

Luckert, Hilmar; Kühnlein, Christof; Knoll, Leonhard

**Article — Digitized Version**

## Kohorteneffekte auf Niveau und Entwicklung von Arbeitseinkommen im Laufe des Berufslebens: eine empirische Studie

Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung

**Provided in Cooperation with:**

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

*Suggested Citation:* Luckert, Hilmar; Kühnlein, Christof; Knoll, Leonhard (1995) : Kohorteneffekte auf Niveau und Entwicklung von Arbeitseinkommen im Laufe des Berufslebens: eine empirische Studie, Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, ISSN 0340-1707, Duncker & Humblot, Berlin, Vol. 64, Iss. 4, pp. 602-623

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/141113>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

# Kohorteneffekte auf Niveau und Entwicklung von Arbeitseinkommen im Laufe des Berufslebens — eine empirische Studie

von Hilmar Luckert, Christof Kühnlein und Leonhard Knoll\*

## Zusammenfassung

*Die vorliegende Studie schätzt den Kohorteneinfluß auf Alters-Verdienst-Profile abhängig beschäftigter Arbeitnehmer anhand von Dummy-Variablen in Verdienstfunktionen. Datenbasis für diese Regressionen sind Alters-Kalenderjahr-Matrizen, die auf der Grundlage einer vom Verband Deutscher Rentenversicherungsträger (VDR) 1990 erhobenen Versicherungskontenstichprobe ermittelt worden waren. Dabei werden zwei Modellspezifikationen untersucht. Einmal wird lediglich ein Niveaueffekt der Kohorte auf das Alters-Verdienst-Profil unterstellt, das andere Mal zusätzlich eine Interaktion mit dem Alterseinfluß. In beiden Spezifikationen ergeben sich erst für die jüngeren Kohorten Abweichungen von den vermuteten Profilverläufen, die nominal und real steigen sowie produktivitätsbereinigt in etwa gleich bleiben müßten. Die gegenläufigen Befunde beruhen z.T. auf einem datenbedingten Bias. Die nicht genau quantifizierbare verbleibende effektive Veränderung in der Verdienstentwicklung ist am ehesten mit einer Kombination aus aufgeschobenen Lohnbestandteilen einerseits und einer Umlagefinanzierung dieses Systems andererseits zu erklären. In Anbetracht der demographischen Struktur der Erwerbsbevölkerung und ihrer absehbaren Veränderungen dürften die Geburtsjahrgänge ab der Mitte der sechziger Jahre hier ebenso wie in der mit analogen Problemen kämpfenden gesetzlichen Rentenversicherung spürbare Verluste erleiden. Wie hoch diese Verluste sind und bei welchen Kohorten sie zum ersten Mal auftreten, wird erst genauer zu prognostizieren sein, wenn anhand der Ergebnisse weiterer Studien die Bedeutung der hier auftretenden statistischen Probleme geklärt sein wird.*

## 1. Einleitung

Lange Zeit galt in Beschäftigungsverhältnissen eine stete Gleichheit zwischen (Grenz-)Produktivität und Entlohnung als theoretisches Postulat und als empirische Tendenzaussage. Seit der Diskussion um zwei Arbeiten von Medoff und Abraham zu Beginn der achtziger Jahre<sup>1</sup> hat sich dieses Bild zumindest empirisch gewandelt. Die überwiegende Meinung in der Literatur geht nunmehr davon aus, daß Arbeitnehmer zunächst unterhalb und später oberhalb ihrer Produktivität entlohnt werden, ohne daß für den gesamten Arbeitsmarkt bei einer derartigen Senioritätsentlohnung im Durchschnitt das Postulat produktivitätsgerechter Entlohnung aufgegeben werden muß. Da für entsprechende „Überentlohnungen“ in Form aufgeschobener Bestandteile des Entgelts entgegen der Regelung bei betrieblichen Pensionszusagen keine Kapitaldeckungen in den Unternehmen ausgewiesen werden, muß für die Finanzierung dieses Systems implizit ein Umlageverfahren unterstellt werden, das ähnlich wie die umlagefinan-

zierte Rentenversicherung einem gravierenden demographischen Problem ausgesetzt ist. Die Struktur dieses Problems, das von den üblichen Begründungen senioritätsgeleiteter Entlohnung<sup>2</sup> meist nicht erkannt wird, ist denkbar einfach: Wenn es im Verhältnis zu Überbezahlten (Älteren) immer weniger Unterbezahlte (Jüngere) gibt, muß den ohnehin Unterbezahlten ein größerer Teil ihres Pro-

---

\* Hilmar Luckert ist beim Verband Deutscher Rentenversicherungsträger (Würzburg), Christof Kühnlein und Leonhard Knoll sind bei der Universität Würzburg (Lehrstuhl BWL IV) beschäftigt. Die Autoren danken I. Bollinger und W. Brunton (beide Universität Würzburg) für hilfreiche Anregungen.

<sup>1</sup> Medoff, Abraham (1980, 1981).

<sup>2</sup> Die bis heute bedeutendste sieht in Senioritätsentlohnung ein Mittel zur Verhinderung von Shirking; vgl. Lazear (1981). Weniger verbreitete Erklärungsansätze sehen derartige Alters-Verdienst-Profile z.B. als Instrumente zur Selbstselektion „guter“ Arbeitnehmer, zu paretooptimaler Risikoteilung oder zur Möglichkeit intertemporaler Konsumverlagerung; vgl. Knoll (1995), S. 134-181.

duktivitätsbeitrags vorenthalten werden, um den Überbezahlten eine neutrale Entlohnung über das gesamte Berufsleben zu ermöglichen. Daß diese Anpassungen des intertemporalen Arrangements bei der herrschenden demographischen Entwicklung kaum dauerhaft durchzuhalten sein werden, ist plausibel, und somit erscheint es interessant, ob sich bereits aus heute verfügbaren Daten entsprechende Veränderungen für das Alters-Verdienst-Profil der jüngeren Arbeitnehmer abzeichnen.

Geht man zu diesem Zweck empirisch der Frage nach, welchen Einfluß die Kohortenzugehörigkeit<sup>3</sup> auf die Verdienste von Arbeitnehmern im Laufe ihres Berufslebens hat, wird man zunächst mit der Schwierigkeit konfrontiert, daß Entgelt Daten über einen so langen Zeitraum bis auf wenige Ausnahmen<sup>4</sup> noch nicht zur Verfügung stehen. Somit muß für den Vergleich von Profilen jüngerer und noch im Berufsleben stehender Kohorten auf ein ökonomisches Konstrukt zurückgegriffen werden, mit dem fehlende Alters-Verdienst-Jahre methodisch möglichst konsistent ergänzt werden. Glücklicherweise findet man gerade im Rahmen der empirischen Forschung zu Alters-Verdienst-Profilen hier mit der sogenannten „Verdienstfunktion“ ein bislang äußerst erfolgreiches<sup>5</sup> Konzept, das im vorliegenden Fall trotz datenbedingter Spezifikationsänderungen eine geeignete methodische Basis bietet.

Eine grundlegende Frage für die Bestimmung des Kohorteneinflusses ist schließlich die Festlegung eines geeigneten Maßstabs; denn die in der Regel nominal ausgewiesenen Lohn- bzw. Gehaltsdaten bieten im Zeitverlauf keinen hinreichenden Vergleich unter Wohlfahrts- oder Effizienzgesichtspunkten. Geht man davon aus, daß unbeschadet einer möglichen Senioritätentlohnung über den gesamten Arbeitsmarkt im Durchschnitt gemäß der Grenzproduktivität entlohnt wird (s.o.), so müssen die Verdienstwerte um allgemeine Änderungen des Preisniveaus und der Arbeitsproduktivität (beides im folgenden „Periodeneffekte“ genannt) bereinigt werden, um Alters- und Kohorteneffekte unverzerrt schätzen zu können.

Die vorliegende Studie versucht, im Bewußtsein der angesprochenen empirischen Probleme, den Kohorteneinfluß auf Alters-Verdienst-Profile in Westdeutschland von 1950 bis 1990 zu schätzen. Die Datenbasis und die verwendete Methodik werden im folgenden Kapitel 2 vorgestellt. Anhand der berechneten Regressionsergebnisse, die in Kapitel 3 diskutiert werden, soll unter anderem Aufschluß über die Bedeutung der Eingangsthese gewonnen werden, ob für die jüngeren Kohorten wegen der Verbreitung einer umlagefinanzierten Senioritätentlohnung und der demographischen Entwicklung langfristig Einbußen bei ihren Arbeitseinkommen drohen. Kapitel 4 fordert abschließend sowohl eine Änderung der gängigen Entlohnungsstruktur als auch weitere empirische Arbeiten in diesem Bereich, weil die datenbedingten Probleme der vorliegenden Studie hinsichtlich ihrer Wirkung auf die erzielten Ergebnisse nicht hinreichend genau abgeschätzt werden können.

## 2. Datenbasis und Methodik der vorliegenden Untersuchung

Die grundsätzliche Idee der vorliegenden Arbeit besteht in der Verbindung einer für Alters-Verdienst-Profile konventionellen Analyseverfahren mit einer sehr umfangreichen Datenbasis, die beide nachfolgend unter besonderer Betonung der untersuchungszielabhängigen Adjustierungen vorgestellt werden sollen.

### 2.1 Datenbasis

Die nachfolgenden empirischen Auswertungen wurden auf der Basis einer vom Verband Deutscher Rentenversicherungsträger zum 31.12.1990 erhobenen Versicherungskontenstichprobe durchgeführt, basieren also auf sogenannten prozeßinduzierten<sup>6</sup> Daten. Diese Stichprobe umfaßt mehr als eine halbe Million Versicherte der Geburtsjahrgänge 1923 bis 1975 — soweit noch keine Rente aus eigener Versicherung bezogen wird — jeweils mit der gesamten Versicherungsbiographie. Insbesondere gehen aus dem Datenmaterial die Zeiten der versicherungspflichtigen Beschäftigung und die versicherten Entgelte der genannten Population in den Kalenderjahren 1950 bis 1990 hervor.

Ausgangspunkt der Studie waren auf der Grundlage dieser Stichprobe vom Verband Deutscher Rentenversicherungsträger erstellte Alters-Kalenderjahr-Matrizen, deren Felder die über die Besetzungszahlen gemittelten durchschnittlichen Entgelte der in den jeweiligen Kalenderjahren mindestens 11 Monate versicherungspflichtig beschäftigten Arbeitnehmer ausweisen (vgl. Abbildung 1).

Die Vorteile dieser Datenquelle liegen insbesondere in der Länge des betrachteten Zeitraums und der Zuverlässigkeit der Angaben. Zu bedenken ist auch, daß der größte Teil aller Arbeitnehmer sozialversicherungspflichtig ist und somit von der Erhebung erfaßt wird<sup>7</sup>.

<sup>3</sup> Unter Kohorte ist eine Gruppe von Personen zu verstehen, die alle ein gemeinsames Merkmal aufweisen. Das übliche und auch hier verwendete Merkmal ist die Geburt in demselben Kalenderjahr.

<sup>4</sup> Vgl. erstmals Wagner (1982, S. 56 ff.), der Daten aus dem Rentenzugang 1981 der BfA benutzte und eine einfache Auswertung aus dem Rentenzugang 1979 der LVA Westfalen darstellt. Weiterhin sind insbesondere die SSF- und die ASK-Stichprobe der deutschen Rentenversicherungsträger interessant. Neben Daten der Rentenversicherungsträger stehen für einige Kohorten noch Interviewdaten aus dem Teilprojekt „Lebensverläufe und Wohlfahrtsentwicklung“ des DFG-Sonderforschungsbereichs 3 (Mikroanalytische Grundlagen der Gesellschaftspolitik) und des Max-Planck-Instituts für Bildungsforschung in Berlin zur Verfügung; vgl. Mayer (1984) und Blossfeld (1987). Für die Zukunft wird hier auch das Sozio-ökonomische Panel (SOEP) wichtige Daten liefern, bei dem 1995 für Westdeutschland mittlerweile bereits die zwölfte Welle seit 1984 erhoben wird.

<sup>5</sup> Becker (1992, S. 12) spricht in diesem Zusammenhang von „probably the most common empirical regression in economics“.

<sup>6</sup> Vgl. Schmähl, Göbel (1983), S.127.

<sup>7</sup> Vgl. ebd., S. 128 f.

## Struktur der vom VDR zur Verfügung gestellten Alters-Kalenderjahr-Matrizen

Kalenderjahr\Alter	14	15	...	A	...	66	67
1950	$V_{1950/14}$	$V_{1950/15}$	...	$V_{1950/A}$	...	...	...
1951	$V_{1951/14}$	$V_{1951/15}$	...	$V_{1951/A}$	...	...	...
...	...	...	...	...	...	...	...
t	$V_{t/14}$	$V_{t/15}$	...	$V_{t/A}$	...	$V_{t/66}$	$V_{t/67}$
...	...	...	...	...	...	...	...
1989	$V_{1989/14}$	$V_{1989/15}$	...	$V_{1989/A}$	...	$V_{1989/66}$	$V_{1989/67}$
1990	$V_{1990/14}$	$V_{1990/15}$	...	$V_{1990/A}$	...	$V_{1990/66}$	$V_{1990/67}$

Legende:  $V_{t/A}$  = Durchschnittlicher Jahresverdienst eines A-jährigen Arbeitnehmers im Kalenderjahr t.

Demgegenüber steht als Nachteil für eine Nutzung außerhalb der Rentenversicherung — soweit überhaupt zugänglich —, daß die Datenmerkmale speziell auf die Bedürfnisse und die Verfügbarkeit der Rentenversicherungsträger abgestimmt sind. Eine beträchtliche Anzahl wissenschaftlich interessanter Variablen kann nicht berücksichtigt werden<sup>8</sup>. Der in bezug auf die vorgenommene Auswertung relevante Informationsgehalt des Datenmaterials beschränkte sich auf die Größen Bruttoverdienst, Alter, Geburtsjahr, Versicherungszweig am 31.12.1990 und Besetzungszahlen in den jeweiligen Kalenderjahren. Freilich bleiben Lohnanteile oberhalb der Beitragsbemessungsgrenze unerfaßt, was für Männer in der Angestelltenversicherung durchaus relevant ist<sup>9</sup>. Trotz des hohen Ausschöpfungsgrades der Erwerbstätigen durch die sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten stellt vor allem das Fehlen von Selbständigen und Beamten eine wesentliche Einschränkung dar.

## 2.2 Methodische Vorgehensweise

Zunächst schien es angebracht, das in Matrizenform vorliegende Datenmaterial um Randbereiche des Lebensalters zu reduzieren, um einerseits möglichen Verzerrungen der Untersuchungsergebnisse aufgrund niedriger Besetzungszahlen vorzubeugen<sup>10</sup> und andererseits die Durchführbarkeit einer Weiterverarbeitung der Daten zu erleichtern. Die Anzahl der verschiedenen Altersstufen pro Kalenderjahr verringerte sich somit von ursprünglich 53 (die 15- bis 67jährigen) auf 40 (die 20- bis 59jährigen)<sup>11</sup>.

Im nächsten Schritt wurden drei verschiedene Bereinigungsverfahren durchgeführt, um bestimmte Einflußgrößen, die die Untersuchungsergebnisse verzerren könnten, zu eliminieren. Diese Verfahren werden in Abschnitt 2.2.2 näher beschrieben.

Die so modifizierten Matrizen für die Gesamtstichprobe sowie nach Versicherungszweig bzw. Geschlecht getrennte Schichtungen wurden schließlich regressionsanalytisch in zwei verschiedenen Modellspezifikationen jeweils für alle Bereinigungsstufen untersucht. Die eine unterstellte einen reinen Niveaueffekt der Kohorte auf das Alters-Verdienst-Profil und die andere zusätzlich einen Effekt hinsichtlich der Steilheit des Profils. Dabei wurden durchweg Kleinst-Quadrate-Schätzungen (OLS) durchgeführt.

### 2.2.1 Kohortenklassifikation

Im Rahmen der Untersuchungen wurden die vorhandenen Daten nach Geburtskohorten<sup>12</sup> gegliedert. Dabei wurden 48 Kohorten der Geburtsjahrgänge 1923-70 unterschieden<sup>13</sup>.

