

Discussion Paper No. 02-79

**Quantilsregressionen der  
westdeutschen Verdienste:  
Ein Vergleich zwischen der Gehalts-  
und Lohnstrukturerhebung und der  
IAB-Beschäftigtenstichprobe**

Bernd Fitzenberger und Frank Reize

**ZEW**

Zentrum für Europäische  
Wirtschaftsforschung GmbH

Centre for European  
Economic Research

Discussion Paper No. 02-79

**Quantilsregressionen der  
westdeutschen Verdienste:  
Ein Vergleich zwischen der Gehalts-  
und Lohnstrukturerhebung und der  
IAB-Beschäftigtenstichprobe**

Bernd Fitzenberger und Frank Reize

Download this ZEW Discussion Paper from our ftp server:

<ftp://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp0279.pdf>

Die Discussion Papers dienen einer möglichst schnellen Verbreitung von  
neueren Forschungsarbeiten des ZEW. Die Beiträge liegen in alleiniger Verantwortung  
der Autoren und stellen nicht notwendigerweise die Meinung des ZEW dar.

---

Discussion Papers are intended to make results of ZEW research promptly available to other  
economists in order to encourage discussion and suggestions for revisions. The authors are solely  
responsible for the contents which do not necessarily represent the opinion of the ZEW.

## Das Wichtigste in Kürze

In der Debatte um die Arbeitsmarktprobleme in Westdeutschland kommt der vermuteten Inflexibilität der Lohnstruktur seit längerer Zeit eine prominente Rolle zu. Gleichwohl ist die neuere empirische Evidenz zu den Lohnstrukturen und deren Dynamik in Westdeutschland sehr beschränkt. Viele Studien beziehen sich auf Daten für die 80er Jahre oder basieren auf sehr kleinen Datensätzen, wie dem sozioökonomischen Panel, die differenzierte Analysen nicht zulassen, wie sie angesichts der Heterogenitäten am Arbeitsmarkt zum Teil notwendig sind. Aktuell wird in Deutschland auch eine intensive Debatte um einen verbesserten Datenzugang für Sozialwissenschaftler geführt (KVI-Gutachten).

Diese Arbeit untersucht empirisch Verdienststrukturen zwischen und innerhalb von Arbeitnehmergruppen mit unterschiedlichem Alter, Geschlecht, Erwerbsstatus, Qualifikationsniveau und unterschiedlicher Branchenzugehörigkeit. Die Analyse verwendet die Methode der Quantilsregressionen und ist rein deskriptiver Natur. Es werden Daten der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung (GLS) des Statistischen Bundesamtes in den Jahren 1990 und 1995 für das Produzierende Gewerbe und den Handel sowie ein dazu passender Auszug der IAB-Beschäftigtenstichprobe (IABS) verwendet. Dabei handelt es sich um zwei vergleichsweise große Datensätze im Hinblick auf die verfügbaren Fallzahlen.

Die empirische Analyse zeigt Unterschiede in der Stichprobenzusammensetzung und zum Teil Unterschiede in den geschätzten Verdienstrelationen zwischen den beiden Datensätzen. Als stabile inhaltliche Ergebnisse dieser Studie finden sich: Erstens, die geschätzten Altersprofile weisen für die meisten Arbeitnehmer einen Trend zu höherer Ausdifferenzierung ( $\equiv$  höherer Dispersion) mit zunehmendem Alter auf. Zweitens, die Altersprofile für Männer sind steiler als für Frauen und sie sind umso steiler, je höher das Qualifikationsniveau ist. Damit nehmen die geschlechtsspezifischen und die qualifikatorischen Verdienstunterschiede mit dem Alter zu. Drittens, es ist nicht gerechtfertigt, gleichförmige Altersprofile oder qualifikatorische Verdienstunterschiede zu unterstellen, wie sie einer Mincerschen Verdienstfunktion in einfachster Form zugrunde liegen. Viertens, von 1990 bis 1995 haben tendenziell die Verdienstunterschiede zwischen Arbeitnehmern mit mittlerer und Arbeitnehmern mit niedriger Qualifikation zugenommen und zwischen Hochqualifizierten und Arbeitnehmern mit mittlerer Qualifikation abgenommen.

Die Unterschiede der differenzierten Verdienststrukturanalysen zwischen GLS und IABS legen auf den ersten Blick nahe, dass zumindest für die kleineren Gruppen (z.B. teilzeitbeschäftigte Frauen) keine verlässlichen Analysen mit der wesentlich kleineren IABS möglich sind. Eine Bewertung der Validität von GLS und IABS ist im Moment jedoch nicht möglich, da zuvor zu klären wäre, ob die Unterschiede nicht auf die Unterschiede im Stichprobendesign zurückzuführen sind. Dieser Aspekt bedarf weiterer Forschung in zukünftigen Arbeiten zur Validität von deutschen Arbeitsmarktdaten.

# Quantilsregressionen der westdeutschen Verdienste: Ein Vergleich zwischen der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung und der IAB–Beschäftigtenstichprobe <sup>1</sup>

Bernd Fitzenberger<sup>2</sup> und Frank Reize<sup>3</sup>

Oktober 2002

Beitrag für das 32. Wirtschaftswissenschaftliche Seminar Ottobeuren

– Langversion –

## **Zusammenfassung:**

Diese Arbeit vergleicht die Verdienststrukturen in Westdeutschland für die Jahre 1990 und 1995 basierend auf der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung und der IAB–Beschäftigtenstichprobe. Wir betrachten Verdienstunterschiede im Hinblick auf die berufliche Qualifikation, das Geschlecht, den Erwerbsstatus, die Branchenzugehörigkeit und das Alter. Die Analyse verwendet die Methode der Quantilsregressionen und ist rein deskriptiver Natur. Die beiden Datensätze unterscheiden sich teilweise in der Stichprobenszusammensetzung und es finden sich zum Teil Unterschiede in den geschätzten Verdienstrelationen. Qualitativ stimmen die Ergebnisse vor allem für Männer relativ gut überein. Die Verdienststrukturen erweisen sich als sehr differenziert, beispielsweise nehmen geschlechtsspezifische und qualifikatorische Verdienstunterschiede wie auch die Verdienstdispersion innerhalb einer Arbeitnehmergruppe typischerweise mit dem Alter zu.

**Schlüsselwörter:** Verdienststrukturen, Gehalts- und Lohnstrukturerhebung, IAB–Beschäftigtenstichprobe, Quantilsregressionen

**JEL Klassifikation:** C14, C80, J31

---

<sup>1</sup>Diese Arbeit ist Teil des Kooperationsprojektes zwischen dem Statistischen Bundesamt und dem ZEW “Bildungsrenditen und Lohnungleichheit”. Wir danken dem Statistischen Bundesamt für die Unterstützung bei der Verwendung der Gehalts- und Lohnstrukturerhebungen (GLS) 1990 und 1995, die dem ZEW im Rahmen des Kooperationsprojektes vom Statistischen Bundesamt zur Auswertung zur Verfügung gestellt wurden. Das Statistische Bundesamt trägt keine Verantwortung für die Analyse bzw. Interpretation der Daten in dem vorliegenden Beitrag. Wir danken Peter Kaukewitsch und Wilhelm Kaufmann für die umfangreiche Unterstützung bei der Arbeit mit der GLS am Statistischen Bundesamt. Weit über das übliche Maß hinaus schulden wir unserem Korreferenten Joachim Möller Dank für wertvolle Hinweise im Hinblick auf die Datenaufbereitung und die Interpretation der Ergebnisse. Ebenfalls danken wir Norbert Schanne für die Unterstützung bei der Aufbereitung der IABS–Daten sowie unserem Korreferenten Friedhelm Pfeiffer und allen weiteren Teilnehmern des Wirtschaftswissenschaftlichen Seminars Ottobeuren für wertvolle Hinweise. Alle Unzulänglichkeiten dieser Arbeit liegen jedoch allein in unserer Verantwortung.

<sup>2</sup>Prof. Bernd Fitzenberger, Ph.D., Universität Mannheim, Lehrstuhl für VWL, 68131 Mannheim, ZEW und IFS. E–mail: bernd.fitzenberger@vwl.uni-mannheim.de.

<sup>3</sup>Frank Reize, Kreditanstalt für Wiederaufbau (KfW), Palmengartenstr. 5–9, 60325 Frankfurt a.M. E–mail: frank.reize@kfw.de.

# Inhaltsverzeichnis

<b>1</b>	<b>Einleitung</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Datenbeschreibung</b>	<b>3</b>
2.1	Gehalts- und Lohnstrukturerhebung . . . . .	4
2.2	IAB-Beschäftigtenstichprobe . . . . .	5
2.3	Unterschiede zwischen beiden Datensätzen . . . . .	6
2.4	Deskriptive Informationen . . . . .	6
<b>3</b>	<b>Quantilsregressionen</b>	<b>7</b>
3.1	Quantilsregressionen auf Basis von Individualdaten . . . . .	9
3.2	Quantilsregressionen mit gruppierten Daten . . . . .	11
<b>4</b>	<b>Empirische Ergebnisse</b>	<b>12</b>
<b>5</b>	<b>Schlussfolgerungen</b>	<b>16</b>
	<b>Literatur</b>	<b>17</b>
<b>A</b>	<b>Anhang</b>	<b>20</b>
A.1	Tabellen . . . . .	20
A.2	Graphiken . . . . .	32

# 1 Einleitung

*“Angemessene Lohndifferenzierung –  
eine ständige Aufgabe”*  
SVR (2000, S. 215)

In der Debatte um die Arbeitsmarktprobleme in Westdeutschland kommt der vermuteten Inflexibilität der Lohnstruktur seit längerer Zeit eine prominente Rolle zu (siehe u.a. SVR, 2000, OECD, 1993, 1996, und Fitzenberger, 1999). Gleichwohl ist die neuere empirische Evidenz zu den Lohnstrukturen und deren Dynamik in Westdeutschland sehr beschränkt. Viele Studien beziehen sich auf Daten für die 80er Jahre oder basieren auf sehr kleinen Datensätzen (vgl. Riphahn, 2001), wie dem sozioökonomischen Panel, die differenzierte Analysen nicht zulassen, wie sie angesichts der Heterogenitäten am Arbeitsmarkt notwendig sind. In dieser Arbeit betrachten wir vor allem qualifikatorische Verdienstunterschiede und die Altersstruktur der Verdienste.

Differenzierte Verdienststrukturen tragen der Heterogenität am Arbeitsmarkt Rechnung und ermöglichen einen Ausgleich am Arbeitsmarkt, vgl. Franz (1999, Kapitel 8). Umgekehrt stellen Verdienstunterschiede – beispielsweise in qualifikatorischer Hinsicht – Anreize für das Arbeitsangebot und die Arbeitsnachfrage dar. Steigende qualifikatorische Verdienstunterschiede erhöhen den Anreiz für Arbeitsanbieter, sich stärker auszubilden und umgekehrt haben die Arbeitsnachfrager einen höheren Anreiz, niedrig qualifizierte Arbeitnehmer zu beschäftigen. Ein Anstieg der Verdienste mit dem Alter ist das Ergebnis einer mit höherer Produktivität einhergehenden Zunahme der Berufserfahrung ( $\equiv$  höheres Humankapital) im Lichte einer Mincerschen Verdienstfunktion. Neben Humankapitaleffekten können sich aber hierin auch informationsökonomische Aspekte, Anreizentlohnungssysteme oder auch der reine Zufall manifestieren, vgl. Franz (1999). Über Senioritätentlohnung und einer Verbesserung der Informationen über einen Arbeitnehmer mit längerer Betriebszugehörigkeitsdauer und zunehmendem Alter kann es gleichzeitig zu einem Anstieg und zu einer Ausdifferenzierung der Verdienste mit zunehmendem Alter kommen.

Frauen weisen in Westdeutschland eine geringere Erwerbsbeteiligung als Männer auf und sie sind häufiger teilzeitbeschäftigt als Männer. Dies könnte das Ergebnis einer geringeren Karriereorientierung von Frauen sein. Wenn dies der Fall ist, dann sollten die Alters–Verdienst–Profile für Frauen flacher als für Männer und der Grad an Ausdifferenzierung mit zunehmendem Alter geringer sein.

Auch die qualifikatorischen Verdienstunterschiede können sich je nach Alter, Erwerbsstatus und Geschlecht unterscheiden, da eine effiziente Nutzung des erworbenen Humankapitals davon abhängen kann, inwieweit der Karrierepfad dies erlaubt und inwieweit früher erworbenes Wissen noch aktuell nutzbar ist (Kohorteneffekte, vgl. Fitzenberger und Wunderlich, 2002). Vergleicht man qualifikatorische Verdienstunterschiede nach Alter in einem Jahr, dann bezieht man sich auf unterschiedliche Geburtsjahrgänge, die ihre Ausbildung zu unterschiedlichen Zeitpunkten erworben haben.

Die wenigen genannten Punkte legen nahe, dass Verdienststrukturen nur unter einem potenziell sehr differenzierten Blickwinkel sinnvoll erfasst werden können, wobei sowohl den Unterschieden zwischen (“Between–Dispersion”) als auch innerhalb (“Within–

Dispersion“) von Arbeitnehmergruppen Rechnung zu tragen ist. Als deskriptives Hilfsmittel zur Beschreibung von Verdienststrukturen bieten sich daher Quantilsregressionen an, die in dieser Arbeit verwendet werden, um beide Dimensionen (Between und Within) gleichzeitig zu erfassen.

Differenzierte Analysen von Verdienststrukturen erfordern hinreichend große Datensätze, um potenziell für verschiedene Arbeitnehmergruppen separate Altersprofile und Qualifikationseffekte zu schätzen. Es ist typischerweise nicht angemessen, alle Arbeitnehmer in das Korsett einer Mincerschen Verdienstfunktion zu zwingen, die gleichförmige Effekte in verschiedenen Dimensionen auferlegt.

Aufgrund eines Kooperationsprojektes des Statistischen Bundesamtes mit dem ZEW haben wir in dieser Arbeit die bisher einmalige Möglichkeit, Verdienststrukturen auf Basis der umfangreichen Gehalts- und Lohnstrukturerhebung (GLS) deskriptiv zu untersuchen und die Ergebnisse mit einem vergleichbaren Auszug aus der IAB-Beschäftigtenstichprobe (IABS) zu vergleichen. Die IABS ist kleiner als die GLS, aber für Wissenschaftler frei zugänglich.<sup>4</sup> Gleichwohl sind die Fallzahlen in der IABS wesentlich größer als bspw. in dem häufig verwendeten sozioökonomischen Panel (SOEP).<sup>5</sup>

Ziel unserer Arbeit ist zum einen die Untersuchung der Heterogenität von Verdienststrukturen und zum anderen der Vergleich von Ergebnissen basierend auf verschiedenen Datensätzen. Der letzte Punkt kann unserer Ansicht nach – und auch angesichts der Ergebnisse in dieser Arbeit – gar nicht überbetont werden. Außerdem ist es wichtig zu überprüfen, ob mit der IABS, die in Form eines Scientific Use Files zugänglich ist, andere Ergebnisse im Hinblick auf komplexe Verdienststrukturparameter (Altersprofile, qualifikatorische Verdienstunterschiede für einzelne Untergruppen) erzielt werden als mit der umfangreicheren, aber nur in Ausnahmefällen zugänglichen und nur einen Teil der Arbeitnehmer für wenige Zeitpunkte umfassenden GLS. Die Frage nach der Validität von differenzierten Ergebnissen zur Verdienststruktur stellt sich spätestens seit der Studie von Steiner und Wagner (1998), die feststellten, dass die Rohdaten der IABS 1983/84 einen Strukturbruch aufweisen, der als statistisches Artefakt zu einem Anstieg der gemessenen Verdienstungleichheit zwischen beiden Jahren führte. Ziel dieser Arbeit ist es auch – angesichts der Bemühungen um einen besseren Datenzugang für Sozialwissenschaftler (KVI-Gutachten, 2001) – zu einem wissenschaftlichen Diskurs über die Validität von empirischen Ergebnissen im Hinblick auf die verwendeten Datensätze beizutragen. Ein solcher Diskurs wird in Deutschland im Vergleich zu den USA bisher viel zu selten unter Arbeitsmarktforschern geführt.

Im Einzelnen ist der Rest der Arbeit wie folgt strukturiert: Abschnitt 2 beschreibt die beiden verwendeten Datensätze und Abschnitt 3 stellt die Methode der Quantilsregressionen zur Untersuchung von Verdienststrukturen vor. In Abschnitt 4 werden die in dieser Arbeit erzielten empirischen Ergebnisse diskutiert. Einige Schlussfolgerungen schließen die Arbeit in Abschnitt 5 ab. Der Anhang umfasst zahlreiche Tabellen und

---

<sup>4</sup>Stephan (2001) ist eine der wenigen Arbeiten, die die GLS – allerdings nur für Niedersachsen – verwendet.

<sup>5</sup>Im Rahmen der Kooperation zwischen Statistischem Bundesamt und ZEW hat Jacobebbinghaus (2002) einen Vergleich zwischen der GLS und dem SOEP unternommen. Er ermittelt beim Vergleich der Lohnverteilung in der GLS 1995 mit den Daten des SOEP und dem Europäischen Haushaltspanel signifikante Unterschiede. So sind die Monatslöhne im SOEP tendenziell geringer als in der GLS und es finden sich mehr Beobachtungen am unteren Rand der Verteilung.

Abbildungen zur Datenbeschreibung und Darstellung der Regressionsergebnisse.

## 2 Datenbeschreibung

Im Rahmen des Vergleichs der GLS und der IABS werden die Arbeitnehmer nach Qualifikation, Geschlecht, Erwerbsstatus und Branche gruppiert. Die Gruppierung erfolgt in gleicher Weise für die beiden Datensätze. Die GLS erfasst nicht die gesamte Volkswirtschaft, so dass wir uns auf die Bereiche Produzierendes Gewerbe und Handel beschränken. Die Analyse beschränkt sich auf die Altersgruppe der 25- bis 55-jährigen. Die Altersrestriktion wird gewählt, um einerseits mögliche Verzerrungen aufgrund von Ausbildungsentscheidungen zu vermeiden und um andererseits Verzerrungen aufgrund von Frühverrentungsentscheidungen und Altersteilzeit zu umgehen. Wir analysieren nur die Verdienste in Westdeutschland, da für 1990 keine Informationen für Ostdeutschland vorliegen.

Im Hinblick auf die schulische und berufliche Ausbildung betrachten wir die folgenden drei Qualifikationsgruppen, die einer großen Zahl von Studien der Verdienststruktur in Deutschland zugrunde liegen:

- (U) ohne abgeschlossene Berufsausbildung und ohne Fachhochschul-/Universitätsabschluss (“unqualifiziert” – geringe Qualifikation)
- (M) mit abgeschlossener Berufsausbildung und ohne Fachhochschul-/Universitätsabschluss (mittlere Qualifikation)
- (H) mit Fachhochschul-/Universitätsabschluss (hohe Qualifikation)

Im Hinblick auf das Geschlecht und den Erwerbsstatus der Arbeitnehmer betrachten wir die drei Erwerbstypen MVZ: vollzeiterwerbstätige Männer, FVZ: vollzeiterwerbstätige Frauen und FTZ: teilzeiterwerbstätige Frauen.

Die Gruppe der teilzeiterwerbstätigen Männer ist sehr klein und wird deshalb nicht weiter betrachtet.

Aufgrund der geringen Erfassung des weiteren Dienstleistungssektors in der GLS beschränken wir uns auf die beiden Branchen:

PD: Produzierendes Gewerbe (Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden, Verarbeitendes Gewerbe, Energie und Wasserversorgung, Bau) und

HA: Handel.

Im Folgenden werden die Spezifika der beiden Datensätze GLS und IABS beschrieben. Zum Abschluss des Abschnitts werden dann einige deskriptive Informationen zu den aus beiden Datensätzen ausgewählten Stichproben dargestellt.



## 2.1 Gehalts- und Lohnstrukturerhebung

Wir verwenden die GLS des Statistischen Bundesamtes für die Jahre 1990 und 1995.<sup>6</sup> Die Erhebung findet in dieser Form seit 1990 in fünfjährigen Abständen statt. Da die Erhebung der GLS auf Individualebene durchgeführt wird, liefert dieser Datensatz eine umfassende und tiefgreifende Analysemöglichkeit von Verdiensten nach arbeitsplatzbezogenen und persönlichen Merkmalen. Erhebungseinheit der GLS ist das sozialversicherungspflichtige Beschäftigungsverhältnis. Befragt werden Betriebe mit mindestens 10 Beschäftigten im produzierenden Gewerbe, Handel und in Teilen der Kredit- und Versicherungsbranchen. Dabei werden sozialversicherungspflichtige Arbeitnehmer ohne Vertreter juristischer Personen (z.B. Geschäftsführer) und ohne Auszubildende erhoben. Somit deckt die Stichprobe ca. 90% aller Arbeitnehmer ab.<sup>7</sup> Geringfügige Beschäftigung wird nicht erfasst.

Durch den großen Stichprobenumfang von 590.000 Beobachtungen für die 1990er Erhebung in den alten Bundesländern und 900.000 Beobachtungen im Jahre 1995 für das gesamte Bundesgebiet erlaubt die GLS sehr detaillierte Analysen für alle Lohn- und Gehaltsgruppen. Ein weiterer Vorteil der GLS, neben der Stichprobengröße, ist die exakte Berechnungsmöglichkeit von Bruttostundenlöhnen. Neben dem Jahresverdienst werden in der GLS auch der Verdienst im Monat Oktober sowie die in diesem Monat tatsächlich gearbeiteten Stunden erhoben. Schließlich bietet die GLS im Vergleich zu anderen Datensätzen mit vergleichbarem Stichprobenumfang den erheblichen Vorteil, dass hohe Verdienste praktisch unzensiert erfasst werden. Während bei der IABS Verdienste oberhalb der Bemessungsgrundlage für die Beiträge zur Sozialversicherung nicht erfasst sind, finden sich in der GLS nahezu unbeschränkte Gehaltsangaben. Lediglich bei einem Bruttomonatsverdienst von über 17.000 DM im Jahre 1990 und von über 25.000 DM im Jahre 1995 werden die Verdienstangaben nicht erhoben. Dementsprechend sind weniger als 0,1% der Beobachtungen in der GLS zensiert.

Die für die weitere Analyse ausgewählte Stichprobe beschränkt sich auf den produzierenden Sektor und auf den Handel aufgrund der lediglich geringen Erfassung des weiteren Dienstleistungssektors und der damit verbundenen Abgrenzungsprobleme zur IABS. Die hier selektierte Analytestichprobe enthält für das Jahr 1990 436.843 Beobachtungen und für das Jahr 1995 558.565 Beobachtungen.

Die im Weiteren verwendete Verdienstvariable ist der Bruttotageslohn. Dieser berechnet sich aus dem Bruttomonatslohn für den Oktober ( $\equiv$  Erhebungsmonat) geteilt durch 31. Das "produzierende Gewerbe" umfasst dabei die Hauptgruppen C-F nach der Wirtschaftszweigklassifikation von 1993 (NACE). Die Fallzahlen der einzelnen Kategorien sind in Tabelle 1 enthalten.

Zum Zweck der Analyse wurden die Individualdaten der GLS für alle möglichen Zellenkombinationen (Jahr, Alter, Erwerbsstatus, Geschlecht, Branche) aggregiert. Mit den Rohdaten der GLS konnte aus Datenschutzgründen nur im Statistischen Bundesamt ge-

---

<sup>6</sup>Die Erhebung wurde in den Jahren 1991 und 1996 rückwirkend für das vergangene Jahr durchgeführt.

<sup>7</sup>Für eine detaillierte Beschreibung der Zielsetzung, Organisation und Methode der Erhebung s. Dresch und Kaukewitsch (1993). Ferner finden sich ausführlich Ergebnisse bei Kaukewitsch (1998) und in der Fachserie 16 "Löhne und Gehälter" des Statistischen Bundesamtes.

rechnet werden. Somit enthalten die zu analysierenden Daten neben der Zellbesetzung auch den Zellenmittelwert sowie das 20%- , 50%- und 80%-Quantil des logarithmierten Bruttotageslohns.

## 2.2 IAB–Beschäftigtenstichprobe

Die IAB–Beschäftigtenstichprobe (IABS) ist eine 1-v.H.-Zufallsstichprobe der westdeutschen Rentenversicherungsdaten für den Zeitraum 1975 bis 1995, vgl. Bender et al. (1996) und Bender et al. (2000). Die IABS beruht auf dem Meldesystem der Rentenversicherungsträger und umfasst daher nur die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung. Anders als bei VGR–Daten ist eine Unterteilung der Beschäftigten nach dem formalen Ausbildungsniveau möglich. Es fehlen in der IABS Informationen über Beschäftigungsverhältnisse mit einem Verdienst unterhalb der Geringfügigkeitsgrenze und oben sind die Verdienste an der Beitragsbemessungsgrenze abgeschnitten (Zensierung), vgl. Bender et al. (1996, S. 14). Der Anteil der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung schwankt stark nach Wirtschaftszweigen (Bender et al. (1996, S. 10)). Insgesamt umfasst die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung etwa 80% der Gesamtbeschäftigung.

Die grundlegende Beobachtungseinheit in der IABS ist eine Beschäftigungsepisode innerhalb eines Jahres mit Anfangszeitpunkt, Endzeitpunkt und durchschnittlichem Bruttotageslohn. Letzterer ist an der Beitragsbemessungsgrenze (BBG) zensiert (BBG= DM 6300 pro Monat 1990 und DM 7800 pro Monat 1995 – dies entspricht 1990 einem Tageslohn von DM 207,12 und 1995 von DM 256,49). Tatsächlich werden Tageslöhne nur auf DM genau ausgewiesen und es liegen in 1990 häufig die Werte 207 und 208 und in 1995 die Werte 256 und 257 vor. Wir gehen bei beiden Werten jeweils von einer Zensierung an der BBG aus. Geringfügige Beschäftigung wird nicht erfasst.

