994 angestellt.

Das monatliche Medianeinkommen aller erfassten unselbstständigen Beschäftigten belief sich im Jahr 1980 auf öS 11.492 und erhöhte sich bis 1994 auf öS 21.843. Der Zuwachs betrug 90,1% bzw. 4,7% p.a. Sowohl bei den Arbeitern als auch bei den Angestellten erhöhten sich die Einkommen der Frauen stärker als jene der Männer. Der Aufholprozess der Fraueneinkommen dürfte vor allem ein Ergebnis der gewerkschaftlichen Mindestlohnpolitik gewesen sein. Die Gehälter der männlichen Angestellten nahmen während der Beobachtungsperiode weit stärker zu als die Löhne der männlichen Arbeiter. Dieses Resultat entspricht der These der Segmentierung des Arbeitsmarktes.

Die Branchenlohnstrukturen der vier Beschäftigtengruppen waren einander im Hinblick auf die Rangordnung ähnlich. Alle vier Hierarchien erwiesen sich als im Zeitablauf sehr stabil. In Bezug auf die interindustrielle Streuung der Medianeinkommen (gewichteter Variationskoeffizient) bestand in den vier Beschäftigtengruppen keine einheitliche Entwicklungstendenz. Für die Gesamtheit der erfassten unselbstständig Beschäftigten blieb der gewichtete Variationskoeffizient zwischen 1980 und 1987 unverändert und nahm dann sogar leicht ab. Faktoren wie die steigende Arbeitslosigkeit, der starke Zustrom ausländischer Arbeitskräfte, die Internationalisierung der Märkte, der leicht rückläufige Organisationsgrad der Gewerkschaften und die wachsenden Unterschiede zwischen den kollektivvertraglich vereinbarten Lohnsteigerungsraten hatten zwar erhebliche Auswirkungen auf die Branchenlohnstrukturen und auf die Verteilung der Löhne und Gehälter innerhalb der einzelnen Branchen, aber aufgrund von kompensierenden Entwicklungen *nicht* auf die Streuung der Branchenmedianeinkommen der Gesamtheit der erfassten unselbstständig Beschäftigten. Mit den Daten aus dem Mikrozensus über die Normalarbeitszeit der unselbstständig Beschäftigten wurde schließlich versucht, die sich aus der Teilzeitbeschäftigung ergebenden Verzerrungen der Lage- und Streuungsmaßzahlen für die Jahre 1987 und 1993 zu beseitigen. Der korrigierte Wert der interindustriellen Streuung bei den Frauen liegt für 1987 um 1,7 Prozentpunkte unter dem unkorrigierten Wert und für 1993 um 1,2 Prozentpunkte.