Im weiteren Verlauf dieser Arbeit wird als Kohorte 1 die Kohorte der 1950 27jährigen, also der Geburtsjahrgang

<sup>8</sup> Vgl. Zurbrügg (1990), S. 26.

<sup>9</sup> Vgl. Schmähl, Göbel (1983), S. 129.

<sup>10</sup> Am deutlichsten wird diese Gefahr in den ersten Kalenderjahren, wo nur für jüngere Arbeitnehmer Verdienstdaten vorhanden sind (vgl. FN 13). Die Zahl der unberücksichtigten Altersstufen verringert sich kontinuierlich bis ins Jahr 1981, in dem dann Informationen für das gesamte Berufsleben vorliegen.

<sup>11</sup> Die hier getroffene Altersaussage bezieht sich auf den Erhebungsstichtag 31.12.1990.

<sup>12</sup> Vgl. zum Begriff FN 3.

<sup>13</sup> In den vom VDR zur Verfügung gestellten Daten existieren für das Kalenderjahr 1950 nur Einträge ab der 27. Altersstufe, für 1951 ab der 28., für 1952 ab der 29. usw. Der älteste Geburtsjahrgang entspricht somit 1950-27 = 1923. Analog ermittelt man den jüngsten Geburtsjahrgang als den der 1990 20jährigen (1990-20 = 1970).

1923, bezeichnet. Dem entsprechend symbolisiert Kohorte 2 den Geburtsjahrgang 1924, Kohorte 3 den Geburtsjahrgang 1925 usw. bis hin zu Kohorte 48, die für den Jahrgang 1970 steht.

### 2.2.2 Bereinigungsfaktoren

Um dem in der Einleitung beschriebenen „Maßstabsproblem“ gerecht zu werden, wurden verschiedene Bereinigungen durchgeführt, mit deren Hilfe allgemeine Änderungen des Preisniveaus und der Arbeitsproduktivität eliminiert werden können.

Um die für die effektiven Wohlstandsveränderungen der Arbeitnehmer wichtige Entwicklung der Reallöhne zu erhalten, wurden in der ersten Variante die durchschnittlichen Entgelte mit der jährlichen Veränderungsrate des Preisindex für die Lebenshaltung nach den Angaben des Statistischen Bundesamtes<sup>14</sup> auf das Basisjahr 1950 abgezinst. Die resultierenden Werte beinhalten dann den realen Wachstumstrend, der allgemeine Steigerungen der Arbeitsproduktivität widerspiegelt.

Zur genaueren Bestimmung von Alters- und Kohorteneffekten mußten allerdings auch noch diese Steigerungen eliminiert werden. Dies geschah in zwei Varianten. Zum einen wurde analog zur Inflationsbereinigung eine Diskontierung vorgenommen, diesmal jedoch unter Berücksichtigung der multiplikativen Wirkung von Inflations- und Produktivitätsveränderungen<sup>15</sup>. Zum anderen wurde eine stichprobenimmanente Bereinigung vorgenommen, indem die durchschnittlichen Verdienste des untersuchten Jahres durch die durchschnittlichen Verdienste des Ausgangsjahrs 1950 dividiert wurden. Der entsprechende Korrekturfaktor hatte für ein beliebiges Jahr  $t$  die folgende Form:

$$\varphi_t = \frac{\phi V_t}{\phi V_{1950}} \quad \text{mit} \quad \phi V_t = \frac{\sum_{A=20}^{59} B_{tA} V_{tA}}{\sum_{A=20}^{59} B_{tA}},$$

wobei  $\phi V_t$  = Durchschnittsverdienst im Jahr  $t$ ,

$B_{tA}$  = Besetzungszahl der Altersstufe  $A$  im Jahr  $t$ ,

$V_{tA}$  = Durchschnittsverdienst der Altersstufe  $A$  im Jahr  $t$ .

Obwohl dieses Verfahren, das methodisch einige Berührungspunkte zum Konzept der „relativen Lohnposition“<sup>16</sup> aufweist, wegen des Fehlens externen „Rauschens“ zunächst gegenüber der ersten Variante präferabel erscheint, konnte es wegen des Problems teilweise fehlender Besetzungszahlen<sup>17</sup> keine ausschließliche Verwendung finden. Die Zusammenschau der Ergebnisse, die die Regressionen mit Daten der beiden Bereinigungsverfahren liefern, dürfte demgegenüber aber qualitativ durchaus stabile Aussagen zulassen.

### 2.2.3 Modellspezifikationen

Ausgangspunkt für die Modellbildung stellte das Konzept der aus der Humankapitaltheorie abgeleiteten Ver-

dienstfunktion dar, weil, wie in der Einleitung erwähnt, bei zu wenigen Kohorten durchgängige Entgeltziffern für das gesamte Berufsleben zur Verfügung standen. Diese Regressionsgleichung lautet in der Standardformulierung von Mincer (1974):

$$(G1) \quad \ln V = \alpha_0 + \alpha_1 S + \alpha_2 T + \alpha_3 T^2,$$

wobei  $\ln$  für den natürlichen Logarithmus,  $S$  für die Jahre der schulischen Ausbildung und  $T$  für die Zeit auf dem Arbeitsmarkt steht<sup>18</sup>.

Obwohl mittlerweile viele empirische wie methodische Kritikpunkte<sup>19</sup> und Modifikationen dieser Gleichung aufgetreten sind, wurde diese Formulierung als Basis für die weiteren Überlegungen übernommen, da sie einerseits nach wie vor als einzige eine aus einem allgemeinen Kalkültheoretisch abgeleitete Struktur aufweist<sup>20</sup> und andererseits historisch die meisten vergleichbaren Untersuchungen mit ihr durchgeführt wurden.

Dies ist vor allem deshalb von Bedeutung, weil das vorliegende Datenmaterial selbst für diese relativ bescheidene ökonometrische Spezifikation noch nicht direkt geeignet erscheint. So existieren in den Matrizen weder über  $S$  noch über  $T$  Informationen. Allerdings lassen einige zusätzliche Überlegungen diese Defizite in ihrer Wirkung nicht allzu dramatisch erscheinen.

Mit dem Eintritt ins Berufsleben ist die Phase der Schulbildung abgeschlossen. Die Variable  $S$  bleibt somit für ein Individuum über die gesamte Verdienstphase hinweg konstant. Innerhalb einer Kohorte, in der sich die Zusammensetzung im Zeitablauf als approximativ konstant erweist, wird demzufolge die mittlere Schulbildung ebenso konstant bleiben. Setzt man nun ein nicht wesentlich differierendes Schulbildungsniveau über alle Kohorten hinweg voraus, so bleibt  $S$  im obigen Ausdruck konstant und sein Einfluß kann  $\beta_0$  in miteinbezogen werden<sup>21</sup>. In Anbetracht der Bildungsexpansion in den letzten Dekaden mag dieses Vorgehen durchaus problematisch erscheinen. Hinsichtlich der Aufdeckung vermuteter Wirkungen der umlagefinanzierten Senioritätsentlohnung für die jüngeren Arbeitnehmer<sup>22</sup> wirkt es aber durchaus „konservativ“. Da die bessere Ausbildung der jüngeren Kohorten tendenziell zu höheren Arbeitseinkünften führen müßte, wird der Kohorteneinfluß bei ihnen c.p. zu günstig dargestellt. Werden

<sup>14</sup> Entnommen aus: Dresdner Bank (Hrsg.) (1993).

<sup>15</sup> Als Quelle für letztere wurde Erber (1992) herangezogen.

<sup>16</sup> Vgl. für eine jüngere Studie, die mit diesem Konzept arbeitet, Schmähl, Fachinger (1994).

<sup>17</sup> Vgl. FN 10.

<sup>18</sup> Kleine griechische Buchstaben bedeuten im gesamten Text stets Regressionskoeffizienten.

<sup>19</sup> Vgl. Murphy, Welch (1990) und Wagner, Lorenz (1988).

<sup>20</sup> Vgl. neben Mincer (1974) auch Franz (1991), S. 102 ff.

<sup>21</sup> Vgl. Schmähl, Göbel (1983), S. 156.

<sup>22</sup> Vgl. Kapitel 1.

dennoch für die jüngeren Arbeitnehmer ungünstige Kohortenparameter geschätzt, so ist dies ein entsprechend stärkerer Hinweis auf die erwarteten Effekte der demographischen Entwicklung für umlagefinanzierte Lohnaufschübe.

Die in (G1) auftretende Variable T für die Berufserfahrung bzw. Zeit auf dem Arbeitsmarkt wird in den beiden folgenden Modellen im Einklang mit analog spezifizierten Untersuchungen durch die Variable Lebensalter approximiert<sup>23</sup>. Obwohl Mincer die Verwendung des Alters mit der Begründung ablehnt, sie sei ein biologisches Phänomen und trage nicht zur Erklärung der Einkommensentwicklung bei<sup>24</sup>, erscheint diese Vorgehensweise tolerabel, da einerseits Alter und Berufserfahrung naheliegenderweise hochgradig miteinander korreliert sind<sup>25</sup> und andererseits bei dem lange Zeit insbesondere bei Querschnitten vorherrschenden Verfahren, T als Differenz aus dem Lebensalter sowie vorschul- und abschlussspezifisch standardisierten Schulzeiten abzuleiten, sich ohnehin nur eine Abszissenverschiebung und keine strukturelle Veränderung des Profils bei direktem Ansatz des Lebensalters ergibt<sup>26</sup>. Die Validität des Verfahrens zur Ableitung der eigentlich gesuchten Alters-Verdienst-Profile erscheint damit hinreichend gegeben.

(G1) ändert sich bei Berücksichtigung dieser Vorgaben zu

$$(G2) \quad \ln V = \beta_0 + \beta_1 A + \beta_2 A^2.$$

Hierbei stellt A die Altersvariable dar und  $\beta_0$  beinhaltet auch den als fix unterstellten Schuleinfluß.

In der bisherigen Formulierung (G2) wurde das Arbeits-einkommen in logarithmierter Form lediglich durch das Lebensalter und allgemeine Wachstumseffekte zeitabhängig determiniert, wobei letztere ganz oder teilweise durch entsprechende Bereinigungen eliminiert wurden. Die dritte und für die vorliegende Arbeit am meisten interessierende zeitbezogene Erklärungskomponente, der Kohorteneffekt, muß demzufolge noch in das Regressionsschema integriert werden. Dazu wurden nunmehr Dummy-Variablen für die einzelnen Geburtskohorten in Gleichung (G2) aufgenommen. Bei diesem Vorgehen stellt sich die Frage, ob sich die vermutete Wirkung nur auf das Niveau oder auch auf den Verlauf des Profils bezieht. A priori kann ohne weitere Anhaltspunkte keine der beiden Vermutungen verworfen werden<sup>27</sup>. Zur Modellierung reiner Niveaueffekte wurde deshalb zunächst die Gleichung

$$(G3) \quad \ln V = \beta_0 + \beta_1 A + \beta_2 A^2 + \sum_{i=1}^{48} \gamma_i K_i$$

mit  $K_i$  als Dummy-Variable für Geburtskohorte i formuliert.

Schließlich wurden zur Ableitung der Kohortenwirkung auf die Steigung der Verdienstfunktion noch Interaktionsterme in die Verdienstfunktion einbezogen:

$$(G4) \quad \ln V = \beta_0 + \beta_1 A + \beta_2 A^2 + \sum_{i=1}^{48} (\gamma_i K_i + \delta_i A K_i).$$

Natürlich hätte in die unterstellte Interaktion noch zusätzlich ein Produkt aus Kohortendummy und quadratischem Altersglied aufgenommen werden können. Da in empirischen Arbeiten über Interaktionseffekte anderer Regressoren mit den Alters-/Erfahrungsvariablen dieses Vorgehen nur vereinzelt angewandt wird und die Anzahl der der Regression zugrunde liegenden Mittelwerte im Verhältnis zu einer dann entsprechend größeren Zahl von Variablen zu gering gewesen wäre, wurde auf weitere Interaktionsglieder verzichtet.

### 3. Ergebnisse

Die Präsentation der Ergebnisse, die mit Hilfe des eben geschilderten Verfahrens erzielt wurden, erfolgt getrennt nach den beiden Modellen G3 und G4 und den verschiedenen Stichprobenschichtungen. Damit können hinsichtlich letzteren — z.B. wegen Merkmalsinteraktionen von Schichtungskriterien wie einer unterschiedlichen Geschlechterproportion in der Arbeiter- und der Angestelltenversicherung — zwar nicht alle schichtungsspezifischen Effekte sauber separiert werden, doch ergeben sich in der Zusammenschau der Resultate wichtige Anhaltspunkte für die Entwicklungen in unterschiedlichen Arbeitnehmergruppen.

#### 3.1 Der Niveaueffekt gemäß Spezifikation G3

Die Schätzwerte für die Koeffizienten gemäß Modell G3 sind in Tabelle 1 abgedruckt<sup>28</sup>.

Zunächst überraschen die allgemein hohen R<sup>2</sup>-Werte. In üblichen Schätzungen von Verdienstfunktionen wird ein deutlich geringerer Teil der Varianz erklärt, obwohl zum Teil eine deutlich höhere Zahl an vermuteten Effekten über entsprechende, in diesem Datensatz nicht zur Verfügung stehende Kontrollvariablen berücksichtigt wird. Gleichzeitig sinkt das Bestimmtheitsmaß mit zunehmender Bereinigung des Periodeneffektes. Beide Phänomene sind zwar nicht vollends zu erklären, erscheinen aber bei genauerer Betrachtung durchaus plausibel. Das geringe Maß an nicht

<sup>23</sup> Vgl. Zurbrügg (1990), S. 13.

<sup>24</sup> Vgl. Mincer (1974), S. 68.

<sup>25</sup> Analoges gilt für Alter und Betriebszugehörigkeit. Dies ist insbesondere deshalb wichtig, weil einige Senioritätsansätze ihre Argumentation gerade an der letzteren Größe ausrichten.

<sup>26</sup> Vgl. Knoll, Störk (1993), S. 12.

<sup>27</sup> Am deutlichsten wird dies bei US-amerikanischen Studien zu demographischen Effekten bei Eintritt in das Berufsleben. Während die oft zitierte Studie von Welch (1979) hier nur vorübergehende Wirkungen auf den Verdienst ausweist, kommt Berger (1985) bei Verwendung derselben Datenbasis zu dauerhaften Nachteilen der „baby boomers“.

<sup>28</sup> Kursiv gedruckte Werte sind nicht auf dem geforderten Mindestniveau von 95% signifikant.

