

Erbsland, Manfred

**Book — Digitized Version**

## Die öffentlichen Personalausgaben: Eine empirische Analyse für die Bundesrepublik Deutschland

Allokation im marktwirtschaftlichen System, No. 32

**Provided in Cooperation with:**

Peter Lang International Academic Publishers

*Suggested Citation:* Erbsland, Manfred (1991) : Die öffentlichen Personalausgaben: Eine empirische Analyse für die Bundesrepublik Deutschland, Allokation im marktwirtschaftlichen System, No. 32, ISBN 978-3-631-75566-2, Peter Lang International Academic Publishers, Berlin, <https://doi.org/10.3726/b14070>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/182615>

**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.*



<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>

ALLOKATION IM MARKTWIRTSCHAFTLICHEN SYSTEM

MANFRED ERBSLAND

# DIE ÖFFENTLICHEN PERSONALAUSGABEN



PETER LANG

MANFRED ERBSLAND

## **DIE ÖFFENTLICHEN PERSONALAUSGABEN**

Die vorliegende Arbeit verknüpft empirische und theoretische Erkenntniselemente über die Entwicklung der öffentlichen Personalausgaben mit Hilfe einer Kausalitätsanalyse. Die Studie setzt bei der Entwicklung der Personalausgaben und ihrer Komponenten an und stellt anschließend einige theoretische Ansätze dar, die Aussagen zur relativen Entwicklung der Personalausgaben beinhalten. Die Integration von theoretischen und empirischen Aspekten geschieht im Zuge einer Überprüfung von Preisstruktureffekt und Folgelastenhypothese.

Manfred Erbsland wurde 1956 in Mannheim geboren. Von 1976 bis 1981 Studium der Volkswirtschaftslehre an der Universität Mannheim. Anschließend wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl für Volkswirtschaftslehre IV und im Sonderforschungsbereich 5 "Staatliche Allokationspolitik im marktwirtschaftlichen System" der Universität Mannheim.

## Die öffentlichen Personalausgaben



# ALLOKATION IM MARKTWIRTSCHAFTLICHEN SYSTEM

Herausgegeben von  
Heinz König, Hans-Heinrich Nachtkamp,  
Ulrich Schlieper, Eberhard Wille

Band 32



**PETER LANG**

Frankfurt am Main · Bern · New York · Paris

MANFRED ERBSLAND

# **DIE ÖFFENTLICHEN PERSONAL- AUSGABEN**

Eine empirische Analyse  
für die Bundesrepublik Deutschland



**PETER LANG**

Frankfurt am Main · Bern · New York · Paris

**CIP-Titelaufnahme der Deutschen Bibliothek**

**Erbsland, Manfred:**

**Die öffentlichen Personalausgaben : eine empirische Analyse für die Bundesrepublik Deutschland / Manfred Erbsland. - Frankfurt am Main ; Bern ; New York ; Paris : Lang, 1991**

**(Allokation im marktwirtschaftlichen System ; Bd. 32)**

**Zugl.: Mannheim, Univ., Diss., 1990**

**ISBN 3-631-43912-1**

**NE: GT**

Open Access: The online version of this publication is published on [www.peterlang.com](http://www.peterlang.com) and [www.econstor.eu](http://www.econstor.eu) under the international Creative Commons License CC-BY 4.0. Learn more on how you can use and share this work: <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>.



This book is available Open Access thanks to the kind support of ZBW – Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft.

**D 180**

**ISSN 0939-7728**

**ISBN 3-631-43912-1**

**ISBN 978-3-631-75566-2 (eBook)**

**© Verlag Peter Lang GmbH, Frankfurt am Main 1991**

**Printed in Germany 1 2 4 5 6 7**

## **Vorwort**

Im Mittelpunkt der vorliegenden Arbeit steht die Darstellung der Entwicklung der öffentlichen Personalausgaben und ihrer Komponenten für die Bundesrepublik Deutschland. Die Arbeit überprüft auch einige theoretische Ansätze, die Aussagen zur relativen Entwicklung der Personalausgaben beinhalten, mit Hilfe von Kausalitätsanalysen.

Die vorliegende Arbeit entstand während meiner Tätigkeit als wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl für Volkswirtschaftslehre IV und im Sonderforschungsbereich 5 "Staatliche Allokationspolitik im marktwirtschaftlichen System" der Universität Mannheim. Sie wurde im Wintersemester 1990/91 von der Fakultät für Volkswirtschaftslehre und Statistik der Universität Mannheim als Dissertation angenommen.

Mein besonderer Dank richtet sich an Herrn Prof. Dr. Eberhard Wille, der die Arbeit anregte und sie mit seiner konstruktiven Kritik im gesamten Zeitraum begleitete. Mein besonderer Dank gilt auch meinen Kollegen Herrn Diplom-Volkswirt Walter Ried und Herrn Diplom-Volkswirt Dr. Volker Ulrich, die den größten Teil der Rohfassung der Arbeit mit mir diskutierten und denen ich viele wertvolle Hinweise und Anregungen verdanke.

Mannheim, im Januar 1991

Manfred Erbsland



# INHALTSVERZEICHNIS

	Seite
<b>1. Einleitung</b>	1
1.1. Anliegen der Untersuchung	1
1.2. Disposition	1
<b>2. Die empirische Entwicklung im Überblick</b>	5
2.1. Klassifikationen und Definitionen der amtlichen Statistik	5
2.2. Die Ausgabenentwicklung nach öffentlichen Ebenen	10
2.2.1. Die Personalausgaben insgesamt	10
2.2.2. Die Personalausgaben nach detaillierten Arten	14
<b>3. Die Komponenten der Personalausgabenentwicklung</b>	20
3.1. Der Personalbestand	20
3.2. Lineare Einkommensverbesserungen	33
3.3. Die Strukturkomponente und ihr Ausmaß	43
3.4. Änderungen im Stellenkegel	47
3.4.1. Bund	49
3.4.2. Länder	62
3.4.3. Gemeinden	71
<b>4. Erklärungsansätze zur Entwicklung der Personalausgaben</b>	80
4.1. Der Preisstruktureffekt	80
4.2. Die Leibensteinsche X-Ineffizienz	87
4.3. Die Budgetmaximierungsthese	91
4.4. Die Folgelastenthese	100

<b>5.</b>	<b>Empirische Überprüfung von Preisstruktureffekt und Folgelastenthese</b>	102
5.1.	Ursachen und Wirkungen des Preisstruktureffekts	102
5.1.1.	Die Berechnung eines Preisindex für die Staatsausgaben	102
5.1.2.	Empirische Ergebnisse zum realen und inflationsbedingten Preisstruktureffekt	108
5.1.3.	Der Preisstruktureffekt als Ursache des überproportionalen Wachstums der Staats- und Personalausgaben	121
5.2.	Zum Verhältnis von Investitions- und Personalausgaben	143
<b>6.</b>	<b>Zusammenfassung</b>	151

## **Anhang**

Das sequentielle Testverfahren nach Hsiao	160
Der Dickey-Fuller Test auf unit-root	167
Übersicht 1 *	170
Tabellen	176
Plots	229

<b>Literaturverzeichnis</b>	243
-----------------------------	-----

## **1. Einleitung**

### **1.1. Anliegen der Untersuchung**

Die Personalausgaben von Bund, Ländern und Gemeinden besaßen 1988 in der Abgrenzung der Finanzstatistik einen Umfang von 213,4 Mrd. DM, was einem Anteil von 33,1 v.H. an den Gesamtausgaben der Gebietskörperschaften entsprach (vgl. Abb. 1). Aufgrund ihres Umfangs und ihrer sehr geringen Flexibilität sind sie von erheblicher finanzpolitischer Bedeutung. Trotz ihrer Wichtigkeit wird dieser Ausgabenkategorie in der finanzwissenschaftlichen Analyse jedoch nicht genügend Beachtung geschenkt. "Die suboptimale Verteilung finanzwissenschaftlicher Forschungsressourcen zeigt sich wohl auf keinem Gebiet so sehr wie bei der Vernachlässigung der Personalausgaben und der damit zusammenhängenden Probleme" (Andel 1985, S. 515; siehe auch Derselbe 1990, S. 195).

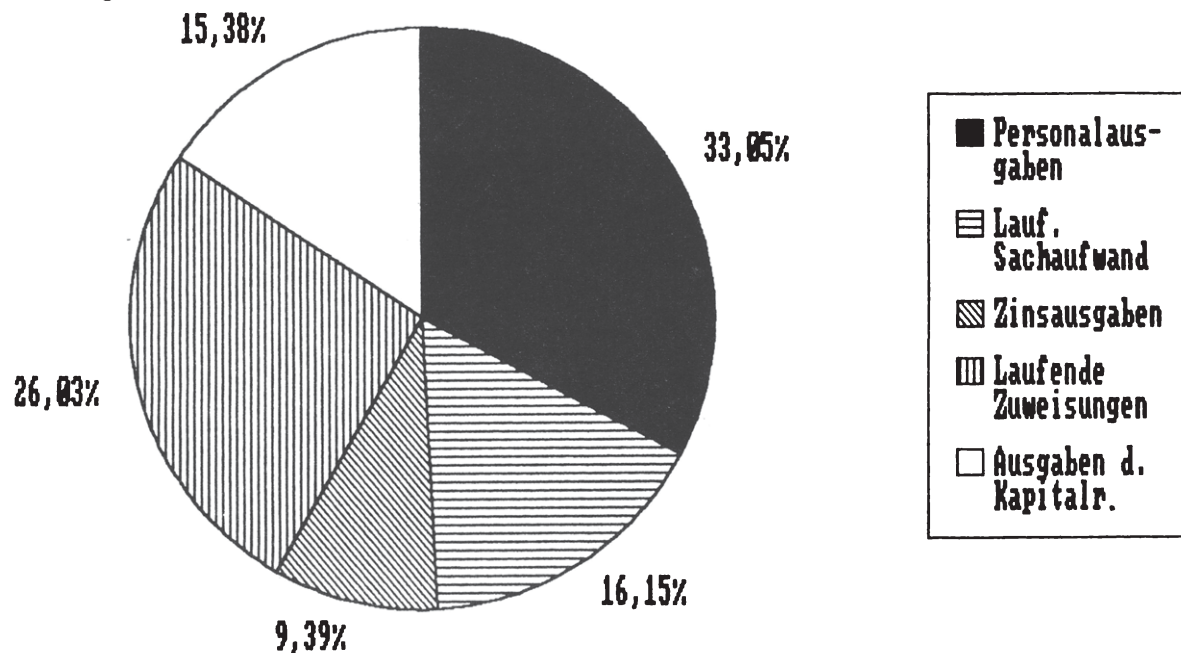
Die folgende Analyse der Entwicklung der öffentlichen Personalausgaben in der Bundesrepublik Deutschland soll einen Beitrag dazu leisten, dieses Forschungsdefizit ein wenig zu mindern. Neben der Aufbereitung und Darstellung der Daten zur Personalausgabenentwicklung (einschließlich ihrer Komponenten) seit 1950 liegt ein weiterer Schwerpunkt der Arbeit in der Erklärung und empirischen Überprüfung der Personalausgaben in ihrer relativen Entwicklung zu den Gesamt- als auch zu den Investitionsausgaben.

### **1.2. Disposition**

Kapitel 2 liefert zunächst eine begriffliche Abgrenzung der Personalausgaben von anderen Ausgabepositionen des öffentlichen Budgets sowie einer Klassifikation nach Arten, bevor dann der empirische Überblick die Entwicklung der Personalausgaben, getrennt nach Bund, Länder und Gemeinden, beschreibt.



Abb. 1: Ausgaben der Gebietskörperschaften nach Arten im Jahr 1988



Quelle: Zusammengestellt und errechnet aus Crumfinger (1989).

In Kapitel 3 wird die Personalausgabenentwicklung auf die drei Determinanten Menge, Preis und Struktur zurückgeführt. Die Darstellung der Mengenentwicklung, ausgedrückt durch die Beschäftigtenzahl, erfolgt sowohl nach dem Dienstverhältnis, d.h. nach Beamten, Angestellten und Arbeitern als auch nach Aufgabebereichen. Die Beschreibung der Preiskomponenten geschieht mit Hilfe von Tarifindizes. Da im Gegensatz zu Angestellten und Arbeitern für Beamte kein amtlicher Index existiert, wurde einer für die Besoldung der Bundesbeamten konstruiert. Eine ausführliche Analyse erfährt die Strukturkomponente, die all jene Effekte zusammenfaßt, die weder Mengen- noch Preiskomponente wiedergeben. Zunächst erfolgt eine überschlagsmäßige Quantifizierung des Einflusses der Strukturkomponenten auf die Erhöhung der Aktivitätsbezüge von Arbeitern und Angestellten der Gebietskörperschaften sowie von Bundesbeamten. Es folgt eine Beschreibung der Stellenstruktur von Beamten und Angestellten nach Laufbahn- und Besoldungs- bzw. Vergütungsgruppen, deren Veränderung die Entwicklung der Strukturkomponenten maßgeblich determiniert. Die Auswirkungen von Änderungen der Stellenstruktur auf die Aktivitätsbezüge können auf die beiden Faktoren Anteilsverschiebungen zwischen den vier Laufbahngruppen (höherer Dienst, gehobener Dienst, mittlerer Dienst, einfacher Dienst) und Verschiebungen zwischen Besoldungs- bzw. Vergütungsgruppen innerhalb der Laufbahngruppen zurückgeführt werden. Die quantitative Aufteilung des Gesamteffekts auf die zwei Faktoren, getrennt nach öffentlichen Ebenen, erfolgt mit Hilfe von Strukturindizes.

Das vierte Kapitel gibt einen Überblick über einige Erklärungsansätze zur Entwicklung der Personalausgaben. Die Zusammenstellung ist bei weitem nicht vollständig, da wir uns auf jene Ansätze beschränken, die vor allem die Entwicklung der Personalausgabenquote erklären und die sich empirisch überprüfen lassen.<sup>1)</sup> Neben der "Baumolschen Kostenkrankheit" öffentlicher Dienste und der Folgenlastenthese wurden auch die X-Ineffi-

1) Eine Überblick über weitere Ansätze, die vor allem die Verdienstdynamik berücksichtigen, geben Mettelsiefen/Pelz/Rahmann (1986, S. 93 ff.). Die Bestimmung der staatlichen Personalausgaben via

zienz und die Budgetmaximierungsthese miteinbezogen, da eine Verknüpfung beider Ansätze mit weiteren Annahmen über die Preis- und Einkommenselastizität der Nachfrage nach dem öffentlichen Output zu einem Preisstruktureffekt zuungunsten des Staates führt.

Das fünfte Kapitel beginnt mit der Berechnung eines Preisindex für die Staatsausgaben, der für die empirische Analyse benötigt wird. Dem Vorgehen früherer Untersuchungen folgend, werden anschließend die Ursachen für den Preisstruktureffekt mit Hilfe multipler Regressionen überprüft. Die danach folgenden empirischen Untersuchungen zu den Auswirkungen des Preisstruktureffekts beruhen hingegen auf dem Konzept der Grangerkausalität, das kurz vorgestellt wird, und einem hierauf aufbauenden sequentiellen Testverfahren. Zum Abschluß dieses Kapitels erfolgt eine Überprüfung der Folgelastenthese. Das letzte Kapitel faßt die Ergebnisse der Arbeit zusammen.

---

Besoldung behandelt Bös (1977, S. 820 ff.). Eine Zusammenstellung der wichtigsten Ansätze findet sich auch in Wille (1985).

## **2. Die empirische Entwicklung im Überblick**

### **2.1. Klassifikationen und Definitionen der amtlichen Statistik**

Die *Finanzstatistik* unterscheidet auf der Ausgabenseite des Budgets in ihrer Systematik nach volkswirtschaftlichen Arten zwischen den Ausgaben der laufenden Rechnung, die den sog. konsumtiven Teil der Staatsausgaben darstellen, und den Ausgaben der Kapitalrechnung, die den investiven Teil repräsentieren.

Zu den Ausgaben der laufenden Rechnung zählen folgende Ausgabenarten:

- Personalausgaben,
- laufender Sachaufwand,
- Zinsausgaben und
- laufende Zuschüsse.

Dagegen umfassen die Ausgaben der Kapitalrechnung die Positionen:

- Sachinvestitionen,
- Investitionszuschüsse an Dritte und
- Finanzinvestitionen.

Die Daten der Finanzstatistik stammen aus den Haushaltsrechnungen der Gebietskörperschaften und folgen somit weitestgehendst der Abgrenzung des Gruppierungsplans der öffentlichen Haushalte (vgl. Statistisches Bundesamt 1989a, S. 7). Die Finanzstatistik bietet gegenüber den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen den Vorteil, daß sie jene Daten liefert, die das Entscheidungsverhalten der öffentlichen Entscheidungsträger am ehesten widerspiegeln (so auch Wille 1985, S. 17). Bei der Darstellung der zeitlichen Entwicklung der Ausgaben öffentlicher Haushalte greifen wir daher vor allem auf die finanzstatistischen Daten des Statistischen Bundesamtes zurück, die in "Langen Rei-

hen" ab dem Jahre 1950 vorliegen (siehe Statistisches Bundesamt 1983, 1989a). Aufgrund der Erweiterung des Berichtskreises<sup>2)</sup> der Finanzstatistik um die Sozialversicherung und die kommunalen Zweckverbände tritt im Jahre 1974 ein Bruch in den Zeitreihen auf, der sich leider nicht korrigieren läßt (vgl. Dietz 1983, S. 132; Statistisches Bundesamt 1989a, S. 12 f.). Das Statistische Bundesamt weist deswegen zu Vergleichszwecken in ihren "Langen Reihen" für das Berichtsjahr 1974 sowohl den Wert nach der alten als auch nach der neuen Darstellungsmethode aus.<sup>3)</sup> Neben der Erweiterung des Berichtskreises traten seit 1950 noch folgende einschneidenden Änderungen ein:

- Seit 1963 werden die Versorgungsbezüge, die Schuldenaufnahme und -tilgungen, die Zinsausgaben am Kredit-

2) Der finanzstatistische Berichtskreis des Statistischen Bundesamtes umschließt:

- den Bund mit den Sondervermögen "Lastenausgleichsfonds" (LAF) und "European Recovery Program" (ERP),
- die Länder (einschl. Stadtstaaten) und ihre Sondervermögen,
- die Gemeinden und Gemeindeverbände,
- die Zweckverbände,
- die Sozialversicherung,
- die rechtlich selbständigen Einrichtungen der Wissenschaft, Forschung und Entwicklung, die auf Dauer überwiegend aus Zuwendungen von anderen zum Berichtskreis der Finanzstatistik gehörenden juristischen Personen und den Europäischen Gemeinschaften finanziert werden,
- die Krankenhäuser und Hochschulkliniken mit kaufmännischen Rechnungswesen, wenn Länder und Gemeinden/GV oder Zweckverbände Träger oder mit mehr als fünfzig Prozent des Nennkapitals beteiligt sind und
- die Finanzanteile der Europäischen Gemeinschaften.

(vgl. Statistisches Bundesamt 1989a, S. 6).

3) Die ausgewiesenen Werte für den Personalaufwand von Bund, Ländern und Gemeinden sind identisch, so daß für diese Ausgabenkategorie kein Bruch auftritt.

markt sowie die Zuführungen an Entnahmen aus Rücklagen, die bis dahin den einzelnen Aufgabenbereichen zugeordnet wurden, zentral im Aufgabenbereich "Allgemeine Finanzwirtschaft" erfaßt (vgl. Statistisches Bundesamt 1966a, S. 4 f.).

- Im Jahre 1970 wurde ein einheitlicher Gruppierungs- und Funktionenplan für die Ausgabe- und Einnahmearten und die Aufgabenbereiche eingeführt, und es fand die Ausgliederung der "Besonderen Finanzierungsvorgänge" im finanzstatistischen Nachweis statt.<sup>4)</sup>
- 1977 wurde der Funktionenplan geändert (vgl. Dietz 1983, S. 132).
- Da im Jahre 1960 das Haushaltsjahr dem Kalenderjahr angepaßt wurde, sind in den Daten für das Jahr 1960 nur die Ausgaben und Einnahmen für die Monate April bis Dezember ausgewiesen.

In der Abgrenzung der Finanzstatistik setzen sich die *Personalausgaben* aus<sup>5)</sup>

- (1) den Aufwendungen für Abgeordnete und ehrenamtlich Tätige,
- (2) den Dienstbezügen,
- (3) den Versorgungsbezügen,
- (4) den Beihilfen und Unterstützungen und
- (5) den personalbezogenen Sachausgaben zusammen.

Die Dienstbezüge umfassen die Besoldung der Beamten und Richter, die Angestelltenvergütungen, die Löhne der Arbeiter sowie die Bezüge der Soldaten der Bundeswehr. Zu den Versorgungsbezügen zählen die Ruhegehälter der Beamten, die Hinterbliebenen-

---

4) Die wichtigsten Unterschiede sind aufgeführt in Statistisches Bundesamt (1973, S. 40 ff.).

5) Detaillierte Hinweise findet man in Mons/Fuchs (1989).

bezüge, die Witwen- und Waisengelder und die Beiträge zu den Versorgungskassen. Die personalbezogenen Sachausgaben beinhalten u.a. die Zuschüsse zur Gemeinschaftsverpflegung, Trennungsgeld, Umzugskostenvergütung und Fahrtkostenzuschüsse.

Nur Zahlungen an jene Personen, die in einem Dienst- oder Amtsverhältnis zu einer Gebietskörperschaft stehen, rechnet die Finanzstatistik zu den Personalausgaben. Ausgaben für Käufe von Dienstleistungen aufgrund von Werkverträgen oder anderen Vertragsformen, wie z.B. Honorare an Sachverständige, gehören im Sinne dieser Abgrenzung nicht zu den Personalausgaben.

In den *Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen* erscheinen die Personalausgaben nicht als eigene Kategorie sondern sind in den Aufwendungen für den Staatsverbrauch enthalten.<sup>6)</sup> Die "geleisteten Einkommen aus unselbständiger Arbeit" bilden jedoch eine inhaltlich analoge Kategorie zu den Personalausgaben der Finanzstatistik. Die vom Staat geleisteten Einkommen aus unselbständiger Arbeit umfassen die Löhne und Gehälter der Arbeiter, Angestellten und Beamten sowie den Wehrsold für die Wehrpflichtigen. Sie schließen fiktive Sozialbeiträge für die Altersversorgung der Beamten und für Beihilfen und Unterstützungen ein,<sup>7)</sup> und enthalten auch die Aufwendungen für die Bekleidung und Verpflegung der Bundeswehr (vgl. Statistisches Bundesamt 1987a, S. 84).

- 6) Die Aufwendungen für den Staatsverbrauch umfassen die Käufe von Gütern für die laufende staatliche Produktion, die geleisteten Einkommen aus unselbständiger Arbeit, Produktionssteuern und Abschreibungen abzüglich der Verkäufe von Verwaltungsleistungen und der selbsterstellten Anlagen (vgl. Statistisches Bundesamt 1987b, S. 9).
- 7) Bei der Berechnung der hypothetischen Sozialbeiträge für die Altersversorgung der Beamten zieht das Statistische Bundesamt nicht die tatsächlichen Pensionszahlungen des Staates heran, da hier auch Pensionen aufgrund einmaliger Ereignisse (Pensionen an früherer Angehörige der Wehrmacht und ihrer Hinterbliebenen) enthalten sind. Man legt vielmehr einen bestimmten Prozentsatz der Bezüge der aktiven Beamten zugrunde, der sich in seiner Höhe an der Belastung der Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit der Angestellten im öffentlichen Dienst mit tatsächlichen Sozialbeiträgen für die Altersversorgung orientiert (vgl. Statistisches Bundesamt 1987b, S. 85).

Die faktischen bzw. tatsächlich anfallenden Pensionszahlungen des Staates zählen zu den laufenden Übertragungen (vgl. Statistisches Bundesamt 1987b, S. 13).

Obwohl für die Personalausgaben jeweils analoge Kategorien existieren, weisen die Finanzstatistik und die Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen teilweise erheblich divergierende Werte aus (vgl. Tabelle 1a und 2)<sup>8)</sup>. Gründe hierfür liegen vornehmlich im fiktiven Pensionsfond für die Altersversorgung der Beamten und in der unterschiedlichen Abgrenzung des Sektors Staat. Der Berichtskreis der Finanzstatistik umfaßt auch die Bruttounternehmen<sup>9)</sup> und den gesamten öffentlichen Wohnungsbau, welche die Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen zum Sektor Produktionsunternehmen zählen (vgl. Statistisches Bundesamt 1987a, S. 53; Dasselbe 1987b, S. 16).

- 
- 8) Im Gegensatz zu den Übersichten im Text befinden sich alle Tabellen in einem Anhang am Ende der Arbeit.
- 9) Die Bruttounternehmen werden mit allen Ausgaben und Einnahmen beim Trägerhaushalt ausgewiesen, während die Nettounternehmen nur mit ihren Überschüssen oder zu deckenden Defiziten im Trägerhaushalt erscheinen.