Um eine maximale Vergleichbarkeit zur GLS zu gewährleisten, verwenden wir separat alle Lohnbeobachtungen im Oktober der betrachteten Jahre (Erhebungsmonat der GLS), d.h. für eine Person können mehrere Lohnbeobachtungen vorliegen.<sup>8</sup>

Die Sektorklassifikation der IABS folgt dem Verzeichnis der Wirtschaftszweige der Bundesanstalt für Arbeit (WZW) und weicht von der Klassifikation des Statistischen Bundesamtes ab. Die Klassifikation der IABS umfasst 95 Wirtschaftszweige und ist in den meisten Fällen feiner als die Klassifikation nach 58 Wirtschaftsbereichen in der VGR. Wegen der Vergleichbarkeit mit der GLS verwenden wir nur Beobachtungen in den beiden Sektoren Produzierendes Gewerbe ( $4 \leq \text{WZW} \leq 29$  oder  $31 \leq \text{WZW} \leq 61$ ) und Handel ( $\text{WZW} = 30$  oder  $\text{WZW} = 62$ )<sup>9</sup> und in Betrieben mit mindestens 10 Beschäftigten.

Entgegen der Vorgehensweise in früheren Arbeiten (Fitzenberger, 1999, Fitzenberger

---

<sup>8</sup>In früheren Arbeiten (Fitzenberger, 1999, Fitzenberger und Wunderlich, 2002) wurde personenbezogen ein gewichteter Durchschnitt der Lohnbeobachtungen über die verschiedenen Beschäftigungsverhältnisse in einem Jahr berechnet und bei mehreren Beschäftigungsverhältnissen zu einem Zeitpunkt wurde die Summe der Tageslöhne als Lohnbeobachtung verwendet.

<sup>9</sup>In der GLS ist der Bereich “Kraftfahrzeugreparaturen” ( $\text{WZW} = 30$  in der IABS) dem Sektor Handel zugeordnet.

und Wunderlich, 2002) wurde keine Korrektur der Ausbildungsinformation vorgenommen.<sup>10</sup> Eine solche Korrektur, wie wir sie ursprünglich vorgenommen hatten, würde zu starken Unterschieden zwischen den Analysestichproben aus der GLS und der IABS führen.<sup>11</sup> Wir gehen deshalb davon aus, dass in beiden Datensätzen die Ausbildungsinformation insofern fehlerbehaftet ist, als es sich um Arbeitgeberangaben handelt.

Die hier selektierte Analysestichprobe aus der IABS mit gültiger Ausbildungsinformation enthält für das Jahr 1990 82.670 Beobachtungen und für das Jahr 1995 77.207 Beobachtungen.

## 2.3 Unterschiede zwischen beiden Datensätzen

Unsere empirischen Ergebnisse unterscheiden sich zwischen den beiden Datensätzen. Deshalb ist es wichtig, kurz auf die wesentlichen, uns bekannten Unterschiede zwischen beiden Datensätzen einzugehen. Die GLS umfasst Bruttomonatsverdienste im Oktober für Betriebe mit mindestens 10 Beschäftigten. Die IABS umfasst alle sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten unabhängig von der Betriebsgröße (für unsere Analyse beschränken wir uns für die IABS auch auf Verdienstbeobachtungen in Betrieben mit mindestens 10 Beschäftigten). Die Verdienstinformation kommt aus der Beschäftigungsepisode, die den Oktober des jeweiligen Jahres umfasst, d.h. der IABS-Verdienst enthält auch gemittelt Zusatzzahlungen (13. und 14. Monatsgehalt etc.), wenn sie in der betreffenden Episode irgendwann einmal bezahlt wurden.

Im Rahmen der Erhebung der GLS erfolgt eine Schichtung nach Bundesländern, Wirtschaftszweigen und Betriebsgrößenklassen, vgl. Dresch und Kaukewitsch (1993). Grundlage hierfür ist das Anschriftenmaterial der Arbeitsstättenzählung 1987 und die Kartei des Produzierenden Gewerbes. In den Betrieben werden nicht alle Arbeitnehmer erhoben, wobei der Anteil der erfassten Beschäftigten von der Betriebsgröße abhängt, vgl. Stephan (2001). Dabei erfolgt eine Auswahl aus den Lohnlisten, die für uns nicht nachvollziehbar ist. Für die GLS können wir deshalb nicht eindeutig davon ausgehen, dass alle Beschäftigten in Betrieben mit mindestens 10 Beschäftigten die gleiche Wahrscheinlichkeit aufweisen, in die Stichprobe zu gelangen. Stephan (2001, S. 137) hingegen hält die GLS in dieser Hinsicht für repräsentativ. Die IABS ist demgegenüber eine 1-v.H.-Stichprobe der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten, d.h. jeder Beschäftigte hat die gleiche a priori Wahrscheinlichkeit in die Stichprobe zu gelangen.

## 2.4 Deskriptive Informationen

Tabelle 1 und die Abbildungen 1–4 umfassen deskriptive Informationen zu den beiden Analysestichproben. Die GLS-Stichproben sind um ein Vielfaches größer als die IABS-Stichproben (im Folgenden der Einfachheit halber mit GLS und IABS bezeichnet)

---

<sup>10</sup>Die Ausbildungsvariable weist eine hohe Zahl an fehlenden Werten im Datensatz auf (etwa 3,3% aller Beschäftigungsepisoden von Männern, 3,7% von voll- und 7,5% von teilzeitbeschäftigten Frauen).

<sup>11</sup>Für den diesbezüglichen Hinweis sind wir Joachim Möller zu großem Dank verpflichtet.

und das Problem der Zensierung von oben ist in der GLS im Vergleich zur IABS vernachlässigbar gering.

Während GLS und IABS im Durchschnittsalter ziemlich ähnlich sind, bestehen gewisse Unterschiede in der Verteilung der Arbeitnehmer über die sechs, durch Geschlecht, Erwerbsstatus und Branchen definierten Erwerbsgruppen. Die Verteilung über die sechs nach Geschlecht und Erwerbsstatus definierten Gruppen (letzte Spalte in Tabelle 1) stimmt für das Jahr 1990 recht gut überein, während in der GLS 1995 die drei Gruppen im Handel einen geringeren Anteil als in der IABS 1995 aufweisen. Die Verteilung der Qualifikationsgruppen innerhalb der sechs Erwerbsgruppen stimmt ebenfalls recht gut zwischen beiden Datensätzen überein. Die absoluten Fallzahlen für weibliche hochqualifizierte Beschäftigte sind allerdings in der IABS so gering, dass in den Gruppen FVZ–HA, FTZ–PD und FTZ–HA detaillierte empirische Analysen nicht sinnvoll sind. Im Zeitablauf belegen beide Datensätze den bekannten Trend zur Höherqualifikation der Beschäftigten, während der Anteil des PD sowie der Anteil von Frauen keinen deutlichen Trend erkennen lässt.

Die Dichteschätzungen (Abbildungen 1–4 – die Schätzungen für die GLS beruhen hier auf den Rohdaten) zeigen große Unterschiede zwischen den Erwerbsgruppen. Nur für MVZ ergibt sich, dass die Lohnverteilungen mit steigendem Qualifikationsniveau eindeutig weiter rechts liegen. Insbesondere bei FTZ – in der IABS auch für FVZ – gilt dies nicht beim Vergleich zwischen Arbeitnehmerinnen mit niedrigem (U) und mittlerem (M) Qualifikationsniveau. Die Zensierung an der Beitragsbemessungsgrenze nimmt in der IABS mit steigendem Qualifikationsniveau zu und erreicht für hochqualifizierte MVZ Werte über 50%. Kurz vor der Zensierungsgrenze steigen die geschätzten Dichten für die IABS leicht an, was dafür spricht, dass es – wie oben ausgeführt – Unschärfen in der Erfassung der Zensierung gibt. Angesichts der starken Zensierung für (H) werden für die IABS keine Schätzungen am 80%-Quantil ausgewiesen. Es ist zu erwarten, dass die GLS detailliertere Verdienststrukturanalysen im oberen Bereich der Verteilung ermöglicht, welcher in der IABS zensiert ist. Der visuelle Vergleich der Dichteschätzungen im nicht zensierten Bereich zeigt für die Frauen leichte Unterschiede zwischen GLS und IABS, während sich für die Männer ein ziemlich ähnliches Bild ergibt.

### 3 Quantilsregressionen

In der Literatur<sup>12</sup> werden meist zwei getrennte Vorgehensweisen angewendet, um Verdienststrukturen abzubilden. Die erste Vorgehensweise besteht darin, deskriptiv die Streuung der Verdienste (gemessen an einfachen Quantildifferenzen oder eindimensionalen Ungleichheitsmassen) für verschiedene, meist hoch aggregierte Arbeitnehmergruppen zu bestimmen (z.B. vollzeiterwerbstätige Männer oder Frauen) und deren Entwicklung im Zeitablauf zu untersuchen. Solche Streuungsmaße erfassen die sogenannte Streuung innerhalb von Arbeitnehmergruppen (die sogenannte “Within-Dispersion”). Selten wird jedoch untersucht, ob und inwieweit sich diese Streuungsmaße zwischen Ar-

---

<sup>12</sup>Siehe beispielsweise Blau und Kahn (1997), Möller (1999), OECD (1993, 1996), Riphahn (2001) und Steiner und Wagner (1998), um nur einige für die Diskussion in Deutschland relevante Arbeiten zu nennen.

beitnehmergruppen mit unterschiedlichen Charakteristika unterscheiden. Erst in jüngerer Zeit wird auch die Signifikanz dieser Unterschiede untersucht.

Wenn Lohnunterschiede zwischen Arbeitnehmergruppen mit unterschiedlichen Charakteristika analysiert werden, schätzt man entsprechend in der Literatur meist die Entwicklung des Mittelwertes der logarithmierten Löhne auf Basis von Kleinste-Quadrate-Regressionen (oder Tobit-Schätzungen bei Vorliegen von Zensierung). Hiermit wird untersucht, ob und inwieweit sich der Mittelwert der bedingten Verdienstverteilung sowohl zwischen Arbeitnehmern mit unterschiedlichen, oft sehr differenzierten sozioökonomischen Charakteristika (Qualifikation, Alter oder Berufserfahrung, Branchenzugehörigkeit, Erwerbsstatus, Geschlecht u.a.) als auch im Zeitablauf (Zeittrends) unterscheidet. Mit dieser zweiten Vorgehensweise werden bezogen auf den Mittelwert bestehende Unterschiede in den Verdienststrukturen zwischen Arbeitnehmern mit unterschiedlichen sozioökonomischen Charakteristika und zwischen verschiedenen Zeitpunkten (die sogenannte "Between-Dispersion") auf einer im Vergleich zur ersten Vorgehensweise wesentlich stärker disaggregierten Ebene erfasst. Im Rahmen des Regressionsansatzes wird auch die Signifikanz dieser Unterschiede untersucht. Nicht weiter untersucht wird dann jedoch meist, ob die Streuung innerhalb von Arbeitnehmergruppen mit den betrachteten Charakteristika variiert.

Die von Koenker und Bassett (1978) vorgeschlagenen Quantilsregressionen<sup>13</sup> erlauben es, systematisch die beiden skizzierten Vorgehensweisen zu verknüpfen. Hiermit können gleichzeitig Verdienststrukturen sowohl zwischen als auch innerhalb von Arbeitnehmergruppen mit unterschiedlichen sozioökonomischen Charakteristika und zwischen verschiedenen Zeitpunkten mit Regressionsmethoden analysiert werden. Quantilsregressionen ermöglichen es nahezu automatisch, auf die Signifikanz von geschätzten Verdienstunterschieden zu testen. Die Methode modelliert die bedingte Verteilung der Verdienste in Abhängigkeit von den sozioökonomischen Charakteristika und den Zeitpunkten, so dass die Regressionsanalyse sich nicht allein auf die Schätzung von mittleren Effekten ( $\equiv$  Effekte auf den bedingten Mittelwert) beschränkt, da letztere mögliche Strukturunterschiede über die Verteilung nicht erfassen können.

Ein weiterer Vorteil von Quantilsregressionen, den wir uns in dieser Studie besonders zu Nutze machen, ist die Tatsache, dass Quantile robust gegenüber Zensierung sind. In unserer Analyse der IAB-Beschäftigtenstichprobe sind hohe Verdienste an der Beitragsbemessungsgrenze (BBG) der Rentenversicherung (siehe Abschnitt 2) zensiert, d.h. für jede Person, deren Verdienst oberhalb der BBG liegt, wird stattdessen die BBG ausgewiesen. Falls beispielsweise der empirische Median der beobachteten Verdienste unterhalb der BBG liegt, dann entspricht er dem Median für die nichtzensierten Daten. Diesen Sachverhalt erweitert die von Powell (1986) entwickelte Methode zensierter Quantilsregressionen<sup>14</sup> auf den Regressionskontext. Da konventionelle Quantilsregressionen als Spezialfall von zensierten Quantilsregressionen aufgefasst werden können, erfolgt im Folgenden die Darstellung der Methode für den Fall zensierter Quantilsregressionen.

---

<sup>13</sup>Siehe Buchinsky (1998) und Koenker und Hallock (2002) für neuere Übersichten zur Verwendung dieser Methode. In Fitzenberger, Koenker und Machado (2001) finden sich eine Fülle von ökonomischen Anwendungen mit Quantilsregressionen.

<sup>14</sup>Siehe Fitzenberger (1997) für einen Überblick zu dieser Methode.

Wir beschreiben zunächst, wie Quantilsregressionen direkt auf Basis von Individualdaten geschätzt werden können. In dieser Variante wenden wir sie auf die IABS-Daten an. Im Anschluss daran skizzieren wir, wie Quantilsregressionen in einem zweistufigen Verfahren auf Basis von gruppierten Daten, wie sie für die GLS vorliegen, geschätzt werden können.

### 3.1 Quantilsregressionen auf Basis von Individualdaten

Für ein  $\theta \in (0, 1)$  schätzen wir bedingte Quantile

$$(1) \quad q_\theta(\ln(w_i)|age_i) = \beta_1^\theta + \beta_2^\theta age_i + \beta_3^\theta age_i^2,$$

als ein quadratisches Polynom in  $age_i$ , wobei  $q_\theta(\ln(w_i)|age_i)$  das  $\theta$ -Quantil des logarithmierten Verdienstes von Individuum  $i$  bei gegebenem Alter  $age_i$  und Koeffizienten  $\beta^\theta$  darstellt. In der empirischen Analyse modellieren wir folgende repräsentative Quantile  $\theta = 0.2, 0.5, 0.8$  (20%- , 50%- und 80%-Q[uantil]) separat für verschiedene Arbeitnehmergruppen.

Die Schätzung der quantilsspezifischen Altersprofile erfolgt durch Minimierung der folgenden Abstandsfunktion:

$$(2) \quad \sum_{i=1}^N \rho_\theta(\ln(w_i) - \min(x_i' \beta^\theta, yc_i))$$

hinsichtlich des zu schätzenden Koeffizientenvektors  $\beta^\theta$ , wobei die sogenannte “check function”  $\rho_\theta(z)$  wie folgt definiert ist

$$\rho_\theta(z) = \begin{cases} \theta \cdot |z| & \text{für } z \geq 0 \\ (1 - \theta) \cdot |z| & \text{für } z < 0 \end{cases},$$

$yc_i$  die beobachtungsspezifischen Zensierungspunkte von oben sind (in unserem Fall die BBG),  $N$  die Stichprobengröße und  $x_i' = (1, age_i, age_i^2)$  den Vektor der Regressoren inklusive Absolutglied bezeichnen. Das Ergebnis der Minimierung von (2) liefert den Koeffizientenschätzer für zensierte Quantilsregressionen (CQR-Schätzer)  $\hat{\beta}^\theta$ .

Die Funktion  $\rho(z)$  liefert den vorzeichenabhängigen, gewichteten Betrag von  $z$ , wobei das Gewicht  $\theta$  beträgt, wenn  $z$  positiv ist, und  $(1 - \theta)$  beträgt, wenn  $z$  negativ ist. In die Abstandsfunktion (2) gehen die vorzeichenabhängigen, gewichteten absoluten Residuen  $|\ln(w_i) - \min(x_i' \beta^\theta, yc_i)|$  ein, wobei das gefittete, bedingte Quantil  $x_i' \beta^\theta$  am Zensierungspunkt der Daten selbst zensiert wird. Bei Quantilsregressionen ohne Zensierung gilt in diesem Zusammenhang  $yc_i = +\infty$ , so dass diese Zensierung nicht relevant würde und einfach die Summe der vorzeichenabhängigen, gewichteten Beträge der Residuen minimiert wird.

Unter den üblichen Regularitätsbedingungen in Querschnittsuntersuchungen, aber unter wesentlich schwächeren Annahmen im Vergleich zu konventionellen Tobit-Maximum-Likelihood-Schätzern, zeigt sich, dass der oben definierte CQR-Schätzer  $\hat{\beta}^\theta$  konsistent

ist und asymptotisch mit Rate  $\sqrt{N}$  gegen  $N(0, L_{\theta,N}^{-1} J_{\theta,N} L_{\theta,N}^{-1})$  konvergiert. Die asymptotische Varianz–Kovarianz–Matrix setzt sich aus den  $k \times k$  Matrizen  $L_{\theta,N}$  und  $J_{\theta,N}$  ( $k \equiv$  Anzahl der Regressoren) zusammen

$$L_{\theta,N} = E \frac{1}{N} \sum_i f_{\theta,i} x_i x_i' I(x_i' \beta^\theta < y_{c_i}) \quad \text{und}$$

$$J_{\theta,N} = Var \left\{ \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_i sgn_\theta(\epsilon_{i,t}^\theta) x_i I(x_i' \beta^\theta < y_{c_i}) \right\} ,$$

wobei  $f_{\theta,i}$  die beobachtungsspezifischen Dichten der Residuen an ihrem  $\theta$ -Quantil sind. Die  $\theta$ -gewichtete Vorzeichenfunktion  $sgn_\theta(\epsilon_{i,t}^\theta)$  entspricht

$$sgn_\theta(\epsilon_{i,t}^\theta) \equiv \theta I(\epsilon_{i,t}^\theta > 0) - (1 - \theta) I(\epsilon_{i,t}^\theta < 0) ,$$

wobei  $I(\cdot)$  die Indikatorfunktion darstellt, vgl. Fitzenberger (1997) für eine ausführliche Diskussion dieses Verteilungsergebnisses. Die Heteroskedastie geht in die Varianz–Kovarianz–Matrix über die beobachtungsspezifischen  $f_{\theta,i}$  in  $L_{\theta,N}$  und eine mögliche Autokorrelation der Residuen geht in eine Korrelation der  $sgn_\theta(\epsilon_{i,t}^\theta)$  in  $J_{\theta,N}$  ein. Für die asymptotische Verteilung sind darüber hinaus nur die Beobachtungen mit nicht-zensierten bedingten Quantilen  $I(x_i' \beta^\theta < y_{c_i})$  relevant.

Dass der CQR–Schätzer zu einer konsistenten Schätzung führt, folgt aus der Gültigkeit der unterstellten funktionalen Form (hier dem quadratischen Alterspolynom). Nicht-parametrisch sind die Quantile in den Bereichen nicht identifiziert, in denen sie in der Grundgesamtheit zensiert sind. Da wir nicht zu sehr auf die unterstellte funktionale Form abstellen wollen, werden wir deshalb bei den hochqualifizierten Arbeitnehmern in der IABS (in dieser Gruppe ist die Zensierung sehr stark) keine Quantilsregressionen am 80%-Quantil durchführen.

Angesichts der großen Schwierigkeit beobachtungsspezifische Dichten der Residuen zu schätzen, besteht in der Literatur ein großer Konsenz, vgl. Buchinsky (1998) und Fitzenberger (1997), dass eine robuste Schätzung der asymptotischen Varianz–Kovarianz–Matrix am ehesten auf Basis des Design–Matrix–Bootstraps (manchmal auch “pairwise bootstrap” genannt) erfolgen kann, d.h. eines Stichprobenwiederholungsverfahrens, bei dem gleichzeitig der komplette Vektor bestehend aus der zu erklärenden Variablen, den Regressoren und dem Zensierungspunkt  $(\ln(w_i), x_i, y_{c_i})$  zufällig zur Konstruktion der künstlichen Stichproben (Resamples) gezogen wird. Als Schätzung für die Varianz–Kovarianz–Matrix verwenden wir die simulierte Varianz–Kovarianz–Matrix der geschätzten  $\beta$  über die Resamples (in der empirischen Analyse in Abschnitt 4 simulieren wir 1000 Resamples).

Um der Möglichkeit Rechnung zu tragen, dass die individuellen Beobachtungen für Arbeitnehmer mit gleichem Alter korreliert sein können, wenden wir ein Block–Bootstrap–Verfahren an, vgl. Fitzenberger (1999, Anhang), bei dem der komplette Block von Beobachtungen mit gleichem Alter gleichzeitig für das Resample gezogen wird. Hierdurch ist die geschätzte Varianz–Kovarianz–Matrix für die IABS mit der aus der Schätzung für die GLS vergleichbar, da unsere Analyse für die GLS von vornherein auf Alterszellen beruht – siehe nächsten Unterabschnitt.

Powell (1986) und Fitzenberger (1997) behandeln auch die asymptotische Kovarianz der Schätzer an verschiedenen Quantilen, die sich in ähnlicher Weise wie oben ergibt.

Ein weiterer Vorteil des Bootstrapverfahrens besteht darin, dass man auf einfache Weise auch die Kovarianz der Koeffizientenschätzer an verschiedenen Quantilen und die asymptotische Kovarianz der CQR-Koeffizientenschätzer mit den Mittelwertschätzern (im IABS-Fall mit den Tobit-Schätzern) schätzen kann. Die Kovarianz kann dadurch geschätzt werden, dass man die Schätzungen an den verschiedenen Quantilen (und für den Mittelwert) auf Basis derselben Resamples ermittelt. Über die Resamples hinweg kann dann die empirische Kovarianz ermittelt werden.

Im CQR-Fall ist es für die asymptotische Verteilung nur notwendig die Varianz-Kovarianz-Matrix auf Basis der nicht zensierten Beobachtungen zu berechnen. Bili- as et al. (2000) zeigen, dass es für diese Zwecke ausreicht, die Quantilsregression im Resample nur auf Basis der Beobachtungen durchzuführen, für die in der Stichprobe das geschätzte Quantil  $x'_i \hat{\beta}^\theta$  nicht zensiert ist, d.h. für die  $x'_i \hat{\beta}^\theta < yc_i$  gilt. Wir verwenden diese asymptotische Variante des Bootstrap in unserer empirischen Analyse. Sie hat den Vorteil, dass wir im Resample aus asymptotischen Gründen eine konventionelle Quantilsregression ohne Zensierungsproblematik durchführen können (Bili- as et al., 2000).

Die Berechnung des CQR-Schätzers auf Basis von Individualdaten stellt bei starker Zensierung ein großes Problem dar, da die zu minimierende Zielfunktion (2) – im Gegensatz zu konventionellen Quantilsregressionen – nicht konvex ist. Dieses Problem entsteht direkt am Zensierungspunkt. In der Literatur wurden zur Berechnung des CQR-Schätzers verschiedene Verfahren vorgeschlagen, vgl. Buchinsky (1998), Fitzenberger (1997) und Fitzenberger und Winker (2001). Das von Buchinsky vorgeschlagene iterative Verfahren garantiert keine Konvergenz bzw. falls Konvergenz vorliegt, dann garantiert es nicht das Vorliegen eines lokalen Minimums der Zielfunktion. Der von Fitzenberger (1997) vorgeschlagene Algorithmus BRCENS garantiert sowohl Konvergenz als auch das Vorliegen eines lokalen Minimums, allerdings funktioniert auch BRCENS in Fällen mit starker Zensierung nicht besonders gut. Fitzenberger und Winker (2001) schlagen ein rechenzeitintensives Simulationsverfahren zur Berechnung des CQR-Schätzers vor, das auch bei starker Zensierung gute Ergebnisse liefert. Hier in dieser Arbeit verwenden wir BRCENS zur Bestimmung des CQR-Schätzers in der Stichprobe, wobei wir systematisch verschiedene Startwerte ausprobieren und dann den Schätzer wählen, der den geringsten Wert der Zielfunktion (2) liefert. Für kritische Einzelfälle haben wir überprüft (dies geht deshalb, weil die Regression nur drei zu schätzende Parameter umfasst, vgl. Fitzenberger und Winker, 2001), dass dieses heuristische Verfahren das wahre globale Minimum liefert.

### 3.2 Quantilsregressionen mit gruppierten Daten

Für die GLS-Daten können wir aus Datenschutzgründen die Quantilsregressionen nicht auf Basis der Individualdaten durchführen. Stattdessen haben wir für jede Altersklasse, jedes Jahr und jede Erwerbsgruppe in einem ersten Schritt die empirischen Zellenquantile (20%, 50%, 80%) im Statistischen Bundesamt berechnet. In einer zweiten Stufe, verwenden wir ein einfaches Minimum-Distance-Verfahren, das in diesem Zusammenhang u.a. von Chamberlain (1994) vorgeschlagen wurde.<sup>15</sup> In der zweiten Stufe werden

<sup>15</sup>Dieser Ansatz wurde u.a. in Fitzenberger et al. (2001) und Fitzenberger (1999) verwendet.



die empirischen Zellenquantile (in der Anwendung auch die empirischen Zellenmittelwerte) mittels einer gewichteten Kleinst-Quadrate-Regression auf ihre Bestimmungsgrößen (hier die Altersterme) regressiert, die innerhalb der Zelle konstant sind. Als Gewichtung geht die Anzahl der Beobachtungen in einer Zelle ein (Chamberlain rät hier zu einer Mindestgröße von 30, was für die GLS-Daten in nahezu allen Fällen erfüllt ist).<sup>16</sup>

Das zweistufige Verfahren lässt es in einfacher Form zu, der Zensierung Rechnung zu tragen, indem die Schätzung nur auf den Zellen beruht, für die die entsprechenden empirischen Quantile nicht zensiert sind. Auch hier führt dies zu einer konsistenten Schätzung nur aufgrund der Gültigkeit der unterstellten funktionalen Form (hier dem quadratischen Alterspolynom).