Tabelle 1

## Regressionsergebnisse nach Modell G3

	Alle				Männer			
	Unbereinigt	Inf.-bereinigt	Inf. per.-ber.	Ext. per.-ber.	Unbereinigt	Inf.-Bereinigt	Inf. per.-ber.	Ext. per.-ber.
R <sup>2</sup>	0,98383	0,94418	0,77064	0,8556	0,98613	0,95564	0,82855	0,89971
Adj. R <sup>2</sup>	0,98309	0,94161	0,76005	0,84894	0,98549	0,95359	0,82064	0,89508
F-Test	1318,77681	366,62063	72,8206	128,42325	1539,48	466,87	104,74	194,43
Variable	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient
K1	-0,491447	-0,251028	-0,006097	-0,043248	-0,479937	-0,239426	0,015384	-0,031647
K2	-0,428615	-0,224578	-0,015471	-0,047336	-0,412911	-0,208799	0,008719	-0,031556
K3	-0,342698	-0,174566	-0,0008913	-0,027803	-0,335393	-0,167198	0,013355	-0,020435
K4	-0,272469	-0,139685	-0,0008501	-0,022946	-0,26626	-0,133428	0,010782	-0,01669
K5	-0,196183	-0,097645	0,006163	-0,010438	-0,193073	-0,0945	0,013256	-0,007293
K6	-0,124048	-0,058814	0,01004	-0,000663	-0,129568	-0,064311	0,007164	-0,006159
K7	-0,058448	-0,025899	0,008211	0,003102	-0,059089	-0,026529	0,00885	0,002471
K9	0,06384	0,033556	-0,007977	-0,000758	0,061477	0,031193	-0,010918	-0,003121
K10	0,120893	0,059213	-0,025351	-0,010581	0,123935	0,062232	-0,023661	-0,007562
K11	0,207088	0,113907	-0,012836	0,009225	0,203916	0,110689	-0,018098	0,006007
K12	0,276694	0,151815	-0,016839	0,012664	0,27833	0,153383	-0,018219	0,014232
K13	0,357505	0,200269	-0,010242	0,026764	0,360302	0,202977	-0,011404	0,029472
K14	0,431454	0,241538	-0,010111	0,034671	0,431471	0,241445	-0,014991	0,034578
K15	0,503113	0,280419	-0,011644	0,040361	0,505374	0,282548	-0,015356	0,042491
K16	0,570286	0,314553	-0,018461	0,041177	0,573461	0,317577	-0,022487	0,044201
K17	0,654344	0,365342	-0,008663	0,058485	0,663451	0,368358	-0,014182	0,061502
K18	0,730517	0,407608	-0,007557	0,068081	0,737604	0,414508	-0,010866	0,074981
K19	0,805683	0,448292	-0,007107	0,077056	0,814065	0,456468	-0,010922	0,085232
K20	0,877931	0,48572	-0,008817	0,082626	0,886846	0,494412	-0,013884	0,091319
K21	0,952575	0,525408	-0,007642	0,090679	0,961358	0,533953	-0,014658	0,099223
K22	1,019681	0,557401	-0,014474	0,090681	1,031873	0,569339	-0,01994	0,102619
K23	1,084468	0,58663	-0,022954	0,089039	1,092731	0,594625	-0,034099	0,097033
K24	1,154139	0,620667	-0,025969	0,092786	1,166644	0,632888	-0,034605	0,105007
K25	1,223328	0,654166	-0,029064	0,095977	1,235458	0,665999	-0,039907	0,10781
K26	1,296058	0,690248	-0,030509	0,101737	1,309613	0,703493	-0,041799	0,114982
K27	1,37075	0,727147	-0,03004	0,109313	1,38195	0,738024	-0,045338	0,12019
K28	1,441016	0,758679	-0,033448	0,112856	1,45431	0,771639	-0,048104	0,125816
K29	1,520502	0,798877	-0,024965	0,125646	1,522546	0,800576	-0,05196	0,127345
K30	1,578694	0,81809	-0,035659	0,117527	1,583872	0,822911	-0,060901	0,122348
K31	1,638544	0,839415	-0,043364	0,112266	1,640715	0,84122	-0,072854	0,114071
K32	1,703539	0,867243	-0,044027	0,114342	1,693026	0,856356	-0,08742	0,103455
K33	1,763028	0,891225	-0,047774	0,112234	1,754747	0,882562	-0,090404	0,10357
K34	1,815846	0,910016	-0,05667	0,104409	1,803209	0,896988	-0,105225	0,091382
K35	1,865282	0,926054	-0,067843	0,096383	1,855437	0,91581	-0,1153	0,086139
K36	1,909458	0,936928	-0,082881	0,084285	1,899363	0,926428	-0,132375	0,073785
K37	1,959571	0,953035	-0,091464	0,077746	1,95153	0,944583	-0,140636	0,069294
K38	1,992922	0,952701	-0,115151	0,055643	1,988938	0,948301	-0,161635	0,051244
K39	2,02088	0,948712	-0,141985	0,028375	2,023265	0,950677	-0,18342	0,030334
K40	2,057099	0,956333	-0,159291	0,011499	2,051384	0,950193	-0,210027	0,00536
K41	2,084409	0,958565	-0,184867	-0,012538	2,080675	0,954403	-0,234506	-0,0167
K42	2,104366	0,955432	-0,218139	-0,040506	2,108391	0,959027	-0,260958	-0,036912
K43	2,121154	0,950788	-0,253358	-0,068451	2,133754	0,962956	-0,287991	-0,056283
K44	2,130563	0,940599	-0,296506	-0,102388	2,1506	0,960202	-0,32383	-0,082784
K45	2,129659	0,917811	-0,349658	-0,1504	2,150146	0,937864	-0,376682	-0,130347
K46	2,12765	0,890289	-0,405458	-0,206364	2,156154	0,918359	-0,425008	-0,178294
K47	2,112728	0,845663	-0,475911	-0,277056	2,137384	0,869886	-0,49859	-0,252833
K48	2,080272	0,78421	-0,571065	-0,364641	2,062039	0,765546	-0,63502	-0,383306
A	0,124832	-0,097085	0,048618	0,058531	0,128487	0,100783	0,051759	0,062229
A2	-0,0006437	-0,0007316	-0,0005835	-0,000631	-6,63E-04	-7,52E-04	-6,14E-04	-6,51E-04
const.	5,625689	6,300506	6,904518	6,807604	5,643779	6,318564	6,9603	6,825662

Regressionsergebnisse nach Modell G3

	Frauen				Angestellte			
	Unbereinigt	Inf.-bereinigt	Int. per.-ber.	Ext. per.-ber.	Unbereinigt	Inf.-bereinigt	Int. per.-ber.	Ext. per.-ber.
R <sup>2</sup>	0,97901	0,92333	0,48076	0,70722	0,98143	0,93714	0,82429	0,87325
Adj. R <sup>2</sup>	0,97804	0,91979	0,4568	0,69371	0,98057	0,93424	0,81618	0,8674
F-Test	1010,96	261,02	20,07	52,35	1145,16	323,12	101,68	149,32
Variable	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient
K1	-0,379994	-0,139574	0,102797	0,068205	-0,495093	-0,254673	0,001573	-0,046893
K2	-0,327667	-0,123631	0,083173	0,053612	-0,422568	-0,218531	0,000314	-0,041289
K3	-0,246749	-0,078616	0,093216	0,068147	-0,344071	-0,175938	0,005757	-0,029175
K4	-0,210346	-0,077562	0,059907	0,039176	-0,274013	-0,141229	0,003957	-0,024491
K5	-0,1509	-0,052362	0,050511	0,034845	-0,198255	-0,099717	0,008826	-0,01251
K6	-0,101156	-0,035921	0,032285	0,02223	-0,122317	-0,057083	0,014921	0,001069
K7	-0,06084	-0,028291	0,005537	0,00071	-0,053138	-0,020589	0,015067	0,008412
K9	0,069744	0,039461	0,008273	0,005147	0,068098	0,037814	-0,006422	0,0035
K10	0,130229	0,06855	-0,005294	-0,001245	0,117945	0,056266	-0,033743	-0,013529
K11	0,226293	0,133112	0,017072	0,02843	0,210015	0,116835	-0,018039	0,012153
K12	0,289992	0,165114	0,007344	0,025962	0,264748	0,13987	-0,039029	0,000718
K13	0,365159	0,207924	0,008362	0,034419	0,338652	0,181417	-0,041143	0,007912
K14	0,460364	0,270448	0,029153	0,063581	0,416392	0,226476	-0,039107	0,019609
K15	0,524099	0,301405	0,019018	0,061347	0,480468	0,257774	-0,050018	0,017716
K16	0,590889	0,335155	0,011152	0,06178	0,545987	0,290254	-0,059762	0,016878
K17	0,680062	0,39106	0,025793	0,084203	0,6253	0,336298	-0,055564	0,029441
K18	0,767724	0,444815	0,038118	0,105288	0,696614	0,373706	-0,060069	0,034178
K19	0,856765	0,499373	0,052116	0,128137	0,769475	0,412083	-0,062912	0,040847
K20	0,939059	0,546848	0,060025	0,143754	0,84368	0,451469	-0,063695	0,048375
K21	1,02822	0,601054	0,075379	0,166324	0,926617	0,49945	-0,055648	0,064721
K22	1,092364	0,630085	0,065527	0,163364	0,988388	0,526108	-0,06923	0,059388
K23	1,178832	0,680995	0,078212	0,183403	1,059107	0,561269	-0,074025	0,063678
K24	1,23932	0,705848	0,065628	0,177967	1,128924	0,595451	-0,079143	0,06757
K25	1,312305	0,743144	0,066045	0,184955	1,204094	0,634932	-0,077417	0,076743
K26	1,394376	0,788566	0,07418	0,200055	1,275388	0,669577	-0,080881	0,081067
K27	1,486797	0,843194	0,091909	0,22536	1,356489	0,712886	-0,074253	0,095051
K28	1,553213	0,870877	0,083706	0,225054	1,425044	0,742707	-0,079724	0,096884
K29	1,658277	0,936652	0,116088	0,263421	1,51685	0,795226	-0,060582	0,121995
K30	1,713069	0,952465	0,101393	0,251902	1,571934	0,81133	-0,076029	0,110767
K31	1,773518	0,974389	0,093766	0,24724	1,633348	0,834219	-0,083859	0,107071
K32	1,866249	1,029954	0,120763	0,277053	1,700565	0,864269	-0,08421	0,111368
K33	1,91708	1,045277	0,109286	0,266286	1,759816	0,888013	-0,090156	0,109022
K34	1,981462	1,075631	0,113295	0,270025	1,808265	0,902435	-0,104933	0,096829
K35	2,029257	1,090029	0,101815	0,260358	1,860212	0,920984	-0,115042	0,091313
K36	2,073889	1,101359	0,088692	0,248716	1,901879	0,929349	-0,133702	0,076706
K37	2,128285	1,121749	0,085765	0,24646	1,95456	0,948024	-0,140724	0,072735
K38	2,164485	1,124263	0,065472	0,227206	1,983453	0,943231	-0,170509	0,046174
K39	2,187333	1,115165	0,033968	0,194828	2,00656	0,934392	-0,204435	0,014055
K40	2,233653	1,132886	0,027539	0,188053	2,043899	0,943133	-0,222993	-0,001701
K41	2,265156	1,139312	0,00689	0,168209	2,063486	0,937641	-0,258441	-0,033462
K42	2,27451	1,125576	-0,036182	0,129637	2,073649	0,924714	-0,303245	-0,071224
K43	2,280194	1,109828	-0,082703	0,090589	2,080573	0,910207	-0,349303	-0,109031
K44	2,281083	1,091119	-0,134939	0,048133	2,08528	0,895316	-0,398184	-0,14767
K45	2,275771	1,063923	-0,193152	-0,004288	2,073454	0,861606	-0,463476	-0,206605
K46	2,25576	1,0184	-0,266489	-0,078254	2,074046	0,836685	-0,518023	-0,259968
K47	2,233327	0,966262	-0,345328	-0,156457	2,052357	0,785292	-0,596012	-0,337427
K48	2,233982	0,937921	-0,407306	-0,210931	2,070121	0,774059	-0,642329	-0,374793
A	0,093117	0,065371	0,019067	0,026817	0,153142	0,125395	0,074433	0,086841
A2	-0,00027	-0,000358	-0,000236	-0,000257	-0,0009547	-0,001043	-0,0008819	-0,000942
const.	5,885339	6,560156	7,535317	7,067254	5,116898	5,791716	6,393628	6,298814

Regressionsergebnisse nach Modell G3

	Arbeiter			
	Unbereinigt	Inf.-bereinigt	Int. per.-ber.	Ext. per.-ber.
R <sup>2</sup>	0,98049	0,92591	0,63482	0,74497
Adj. R <sup>2</sup>	0,97959	0,92249	0,61797	0,73321
F-Test	1089,46	270,85	37,68	63,31
Variable	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient
K1	-0,497269	-0,256849	-0,024085	-0,04907
K2	-0,447005	-0,242969	-0,044341	-0,065726
K3	-0,355273	-0,18714	-0,022073	-0,040377
K4	-0,277371	-0,144587	-0,01254	-0,027849
K5	-0,205107	-0,106569	-0,00781	-0,019361
K6	-0,128958	-0,063724	0,001788	-0,005573
K7	-0,062865	-0,030316	0,002173	-0,001316
K9	0,070481	0,040197	-0,0000154	0,005883
K10	0,135941	0,074261	-0,007578	0,004467
K11	0,217646	0,124466	0,001731	0,019784
K12	0,287113	0,162235	-0,001194	0,023084
K13	0,367538	0,210303	0,006222	0,036798
K14	0,437278	0,247363	0,003434	0,040496
K15	0,513573	0,290879	0,007724	0,050821
K16	0,579839	0,324106	0,0009719	0,05073
K17	0,662075	0,373073	0,009848	0,066216
K18	0,740213	0,417305	0,014048	0,077778
K19	0,814692	0,457301	0,015167	0,086064
K20	0,882506	0,490295	0,010457	0,087201
K21	0,946216	0,51905	0,002396	0,08432
K22	1,02284	0,56056	0,006778	0,09384
K23	1,087006	0,589169	-0,00012	0,091578
K24	1,158934	0,625462	0,001382	0,097581
K25	1,220163	0,651001	-0,007813	0,092812
K26	1,297422	0,691612	-0,003169	0,103102
K27	1,363895	0,720292	-0,009607	0,102458
K28	1,439736	0,7574	-0,006076	0,111577
K29	1,506586	0,784961	-0,00805	0,11173
K30	1,568585	0,80798	-0,012766	0,107417
K31	1,627995	0,828866	-0,018637	0,101718
K32	1,690712	0,854417	-0,019111	0,101515
K33	1,753561	0,881759	-0,01713	0,102767
K34	1,812881	0,90705	-0,017703	0,101444
K35	1,862171	0,922943	-0,027187	0,093272
K36	1,912597	0,940067	-0,034278	0,087425
K37	1,961672	0,955136	-0,042374	0,079847
K38	2,002521	0,9623	-0,056431	0,065242
K39	2,039084	0,966917	-0,071966	0,046579
K40	2,076317	0,975551	-0,085637	0,030717
K41	2,11211	0,986265	-0,100526	0,015162
K42	2,138904	0,98997	-0,125134	-0,005968
K43	2,165906	0,99554	-0,149351	-0,023699
K44	2,176802	0,986838	-0,19028	-0,056148
K45	2,186103	0,974255	-0,232302	-0,093956
K46	2,18232	0,944959	-0,289101	-0,151694
K47	2,169535	0,90247	-0,357875	-0,220249
K48	2,099096	0,803034	-0,491759	-0,345818
A	0,109007	0,08126	0,033541	0,042706
A2	-0,0004871	-0,000575	-0,000416	-0,000474
const.	5,910032	6,584849	7,161903	7,091948

erklärter Streuung dürfte vor allem damit zusammenhängen, daß die Regression auf der Basis von Durchschnittswerten vollzogen wurde und damit ein Glättungseffekt aus dem Vorfeld der Analyse realisiert wurde<sup>29</sup>. Durch einige grundsätzliche Selektionsmerkmale, wie z.B. die Beitragsbemessungsgrenze und die hier vorgenommene

Beschränkung auf praktisch durchgängig beschäftigte Arbeitnehmer in jedem Jahr, wird zudem bereits in den ursprünglichen Daten das Ausmaß der Heterogenität beschränkt, was unter anderem auch für die relativ hohen Bestimmtheitsmaße in anderen Untersuchungen mitverantwortlich ist, die auf der Basis von Rentenversicherungsdaten durchgeführt wurden<sup>30</sup>. Der Rückgang der R<sup>2</sup>-Werte mit zunehmender Periodenbereinigung spricht für eine Interaktion zwischen den Regressoren und dem nicht bzw. bei der Inflationsbereinigung nicht vollständig berücksichtigten Periodeneffekt. Wären allgemeine Wachstumseffekte neutral hinsichtlich Lebensalter und Kohorten, so müßte man bei Bereinigungen der genannten Art zumindest auf eine Erhaltung des erklärten Streuungsanteils kommen. Das umgekehrte Ergebnis läßt eine starke Interaktion zwischen den drei Einflußgrößen vermuten<sup>31</sup>, die den Ausfall des reinen Periodeneffekts überkompensiert<sup>32</sup>. Die Veränderungen des Bestimmtheitsmaßes in Abhängigkeit von Schichtungen der Gesamtstichprobe stehen schließlich im Einklang mit bisherigen Ergebnissen<sup>33</sup>.