## **2.2. Die Ausgabenentwicklung nach öffentlichen Ebenen**

### **2.2.1. Die Personalausgaben insgesamt**

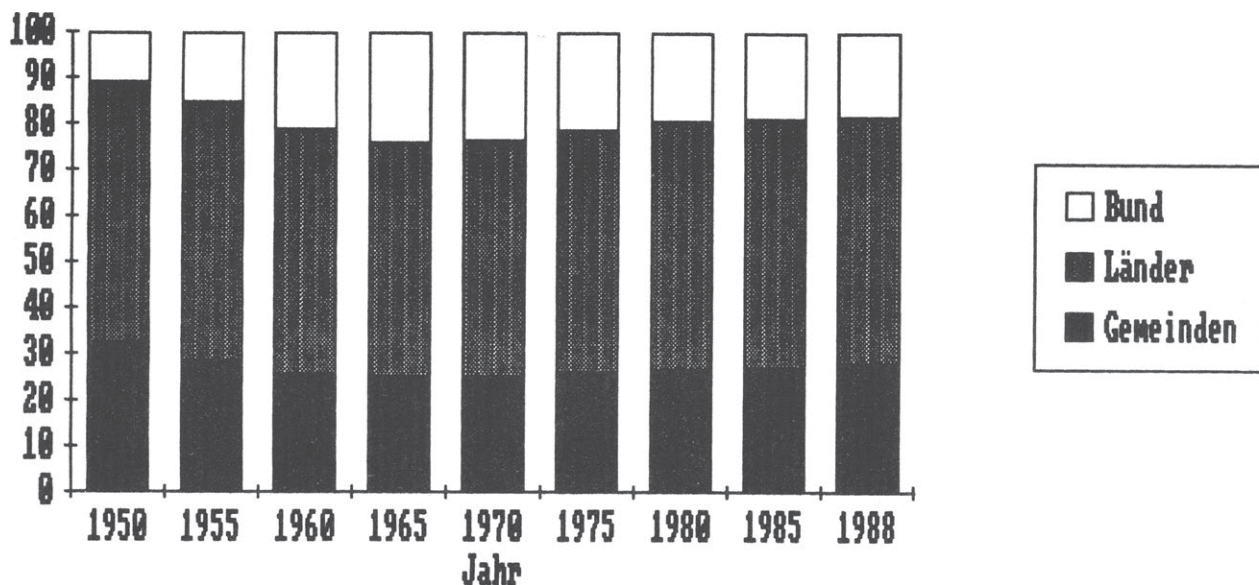
Von 1950 bis 1988 nahmen die Personalausgaben der Gebietskörperschaften um das Einunddreißigfache von 6,7 Mrd. DM auf 213,4 Mrd. DM zu, während die Gesamtausgaben im gleichen Zeitraum nur um das Dreiundzwanzigfache von 28,1 Mrd. DM auf 645,7 Mrd. DM anstiegen (vgl. Tabelle 1a). Hieraus resultiert ein im Zeitablauf zunehmender Anteil der Personalausgaben an den Gesamtausgaben. Die Personalausgabenquote<sup>10)</sup> stieg von 23,7 v.H. im Jahre 1950 auf den Spitzenwert 34,5 v.H. (1974) und betrug 1988 33,1 Prozent (vgl. Tabelle 1a).

Eine Aufschlüsselung dieser Entwicklung auf Bund, Länder und Gemeinden zeigt, daß im Beobachtungszeitraum mehr als die Hälfte des Personalaufwandes der Gebietskörperschaften auf die Länder entfielen (vgl. Abb. 2a). Der Anteil<sup>11)</sup> der Länder an den Personalausgaben der Gebietskörperschaften schwankte zwischen 50,7 v.H. (1964) und 54,2 v.H. (1983/84) und erreichte 1988 53,6 Prozent. Der entsprechende Anteil des Bundes stieg von 1950 bis 1964 von 11,2 v.H. auf 24,5 v.H. an und verharrte dann zunächst bei über 24 Prozent. Seit 1970 sank der Anteil des Bundes kontinuierlich auf zuletzt (1988) 18,8 Prozent. Ursache für die Zunahme des Personalausgabenanteils des Bundes bis Mitte der sechziger Jahre bildete zunächst die Rückverlagerung verwaltungsmäßiger Zuständigkeiten der Länder auf den Bund (vgl. Statistisches Bundesamt 1955, S. 266); den Zuwachs seit Mitte der fünfziger Jahre verursachte vor allem der Auf- und Ausbau der Bundeswehr (vgl. Statistisches Bundesamt 1964, S. 417). Der Anteil der Gemeinden

10) Verhältnis der Personalausgaben zu den bereinigten Gesamtausgaben. Unter den bereinigten Gesamtausgaben versteht man in der Finanzstatistik die Bruttoausgaben bereinigt um die von gleicher (Darstellungs-) Ebene empfangenen Zahlungen (vgl. Statistisches Bundesamt 1989a, S. 9).

11) Anteil der Personalausgaben von Bund, Ländern oder Gemeinden an den Personalausgaben der Gebietskörperschaften.

**Abb. 2a: Personalausgaben von Bund, Ländern und Gemeinden  
in Prozent der gesamten Personalausgaben**



Quelle: Zusammengestellt und errechnet aus den Tabellen 1b, 1c und 1d.

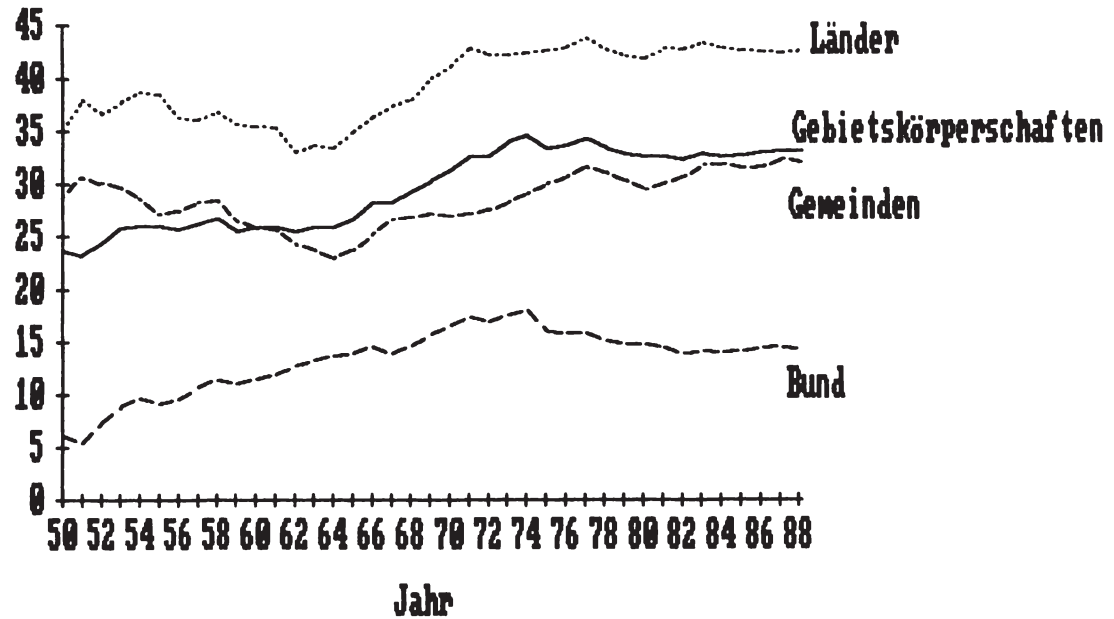
am Personalaufwand der Gebietskörperschaften sank bis Anfang der sechziger Jahre von 31,9 (1950) auf 25,1 Prozent (1962) ab, verblieb dann bis zu Beginn der siebziger Jahre auf knapp 25 v.H. und stieg seitdem leicht an (vgl. Abb. 2a) und verzeichnete 1988 27,6 Prozent.

Das Verhältnis von Personal- zu Gesamtausgaben gibt die Belastung der Haushalte von Bund, Ländern und Gemeinden mit Personalkosten an. Wie Abb. 2b verdeutlicht, verwenden die *Länder* einen besonders großen Teil ihrer Gesamtausgaben für die Entlohnung ihres Personals. Bereits 1950 betrug die Personalausgabenquote 35 Prozent und seit 1970 entfallen über 40 v.H. ihrer Ausgaben auf Personalkosten. Bei den Ländern fällt insbesondere der steile Anstieg des Personalausgabenanteils zwischen 1962 und 1971 auf (vgl. Abb. 2b). In diesem Zeitraum nahm die Quote von 33 v.H. um 9,2 Prozentpunkte auf 42,2 v.H. zu. Dieser Sprung geht vor allem auf den Ausbau des personalintensiven Bereichs "Bildung und Wissenschaft" zurück.

Beim *Bund* wuchs die Personalausgabenquote zunächst von 6,5 Prozent (1950) auf 17,9 Prozent (1974) an. Seit Mitte der siebziger Jahre zeigt sie eine leicht fallende Tendenz und nahm 1988 einen Wert von 14,4 Prozent an.

Die Personalausgabenquote der *Gemeinden* lag im Beobachtungszeitraum zwischen der von Bund und Ländern. 1950 entfielen 28,8 Prozent der Ausgaben der Gemeinden auf Personalkosten; 1988 waren es 32,0 Prozent. Die Quote variierte jedoch im Betrachtungszeitraum relativ stark (vgl. Abb. 2b), da insbesondere die betragsmäßig sehr bedeutsamen Sachinvestitionen der Gemeinden im Zeitablauf erheblich schwankten und somit unterschiedlich hohe Anteile der Ausgaben der Gemeinden beanspruchten (vgl. Statistisches Bundesamt 1982b, S.923; ähnlich Deutsche Bundesbank 1972, S. 23).

Abb. 2b: Personalausgaben in Prozent der Gesamtausgaben



Quelle: Zusammengestellt und errechnet aus den Tabellen 1a, 1b, 1c und 1d.

### 2.2.2. Die Personalausgaben nach detaillierten Arten

Von den Personalausgaben der Gebietskörperschaften im Jahre 1987 in Höhe von 209,0 Mrd. DM entfielen 33,2 Prozent (69,4 Mrd. DM) auf die Bezüge der Beamten und Richter, 28,2 Prozent (59,0 Mrd. DM) auf die Angestelltenvergütungen, 11,7 Prozent (24,4 Mrd. DM) auf die Arbeiterlöhne und 14,2 Prozent (29,6 Mrd. DM) auf die Versorgungsbezüge und Beiträge an Versorgungskassen. Die Bezüge der Soldaten und Zivildienstleistenden schlugen mit 6,4 Prozent (13,3 Mrd. DM) zu Buche. Die sonstigen Personalausgaben besaßen einen Anteil von 6,4 Prozent (13,4 Mrd. DM) und umfassen die Aufwendungen für Abgeordnete und ehrenamtlich Tätige (1,3 Mrd. DM), Beihilfen und Unterstützungen (5,7 Mrd. DM), personalbezogene Sachausgaben (1,1 Mrd. DM) sowie Beschäftigungsentgelte u. AE (5,3 Mrd. DM) (vgl. Tabelle 6a und Übersicht 1).

Bei Bund, Ländern und Gemeinden ergibt sich aufgrund der verschiedenen Aufgabenstellung eine unterschiedliche Struktur der Personalausgabenarten. Der *Bund* trägt im vollen Umfang die Personalaufwendungen für die Soldaten und Zivildienstleistenden, die 1987 einen Anteil von 33,8 v.H. an den Personalausgaben des Bundes einnahmen. Weiterhin obliegt dem Bund überwiegend die Finanzierung der Aufwendungen für die Altersversorgung der verdrängten Angehörigen des öffentlichen Dienstes und aufgelöster Dienststellen des Dritten Reiches<sup>12)</sup> sowie von Berufssoldaten der früheren Wehrmacht und Angehörigen des früheren Reichsarbeitsdienstes.<sup>13)</sup> Ihr Anteil an den Personalausgaben betrug 1987 7,6 v.H. (3,0 Mrd. DM) und entsprach 39,2 Prozent der Aufwendungen des Bundes für die Versorgung. Dieser Sonderfak-

12) Bei den verdrängten Angehörigen des öffentlichen Dienstes handelt es sich überwiegend um Flüchtlinge und Vertriebene, die am 8. Mai 1945 im öffentlichen Dienst beschäftigt waren oder Versorgungsbezüge erhielten und dann aber aufgrund der Auflösung ihrer Dienststelle oder aus politischen Gründen aus dem Dienst oder aus der Versorgung ausgeschlossen.

tor dürfte in der Zukunft immer mehr an Bedeutung verlieren, da der Personenkreis ständig zurückgeht. Für seine Angestellten mußte der Bund 1987 11,7 Prozent (4,7 Mrd. DM) seiner Personalausgaben aufwenden. Die Bezüge der Beamten und Richter beanspruchten einen Anteil von 14,9 v.H. (5,9 Mrd. DM) und die Arbeiterlöhne beanspruchten 12,7 Prozent (5,0 Mrd. DM).

Von den Personalausgaben der *Länder* entfielen 1987 49,9 Prozent auf Beamtenbezüge (56,0 Mrd. DM), 22,8 Prozent auf Angestelltenvergütungen (25,6 Mrd. DM), 5,5 Prozent auf die Entlohnung der Arbeiter (6,2 Mrd. DM) und 14,9 Prozent auf Versorgungsbezüge (16,7 Mrd. DM).

Die *Gemeinden* wendeten 1987 13,1 Prozent (7,5 Mrd. DM) ihrer Personalausgaben für Beamtenbezüge auf und 50,1 Prozent (28,7 Mrd. DM) für die Entlohnung der Angestellten. Für die Arbeiter mußte ein Anteil von 22,9 Prozent (13,2 Mrd. DM) und für die Versorgung einer von 9,1 Prozent (5,2 Mrd. DM) der Personalausgaben verwendet werden.

Einen Einblick in die langfristige Entwicklung der Personalausgaben nach Arten erlauben die Übersichten 1 bis 4 sowie die Tabellen 3a bis 6d. Die Vergleichbarkeit der Daten über den ganzen Beobachtungszeitraum ist jedoch stark eingeschränkt. So lagen bis 1960 nur die Daten der Hoheits- und Kammereiverwaltungen vor und ein weiterer Bruch entstand 1970 aufgrund der Einführung des neuen einheitlichen Funktionenplans für Bund, Länder und Gemeinden.

Bei den Gebietskörperschaften (insgesamt) blieb der Anteil, den die Beamtenbezüge und die Angestelltenvergütungen zusammen inne hatten, bis 1957 in etwa konstant, jedoch fand von 1950 bis 1959 eine Umschichtung von den Angestelltenvergütungen zu den

---

13) Dies sind die Versorgungsbezüge für die im Gesetz zu Grundgesetz Artikel 131 genannten Personengruppen.

Beamtenbezügen statt. Dies traf insbesondere bis 1954 für die Länder zu. Der stark gestiegene Anteil der Beamtenentlohnung hing damit zusammen, daß zeitweise im Angestelltenverhältnis beschäftigte Bedienstete wieder in ihre alten Beamtenrechte eingesetzt wurden (vgl. Statistisches Bundesamt 1955, S. 267). Die Zunahme des Anteils der Beamtenbezüge beim Bund in den Jahren 1955 bis 1960 ging vornehmlich auf den Aufbau der Bundeswehr zurück, da die Beamtenbezüge die Entlohnung der Soldaten enthalten. Bei den Gemeinden nahm im Zeitraum 1951 bis 1959 der Anteil der Beamtenbezüge von 27,7 v.H. auf 24,9 v.H. ab, während die Quote für die Angestelltenvergütung von 36 v.H. auf 37,6 v.H. leicht zunahm. Die Entwicklung bei den Gemeinden verlief somit entgegengesetzt derjenigen bei Bund und Ländern.

Die nächsten in sich vergleichbaren Daten liegen für den Zeitraum 1961 bis 1969 vor. 1961 stieg der Anteil der Versorgungsbezüge beim Bund im Vergleich zu den Vorjahren sprunghaft an, weil der Bund 1961 die Versorgungsleistungen für die Personen nach Artikel 131 GG, die früher als Sachausgaben verbucht wurden, übernahm und bei den Aufwendungen für Versorgung auswies. Beim Bund blieb es bis 1965 beim wachsenden Anteil der Beamtenbezüge. Er stieg von 42,5 Prozent (1961) auf 47,4 Prozent (1965) an, ging dann aber bis 1969 wieder auf 46,2 Prozent zurück. Bei den Ländern fiel die Quote für die Beamtenbesoldung leicht von 52,7 v.H. (1961) auf 51 v.H. (1969). Bei den Gemeinden setzte sich der Trend eines fallenden Anteils der Beamtenbezüge aus den fünfziger Jahren fort. So mußten die Gemeinden 1961 noch 22,7 Prozent ihrer Personalaufwendungen für Beamte ausgeben, 1969 hingegen nur noch 20,3 Prozent. Der Anteil der Angestelltenvergütungen nahm entsprechend von 37,4 v.H. (1961) auf 41 v.H. zu (vgl. Übersicht 4).

Seit 1970 ist ein getrennter Ausweis der Bezüge der Soldaten möglich, die in den vorausgegangenen Jahren in den Beamtenbezügen enthalten waren. Die Entlohnung der Soldaten bildete den größten Posten innerhalb der Personalausgaben des Bundes. Ihr Anteil an

**Übersicht 1: Anteil der einzelnen Personalausgabenarten an den gesamten Personalausgaben der Gebietskörperschaften<sup>1)</sup>**  
**- in v.H. -**

Ausgabeart	1950	1959	1961	1969	1970	1980	1987
Beamtenbezüge <sup>2)</sup>	38.2	46.0	42.7	42.1	33.2	33.0	33.2
Bezüge der Soldaten <sup>3)</sup>	----	----	----	----	7.4	6.3	6.4
Angestelltenvergütungen	32.4	25.4	23.6	24.5	24.3	28.1	28.2
Arbeiterlöhne	10.3	10.6	10.8	11.4	11.8	11.9	11.7
Sonstige Personalausgaben	1.9	3.3	2.9	3.5	6.3	5.8	6.4
Versorgungsbezüge <sup>4)</sup>	17.3	14.8	20.0	18.6	17.0	14.9	14.2

1) 1950 und 1959 nur Hoheits- und Kammereiverwaltungen.

2) 1959 bis 1969 einschließlich Bezüge der Soldaten.

3) 1959 bis 1969 sind die Bezüge der Soldaten in den Beamtenbezügen enthalten.

4) 1950 und 1959 ohne die beim Bund anfallenden Zahlungen für den unter das Gesetz zu Art. 131 GG fallenden Personenkreis.

*Quellen:* Errechnet aus den Tabellen 3a, 4a, 5a und 6a.

**Übersicht 2: Anteil der Personalausgabenarten an den gesamten Personalausgaben des Bundes<sup>1)</sup>**  
**- in v.H. -**

Ausgabeart	1951	1959	1961	1969	1970	1980	1987
Beamtenbezüge <sup>2)</sup>	47.9	60.6	42.5	46.2	13.1	14.3	14.9
Bezüge der Soldaten <sup>3)</sup>	----	----	----	----	31.0	31.8	33.8
Angestelltenvergütungen	21.4	18.4	13.3	12.8	12.5	12.2	11.9
Arbeiterlöhne	4.9	9.9	8.6	10.5	11.6	12.6	12.7
Sonstige Personalausgaben	7.3	5.0	3.0	3.4	6.7	6.7	7.3
Versorgungsbezüge <sup>4)</sup>	18.5	6.1	32.7	27.2	25.1	22.5	19.4

Anmerkungen siehe Übersicht 1.

*Quellen:* Errechnet aus den Tabellen 3b, 4b, 5b und 6b.



**Übersicht 3: Anteil der einzelnen Personalausgabenarten an  
den gesamten Personalausgaben der Länder<sup>1)</sup>**  
- in v.H. -

Ausgabeart	1950	1959	1961	1969	1970	1980	1987
Beamtenbezüge	43.3	52.5	52.7	51.1	48.9	49.5	49.9
Angestellten- vergütungen	30.7	21.2	21.1	21.7	21.2	24.0	22.8
Arbeiterlöhne	5.9	4.9	4.9	4.6	5.3	5.6	5.5
Sonstige Perso- nalausgaben	2.1	2.6	2.5	3.8	7.7	6.3	7.0
Versorgungsbezüge	18.0	18.8	18.9	18.8	16.9	14.6	14.9

1) 1950 und 1959 nur Hoheits- und Kämmererverwaltungen.  
*Quellen:* Errechnet aus den Tabellen 3c, 4c, 5c und 6c.

**Übersicht 4: Anteil der Personalausgabenarten an den  
gesamten Personalausgaben der Gemeinden<sup>1)</sup>**  
- in v.H. -

Ausgabeart	1951	1959	1961	1969	1970	1980	1987
Beamtenbezüge	27.7	24.9	22.7	20.3	19.7	13.5	13.1
Angestellten- vergütungen	36.0	37.6	37.4	41.0	42.0	48.5	50.1
Arbeiterlöhne	20.2	22.3	24.7	25.8	25.7	24.1	22.9
Sonstige Perso- nalausgaben	2.8	3.8	3.7	3.1	3.1	4.1	4.8
Versorgungsbezüge	13.3	11.4	11.4	9.8	9.5	9.8	9.1

Anmerkungen siehe Übersicht 3.

*Quellen:* Errechnet aus den den Tabellen 3d, 4d, 5d und 6d.

den gesamten Personalkosten stieg von 31,0 Prozent (1970) auf 33,9 Prozent (1987) an. Ebenfalls nahm die Beamtenbesoldung leicht zu von 13,1 Prozent auf 14,9 Prozent. Eine fallende Tendenz zeigte der Anteil der Versorgungsbezüge, der von 25,1 v.H. auf 19,4 v.H., sank, was vor allem auf die Abnahme der Versorgungszahlungen an die Personen nach dem Gesetz zu Artikel 131 GG zurückging. Das Gewicht der Angestelltenvergütung blieb in etwa gleich, während die Quote für die Arbeiterlöhne von 11,6 Prozent auf 12,7 Prozent wuchs.

Bei den Ländern gab es im Zeitraum 1970 bis 1987 keine einschneidenden Änderungen in den Anteilen der einzelnen Personalausgabenarten. Anfang der siebziger Jahre ging der Anteil der Beamtenbezüge leicht zurück, erreichte dann aber wieder das alte Niveau. Das Gewicht der Angestelltenvergütungen nahm leicht zu, während sich der Anteil der Versorgung verringerte. Bei den Gemeinden fällt auf, daß der Anteil der Beamtenbezüge von 1970 (19,7 v.H.) bis 1978 kräftig sank, um sich dann bei gut 13 Prozent zu stabilisieren. Ursache hierfür war u.a. die Übernahme von Personal der Gemeinden in staatliche Trägerschaft, wie z.B. die kommunale Polizei (vgl. Statistisches Bundesamt 1982b, S. 924). Das Gewicht der Angestelltenvergütungen stieg von 42 Prozent auf 49,6 Prozent, während der Anteil der Arbeiterlöhne von 25,7 v.H. auf 23,4 v.H. fiel.

### **3. Die Komponenten der Personalausgabenentwicklung**

Die zeitliche Entwicklung der Personalausgaben läßt sich im wesentlichen auf folgende Determinanten zurückführen (vgl. Andrae/Büchel/Wilflingseder 1980, S. 536; Statistisches Bundesamt 1966a, S. 654):

- (1) Zunahme der Beschäftigtenzahl (Mengeneffekt)
- (2) (lineare) Anhebungen der Bezüge von Beamten, Angestellten und Arbeitern (Preiseffekt)
- (3) Struktureffekt

Unter die Struktureffekte wollen wir jene Effekte subsumieren, die zu einer Veränderung der Personalausgaben führen, aber weder auf den Mengen- noch den Preiseffekt zurückgehen. Hierunter fallen vor allem Änderungen der Personalstruktur (z.B. Verschiebungen im Stellenkegel oder Veränderungen in der Altersstruktur), sowie Gewährungen und Anhebungen von Stellenzulagen und -zuschlägen.

#### **3.1. Der Personalbestand**

Den Tabellen über die Entwicklung des öffentlichen Personalbestandes liegen die Daten der Finanzstatistik zugrunde. Die erste bundeseinheitliche personalstatistische Erhebung fand am 2.9.1950 statt (vgl. Statistisches Bundesamt 1952). Erfaßt wurden damals alle Dienststellen des Bundes, der Länder, der Gemeinden und Gemeindeverbände, darüberhinaus die Beschäftigten von Bundesbahn und Bundespost sowie weitere Körperschaften des öffentlichen Rechts, die der Aufsicht von Gebietskörperschaften unterstanden. 1951 wurde auf die Aktualisierung der Personalbestandstatistik verzichtet. Für die Jahre 1952 bis 1955 wurde jährlich am 2. Oktober eine Erhebung durchgeführt. Weil eine Rechtsgrundlage fehlte und zwischen den Ländern keine Koordinationsvereinbarung zustande kam, lagen für die Jahre 1956 bis 1959 nur Personalbestandsdaten (Ist-Zahlen) für den Bund vor (vgl. Statistisches Bundesamt 1961, S. 3). Um für die er-

hebungsfreie Zeit dennoch Zahlen über den Personalbestand veröffentlichen zu können, wies das Statistische Bundesamt die Planstellen (Soll-Zahlen) gemäß den Haushaltsplänen der Gebietskörperschaften aus. Da ein Vergleich der Stellenpläne mit den Bestandszahlen nicht ohne weiteres möglich ist,<sup>14)</sup> verzichten wir für diesen Zeitraum auf eine Darstellung des Datenmaterials.

Am 2.10.1968 fand aufgrund des Gesetzes über eine Statistik des Personals, der Dienstbezüge, Vergütungen und Löhne im öffentlichen Dienst (siehe BGBL I (1968), S. 385 f.) einmalig eine Personalstrukturhebung statt. Sie erlaubte einen tiefgehenden Einblick in die Zusammensetzung des Personals im öffentlichen Dienst nach Alter, Geschlecht, Vor- und Ausbildung, Dienstverhältnis und Laufbahn- sowie Besoldungs-, Vergütungs- und Lohngruppen (vgl. Statistisches Bundesamt 1971).

Das Gesetz zur Änderung des Gesetzes über die Finanzstatistik vom 12.07.1973 dehnte den Berichtskreis der Personalstandstatistik auf die Sozialversicherungsträger, Zweckverbände, sonstige Personen des öffentlichen Rechts (mit auf Dauer überwiegend öffentlicher Finanzierung) und rechtliche selbständigen Wirtschaftsunternehmen aus (vgl. BGBL I 1973, S. 773 ff.). Der Erhebungsstichtag wurde auf den 30. Juni des jeweiligen Jahres vorverlegt.<sup>15)</sup> Das Personal der Krankenhäuser rubrizierte vor 1979 bei der Verwaltung von Ländern und Gemeinden. Mit der Umstellung des Rechnungswesens der staatlichen und kommunalen Krankenhäuser auf die kaufmännische Buchführung und der damit einhergehenden Ausgliederung der Krankenhäuser aus den öffentlichen Haushalten, wurde der neue Bereich Krankenhäuser

14) Die Ursache für die Divergenzen zwischen Ist- und Soll-Zahlen liegen in der unterschiedlichen Abgrenzung der Dienststellen und Behörden, im Vorhandensein von Stellenreserven und in der Besetzung von Beamtenstellen mit Angestellten. Ferner fehlen die auf Sachkonten bezahlten Bediensteten (vor allem Arbeiter) in den Stellenplänen (vgl. Statistisches Bundesamt 1959, S. 8).