Hier verwenden wir ebenfalls ein Bootstrap-Verfahren (Design-Matrix-Bootstrap) auf Basis der Zellenbeobachtungen. Damit tragen wir automatisch der Möglichkeit Rechnung, dass die individuellen Beobachtungen innerhalb der Zellen heteroskedastisch (dies auch über die Zellen hinweg) und korreliert sein können. In das Resampling gehen auch die Zellengewichte ein.

## 4 Empirische Ergebnisse

Im Rahmen des Vergleichs von GLS und IABS wollen wir nun untersuchen, inwieweit Schätzungen für Lohnstrukturen von dem verwendeten Datensatz abhängen. Obwohl beide Datensätze im Vergleich zu üblichen Studien in der Literatur als groß anzusehen sind und die Datendeskription im vorherigen Abschnitt für einen Teil der Erwerbsgruppen keine großen Unterschiede zeigte, ist es eine offene Frage, ob und inwieweit sich geschätzte Parameter von Lohnstrukturen je nach verwendetem Datensatz unterscheiden.

Wir schätzen im Folgenden sogenannte Alters-Verdienst-Profile der Verdienste als quadratische Funktion im Alter. Die Schätzung erfolgt sowohl am Mittelwert wie auch an den drei repräsentativen Quantilen (20%, 50% und 80%). Die Schätzungen werden für die GLS als gewichtete Kleinst-Quadrate-Schätzungen auf Basis der empirischen Zellengrößen (Zellenmittelwerte, Zellenquantile) durchgeführt, wobei die Zellengröße als Gewichtung eingeht. Die Schätzungen für die IABS beruhen auf Tobit-Schätzungen am Mittelwert und zensierten Quantilsregressionen unter Berücksichtigung der Zensierung an der Beitragsbemessungsgrenze.

In allen Fällen werden quadratische Alters-Verdienst-Profile (vgl. Gleichung (1))

$$\ln(w_i) = \beta_1 + \beta_2 \text{age}_i + \beta_3 \text{age}_i^2 + u_i$$

für den Verdienst  $\ln(w_i)$  von Person oder Zelle  $i$  geschätzt, wobei als Normalisierung  $\text{age}_i = (\text{Alter}-25)/100$  gilt. Für die GLS basiert die Schätzung in jeder Erwerbsgruppe

---

<sup>16</sup>In der zweiten Stufe versuchen wir nicht, effizient zu gewichten, da hierzu eine verlässliche Schätzung der Varianz der empirischen Zellenquantile (Zellenmittelwerte) notwendig ist. Typischerweise wird hierfür in der Literatur eine i.i.d.-Annahme innerhalb der Zelle gemacht, die wir allerdings für wenig glaubwürdig halten.

(definiert durch Geschlecht, Erwerbsstatus, Branche) auf 31 Alterszellen ( $\equiv$  31 Jahre im Intervall 25 bis 55). Die Schätzungen werden separat für die beiden Jahre 1990 und 1995 durchgeführt.

Aufgrund der zu geringen Anzahl an Beobachtungen (vgl. Tabelle 1) führen wir in der IABS die Schätzungen nicht für hochqualifizierte Frauen, die teilzeitbeschäftigt im PD oder HA oder die vollzeitbeschäftigt im HA sind, durch. Aufgrund der Zensierungsproblematik werden in der IABS für hochqualifizierte Arbeitnehmer keine Schätzungen am 80%-Quantil durchgeführt.

### **Geschätzte Altersprofile**

Die geschätzten Koeffizienten sind in den Tabellen 4-9 ausgewiesen. Die geschätzten Altersprofile ( $\equiv \beta_2 age_i + \beta_3 age_i^2$ ), sprich das Wachstum des logarithmischen Verdiensts relativ zum Alter 25, werden graphisch in den Abbildungen 5-7 für die GLS und 8-10 für die IABS dargestellt. Die Alterskoeffizienten  $\beta_2$  und  $\beta_3$  unterscheiden sich zum Teil stark zwischen den beiden Datensätzen (vor allem für Frauen) sowie zwischen dem Mittelwert und den betrachteten Quantilen. Tabelle 2 weist die Ergebnisse von Waldtests aus, bei denen auf die Signifikanz der Unterschiede zwischen Mittelwert und Quantilen bzw. nur zwischen Quantilen getestet wird. Für die GLS zeigt sich, dass nur in wenigen Fällen (FTZ-HA-90 und FTZ-PD-95 für (U) sowie FVZ-HA-90 und FTZ-PD-90 für (H)) die Nullhypothese der Gleichheit der Altersprofile über die Verteilung bei einem Signifikanzniveau von 5% nicht verworfen werden kann, d.h. in den meisten Fällen ist davon auszugehen, dass sich die Streuung der Verdienste mit dem Alter verändert. Für die IABS findet sich demgegenüber in etwas mehr als der Hälfte aller Fälle (vor allem für Frauen) Evidenz für eine Gleichförmigkeit der Altersprofile. Wir gehen von Gleichförmigkeit in den Fällen FVZ-PD (1990) und FVZ (1995) und FTZ für (U), FTZ-PD und FTZ-HA (1990) für (M) sowie MVZ-HA und FVZ-PD für (H) aus, wobei in wenigen Fällen die beiden Waldtests nicht zum gleichen Schluss führen. Dann ist für uns der Test hinsichtlich Mittelwert und Quantilen ausschlaggebend. Im Folgenden gehen wir auf die spezifischen Ergebnisse für die einzelnen Erwerbsgruppen ein. Wenn keine signifikanten Unterschiede in den Altersprofilen über die Verteilung vorliegen, beziehen wir uns auf die Ergebnisse am Mittelwert, sofern nichts anderes gesagt wird.

### **Altersprofile für Qualifikationsgruppe (U)**

Abbildung 5 und 8 zeigen die geschätzten Profile für die Qualifikationsgruppe (U). Für Männer ergibt sich im Querschnitt erwartungsgemäß ein deutliches Verdienstwachstum mit steigendem Alter, das im PD schwächer als im HA ausfällt. Für die GLS sind die geschätzten Profile umso steiler je höher die Quantile, während in der IABS das Ergebnis nicht eindeutig ist und die Unterschiede meist nicht signifikant sind. Die GLS-Ergebnisse deuten stark darauf hin, dass sich die Verdienstverteilung mit zunehmendem Alter ausdifferenziert und dass die Ergebnisse am Mittelwert tendenziell das widerspiegeln, was sich im oberen Bereich der Verteilung abspielt. Die Größenordnung des Verdienstwachstums ist für das PD in der IABS etwas kleiner und für den HA etwas größer als in der GLS. Die Mittelwertschätzer unterscheiden sich für beide Datensätze sehr deutlich.

Die Altersprofile für vollzeiterwerbstätige Frauen (FVZ) weisen ein wesentlich geringe-

res Verdienstwachstum als die der Männer auf. Dies wird üblicherweise auf die Tatsache zurückgeführt, dass bei Frauen häufiger als bei Männern Erwerbsunterbrechungen auftreten, weshalb Frauen weniger Berufserfahrung erwerben können, vgl. Fitzenberger und Wunderlich (2002). Des Weiteren ist zu beachten, dass Frauen mit zunehmendem Alter häufig von Vollzeit- in Teilzeiterwerbstätigkeit wechseln – dies wird in Tabelle 1 an dem höheren Durchschnittsalter der teilzeitbeschäftigten Frauen (FTZ) im Vergleich zu FVZ deutlich. Die GLS-Ergebnisse weisen auch für FVZ ein positives Verdienstwachstum und eine mit dem Alter zunehmende Verdienstungleichheit aus. Die Ergebnisse für die IABS zeigen trotz optisch stark unterschiedlicher Profile keine signifikanten Unterschiede über die Verteilung und am Mittelwert ein altersspezifisches Verdienstwachstum in ähnlicher Größenordnung wie für die GLS.

Auch für die FTZ zeigen die GLS-Daten ein altersspezifisches Verdienstwachstum in ähnlicher Größenordnung wie für die FVZ jedoch sind die Unterschiede über die Verteilung weniger ausgeprägt und für den HA nicht signifikant. Für die IABS wiederum ergibt sich ein heterogenes Bild und die Unterschiede über die Verteilung sind nicht signifikant. Beide Datensätze zeigen für FTZ-PD im Jahr 1990 nur ein schwaches und im Jahr 1995 ein sehr starkes altersspezifisches Verdienstwachstum, wobei der Unterschied für die IABS wesentlich ausgeprägter ist.

### **Altersprofile für Qualifikationsgruppe (M)**

Abbildung 6 und 9 zeigen die geschätzten Profile für die Qualifikationsgruppe (M). Für Männer zeigen sich deutlich steigende Verdienste mit steigendem Alter und eine mit dem Alter signifikant zunehmende Spreizung der Verdienstverteilung. Die Effekte sind noch ausgeprägter als für (U). Die Größenordnung der Effekte unterscheidet sich etwas zwischen GLS und IABS, wobei der stärkste Unterschied wieder 1995 im HA festzustellen ist.

Für FVZ zeigt sich in der GLS ebenfalls ein positives, wenn auch schwächeres altersspezifisches Verdienstwachstum und eine mit dem Alter signifikant zunehmende Spreizung der Verdienstverteilung. Während letzteres auch für die IABS zutrifft, ist jedoch hier das Verdienstwachstum geringer und es wird im unteren Bereich der Verteilung sogar negativ.

Die Ergebnisse für FTZ unterscheiden sich zwischen GLS und IABS kaum. Für die GLS wird ebenfalls ein positives altersspezifisches Verdienstwachstum beobachtet. Für die IABS ist dies etwas schwächer und im HA 1995 sogar null. In der GLS ist im PD eine leicht mit dem Alter zunehmende Spreizung der Verdienstverteilung zu beobachten, während dies im HA gerade umgekehrt zu sein scheint. Letzteres findet sich auch in der IABS für 1995, während in allen anderen Fällen keine signifikante Veränderung der Streuung vorliegt.

### **Altersprofile für Qualifikationsgruppe (H)**

Abbildung 7 und 10 zeigen die geschätzten Profile für die Qualifikationsgruppe (H). Für Männer zeigt sich in der GLS ein deutliches Verdienstwachstum mit steigendem Alter und eine mit dem Alter signifikant zunehmende Spreizung der Verdienstverteilung. Das Verdienstwachstum ist stärker als für die beiden anderen Qualifikationsgruppen. Die Ergebnisse für die IABS werden aufgrund der Zensierungsproblematik nicht für

das 80%-Quantil ausgewiesen. Am 20%-Quantil zeigt sich auch hier ein stärkeres Verdienstwachstum als für (U) und (M), das mit der GLS vergleichbar ist. Das Wachstum am 50%-Quantil ist sogar noch ausgeprägter, aber die Schätzungen sind angesichts der Zensierung nicht sehr glaubwürdig. Die Mittelwertschätzungen für die IABS fallen deutlich niedriger aus als für die GLS.

Für FVZ in der GLS zeigt sich ebenfalls ein positives, wenn auch wesentlich schwächeres altersspezifisches Verdienstwachstum und eine mit dem Alter signifikant zunehmende Spreizung der Verdienstverteilung. Für die IABS (aufgrund der geringen Anzahl von Beobachtungen im HA weisen wir hier nur die Ergebnisse für PD aus) finden sich 1990 ähnliche Ergebnisse, während jedoch 1995 ab einem Alter von 35 Jahren ein negatives altersspezifisches Verdienstwachstum zu beobachten ist.

Schließlich zeigen in der GLS auch die FTZ ein starkes positives altersspezifisches Verdienstwachstum und im PD auch eine mit dem Alter zunehmende Spreizung der Verdienstverteilung, die 1990 jedoch nicht signifikant ist. Die Ergebnisse für den HA sind etwas erratisch, sollten daher trotz der Signifikanz der Unterschiede angesichts der relativ geringen Fallzahlen nicht überbewertet werden.

### **Qualifikatorische Verdienstunterschiede**

Tabelle 3 weist die qualifikatorischen Verdienstunterschiede auf Basis der Schätzungen für die GLS aus. Obwohl die Analyse hier rein deskriptiv ist und die Selektion in eine bestimmte Qualifikationsgruppe nicht modelliert wird, erlauben die Ergebnisse erste Hinweise auf die Größenordnung der Renditen eines höheren Ausbildungsniveaus. Wir berechnen für jede Erwerbsgruppe die Unterschiede zwischen den Qualifikationsgruppen (M) und (U) (zwischen mittlerer und niedriger Qualifikation) sowie zwischen (H) und (M) (zwischen höherer und mittlerer Qualifikation) für Arbeitnehmer im Alter von 30 und von 50 Jahren als Differenzen der gefitteten logarithmierten Löhne. Wenn sich für die IABS die geschätzten Altersprofile am Mittelwert und den drei betrachteten Quantilen nicht signifikant (Signifikanzniveau 5% – siehe Tabelle 2) unterscheiden, dann werden hier die Quantilsschätzungen durch die Schätzungen am Mittelwert ersetzt. Letztere werden um die geschätzten Quantile der Residualverteilung (wir unterstellen Normalverteilung der Residuen) basierend auf der mit der Tobitschätzung ermittelten Standardabweichung korrigiert.<sup>17</sup>

Die qualifikatorischen Verdienstunterschiede zwischen (M) und (U) differieren zum Teil deutlich in allen Dimensionen. Auf Basis der GLS ergibt sich in den meisten Fällen, dass die Unterschiede mit dem Alter zunehmen (Ausnahme FTZ HA) und dass sie im oberen Bereich der Verteilung höher als im unteren Bereich sind. Für Männer sind die Unterschiede im HA höher als im PD, während dies für Frauen (FVZ und FTZ) gerade umgekehrt ist, wenngleich für diese die Unterschiede zwischen den Branchen geringer sind. Die Unterschiede steigen für Männer von 1990 bis 1995 an, während sie bei FVZ tendenziell konstant bleiben und bei FTZ sogar eher sinken. Die Ergebnisse auf Basis der IABS sind qualitativ sehr ähnlich (vor allem für Männer), allerdings gibt es zum Teil deutliche quantitative Unterschiede. Der Alterseffekt ist schwächer oder dreht sich gegenüber der GLS sogar um (FTZ-PD 1995). In den meisten Fällen sind

---

<sup>17</sup>Für die GLS ist eine solche Korrektur nicht möglich, da unsere Schätzungen auf gruppierten Daten beruhen.

die qualifikatorischen Unterschiede für 30-Jährige auf Basis der IABS etwas größer als in der GLS.

Hinsichtlich der qualifikatorischen Verdienstunterschiede zwischen (H) und (M) erlaubt nur die GLS ein vollständiges Bild über alle Gruppen und über die komplette Verteilung. Die Unterschiede, die eine starke Heterogenität über die Erwerbsgruppen aufweisen, nehmen beinahe gleichmäßig für Männer und Frauen mit dem Alter zu. Über die Verteilung hinweg nehmen sie bei Männern meist ab (Ausnahme HA 1995), während sie für Frauen – zum Teil deutlich – zunehmen. Sie sind für FVZ meist größer als für Männer. Im Vergleich der beiden Jahren nehmen die Unterschiede sowohl für Männer als auch für Frauen eher ab (Ausnahme HA 50 für Männer und FVZ sowie die Gruppe der FTZ, in der die Anzahl der hochqualifizierten, teilzeiterwerbstätigen Frauen sehr gering ist). Die verfügbaren Ergebnisse auf Basis der IABS zeigen, dass auch hier die Unterschiede mit dem Alter zunehmen und im Zeitablauf abnehmen. Die Effekte über die Verteilung hinweg sind jedoch angesichts der starken Zensierung als sehr unzuverlässig einzustufen.

Als Fazit ist festzuhalten, dass beide Datensätze trotz quantitativer Unterschiede ein ähnliches Bild über das Ausmaß und die Dynamik der qualifikatorischen Verdienstunterschiede zeichnen. Beiden Datensätzen ist gemein, dass von homogenen (d.h. über Erwerbs- und Altersgruppen gleichen) Verdienstunterschieden, wie sie einfachen Versionen einer Mincerschen Verdienstgleichung zugrunde liegen, nicht die Rede sein kann. Ausgehend von unseren Ergebnissen spricht einiges dafür, dass die qualifikatorischen Verdienstunterschiede mit dem Alter zunehmen und dass sie in der zeitlichen Dimension zwischen (M) und (U) eher zu- und die zwischen (H) und (M) eher abgenommen haben. Weiterhin scheinen für vollzeiterwerbstätige Personen die Unterschiede zwischen (M) und (U) über die Verteilung hinweg eher zuzunehmen, während die Unterschiede zwischen (H) und (M) diesbezüglich kein klares Muster erkennen lassen.

## 5 Schlussfolgerungen

Die Arbeit untersucht empirisch Verdienststrukturen zwischen und innerhalb von Arbeitnehmergruppen mit unterschiedlichem Alter, Geschlecht, Erwerbsstatus, Qualifikationsniveau und unterschiedlicher Branchenzugehörigkeit. Die Analyse verwendet die Methode der Quantilsregressionen und ist rein deskriptiver Natur. Es werden Daten der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung (GLS) des Statistischen Bundesamtes in den Jahren 1990 und 1995 für das Produzierende Gewerbe und den Handel sowie ein dazu passender Auszug der IAB-Beschäftigtenstichprobe (IABS) verwendet. Dabei handelt es sich um zwei vergleichsweise große Datensätze im Hinblick auf die verfügbaren Fallzahlen.

Die empirische Analyse zeigt kleinere Unterschiede in der Stichprobensammensetzung (vor allem die GLS-Daten 1995 für den Handel fallen etwas aus dem Rahmen) und zum Teil Unterschiede in den geschätzten quantitativen Verdienstrelationen zwischen den beiden Datensätzen. Qualitativ stimmen die mit beiden Datensätzen erzielten Ergebnisse (vor allem für Männer) recht gut überein. Die IABS ermöglicht bei angemessener Berücksichtigung der Zensierungsproblematik für hochqualifizierte Männer

eine plausible Schätzung im unteren Bereich der Verteilung mit Hilfe zensierter Quantilsregressionen, während sich der Tobit-Schätzer und der Median-Schätzer hier als nicht zuverlässig erweisen.

Folgende stabile inhaltliche Ergebnisse dieser Studie finden sich: Erstens, die geschätzten Altersprofile weisen für die meisten Arbeitnehmer einen Trend zu höherer Ausdifferenzierung ( $\equiv$  höherer Dispersion) mit zunehmendem Alter auf. Zweitens, die Altersprofile für Männer sind steiler als für Frauen und sie sind umso steiler, je höher das Qualifikationsniveau ist. Damit nehmen die geschlechtsspezifischen und die qualifikatorischen Verdienstunterschiede mit dem Alter zu. Drittens, es ist nicht gerechtfertigt, gleichförmige Altersprofile oder qualifikatorische Verdienstunterschiede zu unterstellen, wie sie einer Mincerschen Verdienstfunktion in einfachster Form zugrunde liegen. Viertens, von 1990 bis 1995 haben tendenziell die Verdienstunterschiede zwischen Arbeitnehmern mit mittlerer und mit niedriger Qualifikation zugenommen und zwischen Hochqualifizierten und Arbeitnehmern mit mittlerer Qualifikation abgenommen.

Die Unterschiede der differenzierten Verdienststrukturanalysen zwischen GLS und IABS legen auf den ersten Blick nahe, dass zumindest für die kleineren Gruppen (z.B. teilzeitbeschäftigte Frauen) keine verlässlichen Analysen mit der wesentlich kleineren IABS möglich sind. Eine Bewertung der Validität von GLS und IABS ist im Moment jedoch nicht möglich, da zuvor zu klären wäre, ob die Unterschiede nicht auf die Unterschiede im Stichprobendesign zurückzuführen sind. Dieser Aspekt bedarf weiterer Forschung zur Validität von deutschen Arbeitsmarktdaten in zukünftigen Arbeiten.

## Literatur

**Bilias, Y., Chen, S. und Z. Ying (2000)** Simple Resampling Methods for Censored Regression Quantiles. *Journal of Econometrics*, 99, 373-386.

**Bender, S., Hilzendegen, J., Rohwer, G., und Rudolph, H. (1996)** Die IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975-1990. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 197, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB) Nürnberg.

**Bender, S., Haas, A., and Klose, C. (2000)** The IAB Employment Subsample 1975-1995. *Schmollers Jahrbuch*, 120, 649-662.

**Blau, F. und Kahn, L. (1997)** Swimming Upstream: Trends in the Gender Wage Differential in the 1980s. *Journal of Labor Economics*, 15, 1-42.

**Buchinsky, M. (1998)** Recent Advances in Quantile Regression Models: A Practical Guideline for Empirical Research. *Journal of Human Resources*, 33, 88-126.

**Chamberlain, G. (1994)** Quantile Regression, Censoring, and the Structure of Wages. In: Sims, C., (ed.), *Advances in Econometrics: Sixth World Congress*. Econometric Society Monograph, Volume 1.

- Dresch, A. und P. Kaukewitsch (1993)** Methode und Organisation der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung 1990, *Wirtschaft und Statistik*, 12/1993, 879-887.
- Fitzenberger, B. (1997)** A Guide to Censored Quantile Regressions. In: *Handbook of Statistics, Volume 15: Robust Inference* (Hrsg. G.S. Maddala & C.R. Rao), 405-437. Amsterdam: North-Holland.
- Fitzenberger, B. (1999)** Wages and Employment Across Skill Groups: An Analysis for West Germany. Physica-Verlag, Heidelberg.
- Fitzenberger, B., Hujer, R., MaCurdy, T. und Schnabel, R. (2001)** Testing for Uniform Wage Trends in West Germany: A Cohort Analysis Using Quantile Regressions for Censored Data. *Empirical Economics*, 26, 41-86.
- Fitzenberger, B., Koenker, R. und J.A.F. Machado (2001)** Economic Application of Quantile Regression. Sonderband der Zeitschrift *Empirical Economics*, 26.
- Fitzenberger, B. und P. Winker (2001)** Improving the Computation of Censored Quantile Regressions. Diskussionsbeitrag, Universität Mannheim.
- Fitzenberger, B. und G. Wunderlich (2002)** Gender Wage Differences in West Germany: A Cohort Analysis. *German Economic Review* (erscheint demnächst).
- Franz, W. (1999)** Arbeitsmarktökonomik, 4. Auflage. Springer-Verlag, Berlin.
- Jacobebbinghaus, P. (2002)** Die Lohnverteilung in Haushaltsdatensätzen und in amtlich erhobenen Firmendaten, *Wirtschaft und Statistik*, 3/2002, 209-221.
- Kaukewitsch, P. (1998)** Ergebnisse der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung 1996 für 1995, *Wirtschaft und Statistik*, 1/1998, 46-59.
- Koenker, R. und Bassett, G. (1978)** Regression Quantiles. *Econometrica*, 46, 33-50.
- Koenker, R. und Hallock, K. (2002)** Quantile Regression. *The Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 143-156.
- KVI-Gutachten (2001)** Wege zu einer besseren informationellen Infrastruktur. Kommission zur Verbesserung der informationellen Infrastruktur zwischen Wissenschaft und Statistik, Gutachten im Auftrag des Bundesministeriums für Bildung und Forschung.
- Möller, J. (1999)** Changes of the Structure of Wages and Employment with Respect to Qualifications in Germany. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 219, 8-31.
- OECD (1993)** Economic Outlook – Earnings Inequality: Changes in the 1980's. Chapter 5. Paris.
- OECD (1996)** Economic Outlook – Earnings Inequality, Low Paid Employment and Earnings Mobility. Chapter 3. Paris.
- Powell, J.L. (1986)** Censored Regression Quantiles. *Journal of Econometrics*, 32, 143-155.

- Riphahn, R. (2001)** Die Einkommensverteilung in Deutschland 1984 – 1999. Beitrag zur Jahrestagung 2001 des Ausschusses für Sozialpolitik, Universität Basel.
- Stephan, G. (2001)** Firmenlohndifferenziale – Eine Analyse für die Bundesrepublik Deutschland. Campus Verlag, Frankfurt/Main.
- SVR (2000)** Chancen auf einen höheren Wachstumspfad. Jahresgutachten 2000/01 des Sachverständigenrates zur Beurteilung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Metzler-Poeschel Stuttgart.
- Steiner, V. und Wagner, K. (1998)** Has Earnings Inequality in Germany Changed in the 1980's? Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, 118(1), 29–59.