Nicht-kohortenabhängige Größen sind kurz in Tabelle 2 zusammengefaßt. Sie zeigen Werte, die den Ergebnissen anderer Untersuchungen tendenziell nicht widersprechen. Die Profile von Frauen<sup>34</sup> und Arbeitern verlaufen gemäß den linearen und quadratischen Altersgliedern sowie den Ordinatenabschnitten in allen Bereinigungsstufen flacher gegenüber denen von Männern und Angestellten. Das Maximum der Verdienst-Profile („peak“) wird bei unbereinigten und bis auf das Profil von Angestellten auch bei inflationsbereinigten Daten erst in der Rentenphase erreicht, was mit der Erkenntnis korrespondiert, daß Längsschnitt-Profile in der Regel keinen fallenden Bereich aufweisen<sup>35</sup>. Ein Vergleich des mit zunehmender Bereinigung verbundenen Rückgangs des Lebensjahres, in dem

<sup>29</sup> D.h., daß die Streuung der Verdienste innerhalb einer Altersgruppe gegenüber der zwischen verschiedenen Altersgruppen offensichtlich eine erhebliche Bedeutung aufweist.

<sup>30</sup> Vgl. Göbel (1983) und Zurbrügg (1990).

<sup>31</sup> Für das Zusammenspiel von Alters- und Periodeneffekten lassen sich verschiedene empirische Beispiele ausmachen; vgl. Ben-Porath (1966) und Knoll, Störk (1993).

<sup>32</sup> Gleichzeitig mahnt diese Beobachtung zur Vorsicht hinsichtlich der Ergebnisse bei nicht vollständig bereinigten Daten, da die für OLS-Schätzungen geforderte Unabhängigkeit von Regressoren und Residuen nicht hinreichend gut erfüllt sein dürfte.

<sup>33</sup> Am deutlichsten sind die geringeren R<sup>2</sup>-Werte bei Frauen, die z.B. von Weisshuhn, Clement auf „...die diskontinuierliche Verdiensterzielung der Frauen“ zurückgeführt werden (1982, S. 47). Dieses Phänomen begründet humankapitaltheoretisch auch die durchschnittlich geringeren Lebenseinkommen von Frauen.

<sup>34</sup> Vgl. für einen entsprechenden Befund mit Daten des Sozioökonomischen Panels Knoll, Störk (1993).

<sup>35</sup> Vgl. Hamermesh, Rees (1988) und Schmähl (1986). Man beachte allerdings, daß der Periodeneffekt hier lediglich durch die fehlende Besetzung von Kombinationen aus höherem Alter und frühen Kohorten stammt und damit deutlich geringer ist als bei Längsschnitten.

Tabelle 2

## Nicht-kohortenabhängige Werte

Schichtung	Ber.-Modus	peak	A	A <sup>2</sup>	(const.)
Alle	Unbereinigt	96,96	0,124832	-0,0006437	5,625689
	Inf.-bereinigt	66,35	0,097085	-0,0007316	6,300506
	Int. per.-ber.	41,66	0,048618	-0,0005835	6,904518
	Ext. per.-ber.	46,38	0,058531	-0,000631	6,807604
Männer	Unbereinigt	96,90	0,128487	-0,000663	5,643779
	Inf.-bereinigt	67,01	0,100783	-0,000752	6,318564
	Int.-bereinigt	42,12	0,051759	-0,000614	6,9603
	Ext. per.-ber.	47,79	0,062229	-0,000651	6,825662
Frauen	Unbereinigt	172,44	0,093117	-0,00027	5,885339
	Inf.-bereinigt	91,30	0,065371	-0,000358	6,560156
	Int. per.-ber.	40,40	0,019067	-0,000236	7,535317
	Ext. per.-ber.	52,17	0,026817	-0,000257	7,067254
Angestellte	Unbereinigt	80,20	0,153142	-0,0009547	5,116898
	Inf.-bereinigt	60,11	0,125395	-0,0001043	5,791716
	Int. per.-ber.	42,20	0,074433	-0,0008819	6,393628
	Ext. per.-ber.	46,09	0,086841	-0,000942	6,298814
Arbeiter	Unbereinigt	‡ 111,89	0,109007	-0,0004871	5,910032
	Inf.-bereinigt	70,66	0,08126	-0,000575	6,584849
	Int. per.-ber.	40,32	0,033541	-0,000416	7,161903
	Ext. per.-ber.	45,05	0,042706	-0,000474	7,091948

das Verdienstmaximum erzielt wird, zeigt schließlich, daß der Alters- gegenüber dem Periodeneffekt bei Angestellten am stärksten und bei Frauen am schwächsten ausgeprägt ist.

In der graphischen Veranschaulichung mit den Dummy-Werten der Gesamtstichprobe in Abbildung 2 zeigt sich eine plausible Entwicklung. Spätere Kohorten verdienen sowohl nominal als auch real mehr als frühere. Die Zuwächse nehmen im Zeitverlauf allerdings ab, und am Ende des Beobachtungszeitraums ist insbesondere bei den inflationsbereinigten Werten ein spürbarer Abwärtstrend zu vermerken, d.h. die Mehrverdienste werden kleiner. Für abhängig Beschäftigte ist damit eine Verlängerung der in der Vergangenheit üblichen Steigerung der Wohlstandsposition alles andere als wahrscheinlich. Obwohl die meisten Koeffizienten in diesem Bereich signifikant sind, gilt allerdings hier wie im folgenden wegen der geringen Anzahl der zugrunde liegenden Jahre stets Vorsicht in der Interpretation der Regressionsergebnisse<sup>36</sup>.

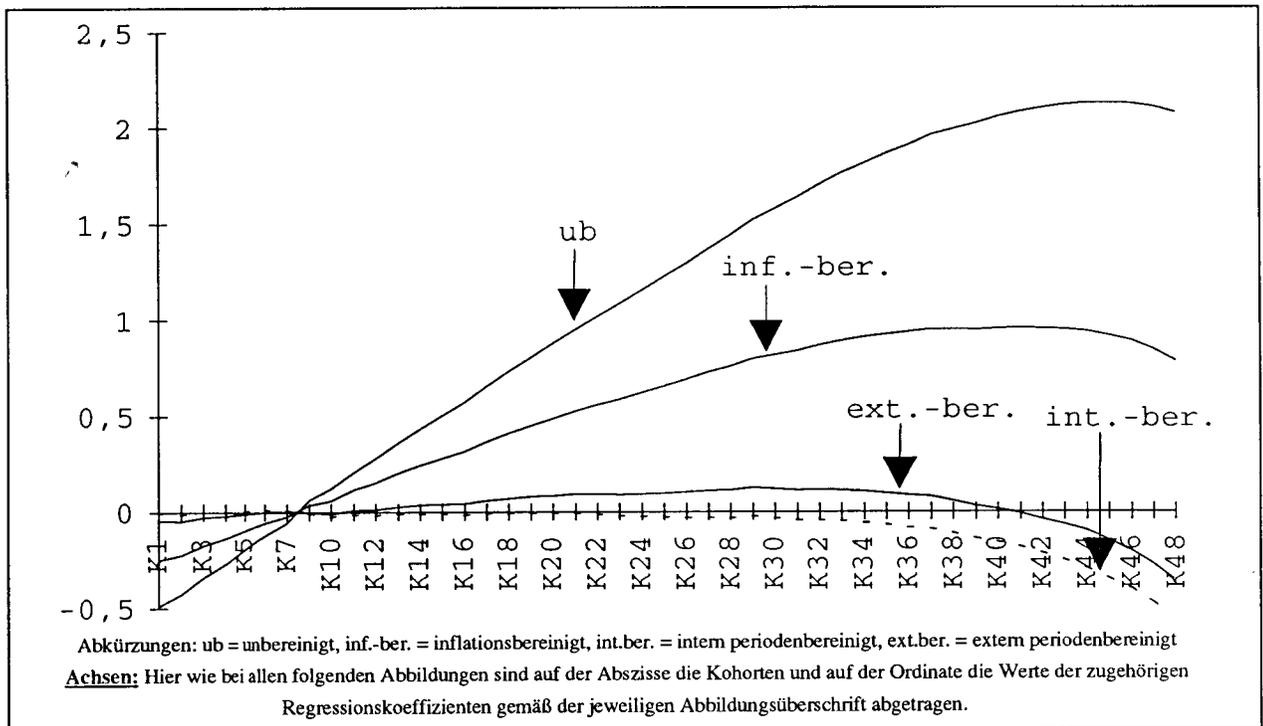
Interessant sind auch die Werte der Regressionskoeffizienten der Kohortendummies bei den periodenbereinigten Entgelten. Die näherungsweise Gleichheit durch die Elimination allgemeiner Wachstumseffekte bringt nur geringe und oft insignifikante Abweichungen von Null. Die unterstellte durchschnittliche (Grenz-) Produktivitätsorientierung der Entlohnung über alle Beschäftigten innerhalb einer Periode läßt sich damit tendenziell für die durchschnittliche Entlohnung über das gesamte Berufsleben

erweitern, was natürlich nicht heißt, daß jeder Arbeitnehmer in jedem Jahr grenzproduktorientiert entlohnt wird. Dies zeigt auch ein Blick auf die signifikanten negativen Koeffizienten der letzten Kohorten, die eine mit der eingangs vermuteten Senioritätsentlohnung kompatible Deutung nahelegen. Auch wenn wegen der oben angesprochenen Datenprobleme bei den jüngeren Kohorten hier noch kein durchschlagender empirischer Nachweis für die Realisierung der durch die in Kapitel 1 beschriebene Umlagefinanzierung und die demographische Entwicklung bedingten Gefahr erbracht werden kann, läßt sich wegen der ökonometrisch unberücksichtigten besseren Ausbildung<sup>37</sup> dieser Generation bereits in Modell G3 ein beträchtliches Konfliktpotential für den Arbeitsmarkt nach der Jahrtausendwende ausmachen.

<sup>36</sup> Da einerseits in den ersten Berufsjahren das Verdienstniveau am kleinsten und die -zuwächse am größten (vgl. Murphy, Welch (1990)) sind sowie andererseits für die jüngsten Kohorten nur wenige Jahresdaten zur Verfügung stehen, ist hier durchaus mit deutlichen Verzerrungen zu rechnen. Der letzten Endes ausgewiesene Effekt ist allerdings so stark, daß auch in der eigentlich beabsichtigten Spezifikation und bei einer größeren Anzahl von Berufsjahren für diese Kohorten ein qualitativ vergleichbares Ergebnis zu erwarten ist.

<sup>37</sup> Vgl. Abschnitt 2.2.3. Der mit der Zunahme des Ausbildungsniveaus einhergehende Rückgang von Humankapitalrenditen in den letzten Jahren des Untersuchungszeitraums (vgl. Knoll, Störk (1993), S. 20 f.) dürfte diese Überlegung nur mäßig relativieren.

## Kohorteneinfluß auf das Verdienstniveau für die Gesamtstichprobe in Modell G3



Diese Aussagen für den Kurvenverlauf bei verschiedenen Bereinigungsständen gelten allgemein auch für die Schichtungen nach Geschlecht und Beschäftigtenstatus, weshalb die zu Abbildung 2 korrespondierenden Graphiken nicht eigens abgedruckt wurden.

Für den Vergleich der Ergebnisse bei unterschiedlicher Schichtung und gleichem Bereinigungsstatus wurden die Regressionen für inflations- (Abbildung 3) und extern produktivitätsbereinigte (Abbildung 4) Verdienste herangezogen. Während erstere wie bisher für die Entwicklung des periodischen Realeinkommens wichtig sind, wurden letztere gegenüber den Werten bei interner Bereinigung vorgezogen, da diese Regressionen weniger insignifikante Koeffizienten und durchgängig höhere Bestimmtheitsmaße aufweisen. In beiden Vergleichen zeigen nur die Kohortendummies von Frauen eine auffallende Abweichung gegenüber den Schätzwerten, die für die anderen Schichtungsgruppen ermittelt wurden. Sie liegen für die meisten Jahrgänge höher, zeigen aber, wie eben generell erwähnt, den gleichen strukturellen Verlauf wie die Werte der anderen Gruppen. Eine Verbesserung der relativen Verdienstposition gegenüber diesen ergibt sich bis zu den Anfang der 60er Jahre Geborenen; danach laufen auch die

Dummies für die Vergleichsgruppen so stark auseinander, daß kein einheitlicher Trend mehr zu erkennen ist. Nichtsdestoweniger ist die Gesamtentlohnung wegen der geringeren Verdienststeigerungen bei Frauen auch heute noch im Schnitt geringer, was aus den vorliegenden Parameterwerten ersichtlich wird<sup>38</sup>.

### 3.2 Einflüsse auf Niveau und Anstieg gemäß Modell G4

Bei der Spezifikation G4, die eine Aufspaltung des Kohorteneinflusses auf Ordinatenschnitt und Steigung des Alters-Verdienst-Profiles vornimmt, ergibt sich eine Steigerung des ohnehin schon hohen Bestimmtheitsmaßes, was zunächst auf ein noch besseres Fitting dieses Modells hinweist. Auf der anderen Seite wird jedoch leider die Multikollinearität zwischen den altersabhängigen Regressoren zum Teil zu hoch. Aus diesem Grunde muß das reine Altersglied aus der Verdienstfunktion eliminiert werden, wodurch

<sup>38</sup> Ein in diesem Bereich wichtiger Punkt ist die Entwicklung der Teilzeitarbeit für die verschiedenen Stichprobenschichtungen, die leider nicht kontrolliert werden konnte.

Abbildung 3

Kohortenparameter nach Modell G3 in verschiedenen Schichtungen mit inflationsbereinigten Daten

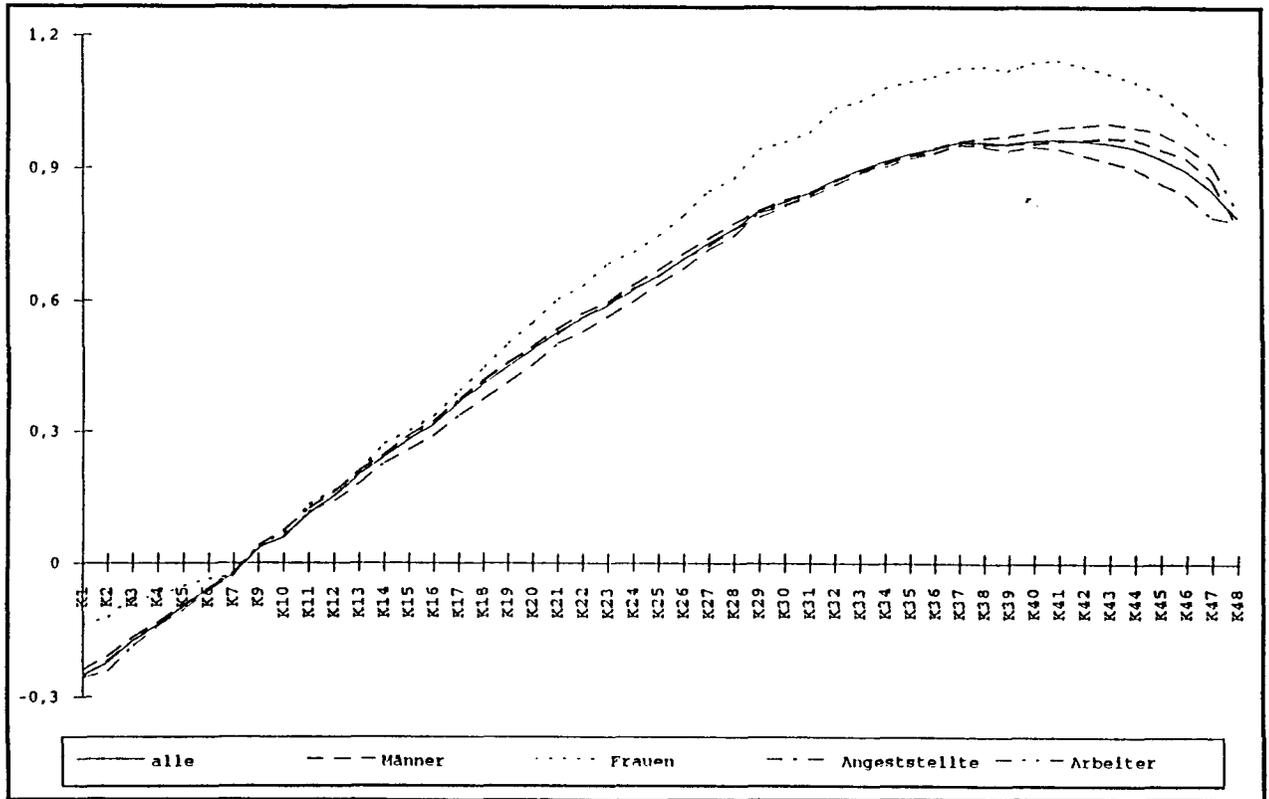


Abbildung 4

Kohortenparameter nach Modell G3 in verschiedenen Schichtungen mit extern bereinigten Daten