15) Aufgrund der Umstellung auf einen anderen Stichtag, können die Veränderungsraten im Personalbestand für das Jahr 1974 nicht unmittelbar mit denen der Vorjahre verglichen werden.

eingeführt. Er weist nun das Personal jener Krankenanstalten aus, die auf das kaufmännische Rechnungswesen umstellten (vgl. Statistisches Bundesamt 1981, S. 5).

Die Personalstatistik erfaßt nicht die Soldaten der Bundeswehr und von 1956 bis 1976 auch nicht das Vollzugspersonal des Bundesgrenzschutzes. Seit 1977 ist dieser Personenkreis wieder im Personalbestand des Bundes enthalten (vgl. Statistisches Bundesamt 1979, S. 5).

Ab dem Jahre 1980 werden die ohne Bezüge beurlaubten Bediensteten nicht mehr im Personalbestand berücksichtigt (vgl. Statistisches Bundesamt 1982a, S. 5). In ihren "Langen Reihen" hat das Statistische Bundesamt diese Bereinigung rückwirkend durchgeführt. Wir müssen jedoch insbesondere bei der Beschreibung der Veränderungen im Stellenkegel auf ältere Zahlen zurückgreifen, die nicht in bereinigter Version vorliegen. Die Vergleichbarkeit des Zahlenmaterials vor 1980 mit dem ab 1980 ist von daher eingeschränkt.

Im Beobachtungszeitraum von 1950 bis 1987 stieg die Zahl der *Vollzeitbeschäftigten* von Bund, Ländern und Gemeinden (Verwaltung einschl. Wirtschaftsunternehmen o.e.R.) von 1,3728 Mio. auf 2,8574 Mio. an. Diese Zunahme um 1,5296 Mio. Vollzeitbeschäftigte entspricht einer Steigerungsrate von 108,1 Prozent. An dieser Stellenvermehrung war der Bund mit einem Anteil von 16,4 v.H., die Länder mit 54,0 v.H. und die Gemeinden mit 29,6 v.H. beteiligt (für die Verwaltung siehe Übersicht 5). Die Zahl der *Teilzeitbeschäftigten* nahm im gleichen Zeitraum von 49,5 Tsd. auf 660,1 Tsd. zu d.h. mit einer Wachstumsrate von 1233,5 Prozent. 3,0 v.H. der Stellenvermehrung für Teilzeitbeschäftigte entfielen auf den Bund, 56,3 v.H. auf die Länder und 40,7 v.H. auf die Gemeinden (für die Verwaltung siehe Übersicht 6). Die Länder absorbierten somit über 56 Prozent der seit 1950 zusätzlich geschaffenen Voll- und Teilzeitstellen. Unsere weitere Beschreibung des Personalbestandes beschränkt sich weitgehendst auf den Verwal-

tungsbereich, da die Wirtschaftsunternehmen o.e.R. durch Umwandlung in eine andere Rechtsform aus dem Berichtskreis herausfielen, obwohl sie überwiegend noch die gleichen Aufgaben wahrnehmen.

**Übersicht 5: Vollzeitbeschäftigte der Verwaltung von Bund, Ländern und Gemeinden 1950, 1960 und 1987 (in Tsd.)**

Jahr	Zusammen	Bund	Länder	Gemeinden
1950	1132.7	59.9	640.6	432.2
1960	1601.3	206.8	879.4	520.1
1987	2722.4	309.5	1487.3	925.6
Zunahme 1950-87	1589.7	249.6	846.7	493.4
Anteil a)	100	15.7	53.3	31.0

a) In v.H. der Zunahme der Vollzeitbeschäftigten der Gebietskörperschaften.

*Quelle:* Zusammengestellt und errechnet aus den Tabellen 7a, 7b und 7c.

**Übersicht 6: Teilzeitbeschäftigte der Verwaltung von Bund, Ländern und Gemeinden 1950, 1960 und 1987 (in Tsd.)**

Jahr	Zusammen	Bund	Länder	Gemeinden
1950	44.8	0.9	15.2	28.7
1960	119.3	2.7	50.2	66.4
1987	650.6	19.3	357.7	273.0
Zunahme 1950-87	605.8	18.4	342.5	244.3
Anteil a)	100	3.0	56.5	40.3

a) In v.H. der Zunahme der Teilzeitbeschäftigten der Gebietskörperschaften.

*Quelle:* Zusammengestellt und errechnet aus den Tabellen 8a, 8b und 8c.

Die Entwicklung des Personalstands (der Verwaltung) von Bund, Ländern und Gemeinden ab dem Jahre 1960 illustriert Abb. 3.<sup>16)</sup> Wie das Schaubild verdeutlicht, führte der Bund relativ gesehen (1960=100) bis 1972 im Personalanstieg (ohne Soldaten der Bundeswehr), er wurde jedoch 1973 von den Ländern und ein Jahr später von den Gemeinden im Zuwachs überholt.

Der *Bund* deckte seinen Personalbedarf schwergewichtig in den sechziger Jahren und erreichte sein heutiges Niveau schon 1972 (318,2 Tsd.<sup>17)</sup>). Nach 1972 flachte der Personalanstieg ab und kam 1975 mit 323,7 Tsd. Beschäftigten zum Stillstand. Diese Entwicklung wurde vor allem durch den Auf- und Ausbau der Bundeswehrverwaltung bestimmt. So kletterte die Zahl der Vollzeitbeschäftigten<sup>18)</sup> in diesem Aufgabenbereich (ohne Soldaten) von 1960 bis 1972 von 85,5 Tsd. auf 178 Tsd. Personen an. Sie fiel dann bis 1988 wieder auf 171,3 Tsd. ab, was einem Anteil von 55,4 v.H. an allen Vollzeitbeschäftigten des Bundes entspricht (vgl. Übersicht 7).

Der Personalbestand (Voll- + 1/2 Teilzeitbeschäftigte) der *Länder* stieg von 1960 bis 1982 kontinuierlich an, wobei im besonderen die starke Expansion Ende der sechziger bis Mitte der siebziger Jahre ins Auge fällt. Diese Expansion ging vor allem auf den Ausbau des Bereichs Bildung, Wissenschaft und Forschung zurück.

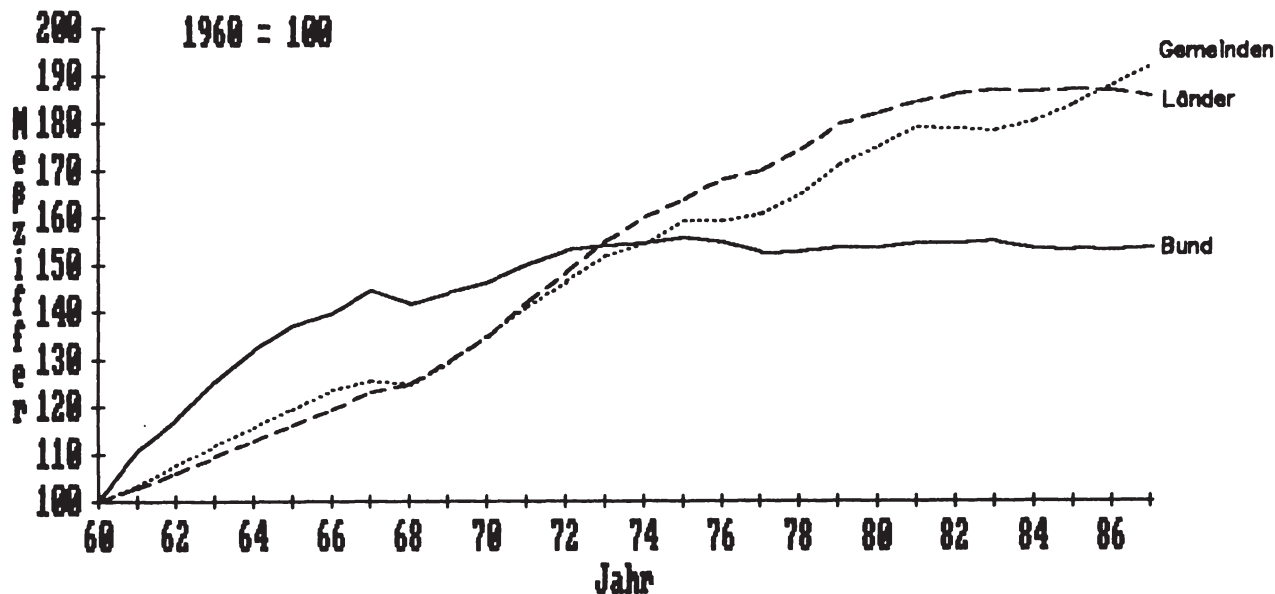
---

16) Die graphische Darstellung beginnt erst ab dem Jahre 1960, da vorher keine durchlaufenden konsistenten Zeitreihen vorliegen. In Schaubild 3 sind sowohl die voll- als auch die teilzeitbeschäftigten Beamten, Angestellten und Arbeiter der Verwaltung enthalten, wobei für die Teilzeitbeschäftigten unterstellt wurde, daß sie die Hälfte der regelmäßigen Arbeitszeit eines Vollzeitbeschäftigten tätig sind. Dies stellt nur eine grobe Annäherung an die Realität dar. Leider erlauben die von der amtlichen Statistik ausgewiesenen Daten keine genauere Umrechnung von Teil- in Vollzeitstellen.

17) Vollbeschäftigte + 1/2 Teilzeitbeschäftigte

18) Vergleichbare Daten nach Aufgabenbereichen liegen nur für die Vollzeitbeschäftigten vor.

Abb. 3: Entwicklung der Beschäftigten (Voll- + 1/2 Teilzeitbeschäftigte)  
bei Bund, Ländern und Gemeinden



Quelle: Zusammengestellt und errechnet aus den Tabellen 7a, 7b, 7c, 8a, 8b und 8c.



So nahm die Zahl der Vollzeitbeschäftigten von 1960 bis 1987 an den Hochschulen um 308 Prozent und im Bereich Schulen und vorschulische Bildung um über 84 Prozent zu. Einen ebenfalls überdurchschnittlichen Zuwachs mit über 79 Prozent verzeichnete der Aufgabenbereich Öffentliche Sicherheit und Ordnung (vgl. Übersicht 8). Dieser Anstieg ging u.a. auf die Übernahme der kommunalen Polizei durch die Länder in den siebziger Jahren zurück.

**Übersicht 7: Vollzeitbeschäftigte des Bundes nach ausgewählten Aufgabenbereichen 1960 und 1988 (in Tsd.)**

Aufgabenbereiche	Vollzeitbeschäftigte				Zunahme ge- genüber 1960 in v.H.
	1960		1988		
	absolut	Anteila)	absolut	Anteila)	
Allgemeine Ver- waltungb)	70.2	33.9	70.6	22.9	0.6
Verteidigungc)	85.5	41.3	171.3	55.6	100.4
Öffentliche Sicherheit u. Ordnung	17.6	8.5	27.7	9.0	57.4
Übrige Aufg.	33.5	16.2	38.6	12.5	15.2
Verwaltung insgesamt	206.8	100	308.2	100	49,0

a) Anteil an den gesamten Vollbeschäftigten der Verwaltung des Bundes.

b) Einschließlich Auswärtiger Angelegenheiten.

c) Ohne Soldaten.

Quelle: Zusammengestellt und errechnet aus: Statistisches Bundesamt (1989b); Breidenstein (1989), S. 88.

Der Personalbestand der *Gemeinden* (Voll- + 1/2 Teilzeitbeschäftigte) nahm von 1960 bis 1987 mit drei kurzen Unterbrechungen stetig zu. Einem kontinuierlichen Wachstum von 1960 bis 1967 folgte ein einjähriger Stillstand, den ein weiterer Anstieg bis 1975 ablöste. Einer zweijährigen Stagnationsphase folgte dann ab 1978

wieder eine Expansionsphase bis 1981, die 1983 ihre Fortsetzung fand. Von den drei Gebietskörperschaften erweiterten nur die Gemeinden seit 1983 ihren Personalbestand in nennenswerten Umfang. Die Expansion des Personalbestandes der Gemeinden erfolgte vor allem in den drei Bereichen Gesundheit, Sport und Erholung<sup>19)</sup>, Bildung, Wissenschaft und Forschung sowie Wohnungswesen, Raumordnung und kommunale Gemeinschaftsdienste (vgl. Übersicht 9). Der Anteil dieser drei Aufgabenbereiche an den Vollzeitbeschäftigten nahm von 36,1 v.H. (1960) auf 53 v.H. (1986) zu.

**Übersicht 8: Vollzeitbeschäftigte der Länder nach ausgewählten Aufgabenbereichen 1960 und 1987 (in Tsd.)**

Aufgabenbereiche	Vollzeitbeschäftigte				Zunahme gegenüber 1960 in v.H.
	1960		1987		
	absolut	Anteil a)	absolut	Anteil a)	
Allgemeine Verwaltung	157.4	18.0	219.1	14.7	38.9
Öffentliche Sicherheit u. Ordnung	118.0	13.5	211.6	14.2	79.3
Rechtsschutz	91.8	10.5	138.5	9.3	50.8
Schulen u. vorschulische Bildung	240.2	27.5	442.9	29.8	84.4
Hochschulen	55.6	6.4	226.4	15.3	308.2
Übrige Aufg.	211.4	24.2	248.2	16.7	17.4
Verwaltung insgesamt	874.4	100	1487.3	100	70.1

a) Anteil an den gesamten Vollzeitbeschäftigten der Verwaltung der Länder.

Quelle: Zusammengestellt und errechnet aus: Statistisches Bundesamt (1989b).

19) Einschließlich kultureller Angelegenheiten

**Übersicht 9: Vollzeitbeschäftigte der Gemeinden nach  
ausgewählten Aufgabenbereichen 1960 und 1987 (in Tsd.)**

Aufgabenbereiche		Vollzeitbeschäftigte				Zunahme ge- genüber 1960 in v.H.
		1960		1987		
		absolut	Anteila)	absolut	Anteila)	
Allgemeine Ver- waltung		143.2	27.5	200.6	21.7	40.1
Bildung, Wis- senschaft u. Forschungb)		47.0	9.0	109.9	11.9	133.8
	darunter: Schulen u. vorschul. Bildung	32.0	6.2	72.5	7.8	126.6
Soziale Siche- rung, Kriegs- folgeaufgaben, Wiedergutmach.		54.5	10.4	84.5	9.0	55.0
Gesundheit, Sport, Er- holung		122.0	23.5	284.7	30.8	133.4
Wohnungswesen, Raumordnung u. kommunale Ge- meinschaftsd.		63.0	12.1	134.2	14.5	113.0
Übrige Aufg.b.		90.4	17.4	111.7	12.1	23.6
Verwaltung insgesamt		520.1	100	925.6	100	78.0

a) Anteil an den gesamten Vollbeschäftigten der Verwaltung der Gemeinden.

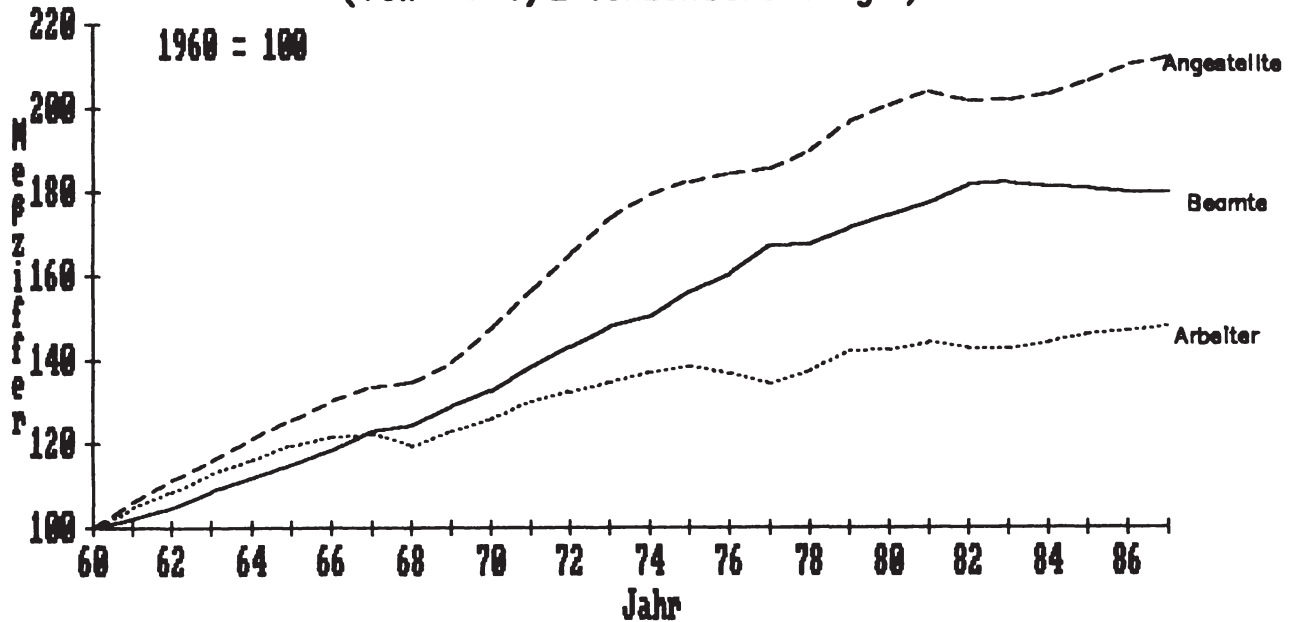
b) Einschließlich kultureller Angelegenheiten

Quelle: Zusammengestellt und errechnet aus: Statistisches Bundes-  
amt (1989b).

Die Entwicklung des Personalbestandes der Verwaltung der Gebietskörperschaften nach dem *Dienstverhältnis* (Arbeiter-Angestellte-Beamte) ab dem Jahre 1960 veranschaulicht Abb. 4 (vgl. auch Übersicht 10). Die Beamten (einschließlich Richter) stellten 1987 mit einem Anteil von 41,1 v.H. an der Gesamtbeschäftigtenzahl (Voll +  $\frac{1}{2}$  Teilzeitbeschäftigte) der Verwaltung von Bund, Ländern und Gemeinden die größte Gruppe. Es folgten die Angestellten mit einer Quote von 40,2 v.H. und die Arbeiter mit einem Anteil von 18,6 v.H.. Das Gewicht der Beamten veränderte sich somit seit 1960 (41,9 v.H.) kaum, während die Quote der Angestellten zu- und jene der Arbeiter abnahm. So verdoppelte sich seit 1960 die Zahl der Angestellten innerhalb der Verwaltung, während der Bestand an Arbeitern nur um 46 Prozent anstieg (vgl. Abb. 4). Den größten Teil der Beamten beschäftigten die Länder, während die Arbeiter vor allem auf Gemeindeebene tätig waren. Bis Mitte der achtziger Jahre absorbierten die Länder die meisten Angestellten. 1985 wurden sie von den Gemeinden abgelöst.

Erhebliche Unterschiede in der Dienstverhältnisstruktur existierten zwischen den einzelnen Gebietskörperschaften (vgl. Übersicht 11). In der Bundesverwaltung und bei den Ländern stellten die Beamten den stärksten Block, während auf Gemeindeebene die Angestellten das größte Kontingent bildeten. Im Gegensatz zu Bund und Gemeinden waren die Arbeiter bei den Ländern stark unterrepräsentiert. Der hohe Anteil der Beamten auf Länderebene liegt im föderativen Aufbau der Bundesrepublik begründet. So nehmen die Länder überwiegend die Aufgaben des Justiz- und Polizeiwesens wahr, deren Ausführung aufgrund ihres hoheitlichen Charakters Beamten vorbehalten ist. Weiterhin besitzen die Bundesländer die Kulturhoheit, so daß sie u.a. die Lehrer in Grund-, Haupt- und Berufsschulen sowie in Gymnasien als (Landes-) Beamte beschäftigen.

**Abb. 4: Dienstverhältnisse (Beamte – Angestellte – Arbeiter) der  
Verwaltung von Bund, Ländern und Gemeinden (insgesamt)  
(Voll- + 1/2 Teilzeitbeschäftigte)**



Quelle: Zusammengestellt und errechnet aus den Tabellen 7a, 7b, 7c, 8a, 8b, und 8c.

**Übersicht 10: Aufteilung der einzelnen Dienstverhältnisse (Beamte - Angestellte - Arbeiter) auf  
die Verwaltung von Bund, Ländern und Gemeinden  
(Voll- + 1/2 Teilzeitbeschäftigte)  
- in v.H. -**

Jahr	Beamte			Angestellte			Arbeiter		
	Bund	Länder	Gemeinden	Bund	Länder	Gemeinden	Bund	Länder	Gemeinden
1950 <sup>1)</sup>	7.1	71.0	21.9	3.1	54.5	42.4	5.6	33.0	61.3
1960	10.6	73.3	16.0	11.6	47.8	40.6	17.4	29.0	53.6
1970	10.4	74.5	15.2	11.7	46.7	41.6	22.3	25.0	52.7
1980	9.2	79.5	11.4	8.4	46.1	45.5	20.2	25.0	54.9
1987	9.1	78.8	12.1	7.8	44.0	48.2	19.2	24.5	56.3

1) Ohne Saarland.

*Quelle:* Zusammengestellt und errechnet aus den Tabellen 7a, 7b, 7c, 8a, 8b, und 8c.

**Übersicht 11: Anteil der einzelnen Dienstverhältnisse (Beamte - Angestellte - Arbeiter) an den  
Beschäftigten der Verwaltung von Bund, Ländern und Gemeinden  
(Voll- + 1/2 Teilzeitbeschäftigte)  
- in v.H. -**

Jahr	Bund			Länder			Gemeinden		
	Beamte	Angestel.	Arbeiter	Beamte	Angestel.	Arbeiter	Beamte	Angestel.	Arbeiter
1950 <sup>1)</sup>	53.0	22.6	24.4	49.6	37.0	13.4	22.3	41.7	36.0
1960	35.6	32.1	32.3	56.8	30.8	12.4	20.2	42.4	37.4
1970	31.6	32.7	35.6	57.1	32.9	10.0	18.2	47.5	34.3
1980	34.8	30.5	34.6	59.0	32.6	8.4	14.3	54.6	31.2
1987	35.7	30.0	34.3	59.2	32.4	8.4	14.2	55.6	30.2

1) Ohne Saarland.

*Quelle:* Siehe Übersicht 10.

### 3.2. Lineare Einkommensverbesserungen

Die (tariflichen) Einkommensverbesserungen für die Arbeiter und Angestellten des öffentlichen Dienstes werden durch Tarifverträge festgelegt, welche die Gewerkschaften als Vertreter der Arbeitnehmer und die öffentlichen Arbeitgeber vereinbaren. Die Beamten stehen in einem öffentlich rechtlichen Dienstverhältnis, das ausschließlich durch Gesetz und Rechtsverordnung gestaltet wird. Ihre Besoldungserhöhungen werden somit durch Gesetz festgelegt (vgl. § 1 BBesG).<sup>20)</sup>

Die Tarifverträge und die Besoldungsgesetze beinhalten in der Regel lineare und strukturelle Einkommensverbesserungen. Unter den linearen Einkommensverbesserungen verstehen wir die Erhöhungen der Lohn- und Gehaltssätze innerhalb bestehender Lohn- und Gehaltsgruppen. Für die Entwicklung der tariflichen Löhne und Gehälter liegen Tarifindizes des Statistischen Bundesamtes vor. Kein amtlicher Index existiert hingegen für die Besoldungsentwicklung der Beamten. Es liegen jedoch nichtamtliche Indizes vor. So erstellte Ellrott (1977) für den Zeitraum 1960 bis 1977 einen Index sowohl für den Bund als auch für das Land Nordrhein-Westfalen. Ebenfalls für Nordrhein-Westfalen berechneten Mettelsiefen, Pelz und Rahmann Indizes für die Beamtenbesoldung der Jahre 1960 bis 1980.

Tarif- und Verdienstindizes sollen die "reine" Tariflohn- und Verdienstentwicklung wiedergeben. Dabei wird die Zusammensetzung der Arbeitnehmerzahlen nach tariflichen Lohn- und Gehaltsgruppen (bezogen auf ein Basisjahr) im Zeitablauf konstant gehalten. Bei den Tarifindizes handelt es sich somit um Laspeyres-Indizes (vgl. Hake 1986, S. 842). Um die Tarifindizes und Indizes für die Wochenarbeitszeit zu berechnen, werden die Tarifsätze bzw. die tariflichen Wochenstunden in Meßziffern umgerechnet. Die Wert-

---

20) Zu einer ausführliche Darstellung der Entwicklung und Ausgestaltung des öffentlichen Verdienstsystems siehe Mettelsiefen/Pelz/Rahmann 1986, S. 23 ff..



gewichte für die Wägung gewinnt man durch Multiplikation der Beschäftigtenzahlen des Basisjahres mit dem Tarifsatz bzw. der Arbeitszeit des jeweiligen Jahres. Die Beschäftigtenzahlen stammen zur Zeit aus der Lohnstrukturhebung 1978. Den Index der tariflichen Wochenlöhne der Arbeiter erhält man durch Multiplikation der tariflichen Stundenlöhne mit der Wochenarbeitszeit der Arbeiter. Die Berechnung der Wochenlöhne schaltet die Erhöhung der Stundenlöhne aufgrund von Arbeitszeitverkürzungen aus (vgl. Schulz 1960, S. 465).

Die Formel zur Berechnung der tariflichen Monatsgehälter für die Angestellten (entsprechend für die Stundenlöhne und die Arbeitszeit der Arbeiter) lautet (vgl. Hake 1985, S.682).

$$I_t^o = \frac{\sum_{i=1}^k M_{ti} Z_{oi}}{\sum_{i=1}^k M_{oi} Z_{oi}} \cdot 100 = \sum_{i=1}^k [(M_{ti}/M_{oi}) \cdot 100] \cdot \frac{G_{oi}}{\sum_{i=1}^k G_{oi}}$$

Es bedeuten:

$M_{ti}$  = Tarifliches Monatsgehalt je Angestellten der Gruppe  $i$  ( $i = 1, \dots, k$ ) im Berichtsjahr  $t$ .

$M_{oi}$  = Tarifliches Monatsgehalt je Angestellten der Gruppe  $i$  im Basisjahr 0.