# A Anhang

## A.1 Tabellen

Tabelle 1: Deskriptive Statistiken zu GLS und IABS-Daten (Stichprobe der 25- bis 55-jährigen)

Gruppe <sup>a</sup>	Beobach- tungen <sup>b</sup>	Durch- schnitts- alter	Anteil [Anzahl] (U) <sup>c</sup>	Anteil [Anzahl] (M) <sup>c</sup>	Anteil [Anzahl] (H) <sup>c</sup>	Relative Zellenbe- setzung <sup>d</sup>
<b>GLS 1990</b>						
MVZ PD	268984	39.70	21.67 [58276]	69.56 [187110]	8.77 [23598]	61.57
MVZ HA	47459	39.07	13.25 [ 6286]	82.20 [ 39010]	4.56 [ 2163]	10.86
FVZ PD	63105	38.26	46.27 [29201]	50.92 [ 32135]	2.80 [ 1769]	14.45
FVZ HA	24145	37.56	17.87 [ 4314]	80.18 [ 19359]	1.95 [ 472]	5.53
FTZ PD	14387	41.40	42.96 [ 6181]	55.93 [ 8046]	1.11 [ 160]	3.29
FTZ HA	18763	42.71	24.45 [ 4587]	75.16 [ 14102]	0.39 [ 74]	4.30
<b>GLS 1995</b>						
MVZ PD	366780	39.18	18.00 [66025]	72.55 [266082]	9.45 [34673]	65.66
MVZ HA	39236	38.55	13.11 [ 5143]	82.44 [ 32347]	4.45 [ 1746]	7.02
FVZ PD	93599	38.22	37.17 [34793]	58.76 [ 54999]	4.07 [ 3807]	16.76
FVZ HA	20866	37.06	16.29 [ 3400]	80.85 [ 16871]	2.85 [ 595]	3.74
FTZ PD	23164	41.51	32.40 [ 7506]	65.93 [ 15271]	1.67 [ 387]	4.15
FTZ HA	14920	42.21	22.15 [ 3305]	77.36 [ 11542]	0.49 [ 73]	2.67
<b>IABS 1990</b>						
MVZ PD	51463	39.38	22.27 [11460]	70.08 [36065]	7.65 [ 3938]	62.25
MVZ HA	8249	38.76	13.52 [ 1115]	81.62 [ 6733]	4.86 [ 401]	9.98
FVZ PD	12296	38.35	45.87 [ 5640]	51.78 [ 6367]	2.35 [ 289]	14.87
FVZ HA	4645	37.38	17.24 [ 801]	80.90 [ 3758]	1.85 [ 86]	5.62
FTZ PD	2875	41.98	45.84 [ 1318]	53.32 [ 1533]	.83 [ 24]	3.48
FTZ HA	3142	42.00	23.84 [ 749]	75.91 [ 2385]	.25 [ 8]	3.80
<b>IABS 1995</b>						
MVZ PD	47283	38.85	19.62 [ 9277]	71.83 [33962]	8.55 [ 4044]	61.24
MVZ HA	8715	38.18	12.73 [ 1109]	81.38 [ 7092]	5.90 [ 514]	11.29
FVZ PD	10923	38.18	35.72 [ 3902]	60.62 [ 6621]	3.66 [ 400]	14.15
FVZ HA	4696	37.21	14.16 [ 665]	82.96 [ 3896]	2.87 [ 135]	6.08
FTZ PD	2418	42.00	36.19 [ 875]	62.20 [ 1504]	1.61 [ 39]	3.13
FTZ HA	3172	41.86	21.56 [ 684]	78.25 [ 2482]	.19 [ 6]	4.11

<sup>a</sup> MVZ≡Mann Vollzeit, FVZ≡Frau Vollzeit, FTZ≡Frau Teilzeit, PD≡Produzierendes Gewerbe, HA≡Handel

<sup>b</sup> Gesamtzahl der Beobachtungen (zeilenweise) für eine Gruppe von Arbeitnehmern nach Geschlecht, Erwerbsstatus und Branche.

<sup>c</sup> Anteile (zeilenweise) der Qualifikationsgruppen (U), (M) und (H) in v.H. der Gesamtzahl der Beobachtungen für eine Zeile [Anzahl der Beobachtungen].

<sup>d</sup> Anteile (spaltenweise) in v.H. an der Gesamtzahl der Beobachtungen der GLS oder IABS in einem Jahr.

Tabelle 2: Waldtests auf Gleichförmigkeit der Altersprofile über die Verteilung für Schätzungen basierend auf GLS und IABS

Gruppe	1990		1995	
	Mittelwert plus drei Quantile	Drei Quantile	Mittelwert plus drei Quantile	Drei Quantile
	$\chi^2$ -stat (P-Wert)	$\chi^2$ -stat (P-Wert)	$\chi^2$ -stat (P-Wert)	$\chi^2$ -stat (P-Wert)
<b>GLS</b>				
Schätzungen für Qualifikationsgruppe (U)				
MVZ PD	196.6 (.000)	85.1 (.000)	277.7 (.000)	121.3 (.000)
MVZ HA	117.0 (.000)	61.0 (.000)	80.4 (.000)	66.1 (.000)
FVZ PD	141.8 (.000)	78.8 (.000)	181.7 (.000)	78.2 (.000)
FVZ HA	25.0 (.000)	18.9 (.001)	32.2 (.000)	31.4 (.000)
FTZ PD	15.4 (.017)	13.6 (.009)	14.9 (.021)	.9 (.921)
FTZ HA	6.2 (.404)	3.5 (.475)	13.1 (.041)	1.1 (.895)
Schätzungen für Qualifikationsgruppe (M)				
MVZ PD	1329.6 (.000)	1238.7 (.000)	3623.3 (.000)	3344.8 (.000)
MVZ HA	823.2 (.000)	675.8 (.000)	932.1 (.000)	709.5 (.000)
FVZ PD	1045.2 (.000)	817.4 (.000)	1159.9 (.000)	856.7 (.000)
FVZ HA	264.4 (.000)	256.2 (.000)	223.7 (.000)	99.3 (.000)
FTZ PD	78.5 (.000)	57.2 (.000)	42.7 (.000)	28.7 (.000)
FTZ HA	38.9 (.000)	14.7 (.005)	30.6 (.000)	26.0 (.000)
Schätzungen für Qualifikationsgruppe (H)				
MVZ PD	1003.4 (.000)	545.0 (.000)	617.3 (.000)	438.5 (.000)
MVZ HA	44.6 (.000)	32.5 (.000)	86.0 (.000)	84.9 (.000)
FVZ PD	157.5 (.000)	130.9 (.000)	182.3 (.000)	179.2 (.000)
FVZ HA	5.1 (.535)	3.9 (.417)	37.2 (.000)	29.7 (.000)
FTZ PD	5.5 (.485)	3.6 (.462)	14.5 (.024)	9.9 (.042)
FTZ HA	19.4 (.004)	14.7 (.005)	33.7 (.000)	18.7 (.001)
<b>IABS</b>				
Schätzungen für Qualifikationsgruppe (U)				
MVZ PD	79.9 (.000)	6.5 (.164)	69.4 (.000)	11.9 (.018)
MVZ HA	24.2 (.000)	5.4 (.248)	35.5 (.000)	7.4 (.117)
FVZ PD	10.4 (.109)	9.1 (.059)	11.6 (.071)	4.4 (.357)
FVZ HA	18.9 (.004)	7.0 (.136)	6.8 (.340)	3.8 (.431)
FTZ PD	6.8 (.340)	1.3 (.854)	2.6 (.857)	2.1 (.719)
FTZ HA	3.4 (.757)	1.8 (.774)	3.6 (.727)	2.1 (.723)
Schätzungen für Qualifikationsgruppe (M)				
MVZ PD	1228.6 (.000)	1218.9 (.000)	1293.1 (.000)	1273.1 (.000)
MVZ HA	116.1 (.000)	109.2 (.000)	245.8 (.000)	237.0 (.000)
FVZ PD	360.7 (.000)	357.6 (.000)	310.9 (.000)	306.5 (.000)
FVZ HA	126.3 (.000)	121.0 (.000)	248.8 (.000)	248.0 (.000)
FTZ PD	2.6 (.857)	1.6 (.808)	5.5 (.485)	3.0 (.558)
FTZ HA	7.2 (.301)	5.8 (.218)	13.5 (.036)	8.1 (.089)
Schätzungen für Qualifikationsgruppe (H)				
Fortsetzung auf der nächsten Seite				

Fortsetzung								
	1990				1995			
Gruppe	Mittelwert plus drei Quantile		Drei Quantile		Mittelwert plus drei Quantile		Drei Quantile	
	$\chi^2$ -stat	(P-Wert)	$\chi^2$ -stat	(P-Wert)	$\chi^2$ -stat	(P-Wert)	$\chi^2$ -stat	(P-Wert)
MVZ PD	1012.1	(.000)	858.6	(.000)	131.6	(.000)	95.8	(.000)
MVZ HA	10.4	(.108)	4.5	(.338)	4.5	(.603)	1.2	(.872)
FVZ PD	2.8	(.832)	2.6	(.623)	9.1	(.167)	5.5	(.238)

Hinweise: Für GLS gewichtete KQ-Schätzungen auf Basis der empirischen Zellenmittelwerte bzw. Zellenquantile. Gewichte sind die Zellenbesetzungszahlen. Für IABS Tobitschätzungen für Mittelwert und zensierte Quantilsregressionen auf Basis der Individualdaten. Die Schätzung der Standardfehler erfolgt mit dem Bootstrap-Verfahren basierend auf 1000 Bootstrap-Stichproben.

Tabelle 3: Relative altersspezifische Lohnunterschiede auf Basis der Schätzungen für GLS und IABS

Gruppe–Alter	1990				1995			
	MW <sup>a</sup>	20%-Q	50%-Q	80%-Q	MW <sup>a</sup>	20%-Q	50%-Q	80%-Q
	<b>GLS</b>							
	Unterschied zwischen Qualifikationsgruppe (M) und (U)							
MVZ PD - 30	.126	.111	.111	.130	.140	.126	.125	.144
MVZ PD - 50	.240	.152	.203	.285	.258	.169	.219	.308
MVZ HA - 30	.183	.145	.161	.186	.176	.138	.154	.196
MVZ HA - 50	.311	.209	.287	.359	.311	.191	.256	.366
FVZ PD - 30	.208	.153	.204	.255	.216	.158	.208	.255
FVZ PD - 50	.284	.156	.280	.365	.271	.146	.273	.363
FVZ HA - 30	.170	.169	.167	.184	.201	.185	.186	.235
FVZ HA - 50	.228	.158	.203	.301	.214	.167	.170	.271
FTZ PD - 30	.107	.107	.111	.104	.127	.106	.121	.127
FTZ PD - 50	.214	.180	.201	.259	.183	.123	.173	.226
FTZ HA - 30	.108	.117	.089	.113	.078	.079	.078	.116
FTZ HA - 50	.109	.117	.086	.103	.103	.104	.073	.092
	Unterschied zwischen Qualifikationsgruppe (H) und (M)							
MVZ PD - 30	.321	.357	.340	.299	.299	.318	.317	.292
MVZ PD - 50	.534	.575	.562	.511	.516	.551	.555	.490
MVZ HA - 30	.401	.419	.423	.383	.374	.350	.393	.372
MVZ HA - 50	.568	.620	.599	.571	.623	.595	.663	.683
FVZ PD - 30	.398	.432	.425	.382	.357	.363	.366	.356
FVZ PD - 50	.498	.446	.488	.509	.430	.429	.415	.422
FVZ HA - 30	.414	.320	.428	.421	.389	.334	.436	.397
FVZ HA - 50	.588	.492	.611	.642	.484	.273	.477	.679
FTZ PD - 30	.364	.387	.419	.383	.321	.310	.329	.369
FTZ PD - 50	.578	.538	.562	.633	.379	.318	.350	.389

Fortsetzung auf der nächsten Seite

Fortsetzung								
Gruppe–Alter	1990				1995			
	MW <sup>a</sup>	20%-Q	50%-Q	80%-Q	MW <sup>a</sup>	20%-Q	50%-Q	80%-Q
FTZ HA - 30	.196	.132	.167	.205	.198	.036	.072	.372
FTZ HA - 50	.271	.300	.314	.291	.305	.184	.344	.358
	<b>IABS</b>							
	Unterschied zwischen Qualifikationsgruppe (M) und (U)							
MVZ PD - 30	.147	.120	.117	.147	.168	.142	.136	.159
MVZ PD - 50	.200	.138	.201	.277	.216	.154	.204	.302
MVZ HA - 30	.248	.194	.199	.234	.239	.182	.175	.236
MVZ HA - 50	.301	.210	.296	.373	.253	.167	.277	.367
FVZ PD - 30	.194	.209	.232	.211	.211	.239	.247	.214
FVZ PD - 50	.171	.068	.221	.312	.186	.110	.230	.292
FVZ HA - 30	.165	.155	.137	.169	.219	.352	.222	.127
FVZ HA - 50	.180	.089	.146	.265	.097	.077	.112	.129
FTZ PD - 30	.149	.122	.149	.177	.203	.177	.203	.229
FTZ PD - 50	.186	.158	.186	.213	.192	.165	.192	.218
FTZ HA - 30	.106	.115	.106	.096	.090	.143	.105	.066
FTZ HA - 50	.103	.112	.103	.093	.103	.192	.104	.033
	Unterschied zwischen Qualifikationsgruppe (H) und (M)							
MVZ PD - 30	.340	.395	.358	-	.329	.358	.338	-
MVZ PD - 50	.456	.497	1.278	-	.522	.519	.552	-
MVZ HA - 30	.341	.325	.361	-	.329	.290	.355	-
MVZ HA - 50	.558	.613	.566	-	.578	.624	.597	-
FVZ PD - 30	.464	.443	.426	-	.416	.341	.380	-
FVZ PD - 50	.612	.710	.562	-	.354	.383	.310	-

a: Mittelwert – OLS–Schätzungen für GLS und Tobit–Schätzungen für IABS.

Hinweise: Differenzen der gefitteten logarithmierten Löhne basierend auf den Verdienstschätzungen für die einzelnen Erwerbsgruppen. Wenn sich die geschätzten Altersprofile am Mittelwert und den drei betrachteten Quantilen nicht signifikant (Signifikanzniveau 5% – siehe Tabelle 2) unterscheiden, dann werden für IABS die Quantilsschätzungen durch die Schätzungen am Mittelwert (MW) ersetzt. Letztere werden um die geschätzten Quantile der Residualverteilung (wir unterstellen Normalverteilung der Residuen) basierend auf der mit der Tobitschätzung ermittelten Standardabweichung korrigiert.

Tabelle 4: Schätzung des quadratischen Altersprofils der Verdienste in der GLS 1990 und 1995 für die Qualifikationsgruppe (U)

Variable	Mittelwert Koeff. (s.e.)	20%-Q Koeff. (s.e.)	50%-Q Koeff. (s.e.)	80%-Q Koeff. (s.e.)
Männlich - Vollzeit - Produzierendes Gewerbe 1990				
Absolutglied	4.7052 (.0029)	4.5229 (.0043)	4.6815 (.0029)	4.8421 (.0043)
age	.1195 (.0047)	.0902 (.0070)	.1060 (.0044)	.1324 (.0063)
age <sup>2</sup>	-.0273 (.0016)	-.0207 (.0023)	-.0256 (.0014)	-.0308 (.0019)
Männlich - Vollzeit - Produzierendes Gewerbe 1995				
Absolutglied	4.6820 (.0043)	4.4975 (.0051)	4.6567 (.0039)	4.8232 (.0044)
age	.0978 (.0063)	.0667 (.0077)	.0831 (.0058)	.1087 (.0063)
age <sup>2</sup>	-.0186 (.0019)	-.0118 (.0024)	-.0158 (.0018)	-.0216 (.0019)
Männlich - Vollzeit - Handel 1990				
Absolutglied	4.5496 (.0085)	4.3349 (.0088)	4.5070 (.0098)	4.7044 (.0102)
age	.2159 (.0190)	.1320 (.0172)	.1699 (.0176)	.2364 (.0211)
age <sup>2</sup>	-.0499 (.0067)	-.0312 (.0060)	-.0416 (.0060)	-.0563 (.0076)
Männlich - Vollzeit - Handel 1995				
Absolutglied	4.5448 (.0111)	4.3534 (.0130)	4.5056 (.0087)	4.6725 (.0130)
age	.1579 (.0218)	.0926 (.0199)	.1232 (.0165)	.1839 (.0254)
age <sup>2</sup>	-.0329 (.0079)	-.0194 (.0062)	-.0247 (.0056)	-.0379 (.0094)
Weiblich - Vollzeit - Produzierendes Gewerbe 1990				
Absolutglied	4.4642 (.0037)	4.2807 (.0042)	4.4431 (.0025)	4.6006 (.0048)
age	.0724 (.0060)	.0491 (.0075)	.0591 (.0052)	.0649 (.0080)
age <sup>2</sup>	-.0155 (.0019)	-.0105 (.0025)	-.0141 (.0018)	-.0121 (.0025)
Weiblich - Vollzeit - Produzierendes Gewerbe 1995				
Absolutglied	4.4708 (.0044)	4.2821 (.0081)	4.4494 (.0048)	4.6058 (.0038)
age	.0349 (.0068)	.0299 (.0100)	.0275 (.0066)	.0327 (.0072)
age <sup>2</sup>	-.0023 (.0023)	-.0051 (.0029)	-.0042 (.0021)	-.0014 (.0026)
Weiblich - Vollzeit - Handel 1990				
Absolutglied	4.3853 (.0166)	4.1857 (.0101)	4.3342 (.0116)	4.5197 (.0196)
age	.1322 (.0243)	.0416 (.0192)	.0878 (.0183)	.1646 (.0313)
age <sup>2</sup>	-.0387 (.0073)	-.0093 (.0067)	-.0247 (.0054)	-.0505 (.0098)
Weiblich - Vollzeit - Handel 1995				
Absolutglied	4.4094 (.0139)	4.2483 (.0080)	4.3702 (.0152)	4.5217 (.0112)
age	.0706 (.0231)	-.0014 (.0161)	.0422 (.0220)	.0823 (.0210)
age <sup>2</sup>	-.0135 (.0074)	.0067 (.0057)	-.0047 (.0067)	-.0153 (.0068)
Weiblich - Teilzeit - Produzierendes Gewerbe 1990				
Absolutglied	3.9947 (.0153)	3.7049 (.0194)	3.9438 (.0144)	4.2081 (.0174)
age	.0825 (.0235)	.0596 (.0290)	.0604 (.0232)	.0754 (.0269)
age <sup>2</sup>	-.0205 (.0076)	-.0154 (.0088)	-.0118 (.0077)	-.0195 (.0091)
Weiblich - Teilzeit - Produzierendes Gewerbe 1995				
Absolutglied	3.9786 (.0093)	3.6567 (.0165)	3.9153 (.0147)	4.2048 (.0164)
age	.0910 (.0133)	.1095 (.0218)	.1069 (.0203)	.0805 (.0257)

Fortsetzung auf der nächsten Seite

Fortsetzung								
Variable	Mittelwert		20%-Q		50%-Q		80%-Q	
	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)
age <sup>2</sup>	-.0180	(.0042)	-.0249	(.0064)	-.0247	(.0058)	-.0164	(.0083)
Weiblich - Teilzeit - Handel 1990								
Absolutglied	3.8585	(.0210)	3.5621	(.0260)	3.8231	(.0296)	4.0539	(.0223)
age	.1009	(.0292)	.1196	(.0333)	.1049	(.0363)	.1012	(.0297)
age <sup>2</sup>	-.0230	(.0083)	-.0275	(.0096)	-.0249	(.0099)	-.0260	(.0083)
Weiblich - Teilzeit - Handel 1995								
Absolutglied	3.9702	(.0130)	3.6698	(.0218)	3.9220	(.0207)	4.1328	(.0175)
age	.0081	(.0241)	.0176	(.0417)	.0256	(.0309)	.0492	(.0255)
age <sup>2</sup>	.0021	(.0082)	.0037	(.0143)	-.0005	(.0099)	-.0088	(.0076)

Hinweise: Gewichtete KQ-Schätzungen auf Basis der empirischen Zellenmittelwerte bzw. Zellenquantile. Gewichte sind die Zellenbesetzungszahlen. Die Schätzung der Standardfehler erfolgt mit dem Bootstrap-Verfahren basierend auf 1000 Bootstrap-Stichproben.

Tabelle 5: Schätzung des quadratischen Altersprofils der Verdienste in der GLS 1990 und 1995 für die Qualifikationsgruppe (M)

Variable	Mittelwert		20%-Q		50%-Q		80%-Q	
	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)
Männlich - Vollzeit - Produzierendes Gewerbe 1990								
Absolutglied	4.7727	(.0031)	4.6070	(.0022)	4.7452	(.0026)	4.8975	(.0047)
age	.2474	(.0063)	.1517	(.0038)	.2098	(.0057)	.2961	(.0093)
age <sup>2</sup>	-.0509	(.0022)	-.0344	(.0013)	-.0449	(.0021)	-.0597	(.0032)
Männlich - Vollzeit - Produzierendes Gewerbe 1995								
Absolutglied	4.7788	(.0060)	4.6004	(.0065)	4.7466	(.0065)	4.9105	(.0057)
age	.1903	(.0084)	.1173	(.0088)	.1577	(.0092)	.2290	(.0084)
age <sup>2</sup>	-.0298	(.0026)	-.0215	(.0026)	-.0250	(.0028)	-.0345	(.0027)
Männlich - Vollzeit - Handel 1990								
Absolutglied	4.6573	(.0057)	4.4307	(.0066)	4.6014	(.0069)	4.8021	(.0077)
age	.3829	(.0104)	.2425	(.0113)	.3181	(.0134)	.4300	(.0139)
age <sup>2</sup>	-.0842	(.0038)	-.0573	(.0036)	-.0701	(.0049)	-.0920	(.0048)
Männlich - Vollzeit - Handel 1995								
Absolutglied	4.6572	(.0163)	4.4602	(.0128)	4.6069	(.0158)	4.7943	(.0204)
age	.2974	(.0238)	.1633	(.0176)	.2391	(.0225)	.3460	(.0306)
age <sup>2</sup>	-.0568	(.0073)	-.0342	(.0053)	-.0463	(.0068)	-.0636	(.0093)
Weiblich - Vollzeit - Produzierendes Gewerbe 1990								
Absolutglied	4.6229	(.0139)	4.4261	(.0113)	4.5972	(.0132)	4.7798	(.0194)
age	.1837	(.0211)	.0662	(.0182)	.1717	(.0204)	.2347	(.0287)
age <sup>2</sup>	-.0400	(.0065)	-.0157	(.0059)	-.0390	(.0065)	-.0503	(.0088)
Weiblich - Vollzeit - Produzierendes Gewerbe 1995								
Fortsetzung auf der nächsten Seite								

Fortsetzung								
Variable	Mittelwert		20%-Q		50%-Q		80%-Q	
	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)
Absolutglied	4.6416	(.0193)	4.4499	(.0204)	4.6265	(.0193)	4.7840	(.0190)
age	.1373	(.0276)	.0082	(.0291)	.0942	(.0282)	.2054	(.0277)
age <sup>2</sup>	-.0272	(.0082)	.0000	(.0087)	-.0156	(.0084)	-.0409	(.0084)
Weiblich - Vollzeit - Handel 1990								
Absolutglied	4.5213	(.0179)	4.3483	(.0136)	4.4701	(.0117)	4.6531	(.0201)
age	.2073	(.0270)	.0581	(.0194)	.1600	(.0189)	.2741	(.0306)
age <sup>2</sup>	-.0541	(.0084)	-.0167	(.0057)	-.0428	(.0061)	-.0675	(.0097)
Weiblich - Vollzeit - Handel 1995								
Absolutglied	4.5613	(.0230)	4.4028	(.0213)	4.5198	(.0201)	4.6827	(.0318)
age	.1860	(.0339)	.0739	(.0311)	.1316	(.0305)	.2563	(.0468)
age <sup>2</sup>	-.0497	(.0104)	-.0213	(.0093)	-.0372	(.0095)	-.0673	(.0146)
Weiblich - Teilzeit - Produzierendes Gewerbe 1990								
Absolutglied	4.0492	(.0084)	3.7763	(.0091)	4.0058	(.0103)	4.2577	(.0119)
age	.1972	(.0170)	.1380	(.0181)	.1700	(.0216)	.1902	(.0255)
age <sup>2</sup>	-.0408	(.0056)	-.0294	(.0068)	-.0333	(.0075)	-.0320	(.0086)
Weiblich - Teilzeit - Produzierendes Gewerbe 1995								
Absolutglied	4.0898	(.0114)	3.7503	(.0160)	4.0263	(.0163)	4.3099	(.0168)
age	.1230	(.0163)	.1374	(.0207)	.1268	(.0216)	.1234	(.0267)
age <sup>2</sup>	-.0194	(.0052)	-.0314	(.0059)	-.0227	(.0063)	-.0143	(.0090)
Weiblich - Teilzeit - Handel 1990								
Absolutglied	3.9730	(.0130)	3.6949	(.0140)	3.9302	(.0123)	4.1932	(.0164)
age	.0840	(.0181)	.0809	(.0182)	.0612	(.0165)	.0394	(.0241)
age <sup>2</sup>	-.0171	(.0057)	-.0145	(.0056)	-.0108	(.0049)	-.0071	(.0077)
Weiblich - Teilzeit - Handel 1995								
Absolutglied	4.0377	(.0177)	3.7276	(.0257)	4.0100	(.0228)	4.2778	(.0197)
age	.0303	(.0226)	.0659	(.0321)	.0016	(.0281)	-.0177	(.0241)
age <sup>2</sup>	-.0010	(.0066)	-.0082	(.0089)	.0067	(.0078)	.0095	(.0069)

Hinweise: Gewichtete KQ-Schätzungen auf Basis der empirischen Zellenmittelwerte bzw. Zellenquantile. Gewichte sind die Zellenbesetzungszahlen. Die Schätzung der Standardfehler erfolgt mit dem Bootstrap-Verfahren basierend auf 1000 Bootstrap-Stichproben.