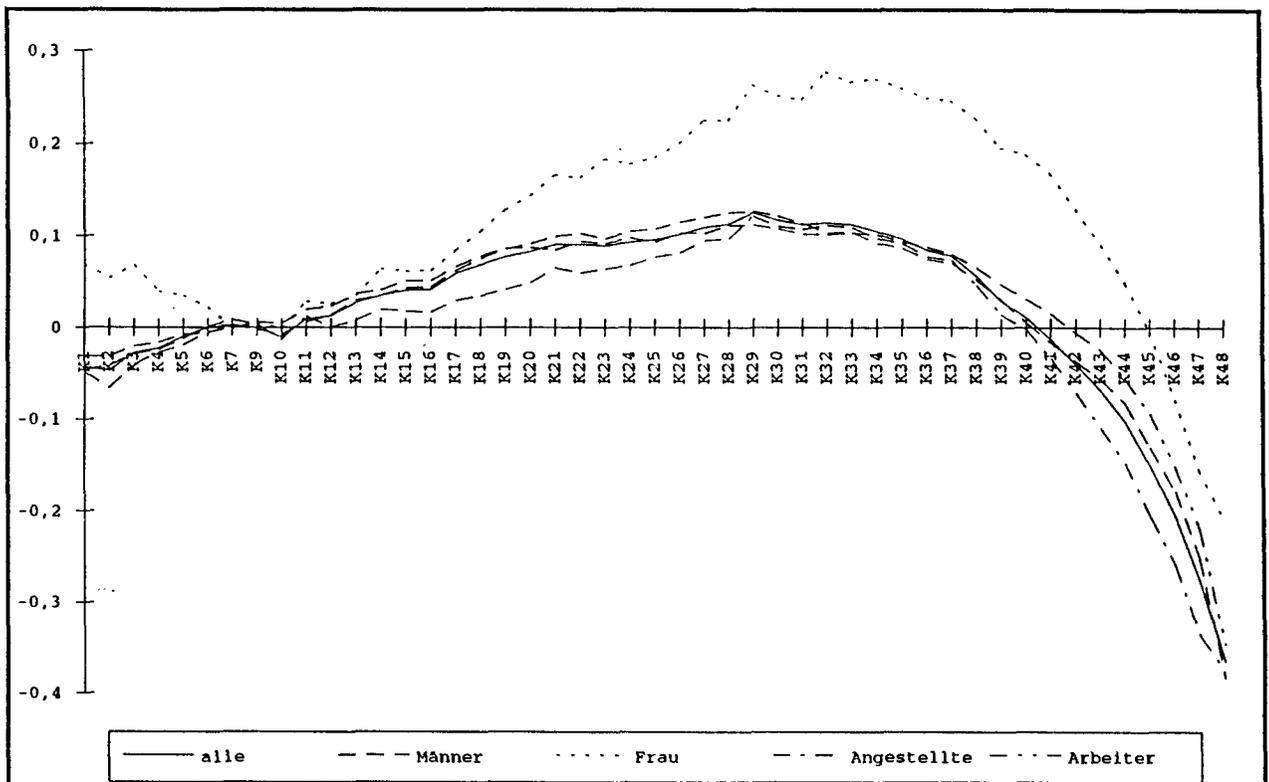


Abbildung 5

Kohorteneinfluß auf das Verdienstniveau für die Gesamtstichprobe in Modell G4

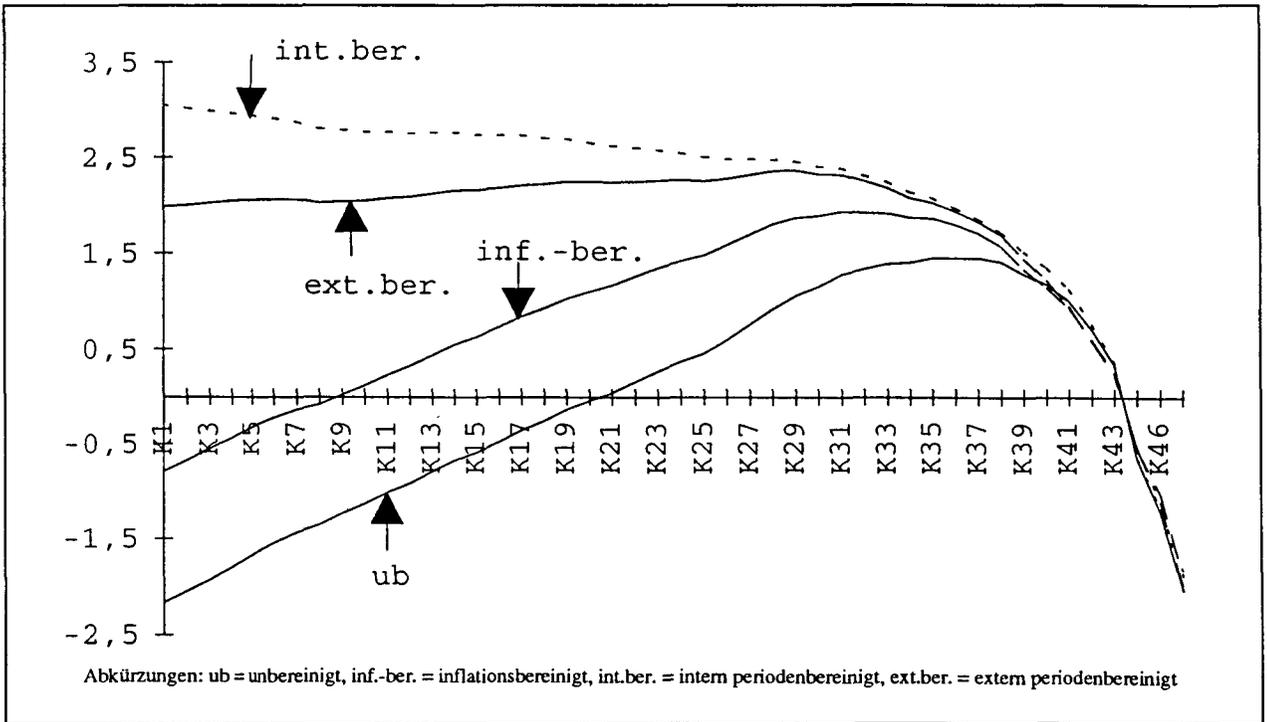
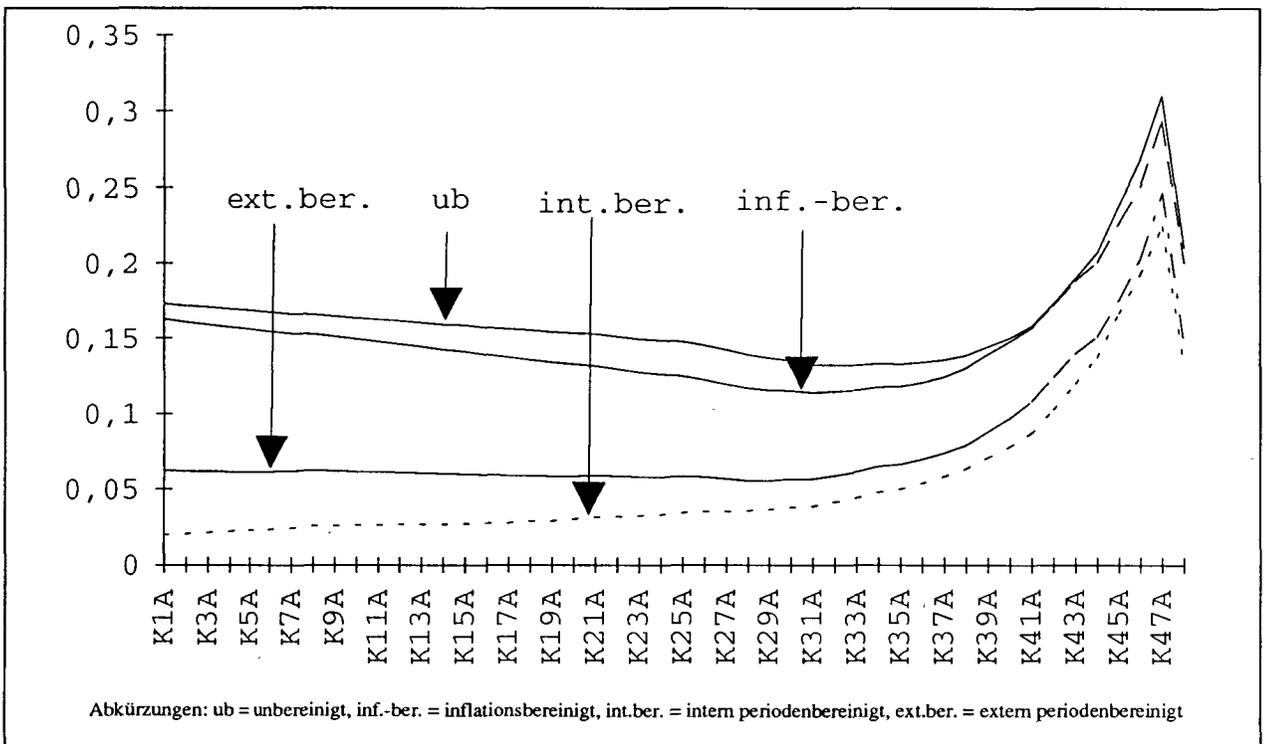


Abbildung 6

Kohorteneinfluß auf Steigung des Verdienstprofils — Interaktionsterme in G4



der kohortenabhängige Teil der Verdienststeigerung verzerrt geschätzt wird<sup>39</sup>. Da der relative Verlauf verschiedener Bereinigungsergebnisse zueinander wiederum sehr ähnlich ist<sup>40</sup>, werden nachfolgend in den Abbildungen 5 und 6 nur die kohortenabhängigen Niveau- und Steigungsparameter der Gesamtstichprobe dargestellt.

In Abbildung 5 zeigen sich deutliche Unterschiede gegenüber dem Modell G3. Die größere Anzahl von Regressoren führt zwar erwartungsgemäß zu mehr insignifikanten Koeffizientenwerten, doch erscheinen auch diese wegen der praktisch kontinuierlichen Kurvenverläufe nicht unplausibel. Dies gilt insbesondere für die jüngsten stark negativen Werte bei periodenbereinigten Daten, wo der steile Abwärtstrend sich schon vorher abzeichnet. Diese Schlußfolgerung wird auch durch die ausnahmslos signifikanten Koeffizienten der Interaktionsterme gestützt.

Der Vergleich der Abbildungen 5 und 6 macht deutlich, wie der ursprüngliche Kohorteneinfluß aus Modell G3 in einen Niveau- und einen Steigungseffekt zerfällt. In allen Regressionen laufen die Unterschiede von Niveau- und Interaktionsglied im Verhältnis zur korrespondierenden Verdienstofffunktion gemäß G3 genau umgekehrt<sup>41</sup>. Die Parameterwerte der Interaktionsterme werden dabei im Vergleich zu den linearen Altersgliedern in Verdienstofffunktionen anderer Arbeiten vor allem bei den unbereinigten Verdiensten und den späteren Kohorten sehr groß. Für die jüngeren Arbeitnehmer bedeutet letzteres ein steileres

Alters-Verdienst-Profil. Wiederum gilt der Vorbehalt fehlender Altersjahre dieser Generation<sup>42</sup>, doch der Befund relativ geringerer Einstiegsverdienste und größerer Entgeltsteigerungen in den ersten Berufsjahren wird für die jüngere Vergangenheit auch bei Verwendung anderer Datenquellen gestützt<sup>43</sup>. Die hier ausgewiesenen Größenordnungen der Interaktionsterme führen aber bei den jüngsten untersuchten Kohorten zu einer solchen Steilheit des Profils, daß die korrespondierenden Verdienststeigerungen und die damit erzielbaren Berufslebensinkommen in der Zukunft unmöglich erscheinen.

In den Abbildungen 7 und 8 sind schließlich wie in Abschnitt 4.1.1 noch Vergleiche zwischen den Schichtungen bei gleichem Bereinigungsmodus abgebildet. Beim Niveaueffekt ergibt sich ein ähnliches Ergebnis wie in G3, wobei allerdings die Werte der vier Vergleichsgruppen

<sup>39</sup> Daneben fallen K44 und K48 ebenso wie vorher K8 in Modell G3 aus denselben Gründen aus. Der Kurvenverlauf in den Abbildungen 2 und 5 legt die Vermutung nahe, daß diese Kohorten keinen eigenständigen Niveaueffekt aufweisen.

<sup>40</sup> Vgl. Tabelle A1 im Anhang.

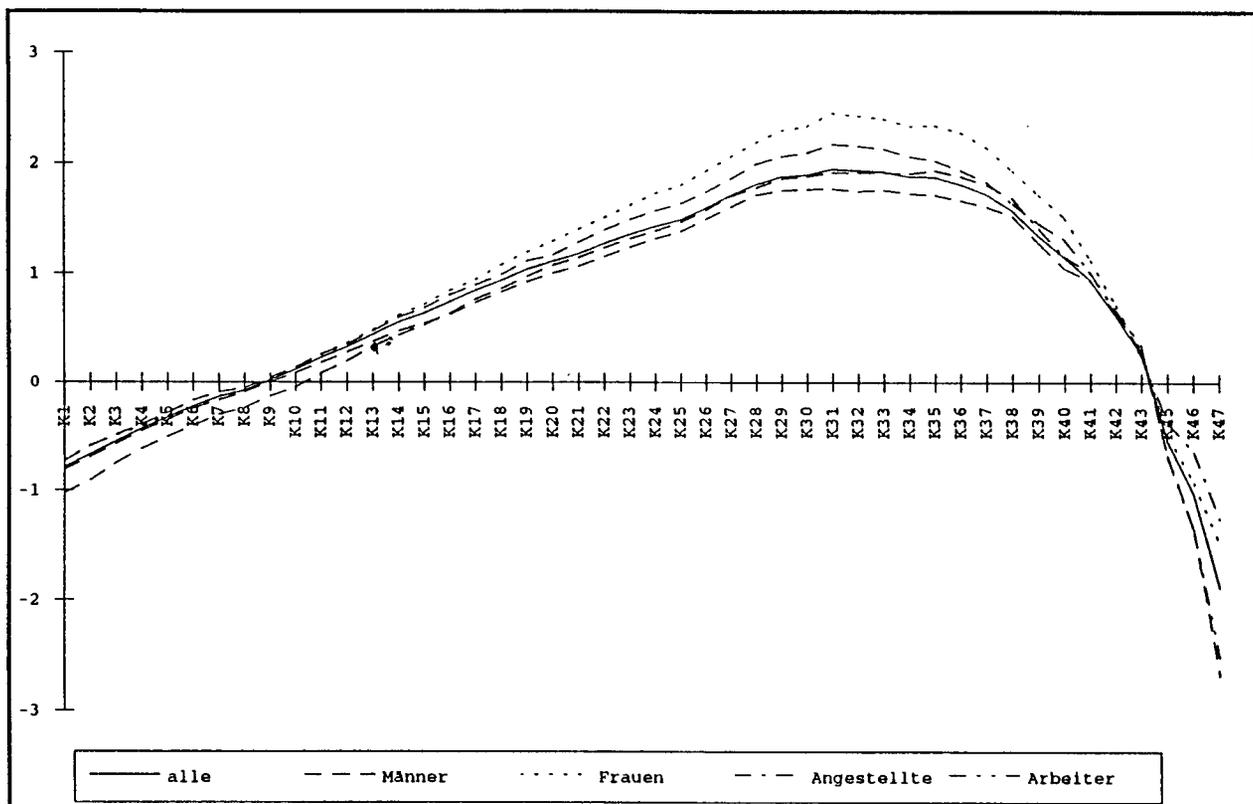
<sup>41</sup> Als Vergleichsparameter für die gemischten Glieder ist in Folge der obigen Erläuterungen der entsprechende Koeffizient der linearen Altersvariable aus G3 heranzuziehen.