$Z_{oi}$  = Anzahl der Angestellten der Kategorie  $i$  im Basiszeitpunkt 0

$G_{oi}$  =  $M_{oi} Z_{oi}$ , dem Monatsverdienst der Gruppe  $i$ .

Die Tarifindizes des Statistischen Bundesamtes beschränken sich auf den Nachweis (vgl. Hake 1986, S. 843; Schulz 1974, S. 760)

- der tariflichen Grundlöhne in der höchsten tariflichen Altersstufe und Ortsklasse bei den Arbeitern,
- der tariflichen Endgehälter in der höchsten tariflichen Ortsklasse bei den Angestellten (im öffentlichen Dienst Grundvergütung einschließlich Ortszuschlag der Stufe 2) und

- der tariflich festgelegten Wochenarbeitszeit für diese beiden Beschäftigtengruppen.

Außerdem werden in die Tarifindizes des Statistischen Bundesamtes die regelmäßig gezahlten Zulagen und die vermögenswirksamen Leistungen, wenn sie monatlich gezahlt werden, einbezogen. Unberücksichtigt bleiben solche Zahlungen, die nur einzelnen Arbeitnehmern gewährt werden oder welche nur in größeren zeitlichen Abständen anfallen (z.B. Weihnachtsgeld, Urlaubsgeld). Die Indizes werden jeweils am 1. Januar, 1. April, 1. Juli und am 1. Oktober ermittelt. Der Durchschnitt aus den 4 Monatswerten stellt den Jahreswert dar.

Das Statistische Bundesamt berücksichtigt in seinen Tarifindizes nur die Altersendstufenverdienste. Dies führte dazu, daß die Verlängerung der Dienstaltersstaffelung bei den Arbeiterlöhnen von 6 auf 10 Stufen im Jahre 1970 den Tarifindex unangemessen in die Höhe trieb (vgl. Hake 1986, S. 842 Fußnote 4). So stieg der Tarifindex für die Wochenlöhne der Arbeiter von 1970 auf 1971 um 20 Prozent an.

Die Entwicklung der tariflichen Monatsgehälter und Wochenlöhne für die Gebietskörperschaften geben die Abb. 5 und 6 wieder (vgl. auch die Tab. 9c und 10). Zum Vergleich dienen die entsprechenden Indexreihen für die Privatwirtschaft. Der Privatsektor umfaßt das produzierende Gewerbe (ohne Baugewerbe, Elektrizitäts-, Gas-, Fernwärme- und Wasserversorgung), den Hoch- und Tiefbau sowie den Groß- und Einzelhandel. Es wurden somit jene Wirtschaftsbereiche, in denen zum Teil nach Gehaltstarifen für den öffentlichen Dienst oder in Anlehnung hieran entlohnt wird, nicht einbezogen (vgl. hierzu Hake 1986, . 842).<sup>21)</sup>

---

21) Die Verdienstreihen und die Wochenarbeitszeiten der einzelnen Teilbereiche des Privatsektors (Bergbau, Grundstoff- und Produktionsgütergewerbe, Investitionsgüter produzierendes Gewerbe, Verbrauchsgüter produzierendes Gewerbe, Nahrung- und Genußmittelgewerbe, Hoch- und Tiefbau, Groß- und Einzelhandel)

Wie Abb. 5 zeigt, stiegen die tariflichen Monatsgehälter der Angestellten in der Privatwirtschaft stärker an als bei den Gebietskörperschaften. Hingegen entwickelten sich die tariflichen Wochenlöhne der Arbeiter bei den Gebietskörperschaften in etwa so wie in der Privatwirtschaft, wobei man bei der Interpretation der Abb. 6 berücksichtigen muß, daß der Index für die Gebietskörperschaften aufgrund der Ausweitung der Altersstaffelung am Anfang der siebziger Jahre eine Niveauerhöhung erfuhr.

Die obigen Feststellungen bestätigen auch folgende Schätzungen (Schätzzeitraum 1959 - 1989):<sup>22)</sup>

$$\begin{aligned}
 (1) \quad & \text{WMONG} = 0.860 \text{ WMONP} \\
 & \quad \quad \quad \{22.150\} \\
 R^2 = & 0.797, \text{ DW} = 2.557, Q(15) = 17.96, \text{ SEE} = 1.197, \text{ WH}(1) = 4.602 \\
 \\
 (2) \quad & \text{WWLOHNG} = 1.065 \text{ WWLOHNP} + 6.244 \text{ D71} \\
 & \quad \quad \quad \{15.515\} \quad \quad \quad \{7.043\} \\
 R^2 = & 0.802, \text{ DW} = 1.429, Q(15) = 12.73, \text{ SEE} = 2.043, \text{ WH}(2) = 5.171
 \end{aligned}$$

Es bedeuten:

WMONG:Veränderungsraten der Monatsgehälter der Angestellten bei den Gebietskörperschaften.

WMONP:Veränderungsraten der Monatsgehälter der Angestellten in der Privatwirtschaft.

WWLOHNG:Veränderungsraten der Wochenlöhne der Arbeiter bei den Gebietskörperschaften.

WWLOHNP:Veränderungsraten der Wochenlöhne der Arbeiter in der Privatwirtschaft.

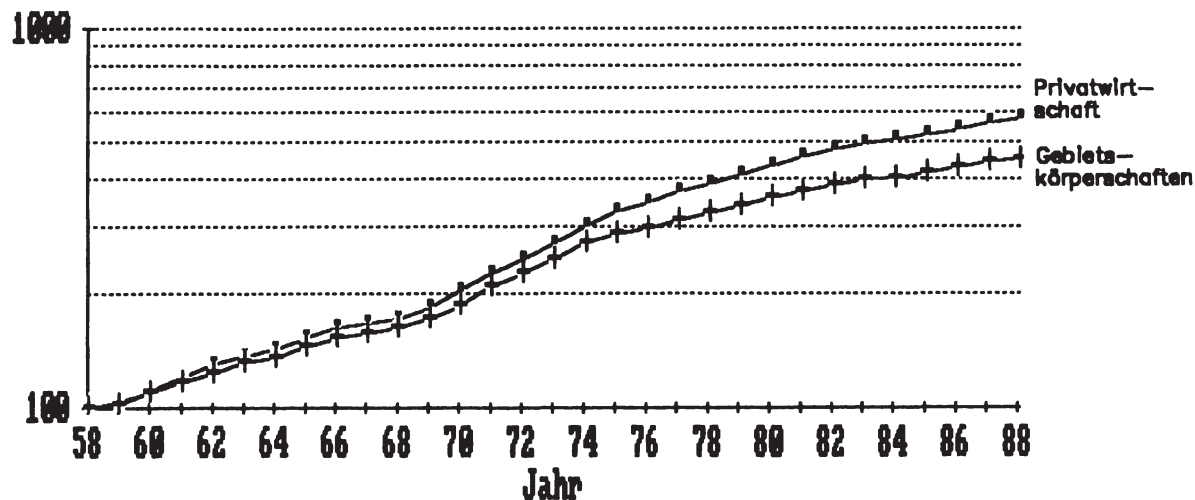
D71:Dummy-Variable, die für das Jahr 1971 den Wert 1 annimmt und sonst den Wert 0 besitzt.

---

wurden über Gewichtsanteile, die aus dem Wägungsschema für die Tarifindizes auf Basis 1980 stammen, zum Gesamtindex verkettet.

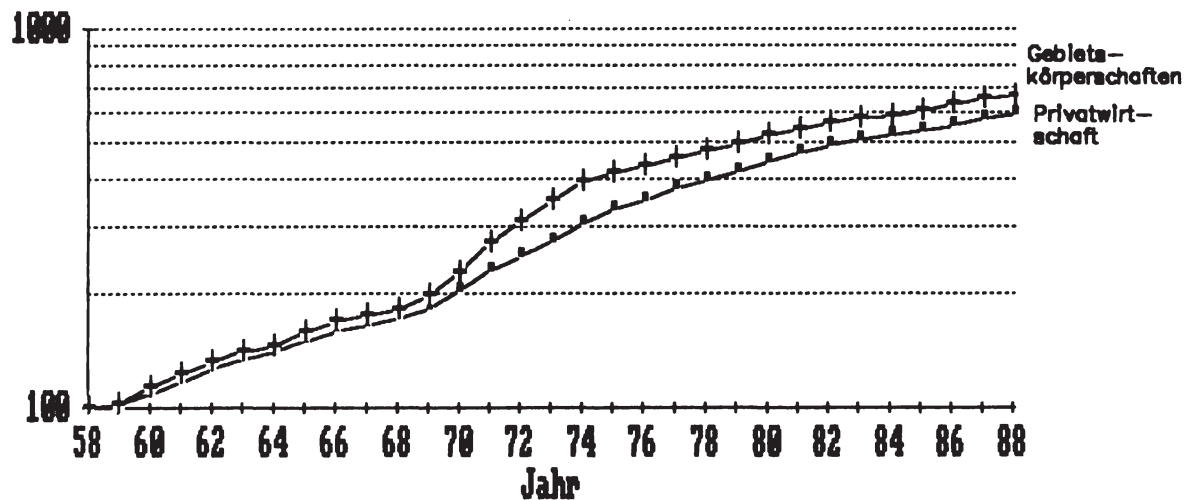
22) Zu den einzelnen Testgrößen siehe Kapitel 5.1.2..

**Abb. 5: Index der tariflichen Monatsgehälter der Angestellten bei den  
Gebietskörperschaften und in der Privatwirtschaft  
Umbasiert auf 1958 = 100  
(Logarithmischer Maßstab)**



Quelle: Errechnet aus Tabelle 10.

Abb. 6: Index der tariflichen Wochenlöhne der Arbeiter bei den Gebietskörperschaften und in der Privatwirtschaft  
 Umbasiert auf 1958 = 100  
 (Logarithmischer Maßstab)



Quelle: Errechnet aus Tabelle 9c.

Die Größe D71 soll den Strukturbruch erfassen, der aufgrund der Ausweitung der Altersstaffelung für die Arbeiter der Gebietskörperschaften entstand und die Wachstumsrate der Wochenlöhne auf 20 Prozentpunkte ansteigen ließ.

Der Koeffizient der Größe WMONP liegt unter 1, so daß eine prozentuale Erhöhung der tariflichen Monatsgehälter in der Privatwirtschaft keinen entsprechenden Zuwachs bei den Gebietskörperschaften auslöst.<sup>23)</sup> Der geschätzte Parameter für die Größe WWLOHNP liegt leicht über 1, d.h. die Wochenlöhne entwickelten sich in beiden Sektoren in ihren Veränderungsraten zumindest gleich.

Für die Besoldung der Bundesbeamten haben wir einen eigenen Index konstruiert. Die Basis für die Berechnung bilden die Besoldungsanpassungs- und Besoldungserhöhungsgesetze, wie sie für die Beamten des Bundes galten und im BGBl. I veröffentlicht wurden.<sup>24)</sup> Als Wägungsschema für die Jahre 1959 bis 1979 dienten die Zahlen der vollzeitbeschäftigten Bundesbeamten in den einzelnen Besoldungsgruppen der Personalstrukturerhebung des Jahres 1968 (Statistisches Bundesamt 1971, S. 36). Ab dem Jahre 1980 benutzten wir zur Wägung die entsprechenden Daten aus der Personalstatistik von 1980 (Statistisches Bundesamt 1982a, S. 34). Die Besoldungsgruppen R und C, die im Jahre 1968 noch nicht existierten,<sup>25)</sup> wurden im 1980er Wägungsschema den Besoldungsordnungen A und B zugeordnet, da die Personalstatistik 1980 die Besoldungsgruppen R und C nicht getrennt von den Besoldungsgruppen A und B auswies. Vom Gesamtgehalt, dessen Bestandteile die Bundesbesoldungsordnung § 1 Abs. 2 auf-

23) Die Hypothese, daß der Koeffizient von WMONP einen Wert von 1 besitzt, kann auf einem Signifikanzniveau von 1 Prozent verworfen werden.

24) Einen Überblick über die verwendeten Gesetze gibt Übersicht 1\* im Anhang.

25) Die Besoldungsgruppe R für Richter und Staatsanwälte wurde 1969 eingeführt. Seit 1978 befindet sich die Hochschulbesoldungsordnung C für Professoren und Hochschuldozenten in Kraft.

zählt, berücksichtigt unser Index nur das Grundgehalt in der höchsten Dienstaltersstufe sowie den Ortszuschlag eines Ledigen in der höchsten Ortsklasse. Nicht im Index enthalten sind aufgrund ihrer individuellen Gewährung die zahlreichen Amts- und Stellenzulagen. Die seit 1971 fast allen Beamten (und Angestellten) gewährte Harmonisierungszulage<sup>26)</sup> wurde ebenfalls nicht in die Indexberechnung einbezogen, da sie zuvor individuell gewährte Zulagen ersetzte (vgl. Mettelsiefen/Pelz/Rahmann 1986, S. 222). Die jährliche Sonderzuwendung ("Weihnachtsgeld"), die vermögenswirksame Leistung sowie das jährliche Urlaubsgeld fließen ebenfalls nicht in den Index ein. Fielen die Geltungsdauer der Besoldungsregeln und das Kalenderjahr auseinander, so waren die Besoldungsanhebungen auf das Kalenderjahr umzulegen. Fand innerhalb eines Kalenderjahres eine Besoldungserhöhung statt, so wurden die Monatsverdienste vor und nach der Anhebung gemäß ihrer Geltungsdauer innerhalb des Kalenderjahres gewichtet, so daß man einen durchschnittliche Monatsbesoldung für das Jahr erhielt. Den Index für die "tariflichen" Beamtengehälter des Bundes geben Tabelle 11 im Anhang und Abb. 7 wieder.

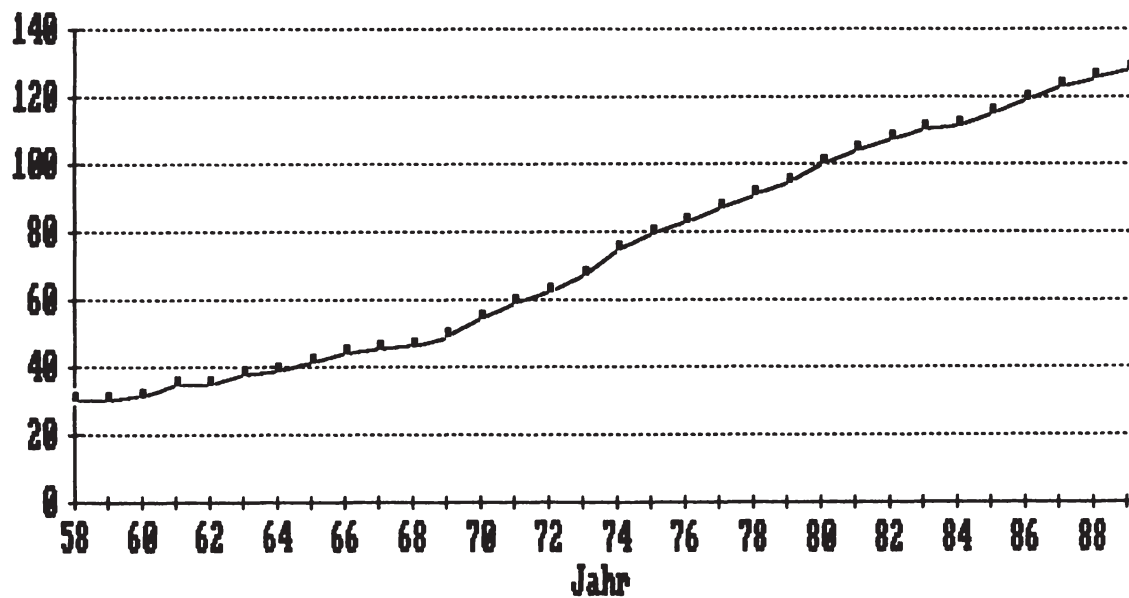
Wie Schaubild 8 veranschaulicht, verlaufen die Veränderungsraten der tariflichen Verdienstindizes der drei Beschäftigtengruppen seit 1963 gleichgerichtet; sie weisen jedoch teilweise beträchtliche Niveauunterschiede auf.<sup>27)</sup> Im Zuwachs führen die Wochenlöhne, die im gesamten Beobachtungsbereich um 574,5 Prozent anstiegen. Es folgten die Angestelltenvergütungen mit 360 Prozent. Das Schlußlicht bildete die Besoldung der Bundesbeamten mit ei-

---

26) Gemäß Artikel II § 6 des 1. BesVNG (Erstes Gesetz zur Vereinheitlichung und Neuregelung des Besoldungsrechts in Bund und Ländern) vom 18. März 1971 (BGBl. I S. 208 ff.) wird den Bundesbeamten der Besoldungsgruppe A2 bis A13 monatlich eine Stellenzulage gewährt. Für den einfachen und mittleren Dienst beträgt sie 67,- DM. Für den gehobenen Dienst und die Besoldungsgruppe A13 des höheren Dienstes beträgt die Stellenzulage 100,- DM.

27) Aufgrund des Strukturbruchs bei den Wochenlöhnen der Arbeiter ist der Wert für das Jahr 1971 zu hoch ausgewiesen.

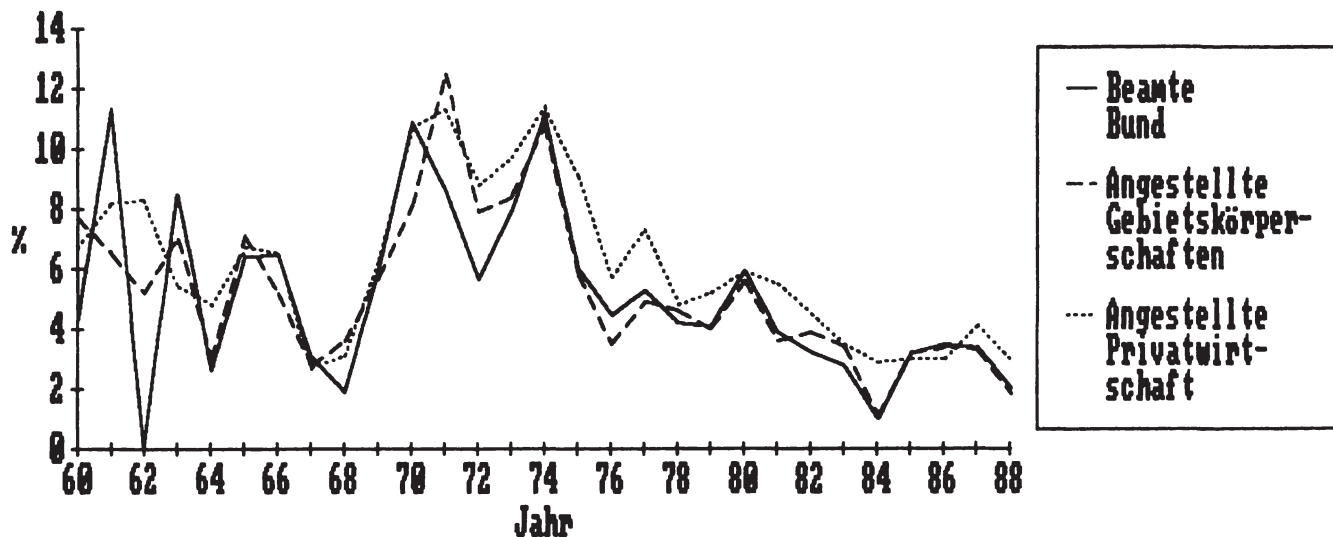
**Abb. 7: Index der "tariflichen" Monatsgehälter der Beamten des Bundes  
1980 = 100**



Quelle: Tabelle 11.



**Abb. 8: Wachstumsraten der tariflichen Monatsgehälter der Angestellten in der Privatwirtschaft und bei den Gebietskörperschaften sowie der Beamtengehälter beim Bund**



Quelle: Tabellen 9c, 10 und 11.

ner Zunahme von 323,7 Prozent.<sup>28)</sup> Seit 1974 weichen die Veränderungsraten der drei Tarifindizes kaum noch voneinander ab.

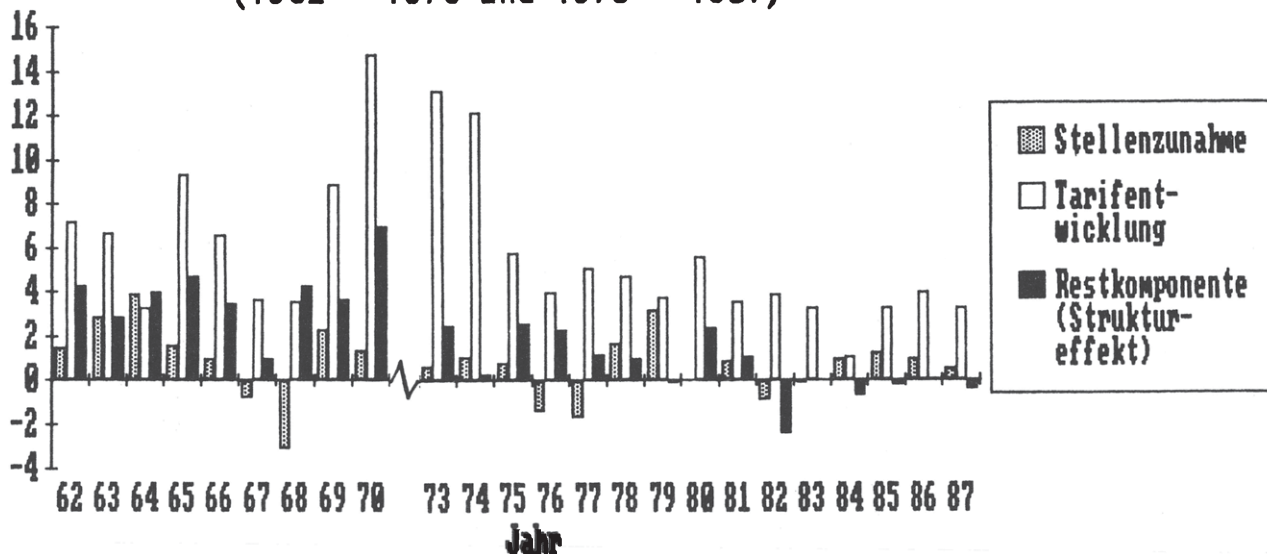
### **3.3. Die Strukturkomponente und ihr Ausmaß**

Die Strukturkomponente der Personalausgabenentwicklung definierten wir als jene Veränderung der Personalausgaben, die weder dem Mengen- noch dem Preiseffekt zuzurechnen ist. Sie stellt eine Art Restgröße dar, deren Quantifizierung durch folgende Hilfsrechnung erfolgt. Subtrahiert man die Steigerungsrate des Personalbestandes und des tariflichen Einkommens von der Veränderungsrate der Aktivitätsbezüge des jeweiligen Jahres ab, so gibt die hieraus resultierende Differenz einen Anhaltspunkt für die Höhe der Strukturkomponenten (vgl. Brinkmann 1972, S. 25 ff.; Vesper 1975, S. 104.).<sup>29)</sup>

Die Entwicklung der drei Einflußgrößen<sup>30)</sup> veranschaulichen die Abb. 9, 10 und 11. Die Finanzstatistik weist bis 1969 die Bezüge der Soldaten und der Beamten nur gemeinsam aus, so daß eine Quantifizierung der Strukturkomponenten für die Beamtenbesoldung erst ab 1970 sinnvoll erschien. Wie die drei Schaubilder verdeutlichen, stellte bis Mitte der siebziger Jahre die Strukturkomponente einen bedeutenden Faktor zur Erklärung des Anstiegs der Personalausgaben dar, während sie 1981 und 1983 auf die Aktivitätsbezüge der Angestellten und 1982 und 1984 auf die Aus-

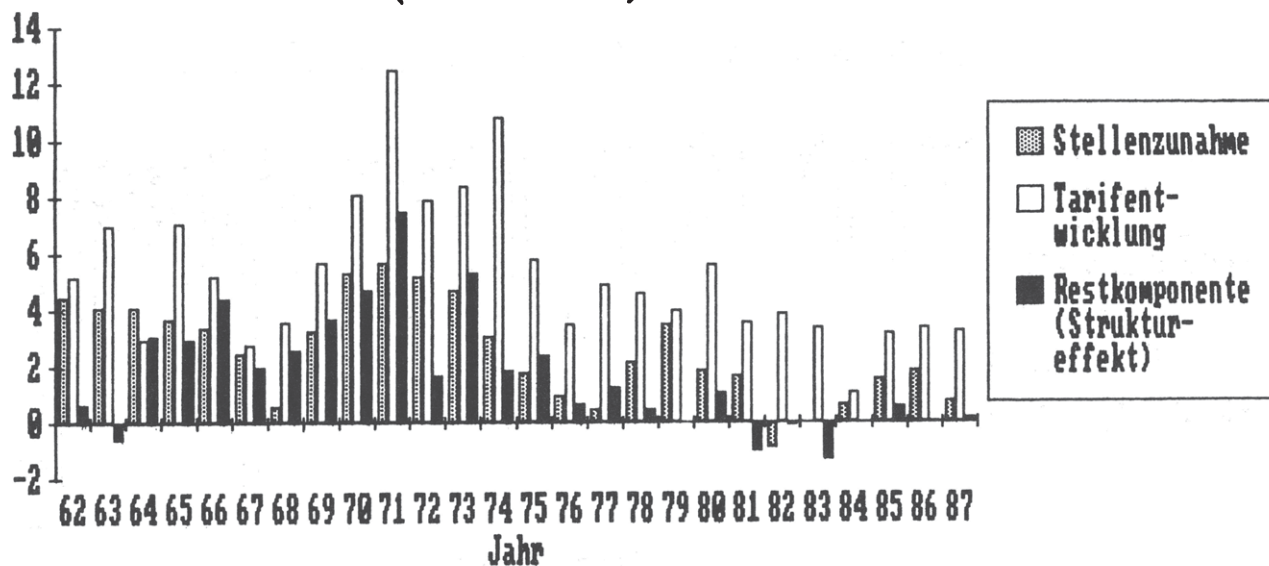
- 
- 28) Der Vergleich der Zuwachsraten ist aufgrund der unterschiedlichen Berechnungsmethoden der Indizes eingeschränkt.
  - 29) In die errechnete Strukturkomponente fließen auch alle Meß- und Abgrenzungsfehler ein, die bei der Erfassung der Mengen- und Preiskomponenten auftreten.
  - 30) Alle Teilzeitbeschäftigten wurden mit einem Gewicht von 50% der Zahl der Vollzeitbeschäftigten zugerechnet. Änderungen in der Zusammensetzung der Teilzeitbeschäftigten bezüglich der zu leistenden Arbeitszeit schlägt sich somit in der Strukturkomponenten und nicht in der Beschäftigtenzahl nieder. Weiterhin ist zu beachten, daß der Personalbestand sich immer auf einen Stichtag bezieht und keinen Jahresdurchschnitt angibt.