Tabelle 6: Schätzung des quadratischen Altersprofils der Verdienste in der GLS 1990 und 1995 für die Qualifikationsgruppe (H)

Variable	Mittelwert		20%-Q		50%-Q		80%-Q	
	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)
Männlich - Vollzeit - Produzierendes Gewerbe 1990								
Absolutglied	5.0091	(.0072)	4.8731	(.0061)	4.9824	(.0095)	5.1139	(.0104)
age	.4292	(.0105)	.3490	(.0093)	.4343	(.0141)	.4731	(.0156)
age <sup>2</sup>	-.0760	(.0032)	-.0638	(.0031)	-.0827	(.0045)	-.0834	(.0048)

Fortsetzung auf der nächsten Seite

Fortsetzung				
Variable	Mittelwert Koeff. (s.e.)	20%-Q Koeff. (s.e.)	50%-Q Koeff. (s.e.)	80%-Q Koeff. (s.e.)
Männlich - Vollzeit - Produzierendes Gewerbe 1995				
Absolutglied	4.9578 (.0134)	4.7837 (.0146)	4.9270 (.0149)	5.0868 (.0182)
age	.4579 (.0191)	.4168 (.0218)	.4615 (.0207)	.4874 (.0267)
age <sup>2</sup>	-.0829 (.0059)	-.0824 (.0071)	-.0866 (.0064)	-.0876 (.0085)
Männlich - Vollzeit - Handel 1990				
Absolutglied	4.9631 (.0274)	4.7936 (.0372)	4.9459 (.0284)	5.0749 (.0291)
age	.5956 (.0373)	.3569 (.0544)	.4899 (.0495)	.6758 (.0490)
age <sup>2</sup>	-.1272 (.0119)	-.0619 (.0170)	-.0981 (.0165)	-.1426 (.0165)
Männlich - Vollzeit - Handel 1995				
Absolutglied	4.9186 (.0356)	4.6999 (.0289)	4.8582 (.0347)	5.0173 (.0414)
age	.5428 (.0571)	.4032 (.0549)	.5524 (.0575)	.6717 (.0800)
age <sup>2</sup>	-.0971 (.0181)	-.0732 (.0180)	-.1059 (.0189)	-.1204 (.0264)
Weiblich - Vollzeit - Produzierendes Gewerbe 1990				
Absolutglied	4.9512 (.0177)	4.8057 (.0316)	4.9652 (.0158)	5.0816 (.0164)
age	.3410 (.0396)	.1907 (.0581)	.3028 (.0377)	.4154 (.0430)
age <sup>2</sup>	-.0758 (.0160)	-.0549 (.0213)	-.0723 (.0150)	-.0894 (.0183)
Weiblich - Vollzeit - Produzierendes Gewerbe 1995				
Absolutglied	4.9048 (.0231)	4.7195 (.0253)	4.8828 (.0201)	5.0309 (.0238)
age	.3546 (.0431)	.2265 (.0482)	.3537 (.0375)	.4606 (.0465)
age <sup>2</sup>	-.0874 (.0162)	-.0618 (.0177)	-.0939 (.0139)	-.1149 (.0177)
Weiblich - Vollzeit - Handel 1990				
Absolutglied	4.9245 (.0508)	4.5889 (.0809)	4.8631 (.0471)	5.0385 (.0407)
age	.2148 (.0983)	.2324 (.1382)	.2259 (.1043)	.3385 (.1028)
age <sup>2</sup>	-.0276 (.0400)	-.0461 (.0511)	-.0343 (.0432)	-.0522 (.0469)
Weiblich - Vollzeit - Handel 1995				
Absolutglied	4.8591 (.0504)	4.6839 (.0692)	4.8736 (.0583)	4.9846 (.0644)
age	.3942 (.1091)	.2081 (.1393)	.3237 (.1280)	.4568 (.1417)
age <sup>2</sup>	-.1032 (.0469)	-.0763 (.0551)	-.0944 (.0530)	-.0871 (.0608)
Weiblich - Teilzeit - Produzierendes Gewerbe 1990				
Absolutglied	4.4654 (.1268)	4.2418 (.1326)	4.4722 (.1318)	4.6599 (.1665)
age	.0513 (.1969)	-.0655 (.2149)	.0426 (.2016)	.1198 (.2453)
age <sup>2</sup>	.0434 (.0639)	.0636 (.0728)	.0329 (.0626)	.0332 (.0780)
Weiblich - Teilzeit - Produzierendes Gewerbe 1995				
Absolutglied	4.2838 (.0957)	4.0377 (.1044)	4.1985 (.0907)	4.5264 (.1206)
age	.4226 (.1592)	.1910 (.1756)	.5008 (.1439)	.4862 (.2115)
age <sup>2</sup>	-.1097 (.0573)	-.0478 (.0646)	-.1437 (.0471)	-.1317 (.0766)
Weiblich - Teilzeit - Handel 1990				
Absolutglied	4.0958 (.2272)	4.0054 (.3111)	3.9973 (.2080)	4.1016 (.2645)
age	.2521 (.3551)	-.3654 (.4099)	.2868 (.3539)	.7427 (.4160)
age <sup>2</sup>	-.0605 (.1138)	.1624 (.1249)	-.0616 (.1159)	-.2272 (.1311)
Weiblich - Teilzeit - Handel 1995				
Absolutglied	4.1255 (.1850)	3.7929 (.3351)	3.9003 (.2177)	4.5362 (.2708)

Fortsetzung auf der nächsten Seite



Fortsetzung								
Variable	Mittelwert		20%-Q		50%-Q		80%-Q	
	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)
age	.2828	(.2460)	-.0194	(.4327)	.4093	(.2896)	.2574	(.3513)
age <sup>2</sup>	-.0673	(.0661)	.0449	(.1220)	-.0837	(.0777)	-.0846	(.0960)

Hinweise: Gewichtete KQ-Schätzungen auf Basis der empirischen Zellenmittelwerte bzw. Zellenquantile. Gewichte sind die Zellenbesetzungszahlen. Die Schätzung der Standardfehler erfolgt mit dem Bootstrap-Verfahren basierend auf 1000 Bootstrap-Stichproben.

Tabelle 7: Schätzung des quadratischen Altersprofils der Verdienste in der IABS 1990 und 1995 für die Qualifikationsgruppe (U)

Variable	Mittelwert		20%-Q		50%-Q		80%-Q	
	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)
Männlich - Vollzeit - Produzierendes Gewerbe 1990								
Absolutglied	4.6792	(.0080)	4.5501	(.0090)	4.7206	(.0074)	4.8908	(.0088)
age	.1790	(.0118)	.1242	(.0135)	.1271	(.0118)	.1369	(.0135)
age <sup>2</sup>	-.0403	(.0036)	-.0263	(.0041)	-.0282	(.0036)	-.0291	(.0043)
Männlich - Vollzeit - Produzierendes Gewerbe 1995								
Absolutglied	4.6542	(.0094)	4.5199	(.0116)	4.7050	(.0075)	4.8762	(.0112)
age	.1818	(.0134)	.1522	(.0163)	.1197	(.0123)	.1237	(.0166)
age <sup>2</sup>	-.0378	(.0041)	-.0336	(.0049)	-.0216	(.0042)	-.0211	(.0051)
Männlich - Vollzeit - Handel 1990								
Absolutglied	4.4726	(.0280)	4.3175	(.0392)	4.5494	(.0195)	4.7493	(.0222)
age	.2902	(.0431)	.2402	(.0538)	.1797	(.0337)	.2430	(.0486)
age <sup>2</sup>	-.0695	(.0135)	-.0585	(.0156)	-.0381	(.0117)	-.0640	(.0162)
Männlich - Vollzeit - Handel 1995								
Absolutglied	4.4524	(.0313)	4.3150	(.0326)	4.5548	(.0272)	4.7130	(.0325)
age	.3276	(.0456)	.2512	(.0459)	.1803	(.0427)	.2890	(.0597)
age <sup>2</sup>	-.0734	(.0142)	-.0572	(.0144)	-.0378	(.0139)	-.0693	(.0228)
Weiblich - Vollzeit - Produzierendes Gewerbe 1990								
Absolutglied	4.4190	(.0118)	4.2285	(.0178)	4.4659	(.0129)	4.6347	(.0107)
age	.0879	(.0179)	.0573	(.0284)	.0852	(.0186)	.1025	(.0178)
age <sup>2</sup>	-.0183	(.0057)	-.0092	(.0093)	-.0202	(.0059)	-.0214	(.0059)
Weiblich - Vollzeit - Produzierendes Gewerbe 1995								
Absolutglied	4.4636	(.0162)	4.2714	(.0236)	4.4976	(.0143)	4.7029	(.0128)
age	.0530	(.0240)	.0362	(.0333)	.0642	(.0209)	.0306	(.0233)
age <sup>2</sup>	-.0046	(.0077)	-.0023	(.0100)	-.0113	(.0067)	.0020	(.0084)
Weiblich - Vollzeit - Handel 1990								
Absolutglied	4.3137	(.0343)	4.1744	(.0491)	4.3823	(.0321)	4.5747	(.0357)
age	.1901	(.0547)	.0000	(.0767)	.1032	(.0513)	.2118	(.0662)
age <sup>2</sup>	-.0602	(.0183)	.0000	(.0256)	-.0300	(.0173)	-.0718	(.0236)

Fortsetzung auf der nächsten Seite

Fortsetzung								
Variable	Mittelwert		20%-Q		50%-Q		80%-Q	
	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)
Weiblich - Vollzeit - Handel 1995								
Absolutglied	4.3267	(.0428)	4.0947	(.0824)	4.4171	(.0337)	4.5984	(.0537)
age	.1400	(.0627)	.2272	(.1178)	.0480	(.0535)	.0713	(.0931)
age <sup>2</sup>	-.0268	(.0202)	-.0648	(.0400)	.0002	(.0166)	-.0034	(.0301)
Weiblich - Teilzeit - Produzierendes Gewerbe 1990								
Absolutglied	3.9376	(.0378)	3.6267	(.0655)	3.9374	(.0393)	4.2047	(.0599)
age	.0770	(.0538)	.1117	(.0910)	.1181	(.0658)	.1897	(.0808)
age <sup>2</sup>	-.0133	(.0163)	-.0231	(.0275)	-.0283	(.0217)	-.0477	(.0239)
Weiblich - Teilzeit - Produzierendes Gewerbe 1995								
Absolutglied	3.8287	(.0604)	3.4943	(.0801)	3.9372	(.0975)	4.1578	(.0898)
age	.3054	(.0748)	.3180	(.1000)	.1966	(.1126)	.3337	(.1180)
age <sup>2</sup>	-.0795	(.0210)	-.0824	(.0302)	-.0531	(.0291)	-.0886	(.0330)
Weiblich - Teilzeit - Handel 1990								
Absolutglied	3.8926	(.0435)	3.6328	(.0506)	3.9318	(.0590)	4.0746	(.0502)
age	.0662	(.0627)	.1083	(.0826)	.0465	(.0815)	.1428	(.0785)
age <sup>2</sup>	-.0075	(.0190)	-.0193	(.0267)	.0004	(.0237)	-.0288	(.0239)
Weiblich - Teilzeit - Handel 1995								
Absolutglied	4.0143	(.0539)	3.7302	(.0986)	4.1124	(.0661)	4.3404	(.0484)
age	-.0024	(.0691)	.0269	(.1269)	-.0501	(.0752)	-.0758	(.0725)
age <sup>2</sup>	.0057	(.0200)	.0017	(.0356)	.0157	(.0200)	.0237	(.0234)

Hinweise: Tobitschätzungen für Mittelwert und zensierte Quantilsregressionen auf Basis der Individualdaten. Gewichte sind die Zellenbesetzungszahlen. Die Schätzung der Standardfehler erfolgt mit dem Bootstrap-Verfahren basierend auf 1000 Bootstrap-Stichproben.

Tabelle 8: Schätzung des quadratischen Altersprofils der Verdienste in der IABS 1990 und 1995 für die Qualifikationsgruppe (M)

Variable	Mittelwert		20%-Q		50%-Q		80%-Q	
	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)
Männlich - Vollzeit - Produzierendes Gewerbe 1990								
Absolutglied	4.8045	(.0031)	4.6583	(.0035)	4.7958	(.0037)	4.9628	(.0039)
age	.2267	(.0056)	.1502	(.0066)	.2197	(.0069)	.3035	(.0062)
age <sup>2</sup>	-.0474	(.0019)	-.0320	(.0022)	-.0451	(.0025)	-.0630	(.0020)
Männlich - Vollzeit - Produzierendes Gewerbe 1995								
Absolutglied	4.8155	(.0036)	4.6673	(.0039)	4.8168	(.0037)	4.9696	(.0045)
age	.1933	(.0062)	.1386	(.0070)	.1705	(.0078)	.2675	(.0074)
age <sup>2</sup>	-.0336	(.0021)	-.0270	(.0023)	-.0272	(.0029)	-.0453	(.0022)
Männlich - Vollzeit - Handel 1990								
Fortsetzung auf der nächsten Seite								

Fortsetzung								
Variable	Mittelwert		20%-Q		50%-Q		80%-Q	
	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)
Absolutglied	4.7092	(.0086)	4.5129	(.0109)	4.6871	(.0100)	4.9282	(.0121)
age	.3133	(.0152)	.2358	(.0194)	.3157	(.0186)	.3612	(.0137)
age <sup>2</sup>	-.0685	(.0052)	-.0544	(.0067)	-.0672	(.0065)	-.0803	(.0042)
Männlich - Vollzeit - Handel 1995								
Absolutglied	4.6960	(.0089)	4.5085	(.0094)	4.6727	(.0113)	4.8920	(.0121)
age	.3144	(.0157)	.2246	(.0197)	.3070	(.0202)	.4117	(.0173)
age <sup>2</sup>	-.0666	(.0054)	-.0508	(.0071)	-.0630	(.0074)	-.0883	(.0057)
Weiblich - Vollzeit - Produzierendes Gewerbe 1990								
Absolutglied	4.6224	(.0085)	4.4308	(.0121)	4.6540	(.0082)	4.8363	(.0090)
age	.0686	(.0204)	-.0813	(.0268)	.0831	(.0227)	.2409	(.0224)
age <sup>2</sup>	-.0157	(.0079)	.0146	(.0099)	-.0186	(.0093)	-.0525	(.0089)
Weiblich - Vollzeit - Produzierendes Gewerbe 1995								
Absolutglied	4.6883	(.0092)	4.5039	(.0128)	4.7213	(.0081)	4.8856	(.0099)
age	.0219	(.0192)	-.1200	(.0273)	.0291	(.0215)	.2087	(.0205)
age <sup>2</sup>	.0016	(.0069)	.0316	(.0096)	.0004	(.0084)	-.0436	(.0073)
Weiblich - Vollzeit - Handel 1990								
Absolutglied	4.5357	(.0107)	4.3694	(.0123)	4.5218	(.0106)	4.7196	(.0179)
age	.0518	(.0253)	-.0895	(.0394)	.0974	(.0227)	.2601	(.0389)
age <sup>2</sup>	-.0116	(.0094)	.0188	(.0157)	-.0266	(.0081)	-.0719	(.0154)
Weiblich - Vollzeit - Handel 1995								
Absolutglied	4.5868	(.0102)	4.4599	(.0097)	4.5741	(.0076)	4.7242	(.0162)
age	.0527	(.0241)	-.0859	(.0372)	.0899	(.0183)	.2686	(.0367)
age <sup>2</sup>	-.0180	(.0091)	.0026	(.0155)	-.0284	(.0067)	-.0693	(.0138)
Weiblich - Teilzeit - Produzierendes Gewerbe 1990								
Absolutglied	4.0460	(.0381)	3.6777	(.0682)	4.1082	(.0427)	4.3907	(.0628)
age	.1711	(.0554)	.2316	(.0957)	.1371	(.0645)	.1631	(.0847)
age <sup>2</sup>	-.0385	(.0174)	-.0568	(.0295)	-.0258	(.0205)	-.0320	(.0250)
Weiblich - Teilzeit - Produzierendes Gewerbe 1995								
Absolutglied	4.0934	(.0485)	3.8101	(.0623)	4.1277	(.0567)	4.4056	(.0543)
age	.1590	(.0668)	.0881	(.0807)	.1530	(.0784)	.1829	(.0801)
age <sup>2</sup>	-.0326	(.0201)	-.0095	(.0241)	-.0310	(.0232)	-.0324	(.0259)
Weiblich - Teilzeit - Handel 1990								
Absolutglied	4.0058	(.0219)	3.7612	(.0255)	4.0122	(.0252)	4.2762	(.0376)
age	.0487	(.0317)	.0579	(.0400)	.0450	(.0363)	.0190	(.0508)
age <sup>2</sup>	-.0022	(.0099)	-.0014	(.0134)	-.0040	(.0108)	.0018	(.0146)
Weiblich - Teilzeit - Handel 1995								
Absolutglied	4.1213	(.0231)	3.8353	(.0443)	4.1340	(.0387)	4.4131	(.0208)
age	-.0446	(.0311)	.0314	(.0553)	-.0374	(.0475)	-.0642	(.0329)
age <sup>2</sup>	.0220	(.0093)	.0027	(.0155)	.0173	(.0132)	.0207	(.0105)

Hinweise: Tobitschätzungen für Mittelwert und zensierte Quantilsregressionen auf Basis der Individualdaten. Gewichte sind die Zellenbesetzungszahlen. Die Schätzung der Standardfehler erfolgt mit dem Bootstrap-Verfahren basierend auf 1000 Bootstrap-Stichproben.

Tabelle 9: Schätzung des quadratischen Altersprofils der Verdienste in der IABS 1990 und 1995 für die Qualifikationsgruppe (H)

Variable	Mittelwert Koeff. (s.e.)	20%-Q Koeff. (s.e.)	50%-Q Koeff. (s.e.)	80%-Q Koeff. (s.e.)
Männlich - Vollzeit - Produzierendes Gewerbe 1990				
Absolutglied	5.0840 (.0105)	4.9856 (.0123)	5.0965 (.0233)	5.3327 (.0000)
age	.3602 (.0193)	.3024 (.0124)	.2656 (.1115)	.0000 (.0000)
age <sup>2</sup>	-.0725 (.0061)	-.0657 (.0034)	.0929 (.1183)	.0000 (.0000)
Männlich - Vollzeit - Produzierendes Gewerbe 1995				
Absolutglied	4.9879 (.0163)	4.8963 (.0124)	4.9422 (.0265)	5.1096 (.0405)
age	.5492 (.0287)	.4329 (.0144)	.6606 (.1350)	.5032 (.4293)
age <sup>2</sup>	-.1200 (.0086)	-.0984 (.0044)	-.1549 (.1346)	.3296 (.9104)
Männlich - Vollzeit - Handel 1990				
Absolutglied	5.0210 (.0490)	4.8556 (.0410)	5.1180 (.0692)	5.7060 (.6078)
age	.3613 (.0925)	.3894 (.0491)	-.0358 (.3026)	-4.9277 (5.1218)
age <sup>2</sup>	-.0483 (.0307)	-.0794 (.0144)	.2929 (.2612)	11.9515 (10.4760)
Männlich - Vollzeit - Handel 1995				
Absolutglied	4.9283 (.0488)	4.7750 (.0658)	4.9738 (.1095)	5.1970 (.1163)
age	.5221 (.0843)	.4676 (.0833)	.4331 (.4048)	-.4266 (1.3539)
age <sup>2</sup>	-.0944 (.0269)	-.0916 (.0235)	-.0255 (.3542)	2.1328 (2.8190)
Weiblich - Vollzeit - Produzierendes Gewerbe 1990				
Absolutglied	5.0367 (.0300)	4.8675 (.0511)	5.0390 (.0261)	5.1985 (.0355)
age	.1721 (.0935)	.0967 (.1582)	.2304 (.0626)	.2716 (.2005)
age <sup>2</sup>	-.0255 (.0502)	-.0096 (.0890)	-.0452 (.0247)	-.0799 (.2783)
Weiblich - Vollzeit - Produzierendes Gewerbe 1995				
Absolutglied	4.9147 (.0434)	4.7148 (.0669)	4.9796 (.0359)	5.0838 (.0490)
age	.4841 (.1053)	.5009 (.1548)	.4023 (.1059)	.5754 (.2505)
age <sup>2</sup>	-.1628 (.0477)	-.2032 (.0660)	-.1225 (.0591)	-.1598 (.3231)

Hinweise: Tobitschätzungen für Mittelwert und zensierte Quantilsregressionen auf Basis der Individualdaten. Gewichte sind die Zellenbesetzungszahlen. Die Schätzung der Standardfehler erfolgt mit dem Bootstrap-Verfahren basierend auf 1000 Bootstrap-Stichproben.

## A.2 Graphiken

Abbildung 1: Dichteschätzungen für GLS 1990

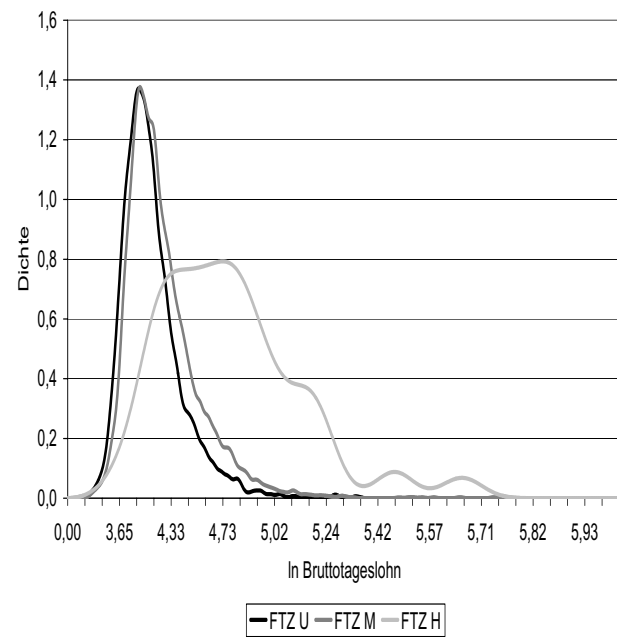
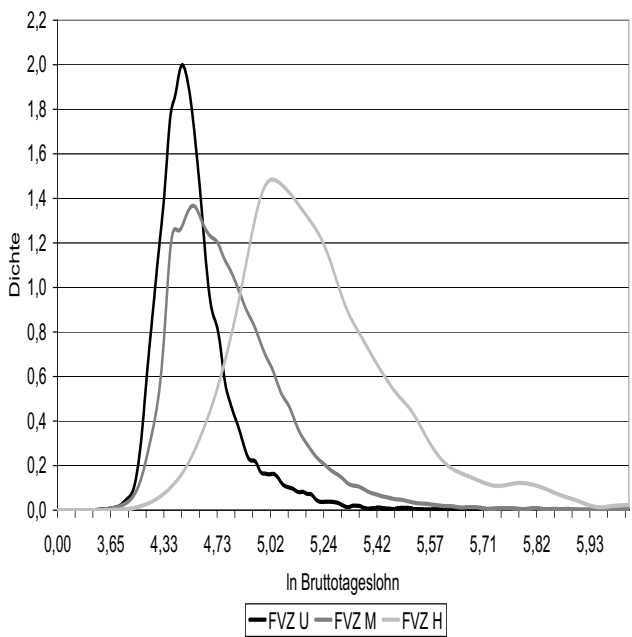
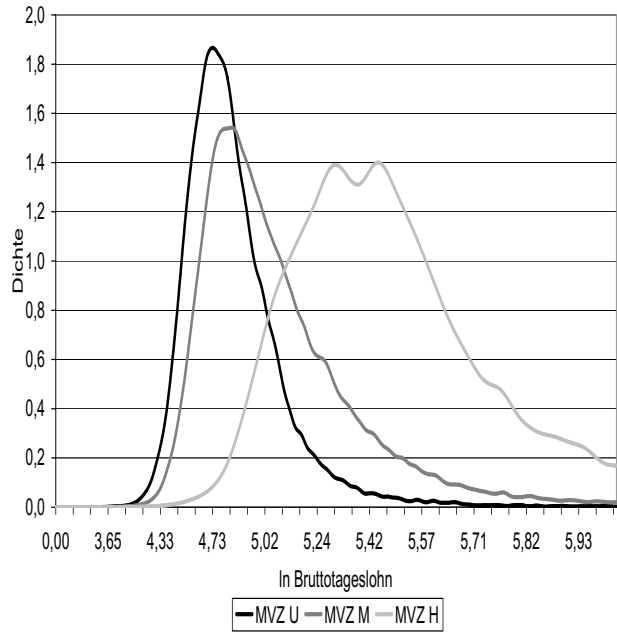
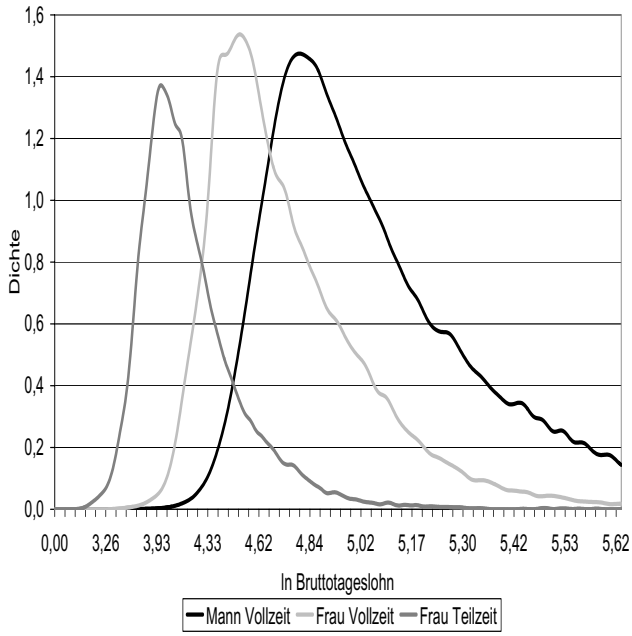