<sup>42</sup> Vgl. FN 36.

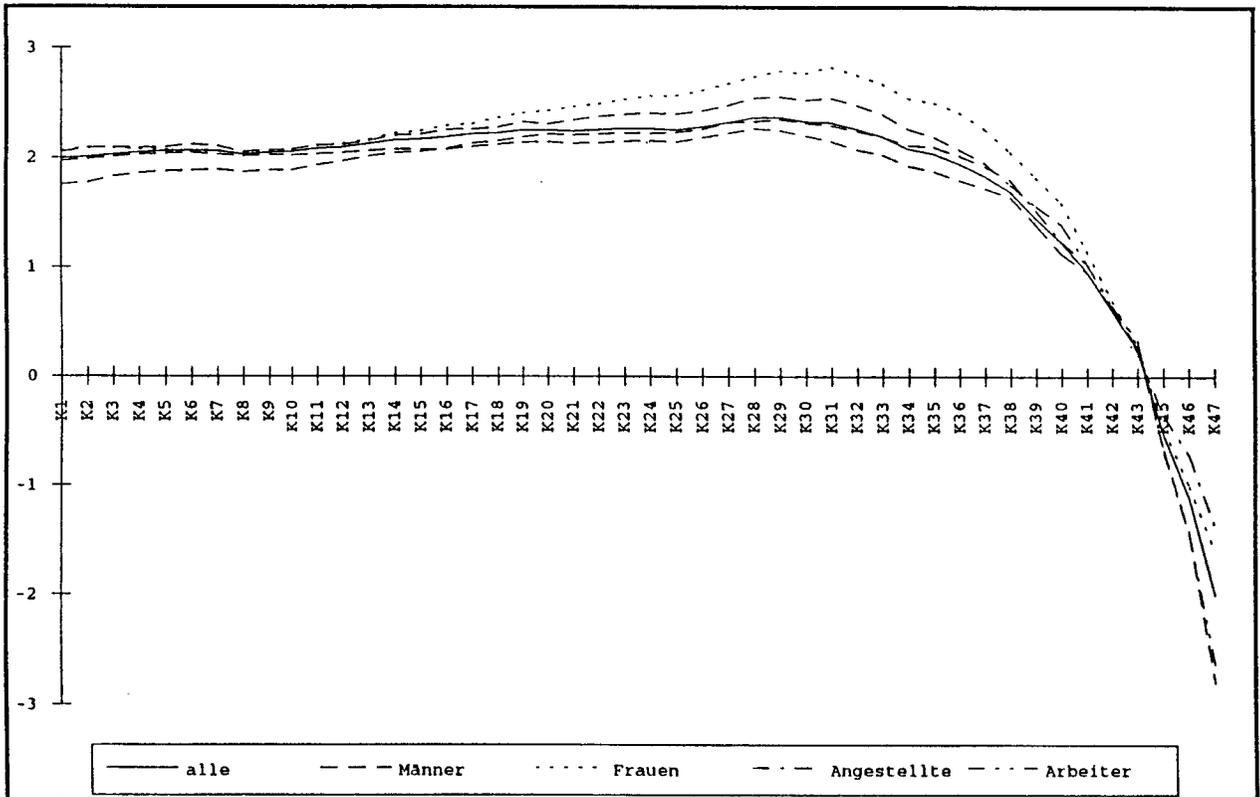
<sup>43</sup> Vgl. Lang (1994), S. 23 f., dessen Berechnungen Daten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe zugrundeliegen.

Abbildung 7

**Kohortenabhängige Niveauparameter nach Modell G4  
in verschiedenen Schichtungen mit inflationsbereinigten Daten**



**Kohortenabhängige Niveauparamter nach Modell G4  
in verschiedenen Schichtungen mit extern bereinigten Daten**



nicht mehr so einheitlich verlaufen und die Parameter der Frauen in den letzten Kohorten unterhalb derer der Angestellten liegen. Gleichzeitig weisen Frauen, wie auch in den Abbildungen 9 und 10 ersichtlich, durchweg die geringsten Interaktionsterme auf, was c. p. mit einem flacheren Profilverlauf korrespondiert, der auch schon in anderen Untersuchungen für Arbeitnehmerinnen festgestellt wurde<sup>44</sup>. Hier wie auch bei den kohortunabhängigen Parametern werden im wesentlichen die Aussagen aus Abschnitt 3.1 bestätigt, soweit es um den allgemeinen Profilverlauf geht.

#### 4. Resümee und Ausblick

Die vorliegende Studie untersuchte mit Hilfe von Verdienstoffunctionen den Kohorteneinfluß auf Niveau und Steigung des Alters-Verdienst-Profiles von 20- bis 59jährigen abhängig Beschäftigten in Westdeutschland für die Jahre 1950 bis 1990. Die auf der Basis von Daten des Verbandes der Deutschen Rentenversicherungsträger (VDR) ermittelten Ergebnisse lassen trotz nicht zu unterschlagender statistischer Probleme für die Geburtskohorten seit den sechziger Jahren auf eine Veränderung des bis dahin gültigen Trends aufgrund allgemeiner Wachstumseffekte steigender Realverdienste schließen. Beachtet man lediglich Niveauwirkungen der Kohorten, ist dabei mit einer Verrin-

gerung zumindest der produktivitätsbereinigten Einkommen zu rechnen. Berücksichtigt man darüber hinaus Interaktionen zwischen Kohorten- und Alterseffekten, ergeben sich dramatische Steigerungen in allen Bereinigungsständen der Verdienstwerte gegenüber Periodeneffekten, die aus einer ebenso dramatischen Steigerung der altersbedingten Lohnzuwächse resultieren. Dieses in seiner Größenordnung völlig unplausible Ergebnis läßt sich mit den Rückgängen bei reinen Niveaueffekten durchaus konsistent verbinden, wenn man bei der zugrunde liegenden demographischen Struktur ein System aufgeschobener Lohnbestandteile annimmt, bei dem im Zuge einer Umlagefinanzierung höhere Verdienste von älteren Arbeitnehmern durch Abschläge bei jüngeren finanziert werden.

Sobald ein Rückgang der Erwerbsbevölkerung eintritt, muß der geringeren Anzahl jüngerer Arbeitnehmer in der Anfangsphase ihres Berufslebens mehr abgezogen und implizit entsprechend für die Zukunft mehr in Aussicht gestellt werden, um die heute älteren für die Unterentlohnung in deren „Jugend“ zu entschädigen. Die absehbare Entwicklung der demographischen Struktur dürfte diesen Anpassungsmechanismus schon so bald überfordern, daß zumindest die in den letzten 25 Jahren Geborenen damit

<sup>44</sup> Vgl. FN 34.

Abbildung 9

**Kohortenabhängige Steigungsparameter nach Modell G4  
in verschiedenen Schichtungen mit inflationsbereinigten Daten**

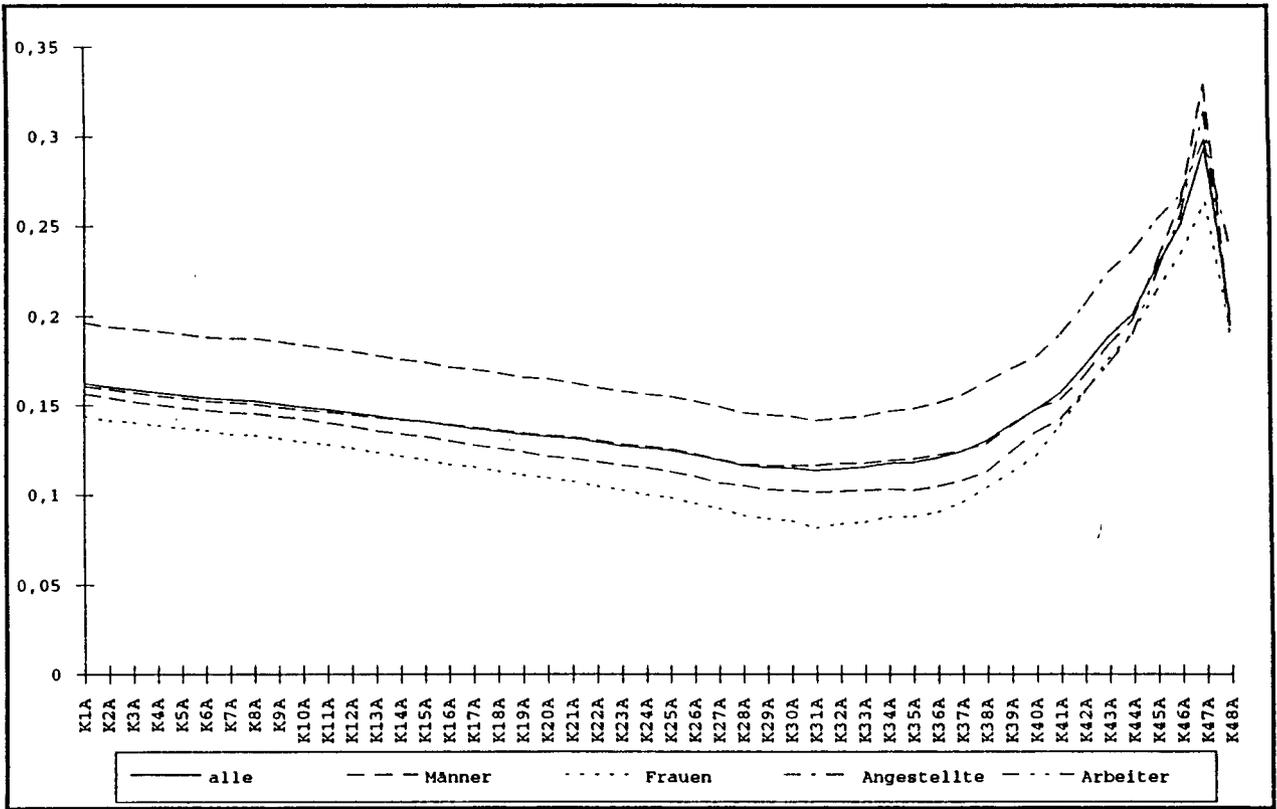
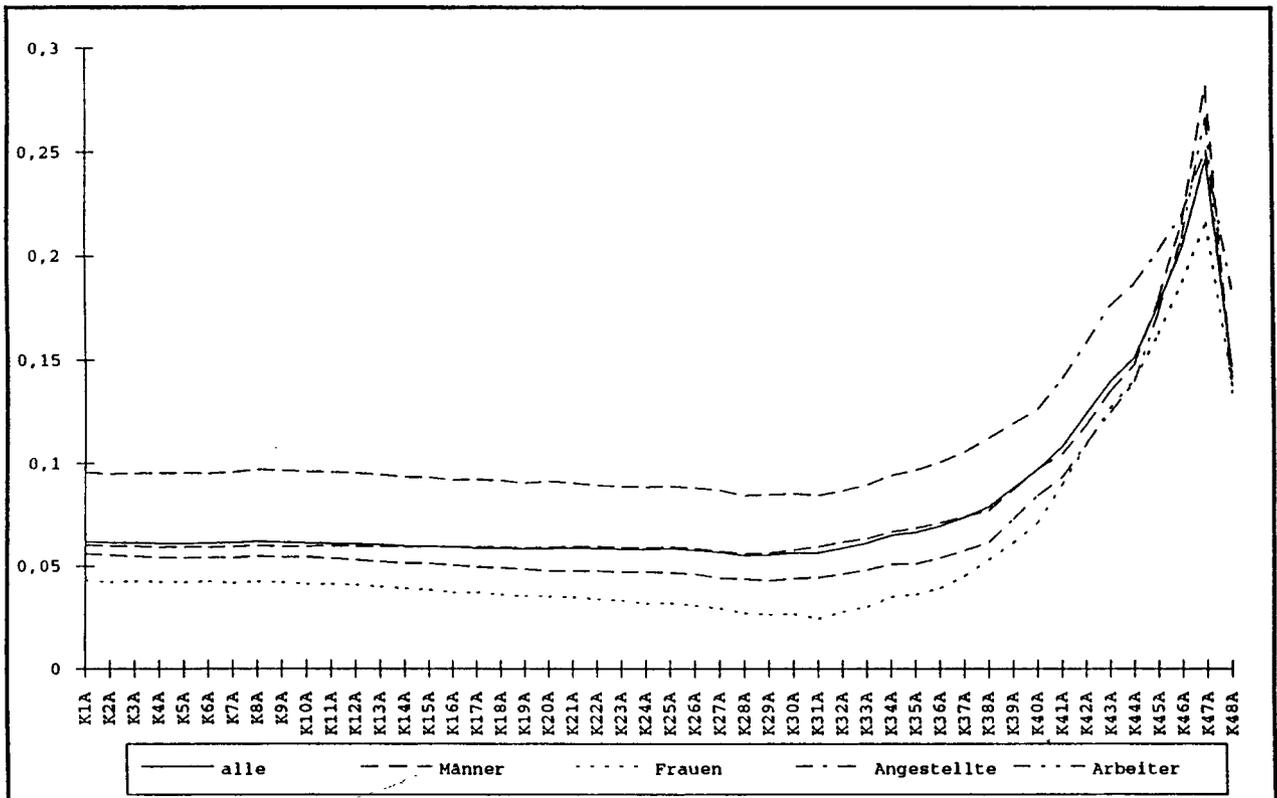


Abbildung 10

**Kohortenabhängige Steigungsparameter nach Modell G4  
in verschiedenen Schichtungen mit extern bereinigten Daten**



rechnen müssen, über ihr Berufsleben hinweg mit weniger als ihrem Produktivitätsbeitrag entlohnt zu werden. Bedenkt man, daß diese und die folgenden Generationen zusätzlich von einem analogen Finanzierungsproblem in der gesetzlichen Rentenversicherung sowie der neu eingerichteten Pflegeversicherung betroffen sind, kann man nur hoffen, daß es zu strukturellen Änderungen kommt, bevor

sich der hier lagernde sozialpolitische Sprengstoff in einer Explosion entlädt, die den gesellschaftlichen Konsens zwischen allen Altersgruppen grundsätzlich in Frage stellt. Damit ergibt sich aber auch weiterer Forschungsbedarf; insbesondere wegen der Restriktionen der hier verwendeten Datenbasis und der dadurch entstandenen ökonomischen Probleme.