**Abb. 9:Einflußgrößen der Zunahme der Aktivitätsbezüge der  
Arbeiter der Gebietskörperschaften  
(1962 – 1970 und 1973 – 1987)**



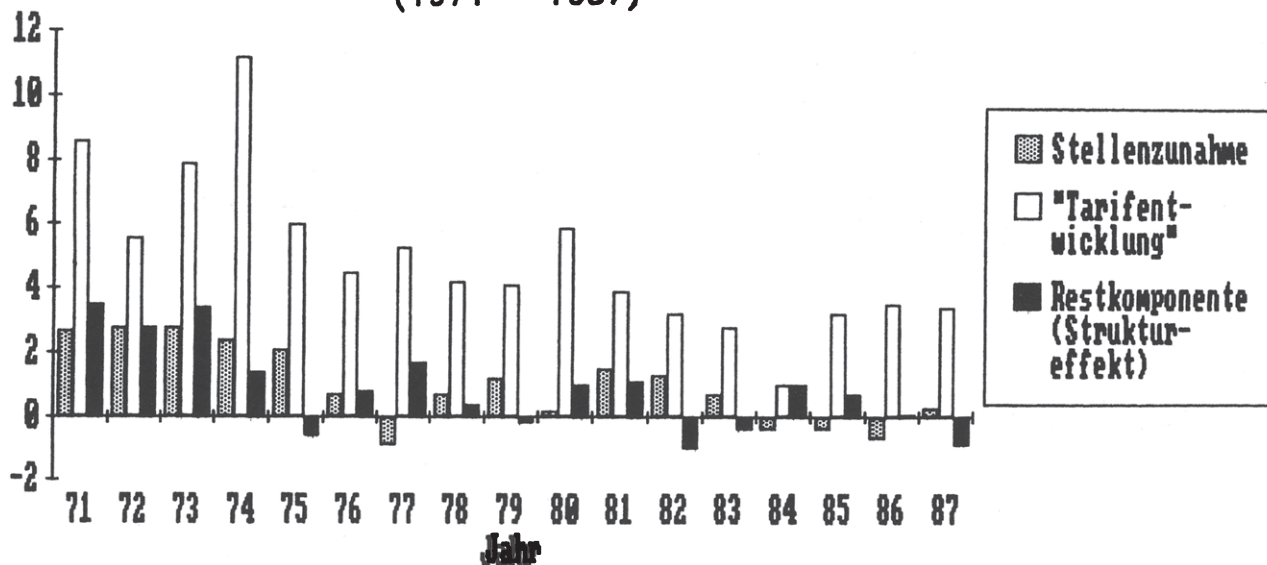
Quelle: Tabelle 12.

**Abb. 10:Einflußgrößen der Zunahme der Aktivitätsbezüge der Angestellten der Gebietskörperschaften (1962 – 1987)**



Quelle: Tabelle 13.

**Abb. 11:Einflußgrößen der Zunahme der Aktivitätsbezüge der Bundesbeamten  
(1971 – 1987)**



Quelle: Tabelle 14.

gaben für die Arbeiterentlohnung einen eher dämpfenden Einfluß besaß. Ein essentieller Teil der Strukturverbesserungen beruhen auf Verschiebungen im Stellenkegel, die wir nun näher analysieren wollen.

### **3.4. Änderungen im Stellenkegel**

Um in eines der Eingangssämter der vier Laufbahngruppen der Beamten übernommen zu werden, müssen bestimmte Bildungsvoraussetzungen vorliegen. Die Aufnahme in den höheren Dienst erfordert ein wissenschaftliches Hochschulstudium, während für die Übernahme in den gehobenen Dienst ein Fachhochschulabschluß oder die Fachhochschulreife gefordert wird. Eine Tätigkeit im mittleren Dienst setzt einen Realschul- oder einen Hauptschulabschluß mit einer Berufsausbildung voraus. Für den einfachen Dienst genügt der Hauptschulabschluß. (§§ 16, 17, 18, 19 BBesG; 2-ter bis 5-ter Titel der BLV). Aufgrund der geforderten Bildungsvoraussetzungen sind die Laufbahngruppen ziemlich gegeneinander abgeschottet.<sup>31)</sup> Verschiebungen zwischen den Laufbahngruppen im Beobachtungszeitraum geben somit weitestgehendst qualitative Veränderungen in der Zusammensetzung der Beamenschaft wieder und stellten somit keine Einkommenserhöhungen dar.

Im Angestelltenbereich richtet sich die Eingruppierung in eine Vergütungsgruppe nach der tatsächlich ausgeübten Tätigkeit (§ 22 BAT). Um jedoch auf einen bestimmten Arbeitsplatz eingestellt zu werden, muß der Bewerber i.d.R. eine bestimmte Grundqualifikation besitzen, welche mit der geforderten Qualifikation für die Eingangssämter der Laufbahngruppen der Beamten vergleichbar ist, so daß man die Vergütungsgruppen der Vergütungsordnung des BAT

---

31) Der Aufstieg in die nächsthöhere Laufbahngruppe ist zwar grundsätzlich möglich, jedoch an sehr restriktive Vorschriften gebunden (vgl. hierzu § 25 BBesG; §§ 16, 22, 23, 28, 29 und 33 BLV).

den vier Beamtenlaufbahnen zuordnen kann.<sup>32)</sup> Die vergleichbaren Besoldungs- und Vergütungsgruppen zeigt Übersicht 12.

### **Übersicht 12: Vergleichbare Besoldungs- und Vergütungsgruppen<sup>1)</sup>**

Besoldungsgruppen      Vergütungsgruppen<sup>2)</sup>

#### Höherer Dienst

A16	BAT I
A15	BAT Ia
A14	BAT Ib
A13	BAT IIb, IIa, II, KR XIII

#### Gehobener Dienst

A12	BAT III, KR XII
A11	BAT IVa, KR X, XI
A10	BAT IVb, KR IX
A9	BAT Vb, Va, KR VII, VIII

#### Mittlerer Dienst

A8	BAT Vc, KR VI
A7	BAT VIb, VIa, KR IV, V, Va
A6	BAT VII, KR III
A5	BAT VIII

#### Einfacher Dienst

A4	-----
A3	BAT IXa, KR II
A2	BAT IX, IXb, KR I
A1	BAT X

1) Zusammengestellt nach § 11 BAT.

2) Die Vergütungsordnung KR gilt für die Angestellten des Pflegedienstes (vgl. Anlage 1b zum BAT).

Bei der folgenden Beschreibung der Entwicklung der Laufbahn-, Besoldungs- und Vergütungsgruppen beschränken wir uns aus

32) Eine Gegenüberstellung von vergleichbaren Vergütungs- und Besoldungsgruppen findet man in § 11 BAT.

statistischen Gründen auf die vollzeitbeschäftigten Beamten und Angestellten der Verwaltung von Bund, Ländern und Gemeinden. Daten für die Beschäftigten nach Besoldungs- und Vergütungsgruppen lagen erstmals mit der Personalstrukturerhebung 1968 vor. Die nächste Erhebung nach diesen Merkmalen fand dann erst wieder 1974 statt, und wurde dann bis 1986 im Dreijahresturnus fortgeführt.

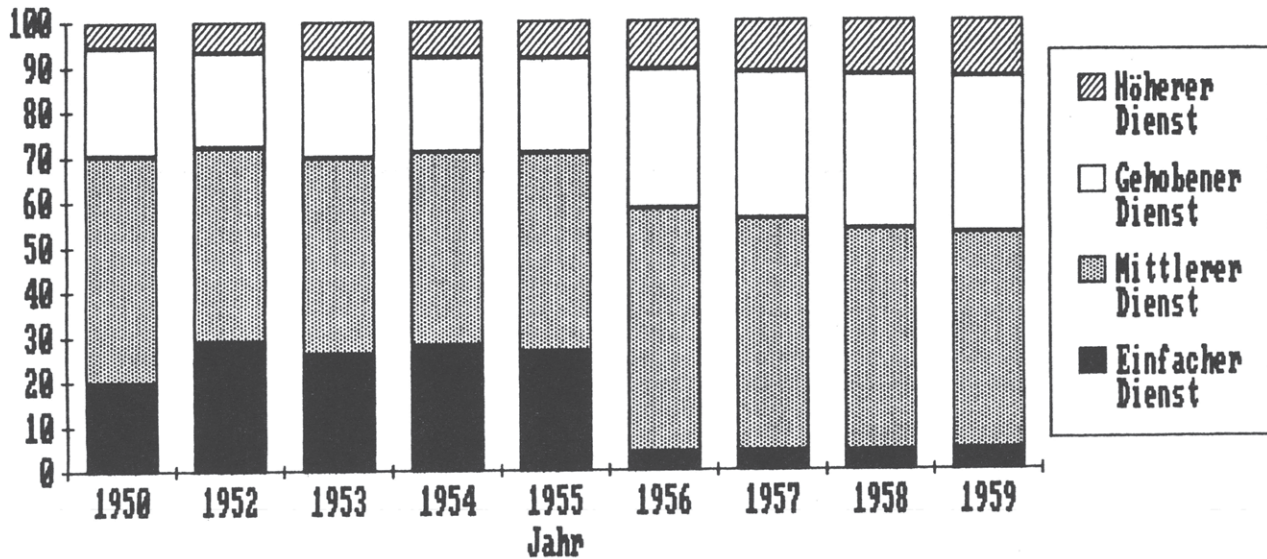
### **3.4.1. Bund**

Abb. 12a veranschaulicht die Entwicklung der *Beamten* der Hoheits- und Kammereiverwaltungen des Bundes nach Laufbahngruppen im Zeitraum 1950 bis 1959. Der größte Teil der Beamten war in dieser Zeitspanne im mittleren Dienst tätig. Der starke Zuwachs des Anteils des einfachen Dienstes von 1950 auf 1952 ging auf den Auf- und Ausbau des Bundesgrenzschutzes zurück, dessen Beamten vor allem in dieser Laufbahngruppe eingruppiert waren. Ab 1956 wurde der Bundesgrenzschutz im Personalbestand des Bundes nicht mehr erfaßt, so daß das Gewicht des einfachen Dienstes sank. Von 1956 bis 1959 nahm der Anteil des höheren und gehobenen Dienstes kontinuierlich zu, während die Quote des mittleren Dienstes zurückging und der einfache Dienst in etwa seinen Anteil hielt.

Von 1960 bis 1974 nahm die Zahl der vollzeitbeschäftigten Beamten (ohne Vollzugsdienst des Bundesgrenzschutzes) um 26,9 Tausend Personen zu, was einer Steigerungsrate von 44,9 Prozent entspricht. Die Beamten des höheren Dienstes verzeichneten in diesem Zeitraum einen überdurchschnittlichen Zuwachs von 83,2 Prozent, so daß ihre Quote von 13,2 v.H. auf 24,1 v.H. anstieg (vgl. Abb. 12b). Der gehobene Dienst wuchs um 52,8 Prozent, so daß dessen Gewicht von 35,4 v.H. auf 37,3 v.H. zunahm. Aufgrund des unterdurchschnittlichen Zuwachses des mittleren Dienstes von 28,7 Prozent sank dessen Gewicht von 47,1 v.H. auf 41,9 v.H. ab. Da die Zahl der vollzeitbeschäftigten Beamten des einfachen Dienstes nur um 39,9 Prozent anstiegen, ging deren Anteil leicht zurück. Die außergewöhnlich starke Zunahme des mittleren und

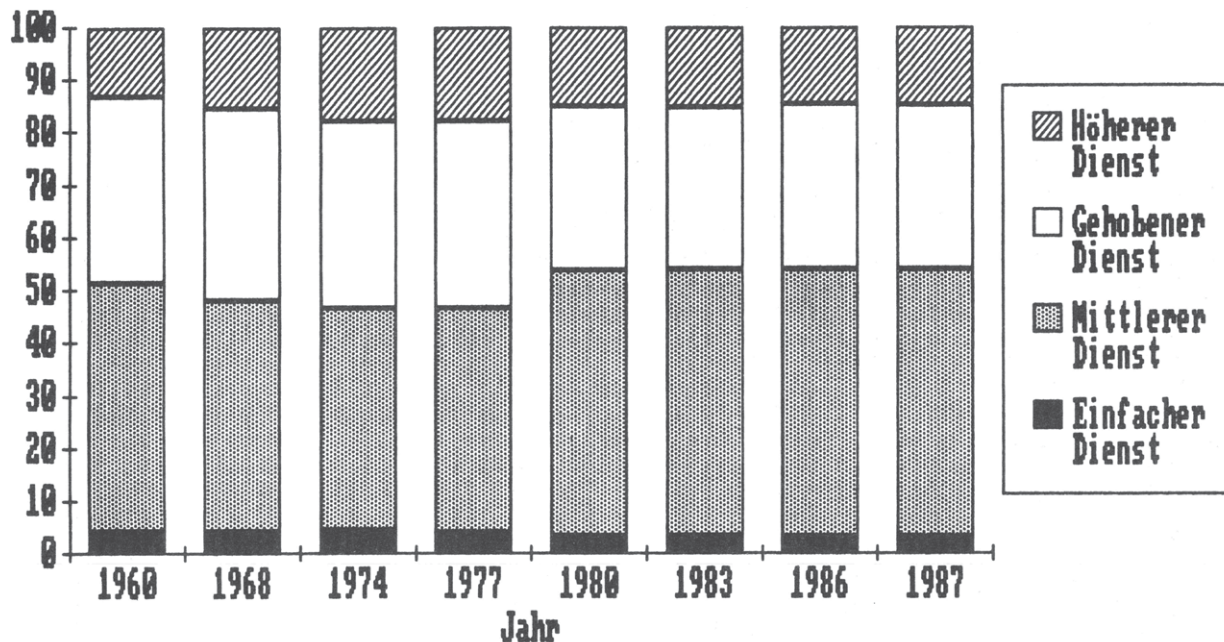


**Abb. 12a: Anteile der einzelnen Laufbahngruppen an den vollzeitbeschäftigten Beamten der Hoheits- und Kammereiverwaltungen des Bundes  
1950 - 1959**



Quelle: Errechnet aus Tabelle 15a.

**Abb. 12b: Anteile der einzelnen Laufbahngruppen an den vollzeit-  
beschäftigten Beamten der Verwaltung des Bundes  
(einschließlich Auszubildende)  
1960 – 1987**



Quelle: Errechnet aus Tabelle 15b.

einfachen Dienstes von 1974 bis 1977 war im wesentlichen durch die Berücksichtigung des Vollzugsdienstes des Bundesgrenzschutzes im Personalbestand des Bundes bedingt.<sup>33)</sup> Der Grund für das Absinken des einfachen Dienstes im anschließenden Dreijahreszeitraum um 51,2 Prozent scheint im Aufstieg von Beamten in den mittleren Dienst zu liegen (vgl. Mettelsiefen/Pelz/Rahmann 1988, S. 222). Von 1977 bis 1987 änderte sich das Gewicht der Beamten des höheren und gehobenen Dienstes kaum, während der Anteil des mittleren Dienstes auf Kosten des einfachen Dienstes von 48 v.H. auf 51,4 v.H. anstieg.

Innerhalb der vier Laufbahngruppen der Beamten ergaben sich beträchtliche Verschiebungen zugunsten der höheren Besoldungsgruppen (vgl. Übersicht 13). So stieg von 1968 bis 1974 der Anteil der Besoldungsgruppe A15 von 19,7 v.H. auf 28,3 v.H. an, während das Gewicht von A14 von 28,3 v.H. auf 33,3 v.H. zunahm. Im gehobenen Dienst wuchs insbesondere von 1968 bis 1974 der Anteil der Besoldungsgruppen A12 (von 11,8 v.H. auf 14,9 v.H.) und A11 (von 21,9 v.H. auf 31,8 v.H.) sowie der Spitzenämter A13"S"-A15"S" (von 3,8 v.H. auf 13,0 v.H.) an. Im mittleren Dienst fand vor allem bis 1974 eine Konzentration zugunsten von A8 und des Spitzenamtes A9"S" statt. Im einfachen Dienst hat sich der Anteil des Spitzenamtes A5"S" fast vervierfacht und erreichte 1987 einen Anteil innerhalb des einfachen Dienstes von 41 v.H..

---

33) Ohne Berücksichtigung des Vollzugsdienstes des Bundesgrenzschutzes ergab sich für den mittleren Dienst ein Bestand von 37218 Beamten und für den einfachen Dienst einen von 3509 Beamten.

**Übersicht 13: Anteile der Besoldungsgruppen in den vier Laufbahnen in der Verwaltung des Bundes (ohne Auszubildende)**  
**- in v.H. -**

Besoldungs- gruppen	1968 <sup>1)</sup>	1974 <sup>1)</sup>	1977	1980 <sup>2)</sup>	1983 <sup>2)</sup>	1986 <sup>2)</sup>	1987 <sup>2)</sup>
B(R3-R10,C4,H4)	11.1	16.6	16.2	16.9	16.8	17.1	17.3
A16(R2,C3,H3)	9.1	8.1	8.8	9.1	8.8	9.0	9.0
A15(R1,C2,H2)	19.7	28.3	29.1	31.1	30.4	31.1	31.2
A14(C1,H1)	31.2	32.9	33.3	30.7	30.1	31.1	30.5
A13	29.0	14.1	12.6	12.2	14.0	11.7	12.2
A13"S"-A15"S"	3.8	13.0	13.6	14.2	14.0	13.7	14.0
A12	11.8	14.9	14.7	16.9	17.2	17.0	17.3
A11	21.9	31.8	29.7	29.7	29.7	28.7	28.6
A10	35.8	31.5	28.9	26.8	26.3	25.0	25.4
A9	26.7	8.9	13.1	12.5	12.8	15.7	14.8
A9"S",A10"S"	4.2	13.3	12.8	14.2	13.8	13.4	14.1
A8	18.8	32.1	30.3	26.8	26.7	26.3	26.5
A7	35.4	32.0	31.4	28.3	29.8	30.0	30.3
A6	25.0	9.1	11.4	17.6	20.4	21.7	21.3
A5	16.6	13.5	14.1	13.2	9.3	8.6	7.8
A5"S",A6"S"	9.7	29.2	31.2	36.2	36.6	37.8	40.1
A4	37.7	41.0	43.3	41.9	42.6	41.3	43.0
A3	33.0	16.9	17.2	11.0	13.2	20.9 <sup>3)</sup>	16.9 <sup>3)</sup>
A2,A1	19.6	12.9	8.3	10.9	7.6	---	---

1) Ohne Vollzugsdienst des Bundesgrenzschutzes.

2) Bereinigte Daten.

3) Einschließlich A1 und A2.

*Quelle:* Errechnet aus Tabelle 18.

Um die Auswirkungen von Änderungen im Stellenkegel auf die Beamtenbesoldung zu ermitteln, berechnen wir folgenden Strukturindex:

$$I_t^s = \frac{\sum_{i=1}^k [M_{0i}(B_{ti}/B_t)B_0]}{\sum_{i=1}^k [M_{0i}(B_{0i}/B_0)B_0]} = \frac{\sum_{i=1}^k M_{0i}B_{ti}/B_t}{\sum_{i=1}^k M_{0i}B_{0i}/B_0}$$

Es gilt:  $B_t = \sum_{i=1}^k B_{ti}$ ,  $B_0 = \sum_{i=1}^k B_{0i}$

$M_{0i}$  = Monatliche Bezüge der Besoldungsgruppe  $i$  ( $i=1, 2, \dots, k$ ) im Basisjahr 0.

$B_{0i}$  = Zahl der (vollzeitbeschäftigten) Beamten zum Basiszeitpunkt 0 in der Besoldungsgruppe  $i$ .

$B_{ti}$  = Zahl der (vollzeitbeschäftigten) Beamten zum Basiszeitpunkt  $t$  in der Besoldungsgruppe  $i$ .

$k$  = Zahl der Besoldungsgruppen.

Der obige Index gibt die Entwicklung der Besoldungsausgaben aufgrund von Änderungen der Besoldungsgruppenanteile wieder. Erhöhungen der Beamtenbezüge und Veränderungen im Beamtenbestand gehen hingegen nicht in den Index ein, da sie auf dem Niveau des Basiszeitpunktes fixiert wurden. Variationen in der Besoldungsgruppenstruktur können in zwei Komponenten aufgespalten werden:

- Änderungen der Laufbahngruppenanteile und
- Änderungen der Besoldungsgruppenanteile innerhalb der vier Laufbahnen des öffentlichen Dienstes.

Unterstellt man eine nach Laufbahnen geordnete Anordnung der k Besoldungsgruppen, so läßt sich der Zähler in folgenden Ausdruck umformen:

$$\sum_{i=1}^k M_{oi} B_{ti} / B_0 = \sum_{i=1}^{k_1} M_{oi} (B_{ti} / B_t^e) B_t^e / B_t + \sum_{i=k_1+1}^{k_2} M_{oi} (B_{ti} / B_t^m) B_t^m / B_t \\ + \sum_{i=k_2+1}^{k_3} M_{oi} (B_{ti} / B_t^g) B_t^g / B_t + \sum_{i=k_3+1}^k M_{oi} (B_{ti} / B_t^h) B_t^h / B_t$$

$B_t^e$  = Zahl der (vollzeitbeschäftigten) Beamten im einfachen Dienst zum Berichtszeitpunkt t.

$B_t^m$  = Zahl der (vollzeitbeschäftigten) Beamten im mittleren Dienst zum Berichtszeitpunkt t.

$B_t^g$  = Zahl der (vollzeitbeschäftigten) Beamten im gehobenen Dienst zum Berichtszeitpunkt t.

$B_t^h$  = Zahl der (vollzeitbeschäftigten) Beamten im höheren Dienst zum Berichtszeitpunkt t.

$k_1$  = Zahl der Besoldungsgruppen des einfachen Dienstes zum Berichtszeitpunkt t.

$k_2 - k_1$  = Zahl der Besoldungsgruppen des mittleren Dienstes zum Berichtszeitpunkt t.

$k_3 - k_2$  = Zahl der Besoldungsgruppen des gehobenen Dienstes zum Berichtszeitpunkt t.

$k - k_3$  = Zahl der Besoldungsgruppen des höheren Dienstes zum Berichtszeitpunkt t.

Fixiert man die Laufbahngruppenanteile auf dem Niveau des Basisjahres, so variiert der Index nur noch aufgrund von Änderungen der Besoldungsgruppenanteile innerhalb der vier Laufbahnen. Die Differenz zwischen dem Indexwert bei variabler und konstanter Laufbahnstruktur ist dann durch Veränderungen der Laufbahngruppenanteile bedingt. Besitzt die Differenz einen positiven Wert,

so hatten Anteilsänderungen zwischen Laufbahngruppen einen erhöhenden Effekt auf die Besoldungsausgaben ausgeübt. Bei negativer Differenz besaßen Änderungen der Laufbahngruppenanteile eine dämpfenden Einfluß auf die Besoldungsausgaben.

Setzt man die Anteile der Besoldungsgruppen innerhalb des einfachen, mittleren, gehobenen und höheren Dienstes konstant, so variiert der Index nur noch aufgrund von Änderungen der Laufbahngruppenanteile. Der Unterschied zwischen dem Indexwert bei variabler und fixierter Beamtenstruktur je Laufbahngruppe wurde dann durch Verschiebungen im Stellenkegel innerhalb der vier Laufbahnen verursacht.

Übersicht 14 vermittelt das Ausmaß von Verschiebungen im Stellenkegel auf die Besoldungsausgaben des Bundes. Der Besoldungsaufwand stieg aufgrund von Änderungen im Stellenkegel zwischen 1968 und 1974 um 8 Prozent an. Zu diesem Anstieg trugen Anteilsverschiebungen zwischen den Laufbahngruppen zu 25,0 v.H. bei. Dieser Teil des Zuwachses gibt die Auswirkung des Abbaus von weniger qualifizierten Beamten zugunsten einer Aufstockung bei den qualifizierteren Kräften wieder. 75,0 v.H. des Anstiegs von 8 Prozent gingen auf Anteilsveränderungen zwischen den Besoldungsgruppen innerhalb des einfachen, mittleren, gehobenen und höheren Dienstes zurück. Stuft man einen Beamten bei unveränderter Tätigkeit in eine höhere Besoldungsgruppe ein, so stellt dies überwiegend eine strukturelle Maßnahme zur Erhöhung der Einkommen dar und müßte in die Preiskomponente einfließen. Geht die Höherstufung hingegen mit einer qualitativen und/oder inhaltlichen Änderung der Tätigkeit einher, so spiegelt der hieraus resultierende zusätzliche Besoldungsaufwand eher eine Änderung der Aufgaben oder eine bessere Erfüllung bestehender Aufgaben wider.<sup>34)</sup>

---

34) Das Statistische Bundesamt faßt Verschiebungen zu höheren Besoldungsgruppen als Ausdruck einer gestiegenen Qualität und Produktivität auf (vgl. Fürst 1971, S. 20).