Abbildung 2: Dichteschätzungen für GLS 1995

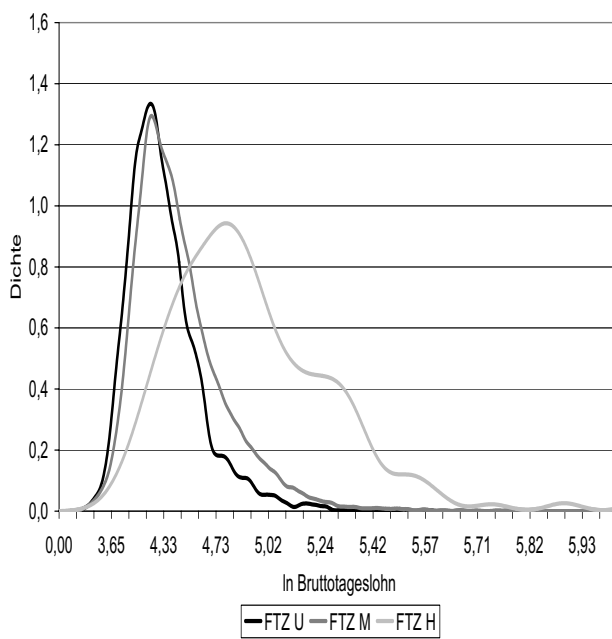
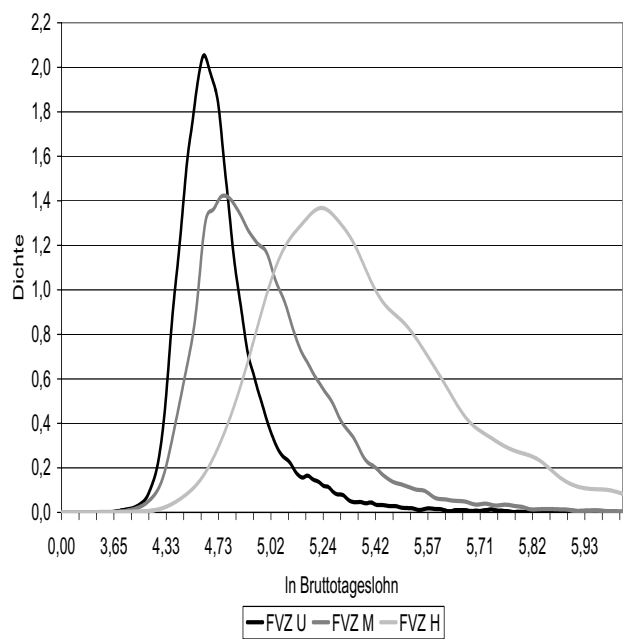
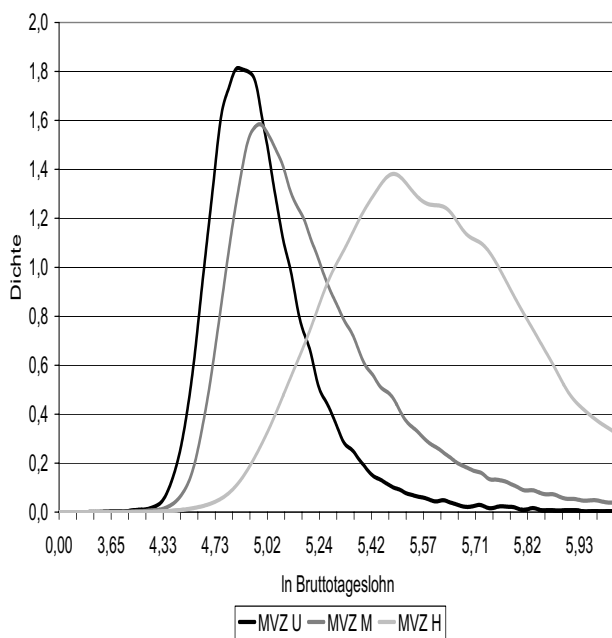
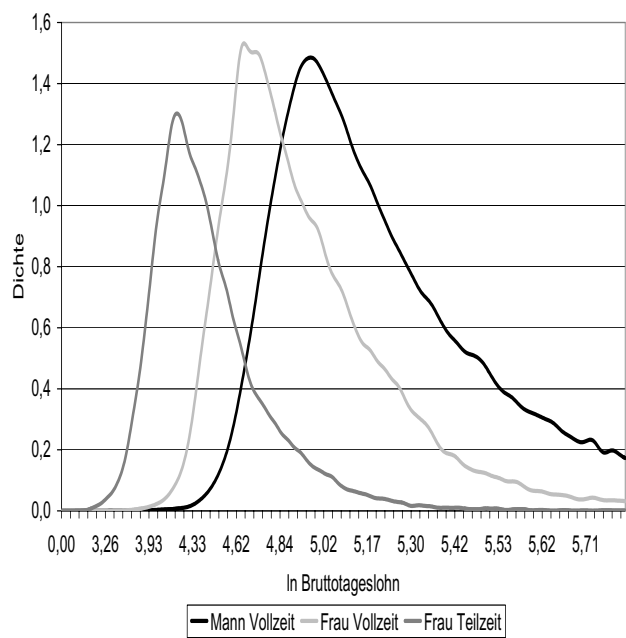


Abbildung 3: Dichteschätzungen für IABS 1990

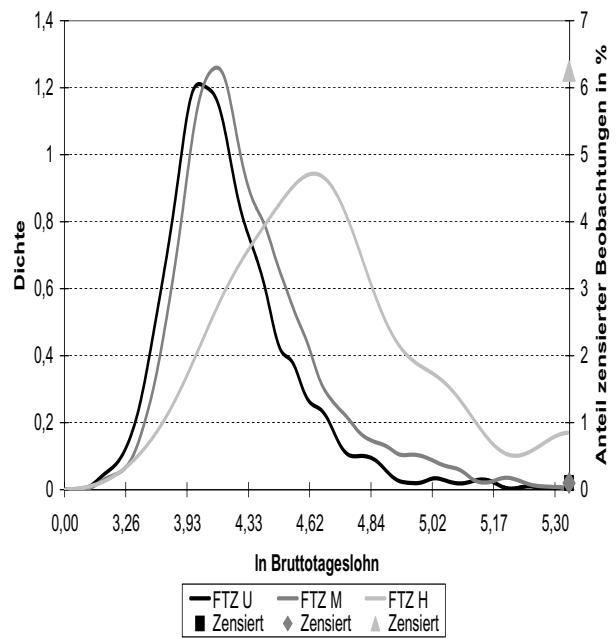
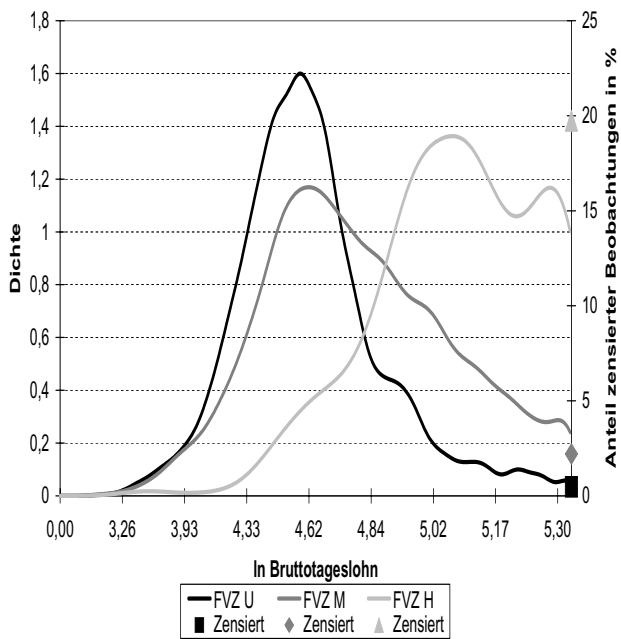
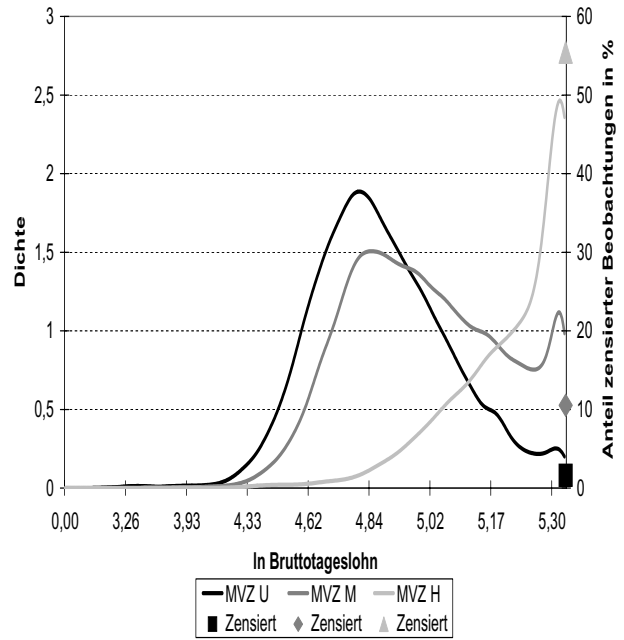
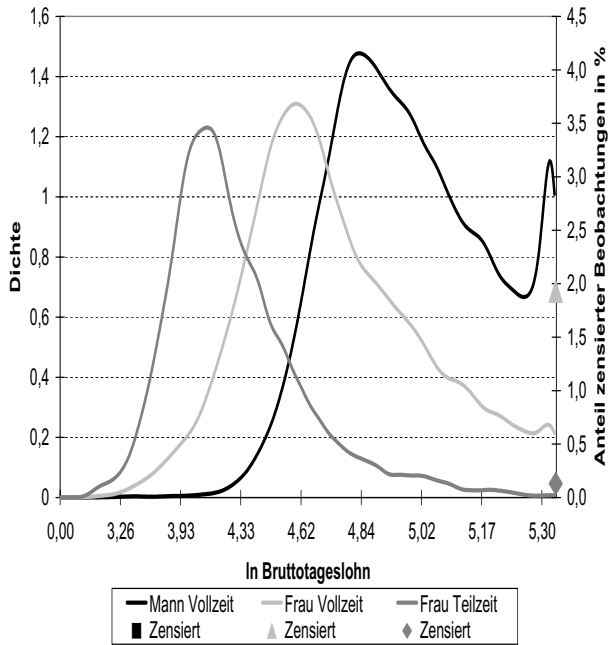


Abbildung 4: Dichteschätzungen für IABS 1995

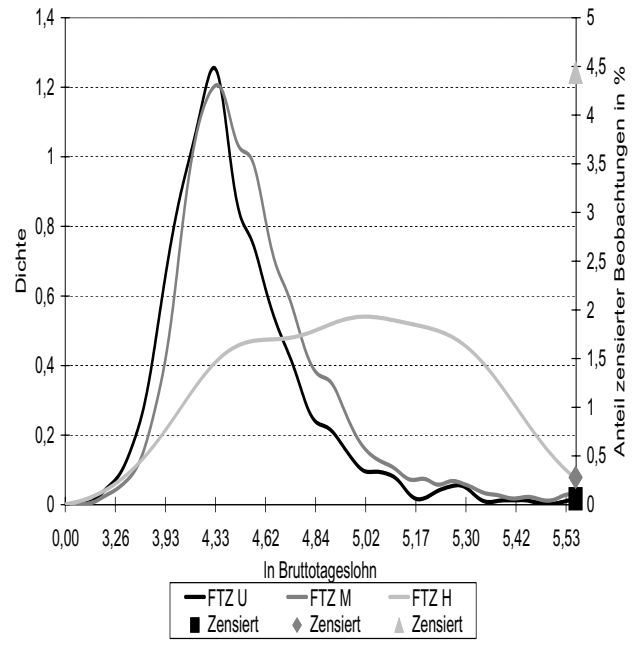
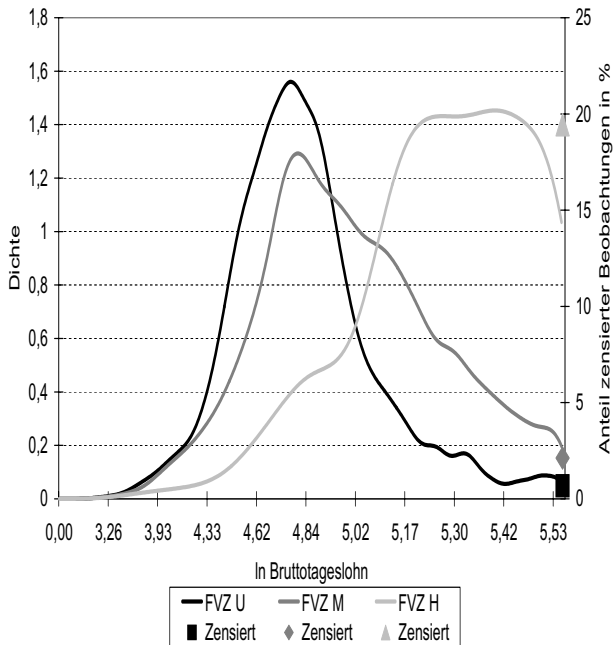
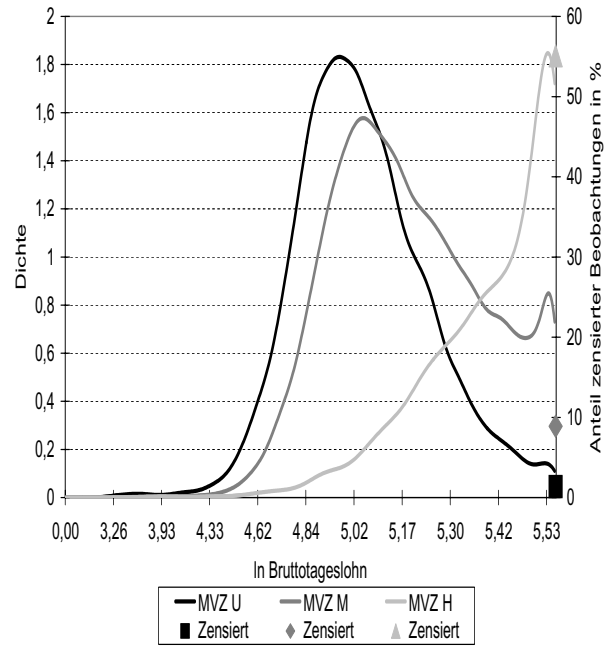
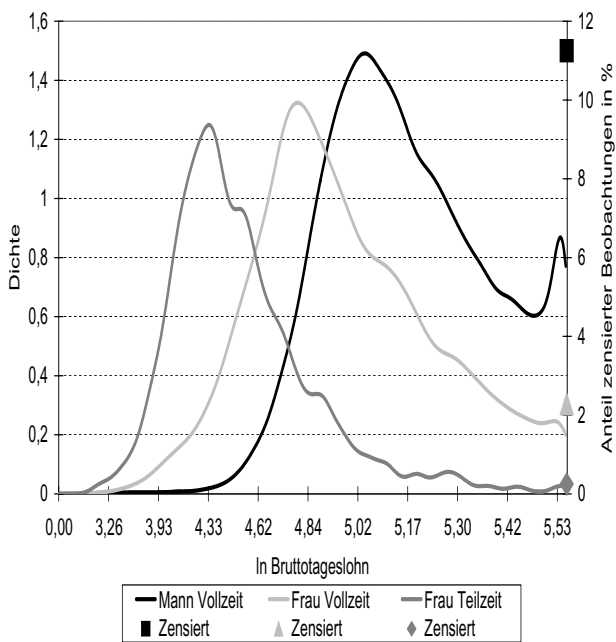




Abbildung 5: Geschätzte Altersprofile GLS 1990 und 1995 - Gruppe (U)

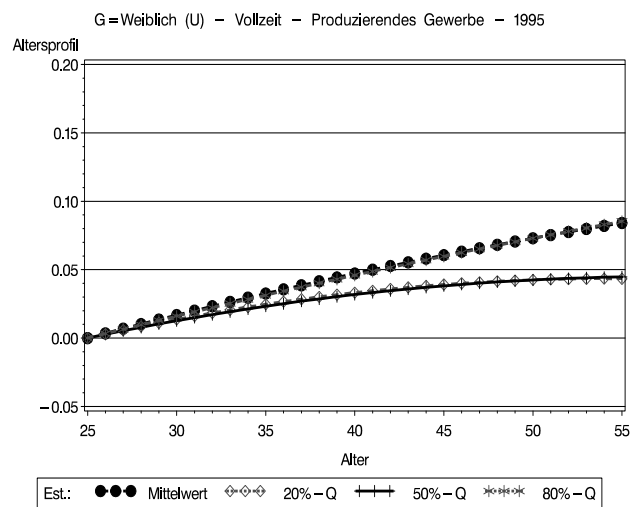
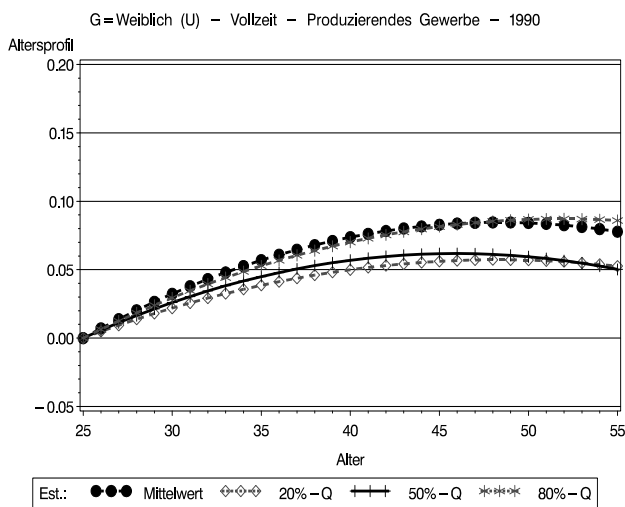
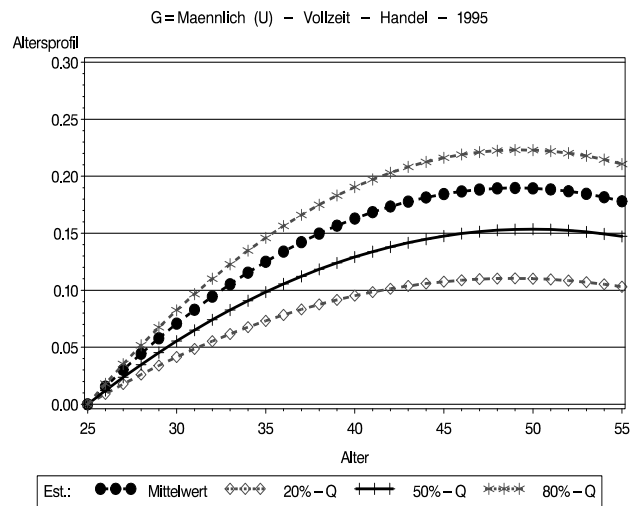
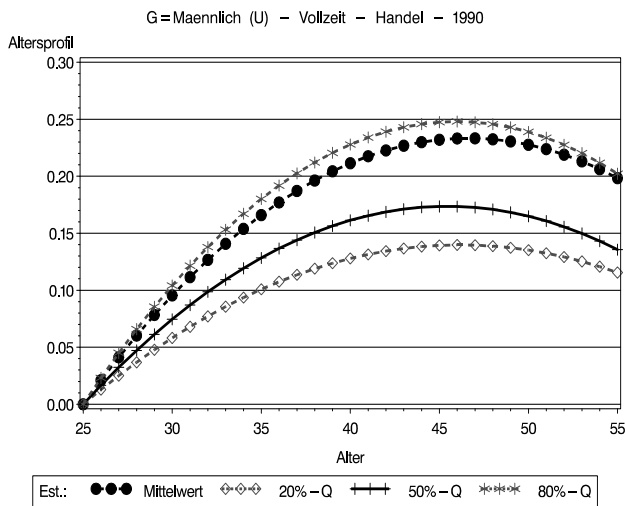
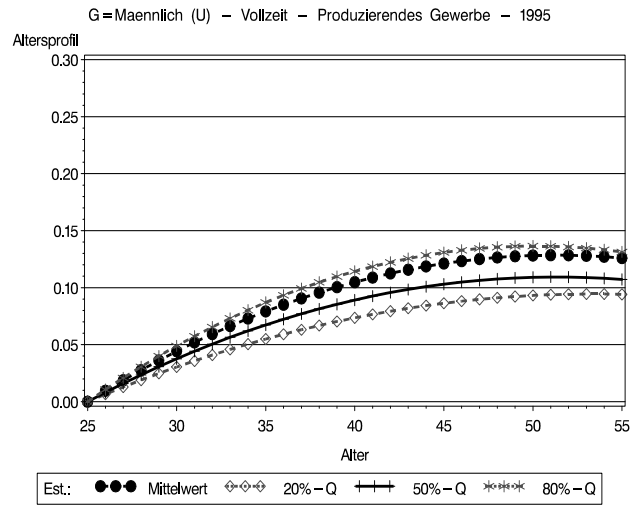
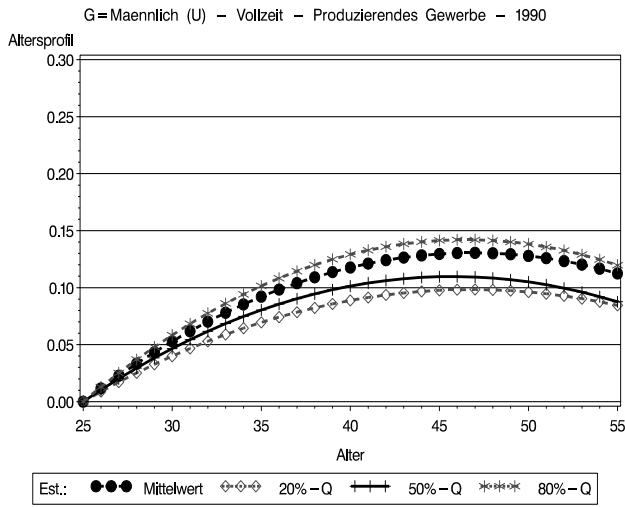


Abbildung 5: Geschätzte Altersprofile GLS 1990 und 1995 - Gruppe (U) (Fortsetzung)

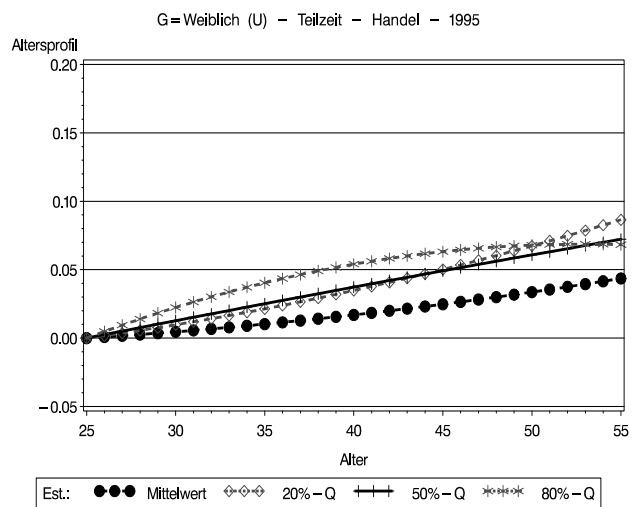
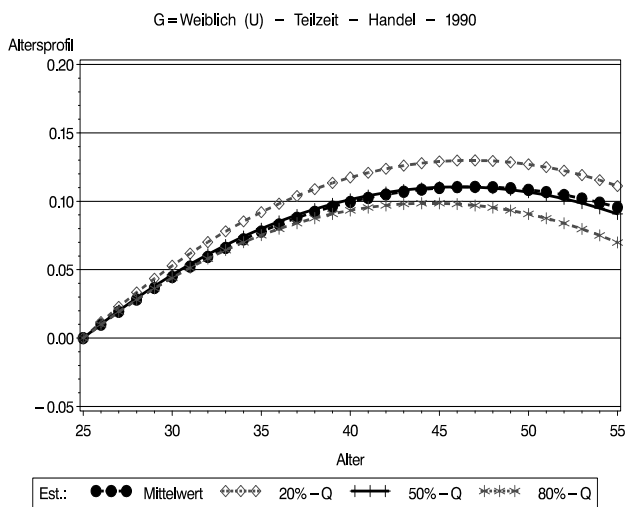
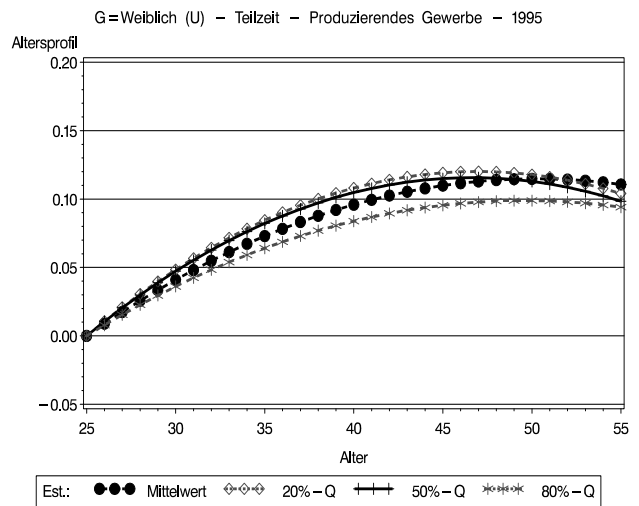
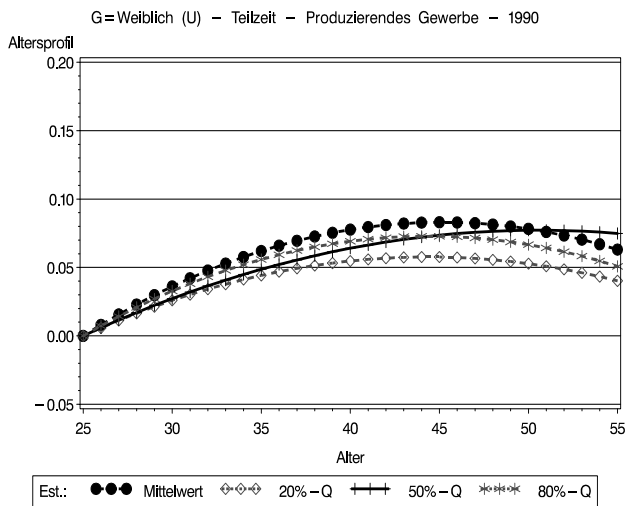
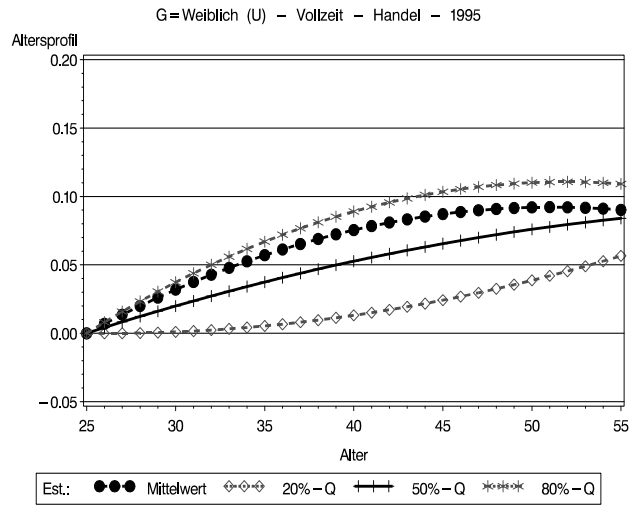
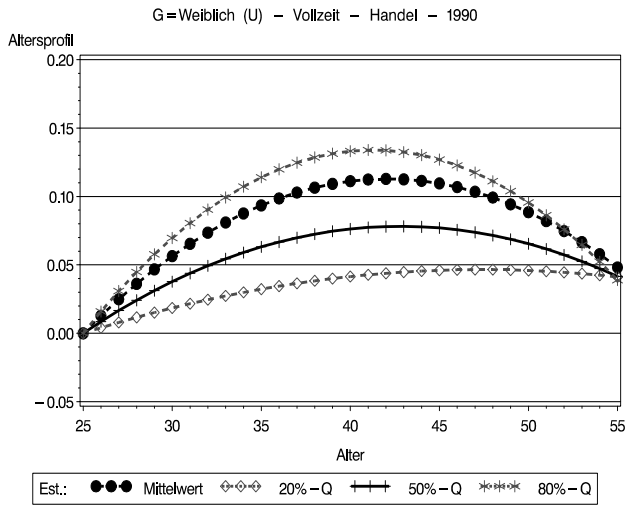