## Anhang

Tabelle A1

## Regressionsergebnisse nach Modell G4

	Alle				Männer			
	Unbereinigt	Inf.-bereinigt	Int. per.-ber.	Ext. per.-ber.	Unbereinigt	Inf.-bereinigt	Int. per.-ber.	Ext. per.-ber.
R2	0,99046	0,9840	0,88424	0,89257	0,99113	0,9866	0,9298	0,92463
Adj. R2	0,98957	0,9825	0,87342	0,88253	0,9903	0,98535	0,92323	0,91758
F-Test	1110,62	657,54	81,69	88,86	1195,09	787,54	141,64	131,20
Variable	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient
K1A	0,17271	0,162603	0,020185	0,061967	0,171032	0,160925	0,021089	0,060289
K2A	0,171529	0,16058	0,020607	0,061466	0,169965	0,159016	0,021523	0,059902
K3A	0,170735	0,15908	0,021481	0,061418	0,16894	0,157286	0,022059	0,059623
K4A	0,169519	0,157288	0,022033	0,061082	0,16767	0,155439	0,022461	0,059233
K5A	0,168471	0,155863	0,022806	0,061124	0,166635	0,154027	0,023167	0,059288
K6A	0,167335	0,154499	0,02355	0,061233	0,165207	0,152371	0,023558	0,059104
K7A	0,166272	0,15329	0,024391	0,061416	0,164505	0,151523	0,024698	0,059649
K8A	0,165867	0,15274	0,025905	0,062224	0,163675	0,150548	0,025735	0,060032
K9A	0,164277	0,150997	0,026035	0,061803	0,162118	0,148837	0,025834	0,059643
K10A	0,163171	0,149167	0,026139	0,061366	0,161447	0,147442	0,026236	0,059642
K11A	0,162349	0,147595	0,026442	0,061155	0,160898	0,146144	0,026658	0,059704
K12A	0,161515	0,145999	0,026747	0,060911	0,160216	0,1447	0,026983	0,059613
K13A	0,160344	0,144131	0,026849	0,060437	0,159487	0,143274	0,027388	0,05958
K14A	0,159049	0,142152	0,026802	0,059746	0,158591	0,141694	0,027589	0,059288
K15A	0,15841	0,140807	0,027343	0,059715	0,158297	0,140693	0,028336	0,059601
K16A	0,157095	0,138788	0,027394	0,059095	0,157634	0,139327	0,02892	0,059634
K17A	0,156012	0,136997	0,027791	0,058813	0,156602	0,137587	0,029293	0,059403
K18A	0,155161	0,135517	0,028661	0,058771	0,155708	0,136065	0,03008	0,059319
K19A	0,153802	0,133608	0,029067	0,058188	0,154591	0,134398	0,030711	0,058978
K20A	0,153096	0,132395	0,03009	0,058407	0,153762	0,133061	0,031595	0,059073
K21A	0,1525	0,131296	0,031238	0,058781	0,153319	0,132115	0,032894	0,059599
K22A	0,150986	0,12929	0,031709	0,058432	0,152145	0,130449	0,03372	0,059591
K23A	0,149406	0,1273	0,03213	0,057966	0,150371	0,128265	0,033947	0,058931
K24A	0,148335	0,125826	0,033101	0,057989	0,149342	0,126833	0,034963	0,058996
K25A	0,14756	0,124651	0,034464	0,058435	0,148554	0,125645	0,036352	0,059429
K26A	0,145225	0,122167	0,035013	0,057723	0,145953	0,122895	0,036701	0,058451
K27A	0,142147	0,119302	0,035212	0,056527	0,142825	0,119979	0,036876	0,057204
K28A	0,138747	0,116507	0,035403	0,055173	0,13944	0,1172	0,037064	0,055865
K29A	0,13654	0,115279	0,036514	0,055334	0,137671	0,11641	0,038487	0,056464
K30A	0,134976	0,114884	0,038104	0,056431	0,136414	0,116322	0,040338	0,057868
K31A	0,132197	0,113467	0,038542	0,056403	0,135175	0,116445	0,042224	0,059381
K32A	0,131943	0,114491	0,041379	0,058647	0,13505	0,117599	0,045078	0,061754
K33A	0,131777	0,115371	0,043924	0,060992	0,134141	0,117735	0,046851	0,063355
K34A	0,132953	0,117354	0,04768	0,06485	0,134777	0,119177	0,05009	0,066673
K35A	0,132576	0,117844	0,049895	0,066366	0,134704	0,119972	0,052711	0,068494
K36A	0,13394	0,12043	0,053724	0,069503	0,135625	0,122115	0,056298	0,071188
K37A	0,135631	0,124294	0,058173	0,073644	0,136107	0,12477	0,059798	0,07412
K38A	0,13822	0,129867	0,063275	0,078755	0,136485	0,128132	0,062859	0,07702
K39A	0,144181	0,139129	0,070974	0,087996	0,143103	0,138052	0,071452	0,086918
K40A	0,150153	0,147711	0,078165	0,097052	0,150356	0,147914	0,080211	0,097255
K41A	0,158243	0,157078	0,087116	0,10822	0,15458	0,153415	0,085508	0,104557
K42A	0,172668	0,171867	0,102732	0,124037	0,167122	0,166321	0,099683	0,118491
K43A	0,190094	0,188229	0,120126	0,139755	0,185414	0,18355	0,118122	0,135075
K44A	0,207448	0,201044	0,137362	0,151141	0,204046	0,197642	0,136651	0,147739
K45A	0,239256	0,227279	0,167097	0,175914	0,242167	0,23019	0,172848	0,178825

noch Tabelle A1

K46A	0,268455	0,251323	0,192941	0,203603	0,280351	0,263219	0,209407	0,215499
K47A	0,310384	0,293975	0,224999	0,246966	0,34574	0,329331	0,266217	0,282322
K48A	0,211148	0,200878	0,13374	0,147173	0,205383	0,195113	0,130948	0,141408
K1	-2,171148	-0,794759	3,049004	1,988018	-2,192152	-0,815762	3,063219	1,967014
K2	-2,051895	-0,673289	3,018134	2,005956	-2,074012	-0,695406	3,034605	1,983839
K3	-1,926651	-0,5518	2,992481	2,027997	-1,947914	-0,573063	3,013229	2,006733
K4	-1,800054	-0,434384	2,966287	2,047269	-1,820761	-0,455091	2,990517	2,026561
K5	-1,675233	-0,326282	2,938384	2,058357	-1,700188	-0,351237	2,960593	2,033402
K6	-1,551681	-0,224808	2,90911	2,064109	-1,574138	-0,247265	2,935349	2,041652
K7	-1,438405	-0,136387	2,870782	2,060994	-1,471347	-0,169329	2,888102	2,028052
K8	-1,359054	-0,081841	2,800176	2,026504	-1,375268	-0,098054	2,835306	2,01029
K9	-1,232412	0,020576	2,787058	2,042392	-1,252263	0,000726	2,820475	2,022541
K10	-1,134315	0,11535	2,76746	2,049991	-1,165922	0,083744	2,79368	2,018384
K11	-1,018796	0,227783	2,770034	2,07811	-1,067134	0,179445	2,784588	2,029771
K12	-0,919906	0,323235	2,756088	2,090951	-0,969157	0,273984	2,77371	2,0417
K13	-0,797743	0,438232	2,760456	2,122828	-0,862247	0,373729	2,766916	2,058324
K14	-0,67864	0,548709	2,763816	2,156104	-0,760372	0,466977	2,75743	2,074372
K15	-0,586813	0,632113	2,743794	2,162395	-0,678388	0,540538	2,731214	2,07082
K16	-0,475418	0,734129	2,736498	2,18496	-0,588974	0,620574	2,704665	2,071405
K17	-0,356372	0,843074	2,733377	2,21147	-0,470842	0,728605	2,701395	2,0970
K18	-0,254099	0,931267	2,705211	2,221567	-0,362284	0,823082	2,678832	2,113382
K19	-0,135837	1,031625	2,693101	2,249702	-0,250266	0,917197	2,658843	2,135273
K20	-0,043774	1,103581	2,658056	2,246628	-0,152582	0,994773	2,627735	2,137819
K21	0,046646	1,173192	2,622521	2,241035	-0,066599	1,059948	2,585632	2,127789
K22	0,159539	1,264363	2,602283	2,251649	0,039306	1,144131	2,555669	2,131416
K23	0,271057	1,350665	2,582315	2,264107	0,154161	1,23377	2,536967	2,147211
K24	0,369924	1,423705	2,550455	2,265855	0,256749	1,310531	2,506643	2,152681
K25	0,458222	1,485742	2,506921	2,253763	0,345887	1,373407	2,460574	2,141428
K26	0,597937	1,590179	2,491472	2,280605	0,496037	1,488279	2,451354	2,178705
K27	0,760295	1,705016	2,488949	2,323327	0,658164	1,602885	2,445937	2,221195
K28	0,925098	1,809907	2,482784	2,365572	0,825146	1,709955	2,44085	2,26562
K29	1,060861	1,874891	2,461386	2,371031	0,937237	1,751268	2,398217	2,247407
K30	1,154796	1,893939	2,407852	2,32863	1,026061	1,765205	2,339283	2,199895
K31	1,283767	1,944237	2,391498	2,322257	1,108917	1,769387	2,278001	2,147407
K32	1,344729	1,931709	2,315306	2,259585	1,15509	1,74207	2,188675	2,069946
K33	1,3978	1,920744	2,246697	2,192235	1,232388	1,755332	2,143274	2,026823
K34	1,408143	1,87613	2,142579	2,080674	1,254085	1,722074	2,048062	1,926617
K35	1,457747	1,870699	2,080576	2,034833	1,299234	1,712187	1,976947	1,876321
K36	1,456752	1,806539	1,974791	1,944329	1,310442	1,660229	1,876178	1,79802
K37	1,455066	1,718061	1,863302	1,83693	1,342308	1,605303	1,789765	1,724172
K38	1,416146	1,574666	1,724616	1,693873	1,362745	1,521265	1,704909	1,640472
K39	1,292151	1,343251	1,524059	1,449603	1,227896	1,278996	1,486579	1,385348
K40	1,182416	1,149459	1,352763	1,22941	1,078493	1,045537	1,267815	1,125488
K41	1,020294	0,940832	1,13882	0,961502	1,008988	0,929526	1,141105	0,950196
K42	0,713506	0,611908	0,772637	0,593936	0,75107	0,649472	0,813287	0,6315
K43	0,350795	0,261312	0,379943	0,244451	0,374251	0,284767	0,402915	0,267907
K45	-0,654166	-0,549205	-0,641657	-0,534942	-0,791635	-0,686673	-0,781498	-0,67241
K46	-1,222542	-1,030487	-1,174688	-1,114261	-1,539743	-1,347689	-1,530064	-1,431464
K47	-2,035271	-1,885861	-1,824102	-2,001942	-2,831874	-2,682462	-2,682697	-2,798545
A2	-0,00112	-0,001369	-0,000297	-0,000658	-0,001079	-0,001329	-0,000296	-0,000617
(Constant)	6,170051	5,26394	4,516458	4,680908	6,334507	5,428395	4,614263	4,845364

	Frauen				Angestellte			
	Unbereinigt	Inf.-bereinigt	Int. per.-ber.	Ext. per.-ber.	Unbereinigt	Inf.-bereinigt	Int. per.-ber.	Ext. per.-ber.
R2	0,99027	0,98386	0,6280	0,8253	0,98945	0,97745	0,87564	0,89892
Adj. R2	0,98936	0,98235	0,59322	0,80897	0,98847	0,97535	0,86401	0,88947
F-Test	1088,95	651,89	18,05	50,52	1003,31	463,67	75,30	95,11
Variable	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient
K1A	0,154009	0,143902	0,011598	0,043266	0,20633	0,196223	0,047047	0,095588
K2A	0,152247	0,141298	0,011221	0,042183	0,20489	0,193941	0,047316	0,094827
K3A	0,152061	0,140406	0,01253	0,042744	0,204361	0,192706	0,048533	0,095044
K4A	0,150801	0,13857	0,012873	0,042364	0,203694	0,191463	0,04972	0,095257
K5A	0,149683	0,137075	0,013407	0,042336	0,202674	0,190067	0,050612	0,095327
K6A	0,148704	0,135868	0,014124	0,042602	0,201245	0,188409	0,051156	0,095143
K7A	0,146666	0,133684	0,013823	0,04181	0,200567	0,187585	0,05247	0,095711
K8A	0,146387	0,13326	0,015286	0,042744	0,200584	0,187458	0,054499	0,096941
K9A	0,14479	0,13151	0,013834	0,042316	0,199083	0,185802	0,054918	0,096608
K10A	0,143301	0,129296	0,013343	0,041496	0,197846	0,183841	0,055133	0,096041
K11A	0,142667	0,127913	0,013676	0,041473	0,196914	0,18216	0,055577	0,095721
K12A	0,14147	0,125954	0,013424	0,040866	0,19592	0,180404	0,055899	0,095316
K13A	0,139966	0,123752	0,013011	0,040059	0,194394	0,178181	0,055782	0,094487
K14A	0,138609	0,121713	0,012829	0,039306	0,192755	0,175859	0,05555	0,093452
K15A	0,137337	0,119733	0,012685	0,038641	0,191892	0,174288	0,05602	0,093196
K16A	0,135245	0,116937	0,011914	0,037245	0,189944	0,171636	0,055505	0,091944
K17A	0,13464	0,115625	0,012679	0,037441	0,189283	0,170268	0,05631	0,092083
K18A	0,132712	0,113069	0,012364	0,036323	0,18814	0,168497	0,056844	0,091751
K19A	0,131235	0,111042	0,012556	0,035622	0,185987	0,165794	0,056444	0,090374
K20A	0,130122	0,109421	0,0131	0,035432	0,185841	0,16514	0,058013	0,091151
K21A	0,128723	0,107519	0,013364	0,035004	0,184164	0,16296	0,058143	0,090445
K22A	0,126625	0,104929	0,013112	0,034071	0,181888	0,160192	0,057912	0,089334
K23A	0,124855	0,102749	0,01331	0,033415	0,180139	0,158033	0,058423	0,088699
K24A	0,122378	0,099869	0,012826	0,032032	0,178768	0,15626	0,059386	0,088422
K25A	0,121257	0,098348	0,01378	0,032132	0,178031	0,155123	0,060834	0,088907
K26A	0,118364	0,095306	0,013575	0,030862	0,175563	0,152505	0,061135	0,088061
K27A	0,115267	0,092422	0,013749	0,029647	0,172488	0,149643	0,061094	0,086868
K28A	0,110817	0,088577	0,01305	0,027242	0,168064	0,145824	0,059987	0,084489
K29A	0,107867	0,086606	0,013871	0,026661	0,165973	0,144713	0,061283	0,084767
K30A	0,105463	0,085371	0,014842	0,026918	0,163879	0,143787	0,062404	0,085333
K31A	0,10022	0,08149	0,01309	0,024425	0,16017	0,141441	0,061991	0,084376
K32A	0,101132	0,083681	0,017299	0,027837	0,159974	0,142523	0,06505	0,086679
K33A	0,101084	0,084678	0,019854	0,030298	0,160273	0,143867	0,068269	0,089487
K34A	0,103346	0,087746	0,024417	0,035242	0,162113	0,146513	0,072749	0,094009
K35A	0,102461	0,087729	0,025801	0,036251	0,162874	0,148142	0,076131	0,096664
K36A	0,103605	0,090095	0,028957	0,039167	0,16493	0,15142	0,0805	0,100492
K37A	0,10705	0,095713	0,034635	0,045063	0,167299	0,155962	0,085338	0,105312
K38A	0,112302	0,103949	0,04221	0,052837	0,171736	0,163383	0,092237	0,11227
K39A	0,117472	0,112421	0,048973	0,061287	0,175557	0,170505	0,098097	0,119372
K40A	0,124196	0,121754	0,056503	0,071096	0,179493	0,177051	0,103764	0,126392
K41A	0,139852	0,138687	0,072481	0,089829	0,191034	0,189869	0,116746	0,141011
K42A	0,157742	0,156941	0,090676	0,109111	0,206641	0,20584	0,134054	0,15801
K43A	0,177625	0,175761	0,110235	0,127286	0,226276	0,224412	0,153611	0,175937
K44A	0,196751	0,190346	0,129334	0,140443	0,242519	0,236115	0,169658	0,186212
K45A	0,225903	0,213926	0,156965	0,162562	0,265401	0,253424	0,190572	0,20206