### Übersicht 14: Indizes für die Entwicklung der Besoldungsgruppenstruktur der Beamten des Bundes

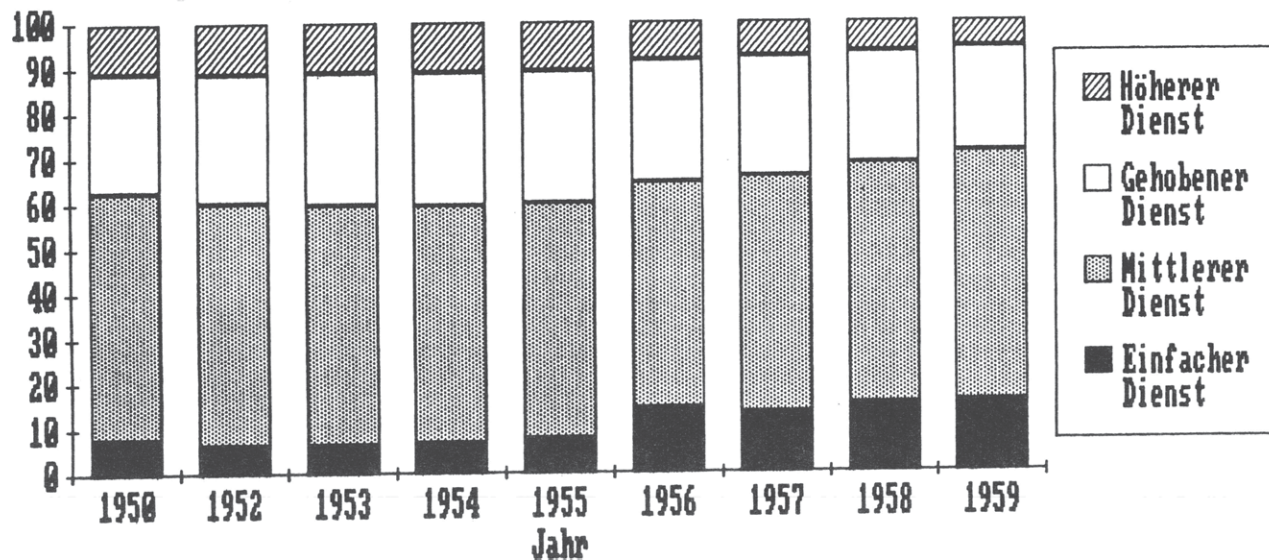
Jahr	Stellenkegelindex	Stellenkegelindex bei	
		konstanter Laufbahngruppenstruktur	konstanter Besoldungsgruppenstruktur innerhalb der Laufbahngruppen
1968	100	100	100
1974	108.0	106.0	102.0
1977	100	100	100
1980	102.2	101.1	101.1
1980	100	100	100
1983	100.0	100.1	100.0
1987	100.0	99.9	100.1

Aus der Berücksichtigung des Vollzugsdiensts des Bundesgrenzschutzes im Personalbestand resultiert ein Strukturbruch, so daß ein Vergleich der Stellenstruktur von 1974 mit jener im Jahre 1977 nicht sinnvoll erschien. Durch Stellenkegelverschiebungen ergab sich von 1977 bis 1980 ein Anstieg der Besoldungsausgaben von 2,2 Prozent, der jeweils zur Hälfte durch Verschiebungen zwischen den Laufbahngruppen und durch Änderungen in der Zusammensetzung der Besoldungsgruppen innerhalb der Laufbahngruppen verursacht wurde. Von 1980 bis 1987 hatten Stellenkegelverschiebungen so gut wie keinen Einfluß auf den Anstieg der Besoldungsausgaben.

Der Anteil der *Angestellten* im höheren Dienst der Hoheits- und Kammereiverwaltungen blieb von 1950 bis 1955 mit etwa 11 v.H. konstant, während der gehobene Dienst von 26,4 v.H. auf 29,0 v.H. zunahm und das Gewicht des mittleren Dienstes von 54,8 v.H. auf 52,3 v.H. fiel. Der einfache Dienst verharrte bis 1955 bei einem Anteil von knapp 8 v.H., um dann innerhalb eines Jahres auf 14,4 v.H. emporzuschnellen (vgl. Abbildung 12c). Von 1956 bis



**Abb. 12c: Anteile der einzelnen Laufbahngruppen an den vollzeit-  
beschäftigten Angestellten der Hoheits- und Kammereiverwaltungen des  
Bundes  
1950 – 1959**



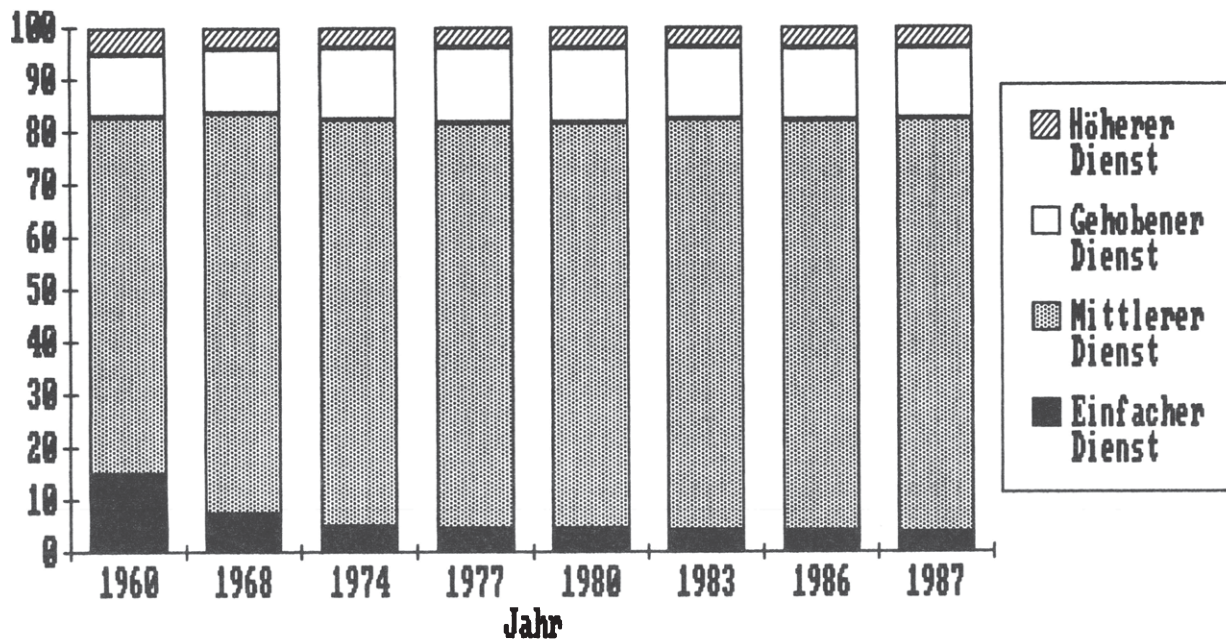
Quelle: Errechnet aus Tabelle 15a.

1959 sank sowohl der Anteil des höheren Dienstes von 8,5 v.H. auf 5,8 v.H. als auch der des gehobenen Dienstes von 26,9 v.H. auf 23,1 v.H. ab. Einen anteilmäßig starken Zuwachs verzeichnete der mittlere Dienst, dessen Gewicht von 50,2 v.H. auf 55,6 v.H. zunahm. Die Tendenz einer relativen Zunahme der Angestellten des mittleren Dienstes setzte sich von 1960 (68,2 v.H.) bis 1987 (79,5 v.H.) fort (vgl. Abbildung 12d). Der Anteil des einfachen Dienstes sackte von 14,7 v.H. (1960) auf 3,5 v.H. (1987) ab. Bis 1980 nahm die Quote der Angestellten im gehobenen Dienst von 11,8 v.H. auf 13,9 v.H. zu, um dann langsam auf 13,0 v.H. (1987) zu sinken. Der höhere Dienst ging mit leichten Schwankungen von 5,3 v.H. (1960) auf 4,0 v.H. (1987) zurück.

Wie Übersicht 15 zeigt, gab es von 1968 bis 1987 innerhalb des höheren Dienstes eine Verschiebung von den Vergütungsgruppen IIa/IIb/II herauf zu den Gruppen Ib/Ia/I und AT. Im gehobenen Dienst explodierten die Vergütungsgruppen III (KR III) und IIa"S"/II"S". Befanden sich 1968 erst 3,3 v.H. der Angestellten des gehobenen Dienstes in der Gruppe III, so lag die Quote (einschließlich der neugeschaffenen Spitzenvergütungsgruppen IIa"S"/II"S") 1974 schon bei 19,3 v.H.. 1987 war jeder vierte Angestellte des gehobenen Dienstes in dieser Vergütungsgruppe eingestuft. Im mittleren Dienst sanken die Anteile der beiden untersten Vergütungsgruppen (VII/VIII, KR III), während das Gewicht der oberen Gruppen zunahm. Innerhalb des einfachen Dienstes ging der Anteil der untersten und der obersten Vergütungsgruppe (X, VIII"S") zurück, während die Quoten der restlichen Gruppen anstiegen.

Von 1968 bis 1980 trugen Stellenkegelverschiebungen zu 5,8 Prozent zum Wachstum der Ausgaben für die Angestelltenvergütung bei, wovon 26 v.H. durch Änderungen der Laufbahngruppenanteile und 74 v.H. durch die Höherstufung von Angestellten innerhalb der Laufbahngruppen verursacht wurden (vgl. Übersicht 16). Von

**Abb. 12d: Anteile der einzelnen Laufbahngruppen an den vollzeit-  
beschäftigten Angestellten der Verwaltung des Bundes  
(einschließlich Auszubildende)  
1960 – 1987**



Quelle: Errechnet aus Tabelle 15b.

**Übersicht 15: Anteile der Vergütungsgruppen in den vier Laufbahnen in der Verwaltung des Bundes (ohne Auszubildende)**  
- in v.H. -

Vergütungsgruppen	1968	1974	1977	1980	1983	1986	1987
AT	1.9	3.3	1.2	1.1	2.1	3.5	1.3
BAT I, Ia	5.4	10.5	10.9	10.1	11.1	10.2	10.7
BAT Ib	21.5	36.7	35.7	35.3	40.7	40.0	40.2
BAT IIa, IIb, II	71.2	49.5	52.1	53.5	46.1	46.4	47.8
BAT IIa"S", II"S"	---	3.2	4.0	4.3	5.6	5.2	5.2
BAT III, KR X, XI	3.3	16.1	17.1	17.5	18.2	19.1	19.5
BAT IVa, KR X, XI	16.2	21.0	21.7	21.7	21.8	21.3	21.4
BAT IVb, KR IX	45.0	34.5	34.2	34.9	37.1	37.6	38.6
BAT Va, Vb, KR VII, VIII	35.6	25.2	23.0	21.6	17.3	16.7	15.4
BAT Vb"S"	---	1.6	3.5	4.2	5.8	6.1	6.2
BAT Vc, KR VI	3.9	10.8	10.9	11.2	10.7	10.8	11.1
BAT VIa, VIb KR IV, V	18.7	20.6	20.6	21.4	23.9	23.9	23.6
BAT VII, KR III	57.9	54.4	56.8	52.7	50.9	51.5	51.0
BAT VIII	19.6	12.6	8.2	10.6	8.7	7.8	8.1
BAT VIII"S"	---	1.4	1.3	0.9	0.5	0.7	0.5
BAT IXa, KR II	29.1	24.5	29.9 <sup>1)</sup>	20.8	27.5	27.9	27.3
BAT IXb, IX KR I	58.1	63.6	60.1 <sup>2)</sup>	69.5	64.3	64.0	64.9
BAT X	12.8	10.5	8.7	8.7	7.7	7.5	7.3

1) BAT IXa, IX.

2) Nur BAT IXb.

Quelle: Errechnet aus Tabelle 21.

1980 auf 1987 stieg aufgrund von Änderungen im Stellenkegel der Aufwand für die Angestelltenvergütung um 1,6 Prozent an.<sup>35)</sup>

### **Übersicht 16: Indizes für die Entwicklung der Vergütungsgruppenstruktur der Angestellten des Bundes**

Jahr	Stellenkegelindex	Stellenkegelindex bei	
		konstanter Laufbahngruppenstruktur	konstanter Vergütungsgruppenstruktur innerhalb der Laufbahngruppen
1968	100	100	100
1974	104.2	103.2	100.9
1980	105.8	104.3	101.5
1980	100	100	100
1983	100.8	100.5	99.7
1987	101.6	101.6	99.9

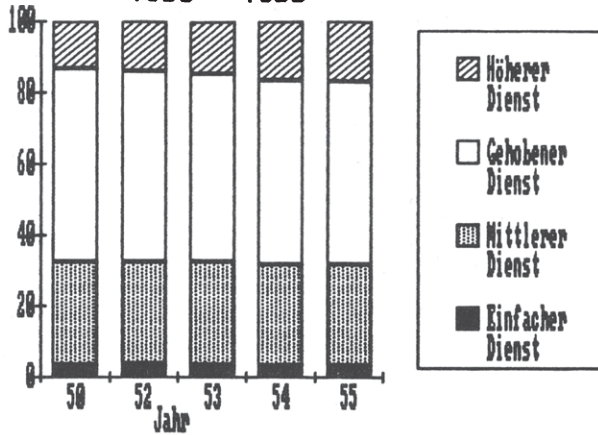
#### **3.4.2. Länder**

Wie die Schaubilder 13a und 13b verdeutlichen, erhöhte sich der Anteil der *Beamten* des höheren Dienstes von 13,4 v.H. (1950) über 20,2 v.H. (1960) auf den Spitzenwert 32,3 v.H. (1974). Seit 1977 fiel die Quote ab und erreichte 1987 einen Wert von 29,7 v.H.. Im gehobenen Dienst befanden sich 1950 54 v.H. aller Beamten, während es 1974 nur noch 41,4 v.H. waren.<sup>36)</sup> Seit 1977 verharrt die Quote (mit leichten Schwankungen) bei 42,7 v.H.. Der

35) Der Indexberechnung liegt die monatliche Endvergütung eines ledigen Angestellten in der höchsten Ortsklasse je Vergütungsgruppe zugrunde. Die Daten wurden aus den Statistischen Jahrbüchern entnommen (Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Statistisches Jahrbuch 1968, Stuttgart und Mainz 1967, S. 468. Dasselbe: Statistisches Jahrbuch 1979, Stuttgart und Mainz 1978, S. 464. Dasselbe: Statistisches Jahrbuch 1980, Stuttgart und Mainz 1979, S. 461).

36) Die Zunahme des höheren und die Abnahme des gehobenen Dienstes von 1968 auf 1974 geht u.a. darauf zurück, daß in einzelnen Bundesländern (z.B. Hamburg) ein Teil der Lehrer, die früher im gehobenen Dienst eingruppiert waren, dem höheren Dienst zugeordnet wurden (Statistisches Bundesamt 1975, S. 260).

**Abb. 13a:Anteile der einzelnen Laufbahngruppen an den voll-zeitbeschäftigten Beamten der Haushalts- und Kammereilverwaltungen der Länder 1950 - 1955**



Quelle: Errechnet aus Tabelle 16a.

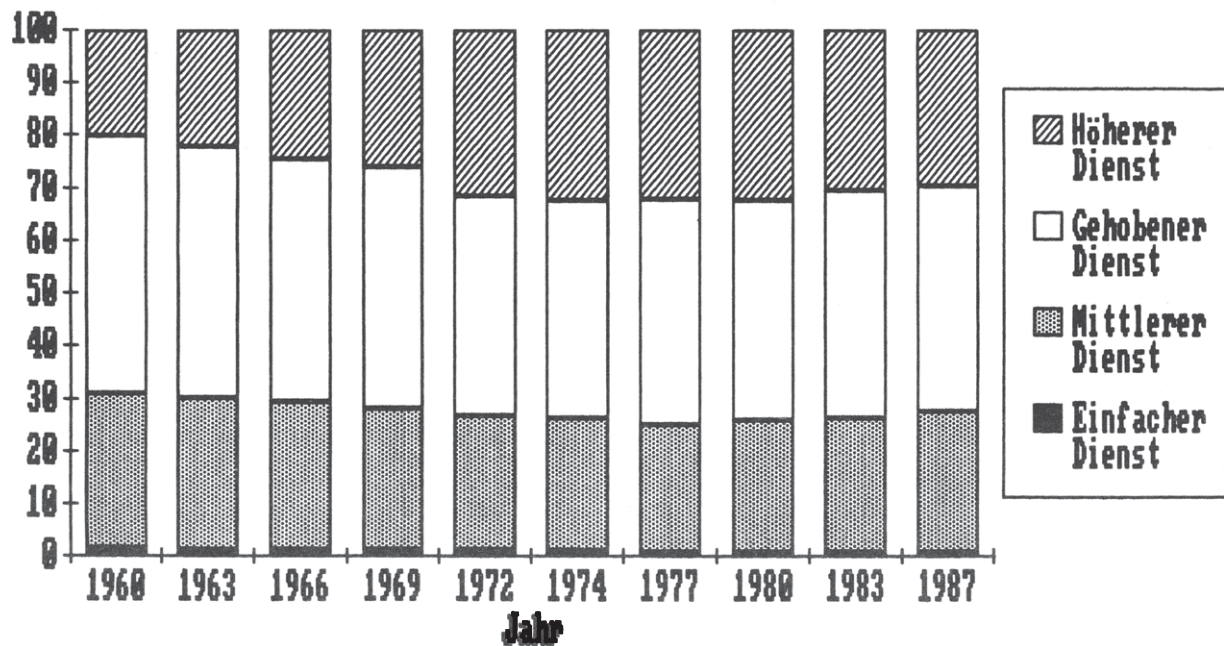
Anteil des mittleren Dienstes blieb bis 1955 (28,3 v.H.) in etwa konstant, nahm dann von 1960 (29,3 v.H.) bis 1977 (24,1 v.H.) kontinuierlich ab, um anschließend bis 1987 auf 26,7 v.H. anzusteigen. Der einfache Dienst spielt bei den Ländern eine untergeordnete Rolle. So besaß er 1950 ein Gewicht von 2,5 v.H., das bis 1987 auf 1 v.H. zurückging.

Wie Übersicht 17 zeigt, kam es innerhalb der Laufbahngruppen von 1968 auf 1974 zu erheblichen Verschiebungen von den unteren zu den höheren Besoldungsgruppen. Innerhalb des höheren Dienstes verdoppelte sich die Quote der Besoldungsgruppen A16 und A15 von 12,3 v.H. auf 25,2 v.H., während das Gewicht der Besoldung A14 und A13 von 86,6 auf 73,3 v.H. fiel. Dieser Trend

Dienst eingruppiert waren, dem höheren Dienst zugeordnet wurden (Statistisches Bundesamt 1975, S. 260).



**Abb. 13b: Anteile der einzelnen Laufbahngruppen an den vollzeit-  
beschäftigten Beamten der Verwaltung der Länder  
(einschließlich Auszubildende)  
1960 - 1987**



Quelle: Errechnet aus Tabelle 16b.

**Übersicht 17: Anteile der Besoldungsgruppen in den vier Laufbahnen in der Verwaltung (einschl. Krankenhäuser) der Länder (ohne Auszubildende)  
- in v.H. -**

Besoldungs- gruppen	1968	1974	1977	1980 <sup>1)</sup>	1983 <sup>1)</sup>	1986 <sup>1)</sup>	1987 <sup>1)</sup>
B(R3-R10,C4,H4)	1.1	1.5	1.5	4.8	5.6	5.8	5.8
A16(R2,C3,H3)	4.4	7.6	8.1	8.4	9.6	10.1	10.2
A15(R1,C2,H2)	7.9	17.6	21.5	21.9	24.1	25.2	25.4
A14(C1,H1)	38.5	28.4	24.2	25.9	28.0	29.8	30.0
A13 <sup>2)</sup>	48.1	44.9	44.7	39.0	32.8	29.1	28.6
A13"S"-A15"S" <sup>2)</sup>	0.8	13.8	14.7	16.4	22.7	26.2	26.3
A12	19.7	58.2	54.1	52.3	46.4	41.5	41.2
A11	60.2	11.9	11.5	12.9	12.3	13.1	13.3
A10	11.8	8.6	10.5	10.8	10.8	11.3	11.5
A9	7.6	7.5	9.3	7.6	7.9	7.8	7.7
A9"S"	8.8	30.3	26.2	28.8	27.8	29.0	29.8
A8	26.3	29.2	28.0	27.8	28.2	28.8	30.0
A7	31.2	16.0	16.3	17.7	20.8	23.2	22.5
A6	15.6	10.4	11.3	12.5	12.8	11.8	11.2
A5	18.1	14.2	18.3	13.1	10.5	7.2	6.5
A5"S"	5.7	41.0	45.6	51.2	51.5	57.1	58.5
A4	43.1	34.2	31.0	26.4	29.5	27.2	26.6
A3	35.9	17.1	15.8	16.6	12.8	15.7 <sup>3)</sup>	14.8 <sup>3)</sup>
A2,A1	15.3	7.8	7.6	5.7	6.2	---	---

1) Bereinigte Daten.

2) Lehrer an Grund-, Haupt- und Sonderschulen, die früher irrtümlicherweise dem höheren Dienst zugeordnet waren, wurden ab 1983 dem gehobenen Dienst zugeordnet.

3) Einschließlich A1 und A2.

Quelle: Errechnet aus Tabelle 19.



setzte sich abgeschwächt bis 1987 fort. Innerhalb des gehobenen Dienstes bildete 1968 die Besoldungsgruppe A11 mit einem Anteil von 60,2 v.H. den Schwerpunkt. Bis 1974 ergab sich eine totale Umkehrung zur Besoldung A12 hin, die nun mit einem Anteil von 58,2 v.H. das Schwergewicht bildete. Eine anteilmäßig starke Zunahme verzeichneten auch die Spitzenämter (A13"S" - A15"S"), die von 0,8 v.H. (1968) auf 13,8 v.H. (1974) zulegten. In der Besoldungsgruppe A12 und in den Spitzenämtern sind vor allem die Lehrer an Grund-, Haupt- und Realschulen eingruppiert, so daß sich in den Anteilsverschiebungen sowohl die starke Zunahme des Personals im Schulsektor als auch die Höhergruppierung der Lehrer widerspiegelt. Im mittleren und einfachen Dienst legten vor allem die Spitzenämter zu. Der Anteil von A9"S" stieg von 8,8 v.H. (1968) auf 30,3 v.H. (1974) während A5"S" von 5,7 v.H. auf 41,0 v.H. anwuchs. 1987 waren 58,5 v.H. aller beschäftigten Beamten des einfachen Dienstes im Spitzenamt A5"S" tätig. Übersicht 18 zeigt, daß aufgrund von Stellenkegelverschiebungen die Ausgaben für die Beamtenbesoldung von 1968 auf 1980 um 9,9 Prozent anstiegen, wovon 62,8 v.H. durch Anteilsverschiebungen zwischen Besoldungsgruppen innerhalb der Laufbahngruppen verursacht wurden.<sup>37)</sup>

Von 1980 auf 1987 besaßen Anteilsveränderungen zwischen den Laufbahngruppen einen senkenden Einfluß auf die Personalausgaben, während Gewichtsverschiebungen zwischen den Besoldungsgruppen innerhalb der Laufbahnen einen eher erhöhenden Effekt aufwiesen. In der Summe hoben beide Effekte sich in etwa auf.

Bei den *Angestellten* blieb der Anteil des höheren Dienstes von 1950 (5,5 v.H.) auf 1955 (5,3 v.H.) in etwa unverändert (vgl. Abb. 13 c), während der gehobene Dienst zunächst von 23,9 v.H. auf 20,4 v.H. (1952) abnahm, um anschließend bis 1955 auf 23,1 v.H.

---

37) Der Berechnung wurden die Besoldungstabellen für die Beamten des Bundes zugrunde gelegt.

anzuwachsen. Der mittlere Dienst besaß 1950 einen Anteil von 54,2 v.H., steigerte sich dann auf 58,0 v.H. (1952) und erreichte 1955 nur noch eine Quote von 56,7 v.H.. Das Gewicht des einfachen Dienstes sank in dieser Zeitspanne von 16,4 v.H. auf 14,9 v.H. ab. Wie die Abbildung 13d veranschaulicht, stiegen im Angestelltenbereich die Anteile des höheren und des gehobenen Dienstes von 1960 (5,5 v.H. bzw. 15,8 v.H.) bis 1987 (12,2 v.H. bzw. 21,4 v.H.) kontinuierlich an, während die Quote des mittleren Dienstes von 68,4 v.H. auf 62,5 v.H zurückging und diejenige des einfachen Dienstes von 10,3 v.H. auf 3,9 v.H. sank.

**Übersicht 18: Indizes für die Entwicklung der Besoldungsgruppenstruktur der Beamten der Länder**

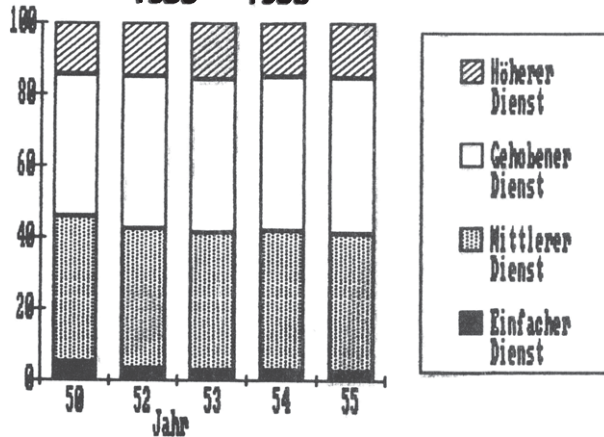
Jahr	Stellenkegelindex	Stellenkegelindex bei	
		konstanter Laufbahngruppenstruktur	konstanter Besoldungsgruppenstruktur innerhalb der Laufbahngruppen
1968	100	100	100
1974	108.4	105.3	103.2
1980	109.9	106.1	103.6
1980	100	100	100
1983	100.1	101.1	99.0
1987	99.8	101.5	98.4

Innerhalb der 4 Laufbahngruppen nahm das Gewicht der unteren Vergütungsgruppen ab und dasjenige der oberen Vergütungsgruppen zu (vgl. Übersicht 20). So sackte u.a. der Anteil der BAT IIa-, IIb- und II-Stellen innerhalb des höheren Dienstes von 85,1 v.H. auf 65,3 v.H. (1987) ab, und im gehobenen Dienst ging die Quote der BAT Va- und Vb-Stellen (KR VII, VIII) von 38,8 v.H. auf 24,1 v.H. zurück.