Abbildung 6: Geschätzte Altersprofile GLS 1990 und 1995 - Gruppe (M)

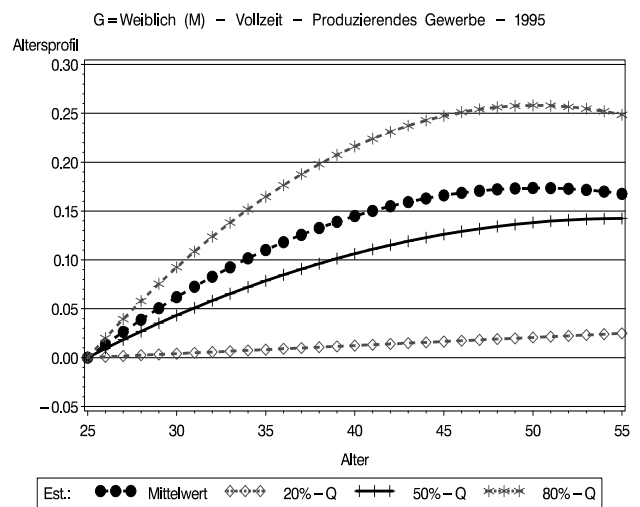
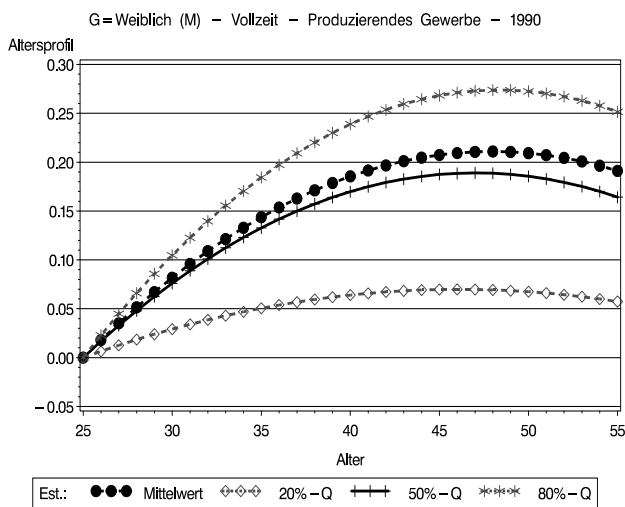
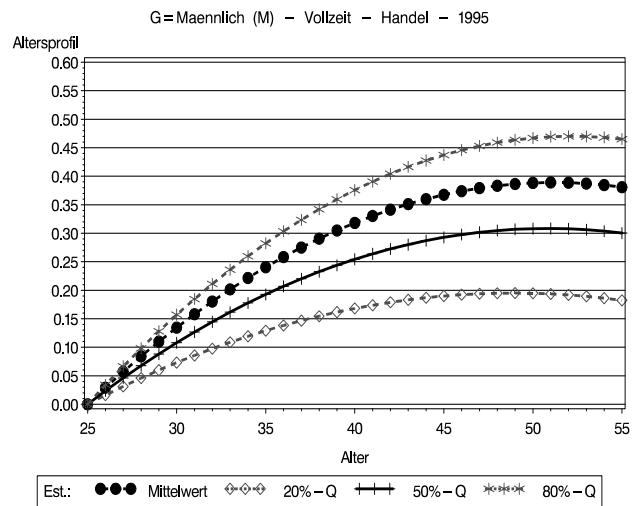
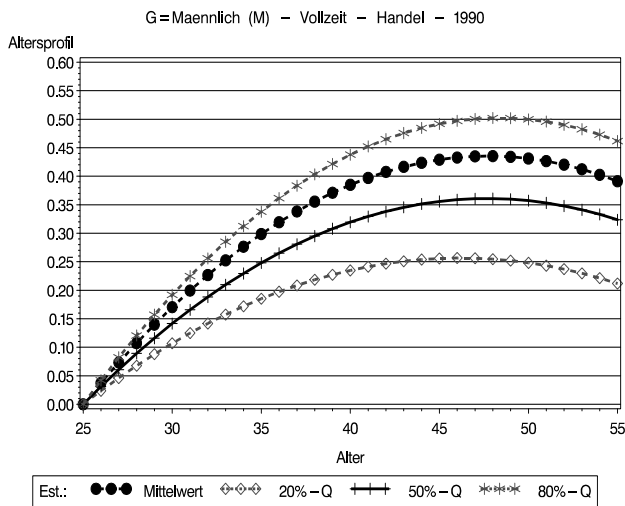
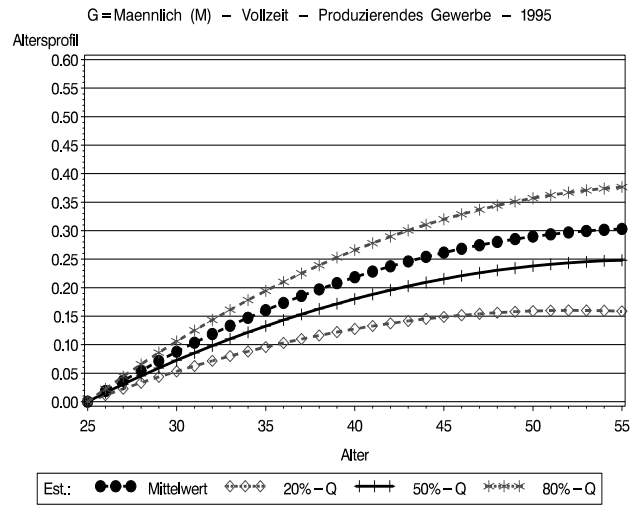
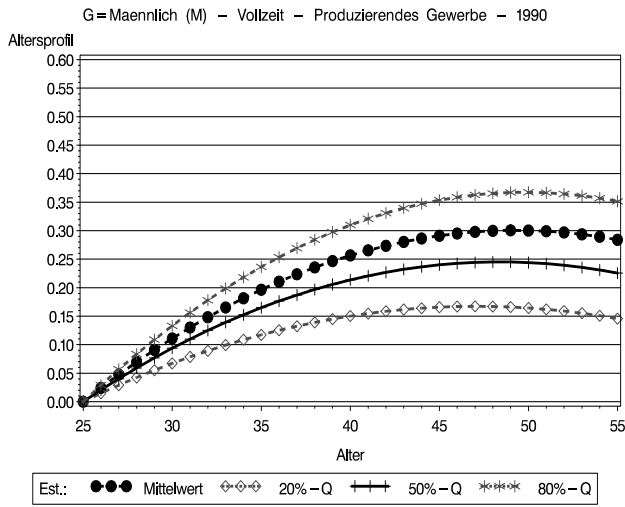


Abbildung 6: Geschätzte Altersprofile GLS 1990 und 1995 - Gruppe (M) (Fortsetzung)

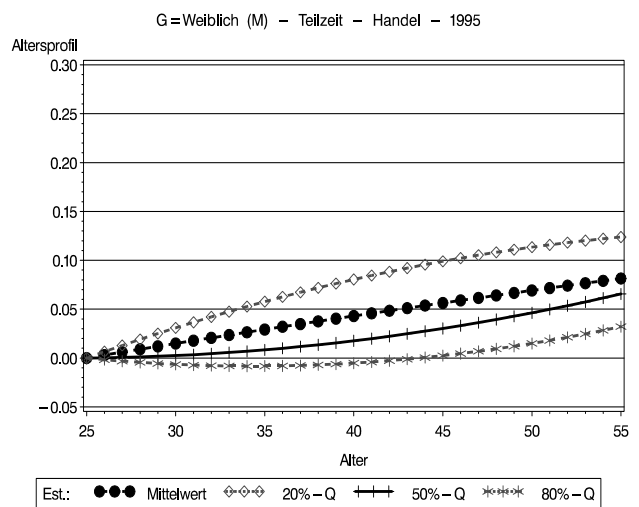
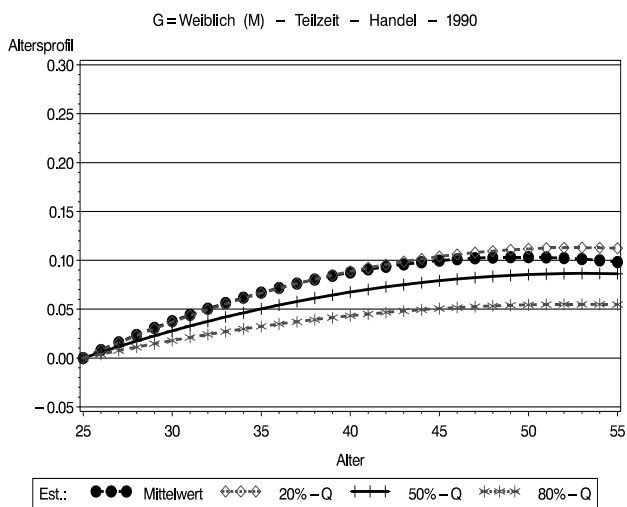
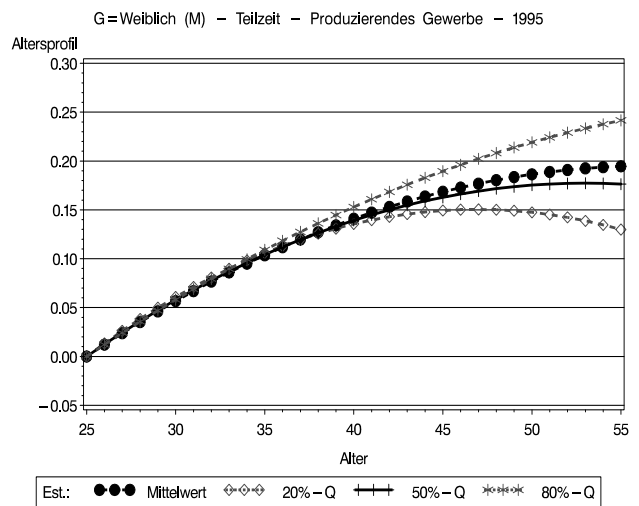
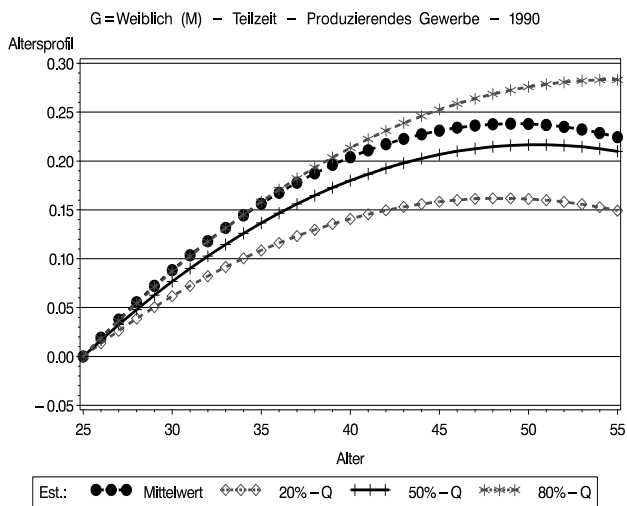
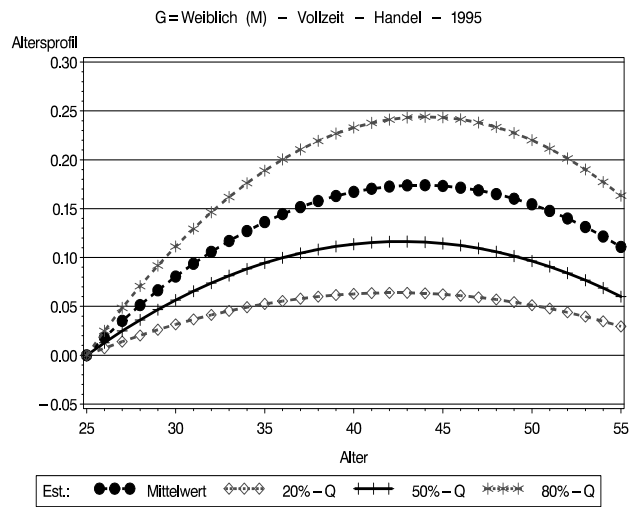
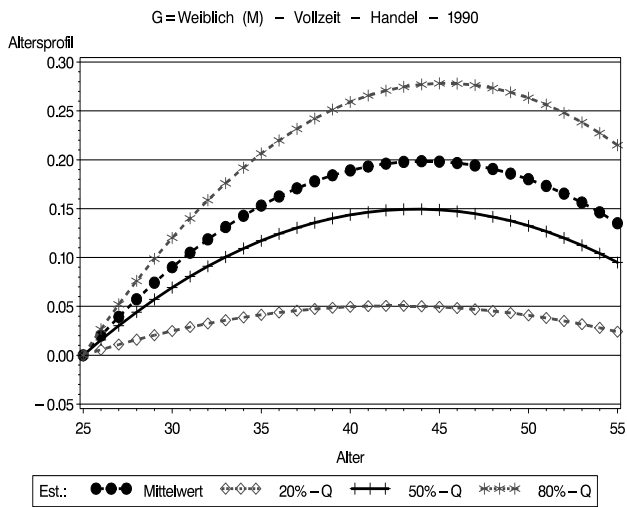


Abbildung 7: Geschätzte Altersprofile GLS 1990 und 1995 - Gruppe (H)

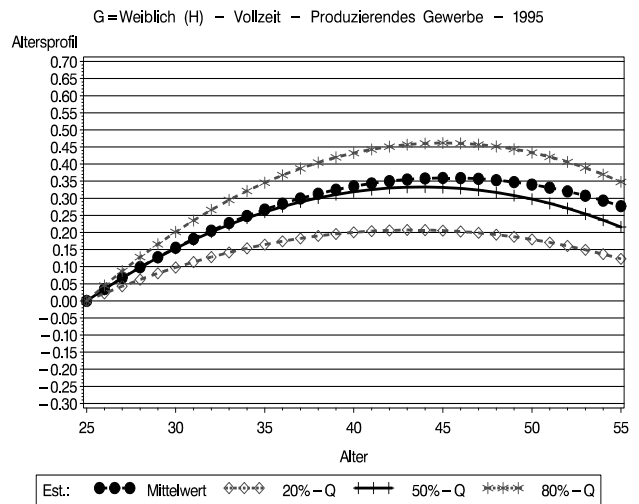
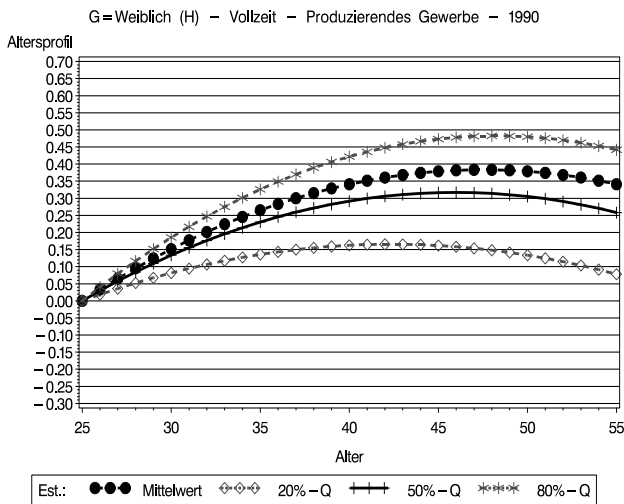
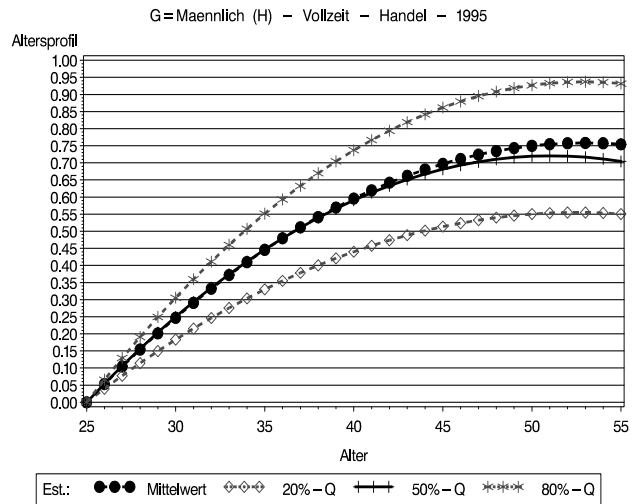
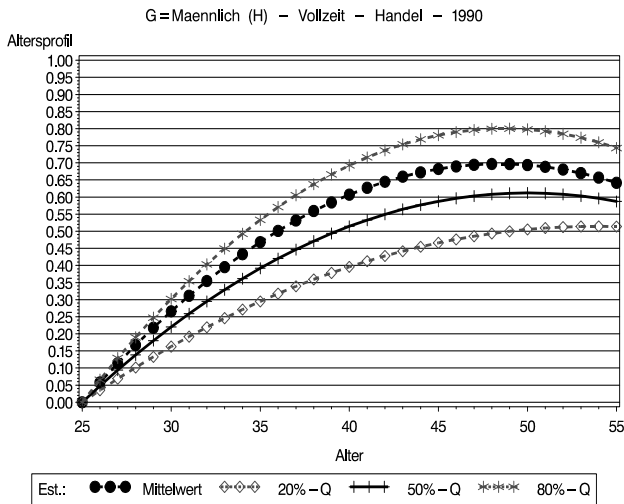
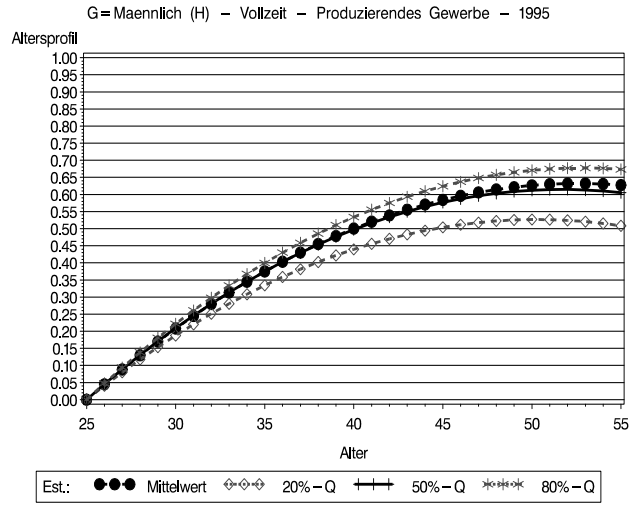
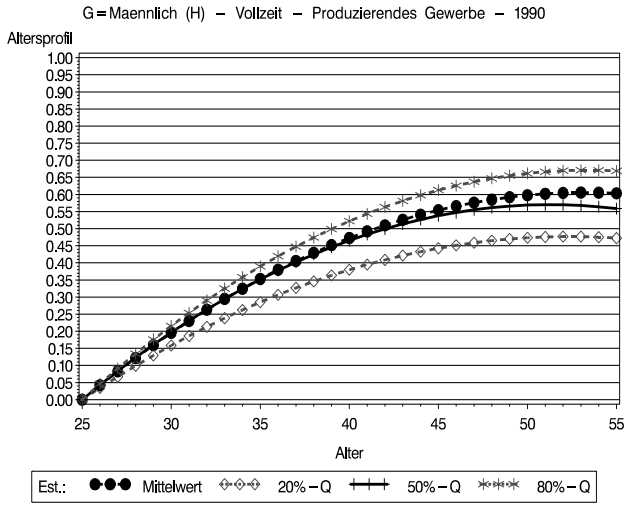


Abbildung 7: Geschätzte Altersprofile GLS 1990 und 1995 - Gruppe (H) (Fortsetzung)

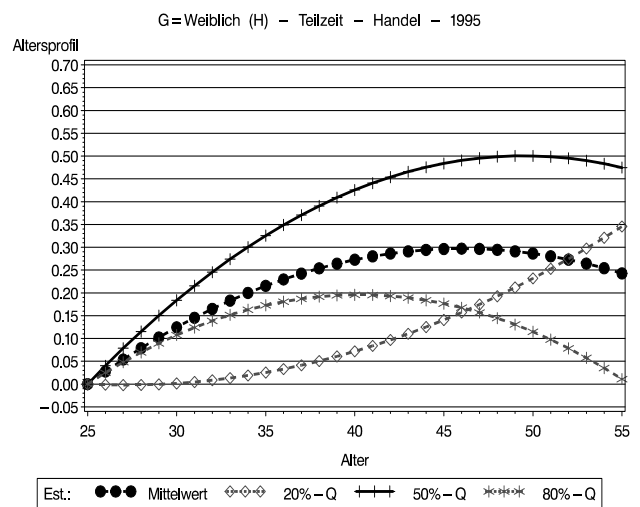
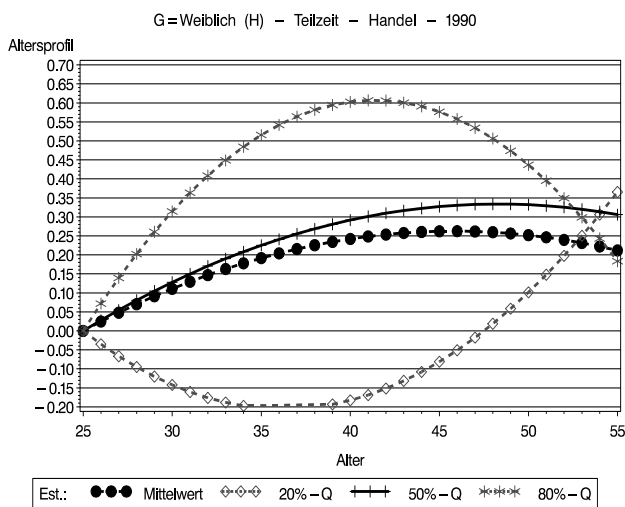
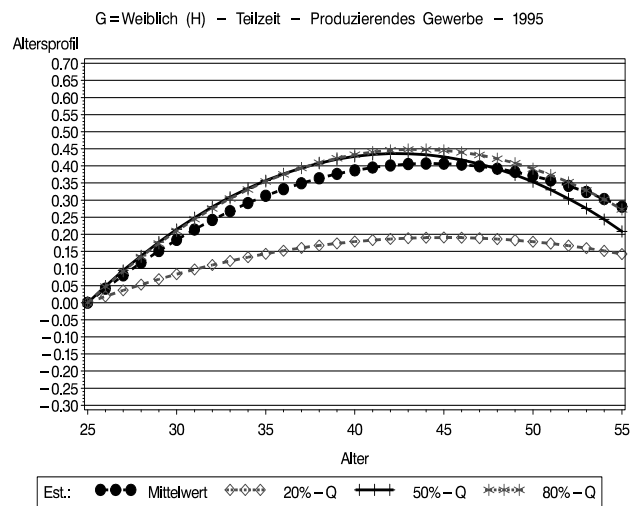
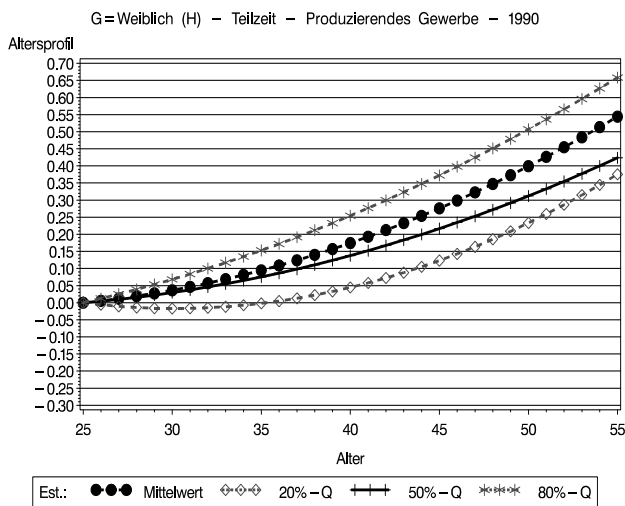
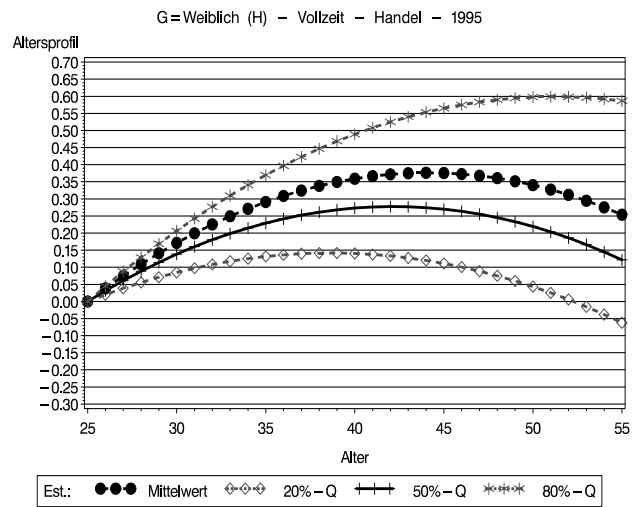
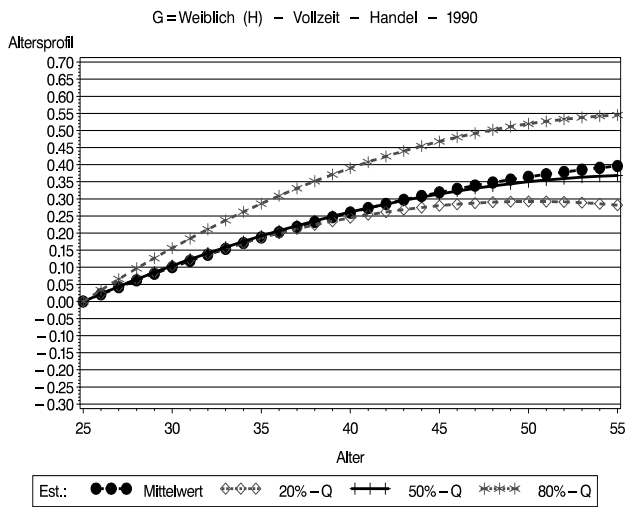