K46A	0,252194	0,235063	0,178452	0,187342	0,284621	0,267489	0,207013	0,219769
K47A	0,279922	0,263513	0,197597	0,216504	0,314659	0,29825	0,226329	0,251241
K48A	0,202099	0,191828	0,127055	0,138123	0,248362	0,238092	0,168088	0,184387
K1	-2,10013	-0,723742	2,879131	2,059036	-2,110991	-0,734602	3,29564	2,048175
K2	-1,96546	-0,586855	2,874504	2,092391	-1,97088	-0,592274	3,278889	2,086972
K3	-1,869766	-0,494916	2,828291	2,084881	-1,864126	-0,489276	3,229119	2,090521
K4	-1,773763	-0,408094	2,780058	2,07356	-1,76026	-0,39459	3,174405	2,087063
K5	-1,661386	-0,312436	2,748225	2,072204	-1,636537	-0,287587	3,13946	2,097052
K6	-1,565083	-0,238211	2,700664	2,050707	-1,496707	-0,169834	3,120534	2,119083
K7	-1,436392	-0,134374	2,685934	2,063007	-1,394744	-0,092726	3,065231	2,104655
K8	-1,358259	-0,081046	2,622408	2,027299	-1,336601	-0,059388	2,967633	2,048956
K9	-1,225451	0,027537	2,688035	2,049353	-1,209178	0,04381	2,944686	2,065626
K10	-1,109399	0,140266	2,69432	2,074908	-1,113044	0,136621	2,911098	2,071262
K11	-0,99176	0,254818	2,704301	2,105146	-0,987299	0,25928	2,911761	2,109607
K12	-0,885332	0,357809	2,704681	2,125525	-0,897094	0,346047	2,880634	2,113763
K13	-0,756721	0,479254	2,721561	2,16385	-0,768408	0,467567	2,884994	2,152162
K14	-0,614593	0,612756	2,749163	2,220152	-0,632859	0,59449	2,897459	2,201886
K15	-0,507961	0,710965	2,744279	2,241247	-0,540558	0,678368	2,870985	2,208651
K16	-0,36963	0,839917	2,764016	2,290749	-0,40828	0,801267	2,881412	2,252098
K17	-0,263385	0,936061	2,750926	2,304457	-0,309472	0,889974	2,858223	2,25837
K18	-0,112566	1,072799	2,774026	2,3631	-0,20211	0,983255	2,83646	2,273556
K19	0,022584	1,190046	2,780944	2,408124	-0,059124	1,108338	2,848936	2,326415
K20	0,137569	1,284924	2,769919	2,427971	0,015169	1,162524	2,795966	2,305571
K21	0,268277	1,394823	2,776247	2,462665	0,149719	1,276265	2,801441	2,344107
K22	0,396064	1,500888	2,774634	2,488175	0,281554	1,386379	2,797141	2,373665
K23	0,533816	1,613424	2,780596	2,526866	0,403258	1,482867	2,777087	2,396308
K24	0,666841	1,720623	2,78328	2,562773	0,510608	1,56439	2,74263	2,40654
K25	0,767602	1,795122	2,753129	2,563143	0,602324	1,629844	2,700483	2,397865
K26	0,931659	1,923901	2,767532	2,614327	0,74346	1,735702	2,690008	2,426128
K27	1,109812	2,054532	2,779701	2,672843	0,910815	1,855536	2,700188	2,473846
K28	1,299896	2,184705	2,792268	2,740371	1,10337	1,988179	2,730018	2,543845
K29	1,480298	2,294329	2,799837	2,790468	1,246283	2,060313	2,712313	2,556453
K30	1,592076	2,331219	2,756765	2,76591	1,350867	2,09001	2,666186	2,524701
K31	1,788447	2,448916	2,799267	2,826937	1,506037	2,166506	2,672352	2,544527
K32	1,839888	2,426868	2,707665	2,754744	1,565314	2,152294	2,588222	2,48017
K33	1,8772	2,400143	2,62728	2,671635	1,603188	2,126131	2,496947	2,397623
K34	1,866027	2,334014	2,510648	2,538559	1,589314	2,057302	2,365864	2,261846
K35	1,924346	2,337299	2,467282	2,501433	1,609718	2,02267	2,27286	2,186804
K36	1,926271	2,276058	2,377543	2,413849	1,587299	1,937086	2,148838	2,074877
K37	1,880843	2,143838	2,236798	2,262707	1,570334	1,833329	2,028677	1,952198
K38	1,775893	1,934413	2,036877	2,05362	1,480625	1,639145	1,838923	1,758352
K39	1,665267	1,716367	1,85318	1,82272	1,405008	1,456107	1,677201	1,56246
K40	1,546409	1,513452	1,682876	1,593403	1,345043	1,312086	1,541149	1,392037
K41	1,209981	1,130519	1,307284	1,15119	1,092916	1,013454	1,221816	1,034125
K42	0,816065	0,714467	0,874223	0,696496	0,749739	0,648141	0,806423	0,630169
K43	0,391949	0,302465	0,425156	0,285606	0,328671	0,239187	0,356325	0,222326
K45	-0,594201	-0,48924	-0,595512	-0,474976	-0,471327	-0,366366	-0,461495	-0,352103
K46	-1,113438	-0,921384	-1,049526	-1,005158	-0,830091	-0,638039	-0,797585	-0,721813
K47	-1,637836	-1,488427	-1,439612	-1,604507	-1,413315	-1,263906	-1,199762	-1,379986
A2	-0,000889	-0,001138	-0,000164	-0,000427	-0,001498	-0,001748	-0,0006228	-0,001036
(Constant)	6,187166	5,281056	4,93917	4,698024	5,500044	4,593934	3,774555	4,010902

	Arbeiter			
	Unbereinigt	Inf.-bereinigt	Inf. per.-ber.	Ext. per.-ber.
R2	0,99039	0,98343	0,81891	0,8312
Adj. R2	0,98949	0,98188	0,80198	0,81542
F-Test	1101,90	634,88	48,36	52,66
Variable	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient
K1A	0,166749	0,156642	0,009594	0,056007
K2A	0,165409	0,15446	0,010005	0,055346
K3A	0,163919	0,152264	0,010355	0,054602
K4A	0,162569	0,150338	0,010927	0,054133
K5A	0,161329	0,148721	0,011639	0,053982
K6A	0,160276	0,14744	0,012587	0,054173
K7A	0,158955	0,145973	0,01329	0,054099
K8A	0,158486	0,145359	0,014837	0,054842
K9A	0,156993	0,143713	0,0151	0,054518
K10A	0,156329	0,142324	0,015732	0,054524
K11A	0,154928	0,140174	0,015562	0,053734
K12A	0,153544	0,138029	0,01544	0,052941
K13A	0,151943	0,135729	0,01524	0,052036
K14A	0,150716	0,133819	0,015381	0,051413
K15A	0,149962	0,132359	0,015951	0,051266
K16A	0,148421	0,130114	0,01597	0,050422
K17A	0,146666	0,127651	0,015917	0,049467
K18A	0,145548	0,125905	0,016718	0,049159
K19A	0,143986	0,123793	0,017088	0,048373
K20A	0,142197	0,121496	0,01719	0,047507
K21A	0,14127	0,120066	0,018126	0,047551
K22A	0,140119	0,118423	0,019085	0,047565
K23A	0,138483	0,116377	0,019462	0,047043
K24A	0,137566	0,115057	0,020573	0,04722
K25A	0,135961	0,113053	0,021183	0,046837
K26A	0,133557	0,110499	0,02182	0,046055
K27A	0,129665	0,10682	0,021451	0,044045
K28A	0,127307	0,105067	0,022947	0,043733
K29A	0,124151	0,10289	0,023156	0,042945
K30A	0,122513	0,102421	0,024713	0,043967
K31A	0,120164	0,101434	0,025582	0,04437
K32A	0,119372	0,101921	0,027788	0,046077
K33A	0,11884	0,102434	0,029869	0,048054
K34A	0,118898	0,103298	0,032596	0,050794
K35A	0,117228	0,102496	0,033606	0,051018
K36A	0,118182	0,104672	0,037185	0,053745
K37A	0,119406	0,108068	0,04145	0,057419
K38A	0,121064	0,112711	0,045626	0,061598
K39A	0,128957	0,123905	0,054858	0,072772
K40A	0,137448	0,135006	0,063982	0,084347
K41A	0,14322	0,142055	0,070014	0,093197
K42A	0,158341	0,15754	0,08565	0,10971
K43A	0,174847	0,172983	0,102096	0,124508
K44A	0,196174	0,18977	0,123255	0,139867
K45A	0,23574	0,223763	0,160149	0,172398
K46A	0,273512	0,25638	0,193075	0,20866
K47A	0,330349	0,313941	0,239686	0,266932
K48A	0,19853	0,18826	0,118181	0,134555
K1	-2,402541	-1,026152	2,821986	1,756625
K2	-2,287843	-0,909237	2,781148	1,770009
K3	-2,126344	-0,751493	2,785685	1,828303
K4	-1,985599	-0,61993	2,768458	1,861723
K5	-1,855957	-0,507006	2,741094	1,877633
K6	-1,730834	-0,403961	2,709609	1,884956
K7	-1,605768	-0,30375	2,679488	1,893631
K8	-1,518462	-0,241249	2,6140	1,867096
K9	-1,389031	-0,136042	2,603606	1,885773
K10	-1,300051	-0,050385	2,573141	1,884256
K11	-1,166742	0,079836	2,590896	1,930163
K12	-1,047367	0,195774	2,594271	1,96349
K13	-0,909847	0,326129	2,610622	2,010724
K14	-0,798075	0,429274	2,603775	2,036669
K15	-0,697888	0,521038	2,588339	2,05132
K16	-0,579756	0,629791	2,582127	2,080623
K17	-0,439185	0,760262	2,593921	2,128657
K18	-0,326408	0,858958	2,570972	2,149258
K19	-0,202717	0,964745	2,560443	2,182822
K20	-0,079123	1,068232	2,553405	2,211279
K21	0,010073	1,136619	2,515024	2,204461
K22	0,119036	1,22386	2,489087	2,211146
K23	0,230527	1,310136	2,47161	2,223577
K24	0,325542	1,379324	2,439245	2,221474
K25	0,43096	1,45848	2,412911	2,226501
K26	0,575985	1,568227	2,400048	2,258652
K27	0,753573	1,698294	2,407265	2,316605
K28	0,891014	1,775824	2,367942	2,331489
K29	1,041024	1,855055	2,362464	2,351194
K30	1,139405	1,878548	2,315149	2,313238
K31	1,254181	1,914651	2,287721	2,29267
K32	1,326709	1,913689	2,228947	2,241565
K33	1,391827	1,914771	2,178115	2,186262
K34	1,43733	1,905318	2,109229	2,109862
K35	1,519023	1,931976	2,079489	2,096109
K36	1,532336	1,882123	1,986187	2,019913
K37	1,538787	1,801782	1,877807	1,92065
K38	1,527743	1,686264	1,76981	1,80547
K39	1,361693	1,412793	1,540458	1,519146
K40	1,190252	1,157295	1,324643	1,237245
K41	1,090134	1,010672	1,189248	1,031343
K42	0,772142	0,670544	0,829118	0,652573
K43	0,438705	0,349221	0,466616	0,332361
K45	-0,810731	-0,705769	-0,785002	-0,691507
K46	-1,556939	-1,364885	-1,464725	-1,448659
K47	-2,664814	-2,515404	-2,404191	-2,631485
A2	-0,001063	-0,001312	-0,0001768	-0,000601
(Constant)	6,448913	5,542802	4,88169	4,95977

## Literaturverzeichnis

- Becker, Gary S. (1992): The Economic Way of Looking at Life, Nobel Prize Address, The Nobel Foundation.
- Ben-Porath, Yoram (1966): Lifetime Income and Economic Growth: Comment, in: American Economic Review 56, S. 869-872.
- Berger, Marc C. (1985): The Effect of Cohort Size on Earnings Growth: A Reexamination of the Evidence, in: Journal of Political Economy 93, S. 561-573.
- Blossfeld, Hans-Peter (1987): Zur Repräsentativität der Sfb-3-Lebensverlaufsstudie — ein Vergleich mit Daten aus der amtlichen Statistik, Allgemeines Statistisches Archiv 71, S. 125-144.
- Dresdner Bank (Hrsg.) (1993): Historische statistische Reihen, Frankfurt a. M.
- Erber, Georg (1992): Welchen Sinn haben Modellrechnungen zur Anpassung der Arbeitsproduktivitäten in Ost- und Westdeutschland?, in: Konjunkturpolitik 38, S. 113-138.
- Franz, Wolfgang (1991): Arbeitsmarktökonomik, Heidelberg et al.
- Göbel, Dieter (1983): Lebenseinkommen und Erwerbsbiographie. Eine Längsschnittuntersuchung mit Daten der gesetzlichen Rentenversicherung, Frankfurt a. M. und New York.
- Hamermesh, Daniel S., Albert Rees (1988): The Economics of Work and Pay, 4. Aufl., New York et al.
- Knoll, Leonhard (1994): Intertemporale Entlohnung und ökonomische Effizienz — ein Beitrag zur Theorie und Empirie von Alters-Verdienst-Profilen, München.
- Knoll, Leonhard, Ulrich Störk (1993): Alters-Verdienst-Profile westdeutscher Arbeitnehmer 1984-1991 — eine empirische Untersuchung auf der Basis der Wellen A — H des Sozio-ökonomischen Panels, Diskussionsbeitrag 3-1993 des Betriebswirtschaftlichen Instituts der Julius-Maximilians-Universität Würzburg.
- Lang, Oliver (1994): Die Einkommens- und Vermögensverhältnisse künftiger Altengenerationen in Deutschland, Expertise im Auftrag der Enquete-Kommission „demographischer Wandel“, Mannheim.
- Lazear, Edward P.: Agency, Earnings Profiles, Productivity and Hours Restrictions, in: American Economic Review 71, S. 606-620.
- Mayer, Karl U. (1984): Lebensverläufe und Wohlfahrtentwicklung. Bericht über die Forschungstätigkeit in der zweiten Forschungsphase 1982-1984, Frankfurt.
- Medoff, James L., Katherine G. Abraham (1980): Experience, Performance and Earnings, in: Quarterly Journal of Economics 95, S. 703-736.
- Medoff, James L., Katherine G. Abraham (1981): Are Those Paid More Really More Productive? The Case of Experience, in: Journal of Human Resources 16, S. 186-214.
- Mincer, Jacob (1974): Schooling, Experience and Earnings, New York.
- Murphy, Kevin J., Finis Welch (1990): Empirical Age-Earnings Profiles, in: Journal of Labor Economics 8, S. 202-229.
- Schmähl, Winfried (1986): Lohnentwicklung im Lebenslauf, in: Allgemeines Statistisches Archiv 70, S. 180-203.
- Schmähl, Winfried, Uwe Fachinger (1994): Prozeßinduzierte Daten als Grundlage für sozial- und verteilungspolitische Analysen — Erfahrungen mit Daten der Rentenversicherungsträger für Längsschnittanalysen, in: Hauser, R., N. Ott, G. Wagner (Hrsg.): Mikroanalytische Grundlage der Gesellschaftspolitik, Band 2, Berlin, S. 179-200.
- Schmähl, Winfried, Dieter Göbel (1983): Lebenseinkommensverläufe aus Längsschnittdaten der Rentenversicherungsträger, in: Schmähl, W. (Hrsg.): Ansätze der Lebenseinkommensanalyse, Tübingen, S. 126-172.
- Wagner, Gert (1982): Die Simulationsmodelle des Sfb 3 zur Analyse der Rentenreform '84, in: Helberger, C., G. Rolf (Hrsg.): Die Gleichstellung von Mann und Frau in der Alterssicherung, Frankfurt und New York, S. 41-75.
- Wagner, Joachim, Wilhelm Lorenz (1988): The Earnings Function under Test, in: Economic Letters 27, S. 95-99.
- Weisshuhn, Gernot, Werner Clement (1982): Analyse der qualifikationsspezifischen Verdienstrelationen in der Bundesrepublik Deutschland auf der Basis der Beschäftigungsstatistik, in: Mitteilungen der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 15, S. 36-49.
- Welch, Finis (1979): Effects of Cohort Size on Earnings: The Baby Boom Babies „Financial Bust“, in: Journal of Political Economy 87, S. 565-597.
- Zurbrugg, Fritz (1990): Einkommensentwicklung im Lebenszyklus — Eine Längsschnittstudie mit Daten der staatlichen Rentenversicherung der Schweiz, Bern.

### Cohort effects on the level and the development of earnings in the course of the working life — an empirical study

#### Summary

*Our study estimates the cohort influence on age-earnings profiles of employees using dummy variables in earnings functions. Data base for these regressions are age-period-matrices, which are based on the 1990-sample of the VDR (federation of the German pension insurance institutes). We study two model specifications. On the one hand the cohort influence on the level of the age-earnings profiles is examined alone, on the other hand an interaction with the age influence is also considered. In both specifications deviations from the supposed profiles, which should rise in nominal and real terms and remain approximately constant if the productivity changes are corrected for, are found at first for the younger cohorts. The opposite results stem partially from a bias caused by the data. The remaining effective alteration in the earnings development, which is not exactly quantifiable, can best be explained by a combination of a deferred compensation and a pay-as-you-go scheme for financing the system. Because of the demographic structure of the working people and its prospective change, the cohorts from the midst of the sixties will suffer analogous losses in their lifetime earnings as in their claims for pensions from the public social security system. The size of the losses and the cohorts affected first cannot be foreseen more exactly, until — by means of the results of further studies — the importance of the reported econometric problems is clarified.*