Die Stellenkegelverschiebungen zwischen und innerhalb der Laufbahngruppen führten von 1968 auf 1980 zu einem Anstieg der

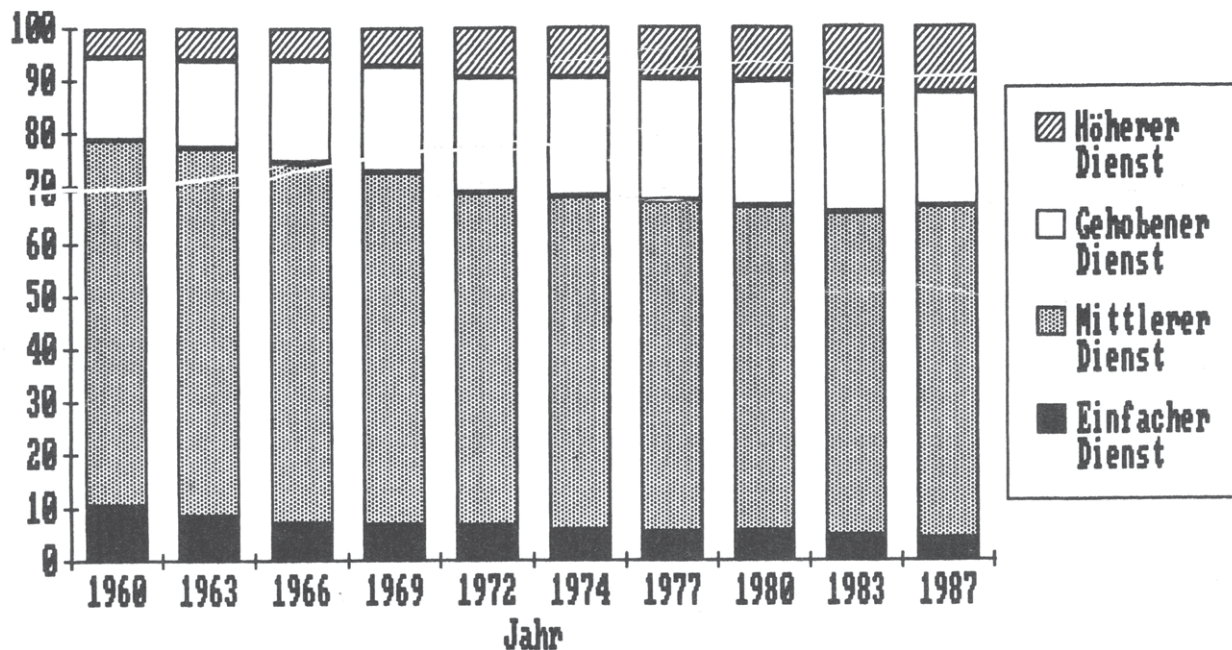
Ausgaben für die Angestelltenvergütungen von 10,5 Prozent (vgl. Übersicht 20), der zu 52,7 v.H. auf Anteilsänderungen zwischen den Laufbahngruppen zurückgeht. Von 1980 bis 1987 wuchs der Stellenkegelindex nur noch um 1,8 Prozent an. Dieses Wachstum wurde zu 86,3 v.H. durch Gewichtsverlagerungen zwischen den Laufbahngruppen verursacht.

**Abb. 13c:Anteile der einzelnen Laufbahngruppen an den voll-  
zeitbeschäftigten Angestellten  
der Haushalts- und K mmerei-  
verwaltungen der L nder  
1950 - 1955**



Quelle: Errechnet aus Tabelle 16a.

**Abb. 13d: Anteile der einzelnen Laufbahngruppen an den vollzeit-  
beschäftigten Angestellten der Verwaltung der Länder  
(einschließlich Auszubildende)  
1960 – 1987**



Quelle: Errechnet aus Tabelle 16b.

**Übersicht 19: Anteile der Vergütungsgruppen in den vier Laufbahnen in der Verwaltung (einschl. Krankenhäuser) der Länder (ohne Auszubildende)**  
- in v.H. -

Vergütungsgruppen	1968	1974	1977	1980	1983	1986	1987
AT	2.0	1.5	11.9	6.7	5.3	3.5	2.9
BAT I, Ia	1.6	4.3	5.5	4.5	4.5	6.0	7.0
BAT Ib	11.3	16.6	20.4	20.6	20.5	23.9	24.8
BAT IIa, IIb, II	85.1	77.5	62.3	68.1	69.7 <sup>1)</sup>	66.6	65.3
BAT IIa"S", II"S"	---	1.8	4.7	7.8	2.5 <sup>1)</sup>	3.3	3.1
BAT III, KR X, XI	4.1	16.7	17.1	16.9	15.8	17.8	18.8
BAT IVa, KR X, XI	18.9	19.1	20.4	19.7	21.6	23.4	22.1
BAT IVb, KR IX	38.3	32.0	31.8	30.9	31.9	31.8	31.9
BAT Va, Vb, KR VII, VIII	38.8	30.4	26.1	24.7	28.2	23.6	24.1
BAT Vb"S"	---	0.7	3.8	4.3	4.0	5.1	5.7
BAT Vc, KR VI	5.2	15.9	16.5	16.4	16.2	16.4	16.0
BAT VIa, VIb, KR IV, V	26.8	30.5	30.9	32.5	34.8	36.6	36.8
BAT VII, KR III	48.9	39.3	39.7	39.1	37.6	36.1	35.6
BAT VIII	19.1	13.6	9.0	7.7	7.5	6.0	5.8
BAT VIII"S"	---	1.1	16.6	15.9	1.1	3.9	10.6
BAT IXa, KR II	2.3	13.2	18.4 <sup>2)</sup>	22.5	31.7	28.9	28.0
BAT IXb, IX, KR I	87.5	81.0	57.0 <sup>3)</sup>	58.2	60.7	53.1	56.6
BAT X	10.3	4.8	8.0	31.4	6.6	14.2	4.8

1) In Nordrhein-Westfalen und Hamburg wurden BAT IIa"S"-Stellen in IIa-Stellen umgewandelt. Daher mit den vorausgehenden Jahren nicht mehr vergleichbar.

2) BAT IXa, IX.

3) Nur BAT IXb.

Quelle: Errechnet aus Tabelle 22.

## Übersicht 20: Indizes für die Entwicklung der Vergütungsgruppenstruktur der Angestellten der Länder

Jahr	Stellenkegelindex	Stellenkegelindex bei	
		konstanter Laufbahngruppenstruktur	konstanter Vergütungsgruppenstruktur innerhalb der Laufbahngruppen
1968	100	100	100
1974	107.2	103.2	103.8
1980	110.5	105.0	105.5
1980	100	100	100
1983	101.2	99.2	101.8
1987	101.8	100.2	101.6

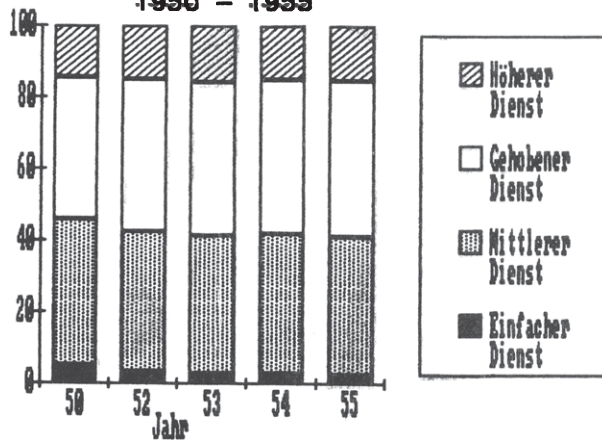
### 3.4.3. Gemeinden

Der Anteil der *Beamten* des höheren Dienstes nahm von 1950 (14,5 v.H.) bis 1955 (15,3 v.H.) leicht zu (vgl. Abb. 14a). 1960 betrug die Quote nur noch 10,5 v.H.. Sie stieg dann bis 1974 (16,3 v.H.) kontinuierlich an und erreichte 1986 nur noch einen Wert von 14,5 v.H. (vgl. Abb. 14b). Das Gewicht des gehobenen Dienstes wuchs von 39,6 v.H. (1950) über 45,3 v.H. (1960) auf 54,0 v.H. (1977) stetig an und fiel dann bis auf 51,9 v.H. (1986) zurück. Der Anteil des mittleren Dienstes nahm von 1950 bis 1955 von 40,7 v.H. auf 38,7 v.H. ab. Im Jahre 1960 erreichte er eine Quote von 41,8 v.H., welche bis 1977 auf 30,1 v.H. zurückging, um dann bis 1986 auf 32,9 v.H. anzusteigen. Das Gewicht des einfachen Dienstes fiel kontinuierlich von 5,2 v.H. (1950) über 2,4 v.H. (1960) auf 0,7 v.H. (1986) ab.

Innerhalb des höheren, gehobenen und einfachen Dienstes nahmen von 1968 bis 1974 die Anteile der Eingangsbesoldungsgruppen ab und diejenigen der oberen Besoldungsgruppen zu (vgl. Übersicht 21). Diese Tendenz setzte sich für den höheren

Dienst bis 1986 fort. Innerhalb des mittleren Dienstes stieg sowohl das Gewicht des Eingangsamtes als auch die Quote des Spitzenamtes A9"S" an. Während im höheren Dienstes die Spitzenämter ihren Anteil seit 1980 hielten, ging das Gewicht des Spitzenamtes des mittleren Dienstes (A9"S") zurück.

**Abb. 14a:Anteile der einzelnen Laufbahngruppen an den vollzeitbeschäftigten Beamten der Hohelits- und Kämmerelverwaltungen der Gemeinden 1950 - 1955**

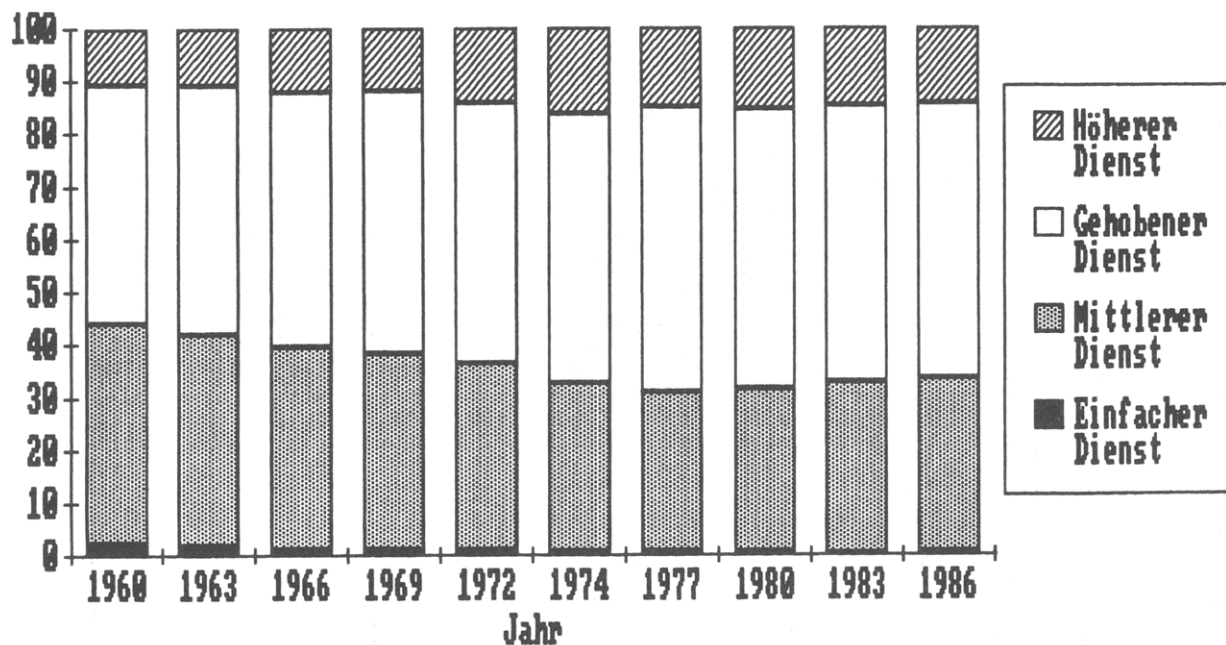


Quelle:Errechnet aus Tabelle 17a.

Die Stellenkegelverschiebungen verursachten zwischen 1968 und 1980 einen Anstieg der Ausgaben für die Beamtenbesoldung von 8,8 Prozent, der zu 55 v.H. durch Laufbahngruppenverschiebungen erklärt werden kann (vgl. Übersicht 22). Von 1980 auf 1986 ergab sich ein Rückgang des Stellenkegelindex von 1,1 Prozent, der durch Anteilsveränderungen zwischen den Laufbahnen verursacht wurde.



**Abb. 14b: Anteile der einzelnen Laufbahngruppen an den vollzeit-  
beschäftigten Beamten der Verwaltung der Gemeinden  
(einschließlich Auszubildende)  
1960 – 1986**



Quelle: Errechnet aus Tabelle 17b.



**Übersicht 21: Anteile der Besoldungsgruppen in den vier Laufbahnen in der Verwaltung (einschl. Krankenhäuser) der Gemeinden  
(ohne Auszubildende)  
- in v.H. -**

Besoldungsgruppen	1968	1974	1977	1980 <sup>1)</sup>	1983 <sup>1)</sup>	1986 <sup>1)</sup>
B(R3-R10,C4,H4)	7.3	8.1	9.0	10.7	10.8	11.0
A16(R2,C3,H3)	4.1	8.3	9.1	9.9	9.9	10.2
A15(R1,C2,H2)	12.3	24.1	24.4	24.9	25.0	25.1
A14(C1,H1)	42.3	29.5	28.8	28.1	29.0	31.2
A13	34.0	30.2	28.6	26.4	25.2	22.5
A13"S"-A15"S"	1.5	7.0	7.2	8.0	8.4	8.3
A12	13.2	20.4	19.6	18.8	18.4	18.6
A11	27.8	35.6	34.0	32.3	31.5	31.3
A10	37.6	22.4	22.3	22.1	24.4	23.8
A9	19.9	14.6	16.9	18.8	17.2	18.1
A9"S"	8.1	22.8	17.1	17.6	16.7	15.2
A8	27.8	23.3	21.2	20.6	20.6	22.2
A7	27.4	23.6	23.2	24.3	25.6	29.3
A6	22.3	14.2	14.7	17.9	16.3	15.8
A5	14.4	16.1	23.8	19.8	20.8	17.5
A5"S"	20.7	57.1	60.3	63.9	71.3	60.5
A4	40.3	26.5	21.7	20.2	16.9	14.3
A3	26.8	10.5	9.6	10.5	7.5	26.2 <sup>2)</sup>
A2,A1	12.3	6.0	8.4	5.4	4.4	---

1) Bereinigte Daten.

2) Einschließlich A1 und A2.

Quelle: Errechnet aus Tabelle 20.

## Übersicht 22: Indizes für die Entwicklung der Besoldungsgruppenstruktur der Beamten der Gemeinden

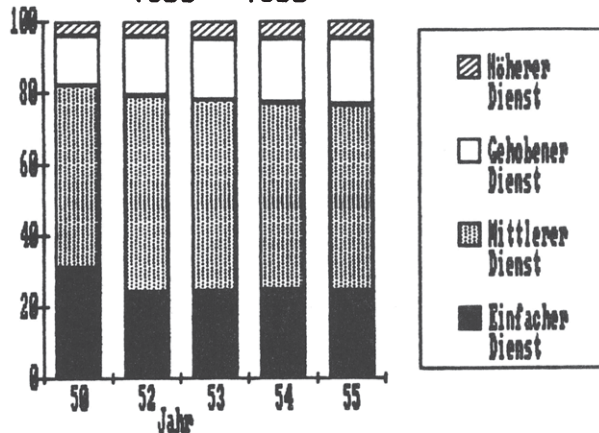
Jahr	Stellenkegelindex	Stellenkegelindex bei	
		konstanter Laufbahngruppenstruktur	konstanter Besoldungsgruppenstruktur innerhalb der Laufbahngruppen
1968	100	100	100
1974	107.8	103.1	104.6
1980	108.9	103.6	104.6
1980	100	100	100
1983	99.2	100.1	99.2
1986	98.9	100.1	98.5

Bei den *Angestellten* kletterte zwischen 1950 und 1955 der Anteil des höheren Dienstes von 3,9 v.H. auf 4,7 v.H. und derjenige des gehobenen Dienstes von 14,0 v.H. auf 18,4 v.H. an (vgl. Abb. 14c). Das Gewicht des mittleren Dienstes ging in diesem Zeitraum um 1,1 Prozentpunkte auf 52,2 v.H. nach oben, während der einfache Dienst von 31,2 v.H. auf 24,4 v.H. absackte. Wie das Schaubild 14d verdeutlicht, verlor der einfache Dienst zwischen 1960 und 1986 weiterhin an Bedeutung. Seine Quote sank von 16,7 v.H. auf 5,2 v.H. ab. Der Anteil des höheren Dienstes wuchs von 4,3 v.H. (1960) auf 6,2 v.H. (1986) und derjenige des gehobenen Dienstes von 11,2 v.H. auf 17,9 v.H. an. Der mittlere Dienst verzeichnete einen Anstieg von 67,8 v.H. auf 70,8 v.H..

Im höheren Dienst fand eine Verschiebung von den Vergütungsgruppen IIa, IIb und II zu den Gruppen Ib, I und Ia statt (vgl. Übersicht 23). Auch im gehobenen Dienst zeigt sich die Tendenz zu einer Konzentration in den höheren Vergütungsgruppen. So stieg der Anteil der Vergütungsgruppe III (KR XII) von 5,0 v.H. auf 14,5 v.H. an, während die Quote der Gruppen Va und Vb (KR VII, VIII) von 51,4 v.H. auf 34,3 v.H. abnahm. 1968 waren in den Ver-

gütungsgruppen VII (KR III) und VIII des mittleren Dienstes 68,6 v.H. der Angestellten eingruppiert, 1986 waren es nur noch 40,8 v.H.. Im einfachen Dienst sackte der Anteil der Vergütungsgruppe IXb und IX (KR I) von 78,3 v.H. (1968) auf 55,5 v.H. (1983) ab. Da sich die Zahl der (vollzeit-) beschäftigten Angestellten der Vergütungsgruppe X zwischen 1983 und 1986 mehr als verdoppelte, gingen die Anteile der anderen Gruppen innerhalb des einfachen Dienstes zurück.

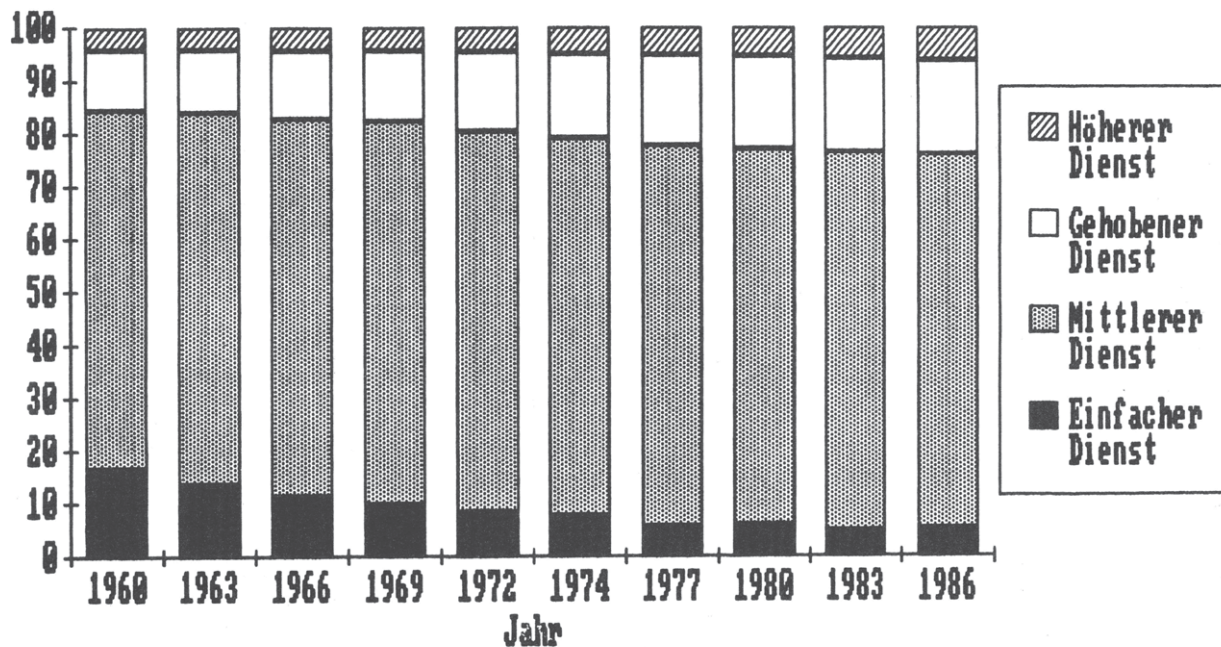
**Abb. 14c:Anteile der einzelnen Laufbahngruppen an den voll-zeitbeschäftigten Angestellten der Hohelts- und Kämmerelverwaltungen der Gemeinden 1950 - 1955**



Quelle:Errechnet aus Tabelle 17a.

Aufgrund der Veränderungen innerhalb des Stellenkegels erhöhten sich die Aufwendungen für die Angestelltenvergütung von 1968 auf 1980 um 9,1 Prozent (vgl. Übersicht 24). Die Hälfte dieses Anstiegs ging auf Laufbahngruppenverschiebungen zurück. Das Wachstum des Stellenkegelindex von 1,9 Prozent zwischen 1980 und 1986

**Abb. 14d: Anteile der einzelnen Laufbahngruppen an den vollzeit-  
beschäftigten Angestellten der Verwaltung der Gemeinden  
(einschließlich Auszubildende)  
1960 – 1986**



Quelle: Errechnet aus Tabelle 17b.

**Übersicht 23: Anteile der Vergütungsgruppen in den vier Laufbahnen in der Verwaltung (einschl. Krankenhäuser) der Gemeinden  
(ohne Auszubildende)  
- in v.H. -**

Vergütungsgruppen	1968	1974	1977	1980	1983	1986
AT	5.5	9.2	2.1	3.2	10.2 <sup>1)</sup>	3.7
BAT I, Ia	4.6	14.1	19.3	17.3	12.1 <sup>2)</sup>	20.5
BAT Ib	18.8	24.1	28.9	26.0	26.7	27.9
BAT IIa, IIb, II	71.1	52.6	49.8	53.6	51.1	47.9
BAT IIa"S", II"S"	---	0.9	1.0	0.7	1.0	1.4
BAT III, KR XII	5.0	14.2	13.5	13.0	14.2	14.5
BAT IVa, KR X, XI	15.5	17.8	18.7	18.1	19.5	18.2
BAT IVb, KR IX	28.2	29.8	29.2	29.0	28.8	31.6
BAT Va, Vb, KR VII, VIII	51.4	37.3	37.7	39.3	36.6	34.3
BAT Vb"S"	---	0.7	2.1	2.4	3.5	3.8
BAT Vc, KR VI	4.8	14.6	15.3	15.3	15.5	15.5
BAT VIa, VIb, KR IV, V	26.6	32.6	33.7	37.3	38.6	39.9
BAT VII, KR III	39.7	31.3	30.9	30.9	30.1	29.5
BAT VIII	28.9	20.8	18.1	14.1	12.3	11.3
BAT VIII"S"	---	2.8	7.6	3.0	3.2	2.3
BAT IXa, KR II	8.0	1.6	50.2 <sup>3)</sup>	29.8	34.5	22.7
BAT IXb, IX, KR I	78.3	84.5	31.5 <sup>4)</sup>	59.6	55.0	7.3
BAT X	13.8	11.2	10.7	7.6	7.3	30.4

- 1) AT, BAT I.
- 2) Nur BAT Ia.
- 3) BAT IXa, IX.
- 4) Nur BAT IXb.

*Quelle:* Errechnet aus Tabelle 23.

wurde zu 52.6 v.H. durch Verschiebungen zwischen den Laufbahngruppen verursacht.

**Übersicht 24: Indizes für die Entwicklung der Vergütungsgruppenstruktur der Angestellten der Gemeinden**

Jahr	Stellenkegelindex	Stellenkegelindex bei	
		konstanter Laufbahngruppenstruktur	konstanter Vergütungsgruppenstruktur innerhalb der Laufbahngruppen
1968	100	100	100
1974	105.6	103.0	102.7
1980	109.1	104.6	104.6
1980	100	100	100
1983	101.4	100.7	100.7
1986	101.9	100.9	101.0

## 4. Erklärungsansätze zur Entwicklung der Personalausgaben

### 4.1. Der Preisstruktureffekt

Der Preisstruktureffekt zuungunsten des Staates wird in der Literatur auch als "Baumolsche Kostenkrankheit" (Windisch 1980), "cost-disease" (Baumol/Oates 1975, S. 240 ff.) oder als "These vom tertiären Kostendruck" (Gretschmann 1981, S. 140 ff.) bezeichnet. Er kommt darin zum Ausdruck, daß das spezifische Preisniveau des Staates ( $P_{St}$ ) schneller ansteigt als das allgemeine Preisniveau. Preisstruktureffekte erwachsen daraus, daß Preisänderungen die einzelnen Ausgabenströme in unterschiedlichen Ausmaß treffen. Die Preisentwicklung verläuft dann zuungunsten jenes Ausgaben-trägers, in dessen spezifischen Preisindex sich Preissteigerungen niederschlagen, die das allgemeine Preisniveau durch kompensierende Entwicklungen nicht erleidet. Erfassen läßt sich der Preisstruktureffekt ( $PE_{St}$ ) als Differenz zwischen der Wachstumsrate des Preisindex für die Staatsausgaben und der Veränderungsrate des allgemeinen Preisniveaus, welches z.B. approximativ der Preisindex des Bruttosozialprodukts ( $P_y$ ) beschreibt bzw. konkretisiert.

$$(1) PE_{St} = WP_{St} - WP_y$$

Der Preisstruktureffekt kann in eine inflationsbedingte ( $WP_{St(i)}$ ) und eine reale Komponente ( $WP_{St(r)}$ ) aufgespalten werden (vgl. Rahmeyer 1975, S. 239; Wille 1982, S. 197 f.).

$$(2) WP_{St} = WP_{St(i)} + WP_{St(r)} \\ = (WP_{St(i)}/WP_y)WP_y + WP_{St(r)}$$

$$(3) PE_{St} = WP_{St(r)} + [(WP_{St(i)}/WP_y) - 1]WP_y$$

Unter der *inflationsbedingten Komponente* verstehen wir einen von der gesamtwirtschaftlichen Inflationsrate abhängigen Preisanstieg der Staatsausgaben (vgl. Rahmeyer 1975, S. 239; Felderer 1976/77, S. 408). Er kommt dann zustande, wenn der Staat in größerem Umfang als der private Sektor solche Güter nachfragt,

deren Preise im Inflationsprozeß relativ schneller zunehmen (vgl. Felderer 1979, S. 229).<sup>38)</sup> Betrachtet man Beziehung (3), dann liegt eine inflationsbedingte Komponente vor, wenn der Ausdruck  $WP_{St(i)}/WP_Y$  einen Wert größer als eins annimmt.<sup>39)</sup>

Dem *realen Preisstruktureffekt*, der auch bei konstantem allgemeinen Preisniveau auftritt, geht vornehmlich auf das jeweilige Verhältnis zwischen Lohnerhöhung und Wachstum der Arbeitsproduktivität zurück. Stimmen Lohnerhöhung und Anstieg der Arbeitsproduktivität in allen Sektoren der Volkswirtschaft überein, so ändert sich bei konstanter Lohnquote das Preisniveau nicht.<sup>40)</sup> Bleibt bei gleicher Lohnentwicklung der Produktivitätszuwachs im

38) Eine theoretische Erklärung bezüglich der Kapitalgüter gibt Sinn (1983, insb. S.153ff.). Er führt die inflationsbedingte Relativpreisänderungen zuungunsten des Staates darauf zurück, daß "die inflationäre Scheingewinnbesteuerung die Relativpreise langfristiger Kapitalgüter, auf die sich die staatliche Investitionsgüternachfrage konzentriert, erhöht" (Sinn 1983, S.160).