Abbildung 8: Geschätzte Altersprofile IABS 1990 und 1995 - Gruppe (U)

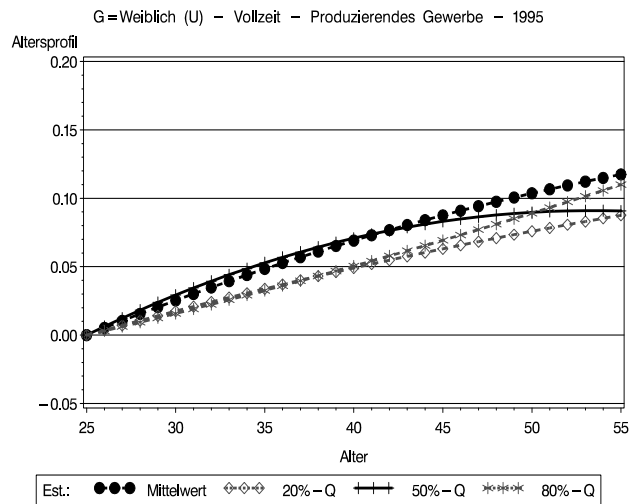
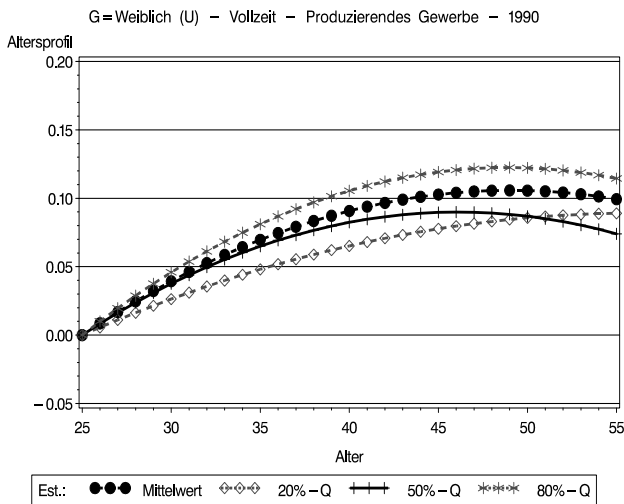
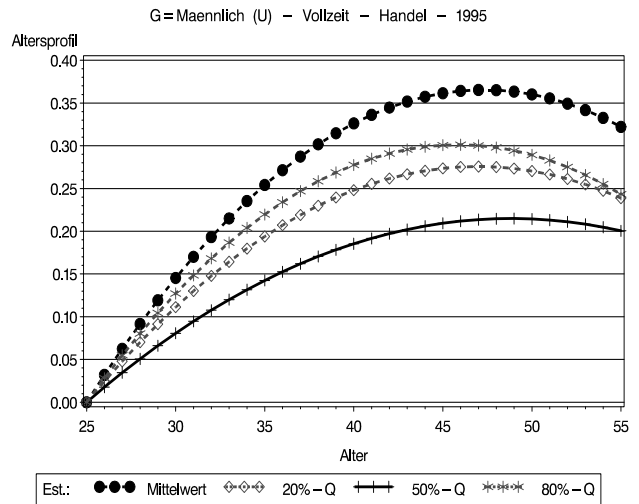
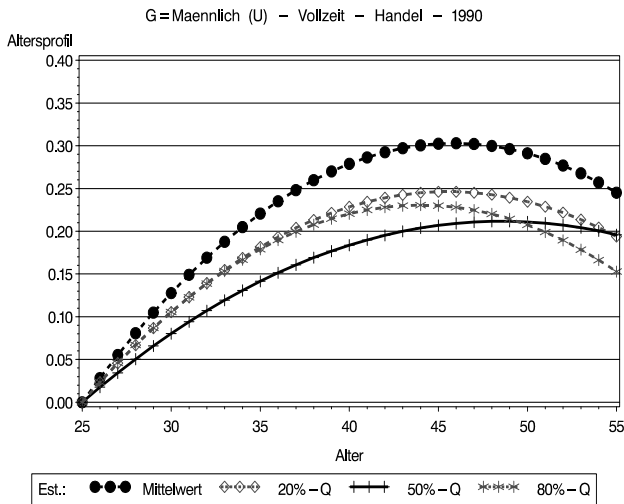
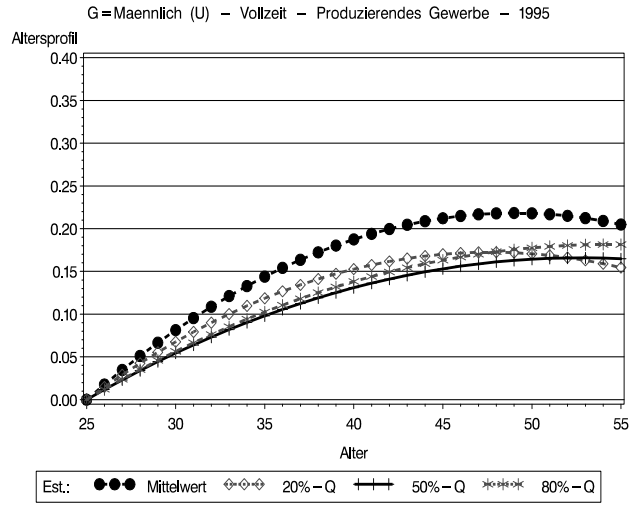
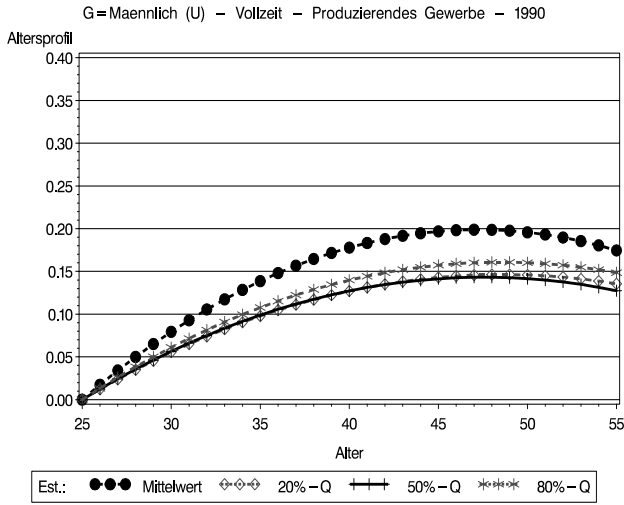


Abbildung 8: Geschätzte Altersprofile IABS 1990 und 1995 - Gruppe (U) (Fortsetzung)

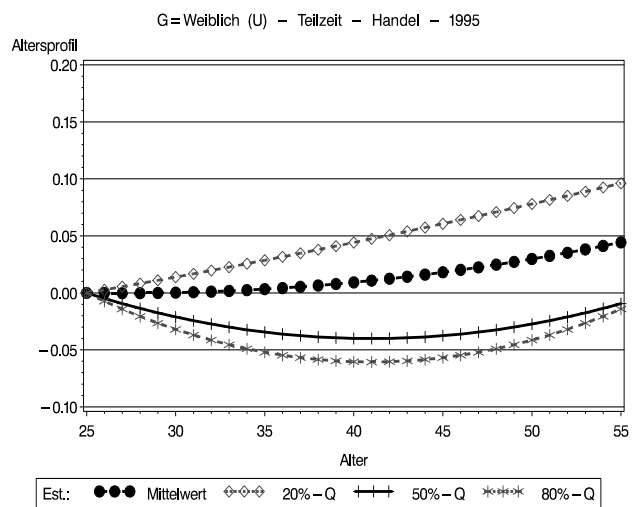
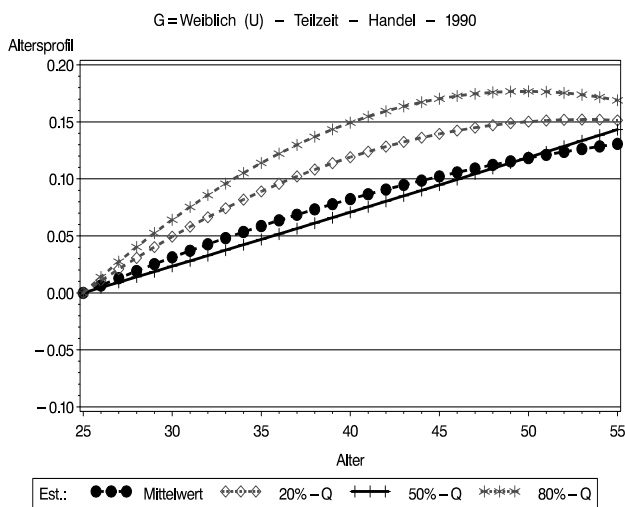
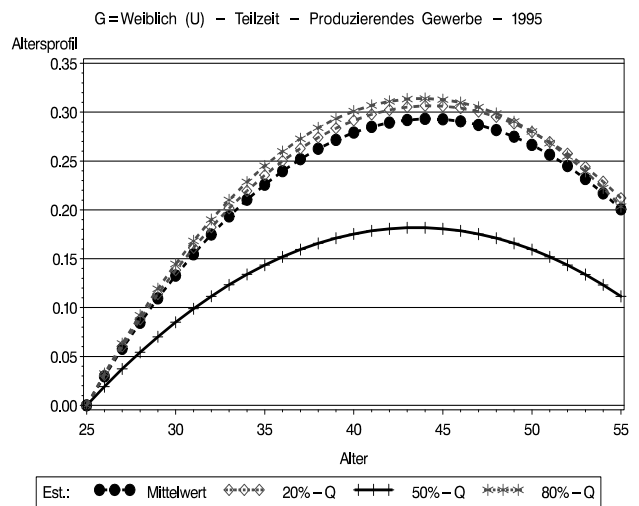
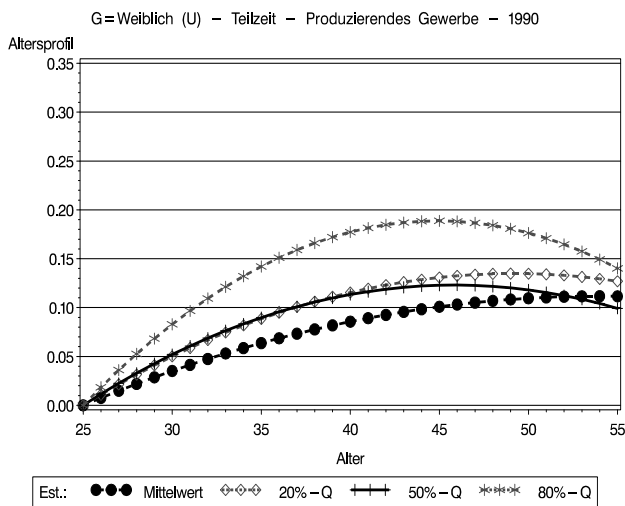
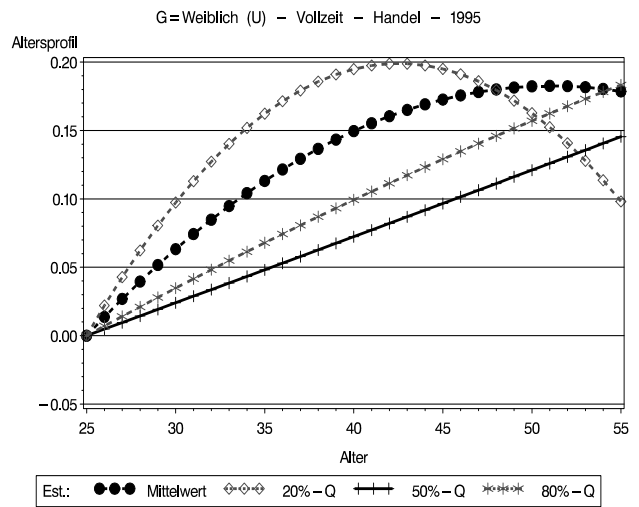
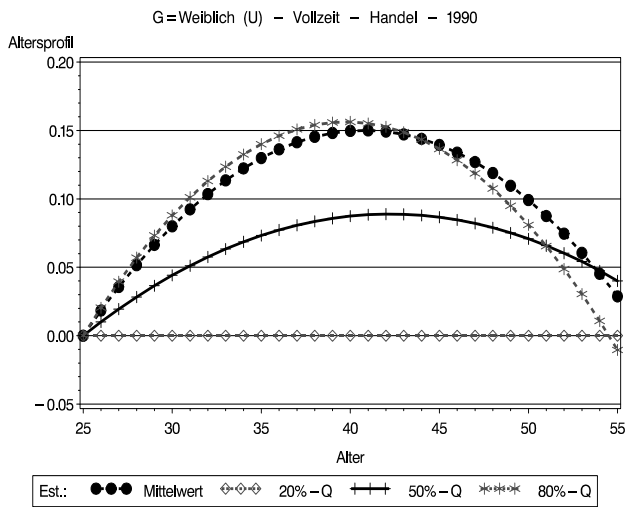




Abbildung 9: Geschätzte Altersprofile IABS 1990 und 1995 - Gruppe (M)

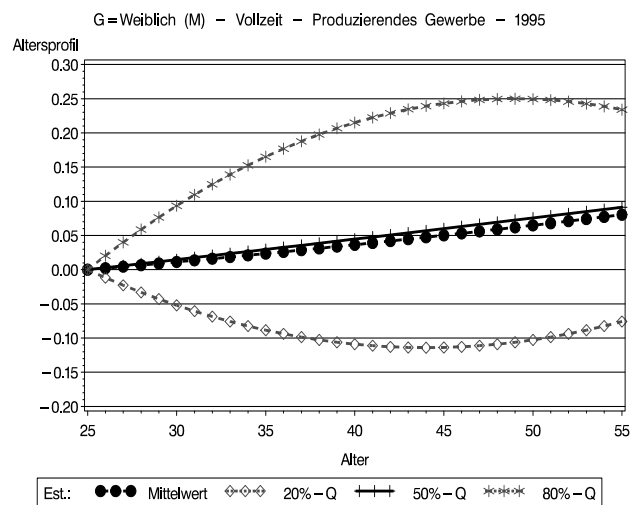
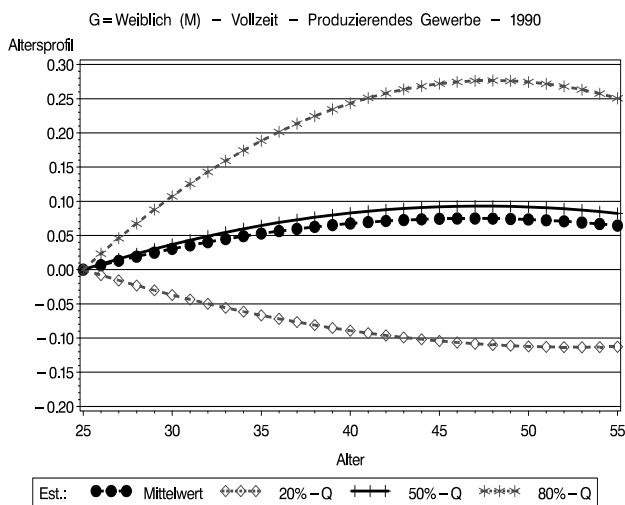
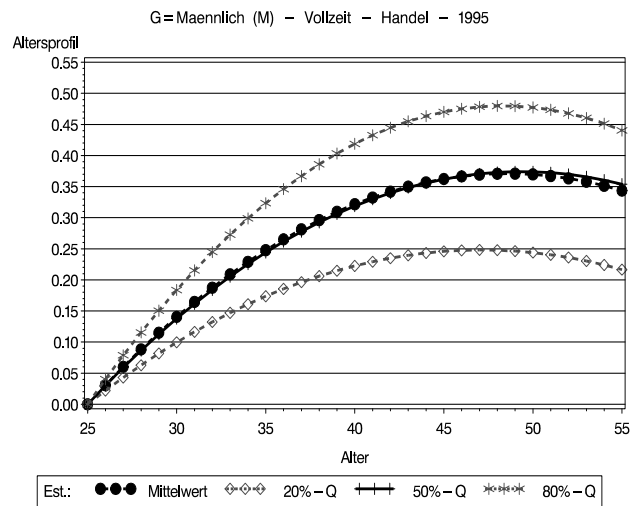
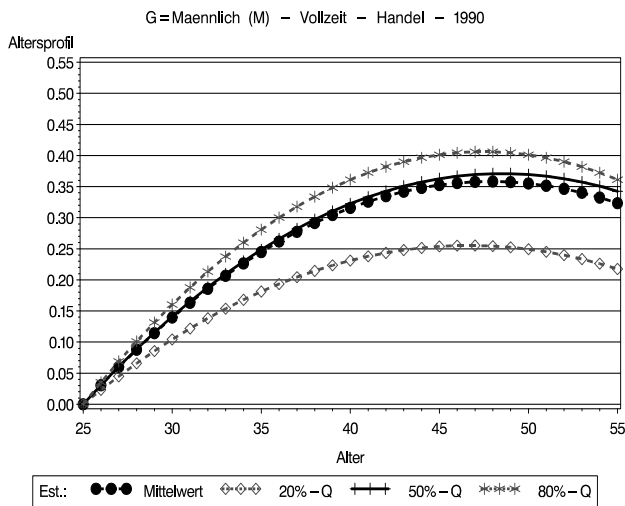
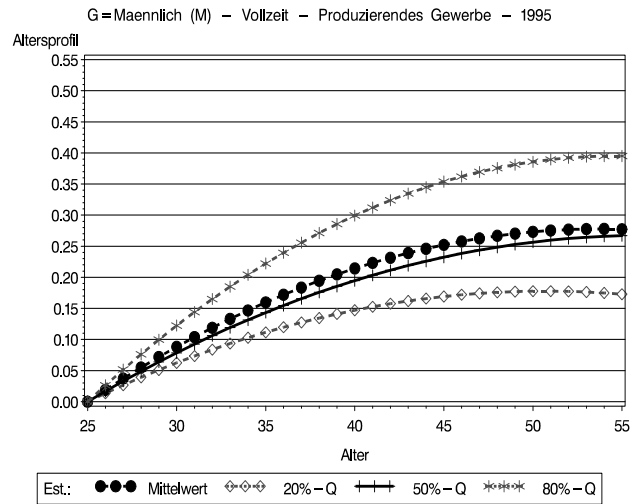
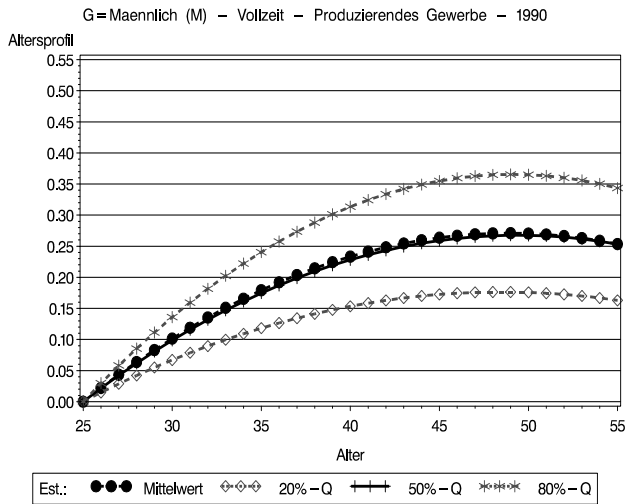


Abbildung 9: Geschätzte Altersprofile IABS 1990 und 1995 - Gruppe (M) (Fortsetzung)

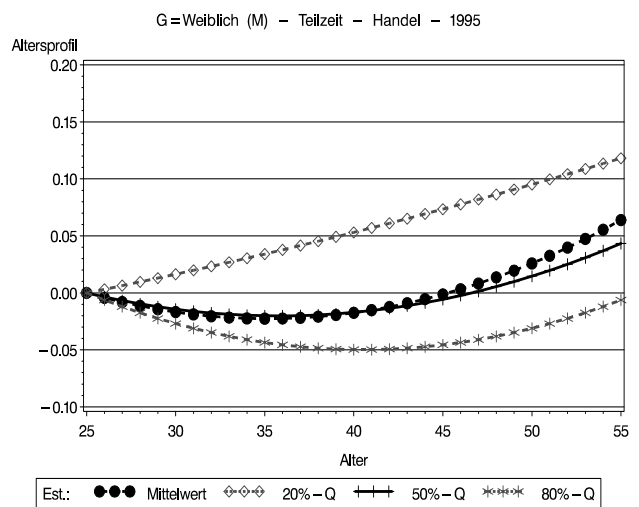
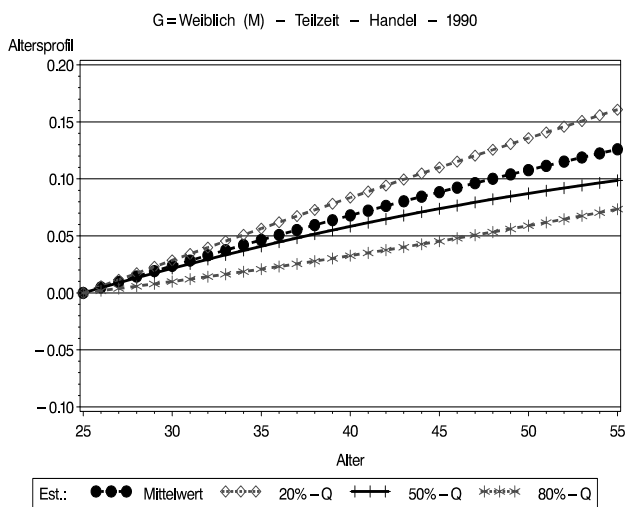
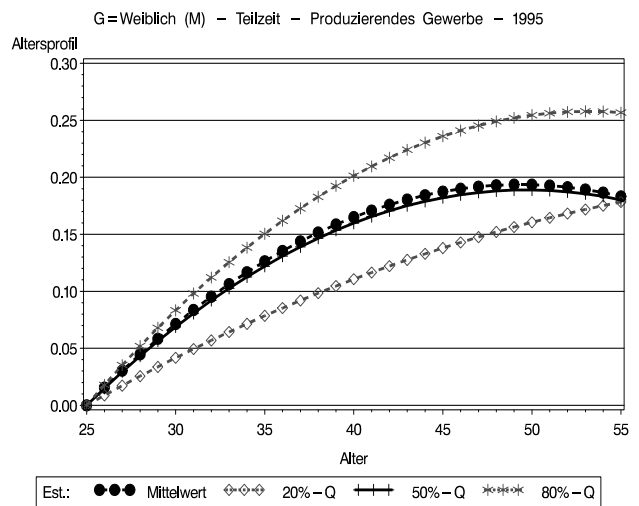
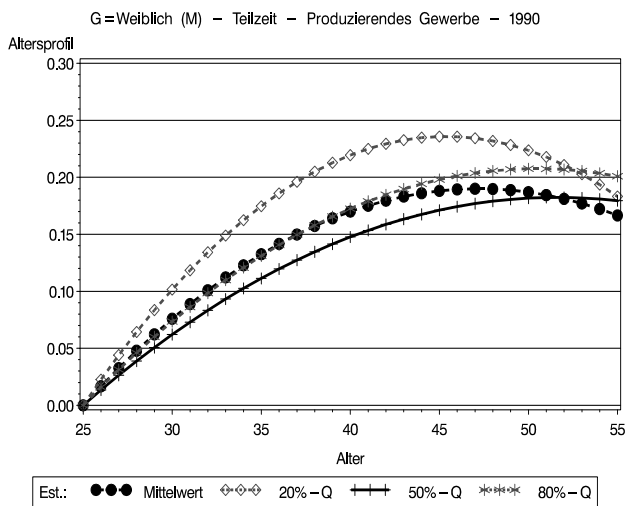
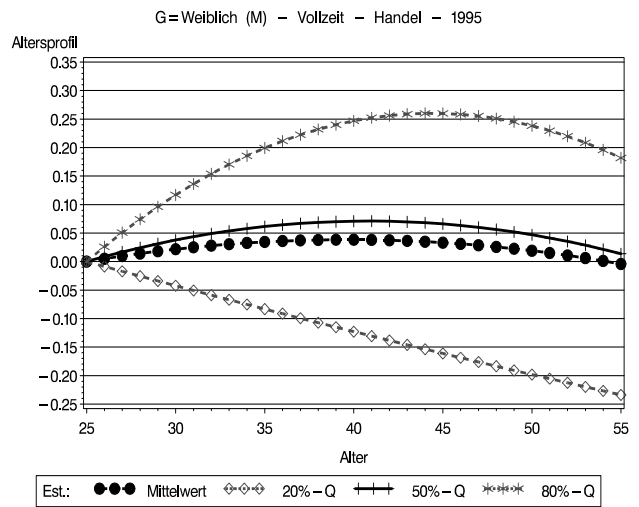
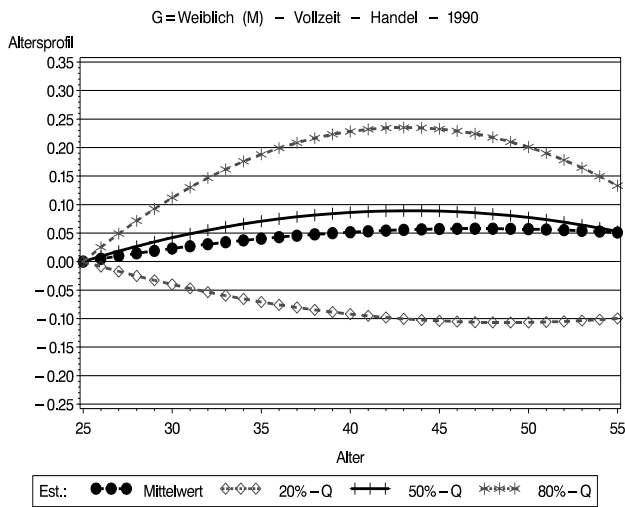


Abbildung 10: Geschätzte Altersprofile IABS 1990 und 1995 - Gruppe (H)