39) Der Ausdruck  $WP_{St(i)}/WP_Y$  stellt die Elastizität der inflationsbedingten Komponente bezüglich des allgemeinen Preisniveaus (hier: Preisniveau des BSP) dar. Diese Elastizität gibt an, um wieviel Prozentpunkte sich die inflationsbedingte Komponente ändert, wenn das allgemeine Preisniveau um einen Prozentpunkt variiert.

40) Der Zusammenhang zwischen Preisanstieg und Produktivitätszunahme läßt sich an einem einfachen Preisbildungsmodell zeigen (vgl. Turnovsky 1977, S. 87 f.). Wir gehen von folgender Preisbildungsgleichung aus:

$$(i) P = m \cdot ULC,$$

wobei  $P$  = Preis des Outputs,  $ULC$  = Lohnstückkosten und  $m$  = Aufschlagsfaktor auf die Stückkosten, mit  $m \geq 1$  und konstant.

Die Preisbildung erfolgt gemäß Beziehung (i) als Aufschlag auf die Lohnstückkosten, wobei

$$(ii) ULC = W \cdot (N/Y) = W/(Y/N),$$

mit  $N$  = Arbeitseinsatz,  $W$  = Lohnsatz und  $Y$  = Output.

Der konstante Aufschlagsfaktor  $m$  impliziert eine konstante Lohnquote  $L$ , denn

$$(iii) L = (W \cdot N)/(P \cdot Y) = (W \cdot N) / [m(W \cdot N/Y) \cdot Y] = 1/m.$$



Staatssektor hinter dem im privaten Sektor zurück, so nimmt das staatliche Preisniveau auch dann zu, wenn keine speziellen Preissteigerungen für die vom Staat nachgefragten Güter auftreten. Das Hinterherhinken der Produktivitätsentwicklung im öffentlichen Bereich führt Baumol darauf zurück, daß der Staat überproportional arbeitsintensive Dienstleistungen erstellt, die wenig Möglichkeiten für Produktivitätssteigerungen bieten (vgl. Baumol 1967, S. 415 ff.; so auch Oberhauser 1975, S. 7).

Peacock und Wiseman erblicken dagegen eher in *institutionellen Hindernissen* die zentrale Ursache für den Produktivitätsunterschied zwischen öffentlichen und privaten Sektor (vgl. Peacock/Wiseman 1979, S. 12). Zu den institutionellen Barrieren zählen sie insbesondere das Eigeninteresse der Bürokraten. Die öffentlichen Anbieter sehen sich oft keinem Wettbewerbsdruck von anderen Produzenten ausgesetzt; sie besitzen sogar häufig eine Monopolstellung. Die Bürokraten können daher andere Ziele ver-

---

Um die Preisveränderung ( $p$ ) zu erhalten, wird Gleichung (i) unter Berücksichtigung von (ii) logarithmiert und nach der Zeit ( $t$ ) differenziert.

$$\hat{P} = \frac{d(\ln P)}{dt} = \frac{\dot{P}}{P} = \frac{\dot{ULC}}{ULC} = \frac{(Y/N)\dot{w} - w(Y/N)}{(Y/N)^2} : \frac{w}{(Y/N)}$$

$$(iv) \hat{P} = \hat{w} - \frac{(Y/N)}{Y/N}$$

Der Punkt über einer Variablen kennzeichnet die Ableitung der jeweiligen Variablen nach der Zeit. Unterstellt man, daß die Arbeitsproduktivität mit der konstanten Rate  $\alpha$  zunimmt, so kann Gleichung (iv) geschrieben werden als

$$(v) \hat{P} = \hat{w} - \alpha$$

Beziehung (v) gibt bei konstanter Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität die Austauschbeziehung zwischen Inflation und Nominallohnsatzänderung an. Liegt die Wachstumsrate des Nominallohnsatzes über der Zunahme der Arbeitsproduktivität, so steigt das Preisniveau an.

folgen als die Gewinnmaximierung und/oder den größtmöglichen Output bei gegebenen Budget zu erstellen. Ein Anreiz zu arbeitsintensiv zu produzieren liegt insbesondere dann vor, wenn die Bürokraten danach streben ihre "Macht" zu maximieren (vgl. Peacock/Wiseman 1979, S. 12). Den öffentlichen Bediensteten fehlt auch weitgehend die Motivation, technische Neuerungen einzuführen, die sich in einer erhöhten Produktivität niederschlagen. Effizienzverbesserungen besitzen in der öffentlichen Verwaltung häufig den Charakter öffentlicher Güter. Aufgrund externer Effekte kommt die Leistungssteigerung vielen Wirtschaftssubjekten zugute, ohne daß ihnen zusätzliche Kosten entstehen. Beim öffentlichen Bediensteten fallen hingegen Kosten an, denn er muß sich in neue Verfahren einarbeiten, alte liebgewonnene Gewohnheiten aufgeben usw. Der Nutzenzuwachs für den einzelnen innovativen Bürokraten fällt hingegen oft bescheiden aus, so daß die Kosten seinen Nutzenzuwachs übersteigen und der Nettonutzen für ihn negativ ausfällt. Er wird deshalb der Einführung technischer Neuerungen eher Widerstand entgegensetzen (vgl. Erbsland 1986, S. 91 f.).

Die These von Peacock und Wiseman, daß die Bürokraten über eine Personalstellenmaximierung versuchen ihre "Macht" zu erhöhen, führt zwar zu einer Verzerrung öffentlicher Produktionsprozesse zugunsten des Inputfaktors Arbeit, erklärt aber für sich allein noch nicht eine im Zeitablauf anwachsende Differenz zwischen privater und öffentlicher Arbeitsproduktivität (ähnlich Wille 1985, S. 49)

Die Auswirkungen des realen Preisstruktureffekts hat Baumol an einem *Zwei-Sektoren-Wachstumsmodell* analysiert (Baumol 1967). Seine Sektorproduktionsfunktionen lauten

$$(4) \quad q_{1t} = a_1 L_{1t}, \quad a_1 > 0,$$

$$(5) \quad q_{2t} = a_2 L_{2t} e^{rt}, \quad a_2 > 0,$$

mit  $q_{1t}$  als der Produktionsfunktion des Sektors Staat (Sektor 1) und  $q_{2t}$  als der Produktionsfunktion des privaten Sektors (Sektor 2).<sup>41)</sup> Arbeit bildet annahmegemäß den einzigen Inputfaktor. Im Staatssektor unterstellt Baumol eine limitationale Produktionsfunktion, während im privaten Sektor eine Substitution von Arbeit durch technischen Fortschritt möglich ist. Der gesamtwirtschaftliche Arbeitsinput ( $L$ ) soll im Zeitablauf unverändert bleiben.

$$(6) L = L_{1t} + L_{2t}.$$

$L$  sei konstant für alle  $t = 1, 2, \dots$ , mit  $L_{1t}$  als dem Arbeitseinsatz im Sektor 1 und  $L_{2t}$  als dem Arbeitseinsatz im Sektor 2. Die Beziehungen (4), (5) und (6) implizieren eine lineare Transformationskurve.<sup>42)</sup>

$$(7) q_{1t} = a_1 L - (a_1/a_2)q_{2t}e^{-rt}$$

Im privaten Sektor sollen die (Stunden-)Löhne  $w_t$  gemäß der steigenden Arbeitsproduktivität zunehmen, d.h. mit der Rate  $r$  wachsen.

- 
- 41) Baumol benutzt die Termini Staats- und Privatsektor nicht, sondern unterscheidet zwischen kapital- und arbeitsintensivem Sektor. Wie Beck unterstellen wir, daß der öffentliche Sektor den Charakter von Baumol's arbeitsintensiven Sektor besitzt (vgl. hierzu Beck 1979, S. 326 f.), während die Privatwirtschaft eher dem kapitalintensiven Sektor entspricht.
- 42) Die Produktionsmöglichkeitenkurve (Transformationskurve) gibt die Kombinationen zweier Gütermengen an, die bei gegebener Technologie und gegebener Faktorausstattung maximal produziert werden können (vgl. Stobbe 1983, S. 194 ff.; Varian 1987, S. 516 ff.).

Die Transformationskurve erhält man wie folgt:

aus (5): (i)  $L_{2t} = (1/a_2)q_{2t}e^{-rt}$

aus (6): (ii)  $L_{1t} = L - L_{2t}$

(i) in (ii) einsetzen: (iii)  $L_{1t} = L - (1/a_2)q_{2t}e^{-rt}$

Einsetzen der Beziehung (iii) in (4) ergibt die Produktionsmöglichkeitenkurve (7).

$$(8) w_t = w_0 e^{rt}, w_0 > 0 \text{ und konstant für alle } t = 1, 2, \dots$$

Die Lohnstückkosten im privaten Sektor ( $c_{2t}$ ) bleiben somit im Zeitablauf unverändert.

$$(9) c_{2t} = (w_t L_{2t}) / q_{2t} = w_0 / a_2$$

Der Staat paßt die Löhne und Gehälter seiner Bediensteten an die Entwicklung im privaten Sektor an, denn ansonsten käme es bei vollständiger Faktormobilität (und Vollbeschäftigung) zu einer Abwanderung der Arbeitskräfte vom öffentlichen zum privaten Sektor (vgl. Brown/Jackson 1982, S. 114). Der staatliche Bereich erzielt annahmegemäß keine Produktivitätszuwächse, so daß im öffentlichen Sektor die Lohnstückkosten mit der Rate  $r$  zunehmen:

$$(10) c_{1t} = (w_t L_{1t}) / q_{1t} = (1/a_1) w_0 e^{rt}.$$

Da sich die relativen (Lohn-) Kosten zuungunsten der öffentlichen Ausbringung entwickeln, müßte normalerweise die Nachfrage nach dem relativ teurer gewordenen öffentlichen Output sinken. Unterstellt man jedoch ein im Zeitablauf konstantes Outputverhältnis zwischen den beiden Sektoren der Volkswirtschaft<sup>43)</sup>, so führt dies bei konstanter gesamtwirtschaftlicher Beschäftigung zu einer Umverteilung des Faktors Arbeit vom privaten zum öffentlichen Sektor, d.h.  $L_{2t}$  nimmt ab und  $L_{1t}$  zu.

$$(11) q_{1t} / q_{2t} = (a_1 / a_2) (L_{1t} / L_{2t}) e^{-rt} = g,$$

$g$  sei konstant.

$$(12) (a_2 / a_1) (q_{1t} / q_{2t}) = (a_2 / a_1) g = k$$

---

43) Diese Annahme impliziert in normativer Hinsicht eine preis-unelastische und/oder ausreichend einkommenselastische Nachfrage nach der öffentlichen Ausbringung (vgl. Baumol 1967, S. 418)

$$(13)^{44)} L_{2t} = L/(1+ke^{rt})$$

$$(14)^{45)} L_{1t} = L/(1 + 1/ke^{rt})$$

Entsprechen die Ausgaben für Güter und Dienste den Arbeitskosten für den Output des jeweiligen Sektors, so gilt für die nominale Staatsquote

$$(15)^{46)} c_{1t}q_{1t}/(c_{1t}q_{1t} + c_{2t}q_{2t}) = L_{1t}/L.$$

Gemäß Gleichung 14 nimmt der Arbeitseinsatz im öffentlichen Bereich zu und die nominale Staatsquote steigt kontinuierlich an. Unterstellt man, daß der Staat seine Gesamtausgaben über eine proportionale Einkommensteuer finanziert, so entspricht der Durchschnittssteuersatz  $d$  der Staatsquote.

$$(16) d = L_{1t}/L$$

Der produktionsbedingte Kostendruck zwingt den Staat dazu seine (steuerlichen) Einnahmen zu erhöhen, wenn er das (relative) Versorgungsniveau mit öffentlichen Gütern aufrechterhalten will. Die steigenden Personalkosten bedingen (bei konstanter Ausgabenstruktur) einen steuerlichen Belastungsanstieg für den Bürger. Hat die Steuerbelastung einen gewissen Umfang erreicht, sinkt die Bereitschaft der Steuerzahler einem weiteren Anstieg der nominalen Staatsquote zuzustimmen, und die Regierung muß befürchten, Wähler zu verlieren, wenn sie dies in ihrer Ausgabenpolitik nicht berücksichtigt. Die Expansion der nominalen Staatsquote erfährt von daher eine Begrenzung.

---


$$44) L = L_{1t} + L_{2t} = (ke^{rt} + 1)L_{2t}$$

$$45) L = L_{1t} + (1/k)L_{1t}e^{-rt} = (1 + 1/ke^{rt})L_{1t}$$

$$46) c_{1t}q_{1t}/(c_{1t}q_{1t} + c_{2t}q_{2t}) = w_t L_{1t}/(w_t L_{1t} + w_t L_{2t}) = w_t L_{1t}/w_t L$$

Dies bedeutet zunächst noch keine Einschränkung der personalwirtschaftlichen Finanzierungsfähigkeit des Staates, denn die öffentlichen Entscheidungsträger können in gewissem Umfang die Personalausgaben zu Lasten des Sachausgaben steigern. Dies impliziert eine zunehmende Personalausgabenquote (vgl. hierzu auch Mettelsiefen/Pelz/Rahmann 1986, S. 127 f.). Die "Substitution" von Sach- durch Personalausgaben ist jedoch nicht unbegrenzt möglich, weil die öffentliche Aufgabenerfüllung eine Mindestausstattung an Sachmitteln erfordert. Der Staat sieht sich insofern letztendlich dazu gezwungen, den Anstieg der Personalausgaben zu begrenzen.

#### **4.2. Die Leibensteinsche X-Ineffizienz**

Baumol führt, wie oben schon angesprochen, den Produktivitätsunterschied zwischen öffentlicher und privater Produktion vor allem darauf zurück, daß der Staat überproportional arbeitsintensive Dienstleistungen erstellt. Unterschiedliche Produktivitätsniveaus lassen sich aber auch aus Differenzen in der X-Ineffizienz ableiten. Die X-(In-)Effizienz Theorie entwickelte Leibenstein ursprünglich für die private Wirtschaft, in späteren Jahren übertrug er sie jedoch analog auf den öffentlichen Sektor (vgl. Leibenstein 1978a, S. 160 ff. und Leibenstein 1984).

Leibenstein bezeichnet einen gegebenen Output als X-ineffizient erstellt, wenn die angefallenen Produktionskosten über den minimalen Kosten liegen. "By the degree of X-Inefficiency I shall mean the excess of actual over minimum cost for a given output" (Leibenstein 1978b, S. 328). Bei X-ineffizienter Produktion befindet sich wie bei der technischen Ineffizienz die Güterausbringung innerhalb der Transformations- bzw. Produktionsmöglichkeitenkurve. Die X-Ineffizienz weicht jedoch insoweit von der technischen Ineffizienz ab, als Leibenstein bei seiner Begründung schwergewichtig auf die (Arbeits-) Motivation der Beschäftigten abhebt (vgl. Leibenstein 1976), die seiner Ansicht nach aufgrund mangelnder

Motivation oder falsch gesetzter Anreize ihren Arbeitseinsatz nicht so gestalten, wie sie es könnten.

Nach Leibenstein orientieren die Beschäftigten ihre Anstrengung an einem individuellen Befriedigungsniveau, wobei sie sowohl das Eigeninteresse als auch die Interessen der Unternehmung berücksichtigen. Die Anstrengung stellt eine private, personenbezogene Information dar, die vom Arbeitgeber bzw. Vorgesetzten nur in Grenzen erfaßt und beurteilt werden kann (vgl. Liu 1982, S. 238). Die Beschäftigten sind i.d.R. unvollständig darüber informiert, was von ihnen an Arbeitsleistung genau erwartet wird. Die Arbeitsverträge werden oft nur vage und unvollständig formuliert (vgl. Leibenstein 1978a, S. 27) und enthalten i.a. nur die generelle Festlegung der Arbeitspflicht. Aus diesen Unvollkommenheiten erwächst dem Beschäftigten ein *diskretionärer Handlungsspielraum*, da unterschiedliche Arbeitsintensitäten durchaus mit den arbeitsvertraglichen Bestimmungen und den Anweisungen des Arbeitgebers bzw. Vorgesetzten übereinstimmen können. Der Beschäftigte kann somit in gewissen Grenzen seinen Arbeitseinsatz selbst bestimmen (vgl. Leibenstein 1978a, S. 27). Die tatsächliche Arbeitsleistung stellt einen Kompromiß zwischen den Wünschen des Individuums und des Arbeitgebers dar, der u.a. ein Interesse an einer kostenminimalen und damit auch X-effizienten Produktion besitzen dürfte. Je geringer der Einzelne die Anforderungen des Unternehmens in sein Verhalten einbezieht, desto eher gibt die Arbeitsleistung das Eigeninteresse wieder, während die Belange des Arbeitgebers immer mehr in den Hintergrund treten. Beachtet hingegen der Arbeitnehmer die Wünsche des Unternehmens in hohem Maße, so tritt das Eigeninteresse hinter das des Unternehmens zurück. Je weniger sich die Interessen zwischen Beschäftigten und Unternehmen entsprechen, desto stärker wird der externe Druck auf das Individuum zunehmen, den Anforderungen des Unternehmens zu entsprechen. Nach Leibenstein bestimmen vor allem der Grad an Wettbewerb und/oder der Grad an bürokratischer Kontrolle das Ausmaß an Druck, der auf die Beschäftigten

ausgeübt wird, um die X-Ineffizienz zu senken (vgl. Leibenstein 1978a, S. 169)

Die Gründe für die X-Ineffizienz Unterschiede zwischen öffentlicher und privater Produktion liegen darin, daß im öffentlichen Sektor die Kontrollmechanismen und der Wettbewerbsdruck gegenüber dem privaten Sektor abgeschwächt oder ausgeschaltet sind. So sehen sich die öffentlichen Anbieter in vielen Bereichen aufgrund ihrer Monopolstellung keinem Wettbewerbsdruck von anderen Wettbewerbern ausgesetzt. So existiert beispielsweise nur eine Justiz, eine Polizei und eine Armee. Die Monopolstellung ergibt sich daraus, daß die vom Staat erstellten Güter oft Kollektivgutcharakter besitzen oder der Staat sich das Recht ausgedungen hat, die Leistung allein anzubieten (vgl. Roppel 1979, S. 31). Stehen öffentliche Unternehmen in Konkurrenz zu privaten Betrieben, so wird der Konkurrenzdruck dadurch abgeschwächt, daß der Staat die eventuell entstehenden Verluste, die aufgrund höherer Produktionskosten auftreten, deckt, so daß die öffentlichen Unternehmen selten um das Überleben im Wettbewerbsprozeß fürchten müssen.

Die Kontrolle der öffentlichen Verwaltung dürfte suboptimal ausfallen, da die Eigentumsrechte am öffentlichen Besitz nicht handelbar sind und damit keiner Kontrolle über den Kapitalmarkt unterliegen (vgl. Roppel 1979, S. 71). Die Gewinne aus einer guten als auch die Verluste aus einer schlechten Kontrolle fließen allen oder einer großen Gruppen von Steuerzahlern zu, so daß auf den Einzelnen nur ein marginaler Teil des Gewinns oder des Verlustes zukommt. Dem einzelne Bürger fehlt somit der Anreiz die öffentliche Produktion auf ihre Effizienz hin zu überprüfen, da die Kontrollkosten nur bei ihm anfallen, ihm aber nur ein marginaler Teil des hieraus resultierenden Gewinns zufallen und die restlichen Steuerzahler als "Freifahrer" davon profitieren (vgl. Olson 1968, S. 15).



Die Kontrolle der öffentlichen Verwaltung durch Regierung und Parlament erscheint aufgrund der dominanten Stellung der Verwaltung im Hinblick auf die Allokation der knappen Ressourcen stark eingeschränkt. Bei der Aufstellung des Haushaltsplans melden die Verwaltungsebenen von unten nach oben ihren Bedarf an Finanzmitteln an, ohne daß diesem Informationsfluß i.d.R. Anweisungen in umgekehrter Richtung gegenüberstehen. Da aufgrund der Ausgabenorientiertheit des Planungsprozesses die Finanzministerien und die Kammereien i.d.R. nicht über eine ausreichende Informationsbasis verfügen, um konkrete Zielvorstellungen zu formulieren und die Zielerreichung zu kontrollieren, füllt die Verwaltung dieses Zielvakuum mit ihren eigenen Wünschen und Vorstellungen aus. Diese Situation läßt sich dahingehend charakterisieren, "daß die politische Führung kaum Transparenz über das besitzt, was an der Basis geschieht, und daß die Basis nicht weiß, was die politische Leitung eigentlich will" (Wille 1977, S. 445 f.). Der erhebliche Vorsprung an Informationen, Sach- und Detailkenntnissen der öffentlichen Verwaltung gegenüber Parlament und Regierung setzt somit einer ausreichenden Kontrolle durch diese Gremien enge Grenzen. Weiterhin sind Parlament und Regierung auf die Unterstützung und Mitarbeit der öffentlichen Verwaltung angewiesen, wenn sie ihre Pläne und Projekte durchführen wollen, so daß für sie kein Anreiz existiert etwaige Schwächen der Verwaltung aufzudecken (vgl. Frey 1981, S. 172 ff.). Darüberhinaus stellen die öffentlichen Bediensteten ein wichtiges Wählerpotential dar, um deren Stimmen die Regierung wirbt (vgl. Frey 1981, S. 174). Sie versucht deshalb Konflikte mit ihnen zu vermeiden und löst deswegen etwaige Probleme eher zu Lasten der Bürger bzw. des Steuerzahlers (vgl. Wille 1983, S. 10), da diese Zusatzlasten sich auf alle Steuerzahler verteilen und somit den einzelnen Bürger kaum spürbar trifft.

Aufgrund obiger Überlegungen dürfte sich eine höhere X-Ineffizienz der staatlichen Organisationen gegenüber den marktmäßigen Organisationen ergeben. Das partielle Grenzprodukt der Arbeit weicht daher in öffentlichen Produktionsprozessen stärker vom

Optimum ab als von jenen im privaten Sektor. Die Käufe des Staates von Investitions- und Verbrauchsgütern von privaten Unternehmen schließen somit einen geringeren Grad an X-Ineffizienz ein als die Arbeitsleistungen der öffentlichen Bediensteten (vgl. Wille 1985, S. 49). Dies allein begründet aber noch keine Verschiebung des Verhältnisses zwischen öffentlichen Sach- und Personalausgaben bzw. eine höhere Personalausgabenquote, da wir nur den Niveauunterschied in der Arbeitsproduktivität erklärt haben. Um zu einer Verschiebung der Relation zwischen Personal- und Sachausgaben zu gelangen, bedarf es noch der zusätzlichen Annahme einer im Zeitablauf anwachsenden Differenz zwischen öffentlicher und privater X-Ineffizienz (so auch Wille 1985, S. 49 Fn. 124). Eine wachsende Inoptimalität der öffentlichen Produktion in Relation zur privaten ergibt sich jedoch nicht zwangsläufig aus den oben angeführten Gründen für die X-Ineffizienz Unterschiede. Wille (1985, S. 47) weist jedoch darauf hin, daß das Konzept der X-Ineffizienz einen Beitrag zur Erklärung relativ kurzfristiger Schwankungen des Verhältnisses von öffentlichen Sach- und Personalausgaben leisten könnte. Diese kurzfristigen Schwankungen führt er auf auftretende Sondereinflüsse zurück, die die Inoptimalität der öffentlichen Produktion plötzlich variieren liessen. Kurzfristige Veränderungen in der Differenz zwischen öffentlicher und privater X-Ineffizienz könnten auch dadurch initiiert werden, daß im privaten Sektor der Wettbewerbsdruck auf die Unternehmen sich ändert.

### **4.3. Die Budgetmaximierungsthese**

Einen Ansatzpunkt für eine weitere Hypothese zur Entwicklung der Staats- und Personalausgaben bietet die These der Budgetmaximierung, die vor allem von Niskanen (1971, 1975) propagiert wurde. Niskanen unterstellt, daß die einzelnen Verwaltungseinheiten (Büros) in erster Linie nicht die Wohlfahrt der Gesellschaft sondern ihren eigenen Nutzen vermehren wollen. In die Nutzenfunktion der Bürokraten gehen sowohl finanzielle als auch nichtfinanzielle Argumente ein, die überwiegend eine monoton

steigende Funktion des Budgets darstellen.<sup>47)</sup> Weiterhin geht er davon aus, daß sich die Beziehungen zwischen Geldgebern (Sponsoren) auf der einen und dem Büro auf der anderen Seite durch ein bilaterales Monopol beschreiben lassen (vgl. Niskanen 1971, S. 24).<sup>48)</sup> Der Bürger, welcher als Steuerzahler das öffentliche Angebot finanziert, tritt in der repräsentativen Demokratie nicht direkt als Nachfrager gegenüber der Bürokratie auf sondern nur indirekt, indem er sich durch die (von ihm gewählten) Politiker hierin vertreten läßt (vgl. Niskanen 1979, S. 353 und Roppel 1979, S. 102). Es kommt somit zwischen Politikern und dem Chefbürokraten<sup>49)</sup> zu Budgetverhandlungen über das vom Büro bereitzustellende öffentliche Angebot und das zu dessen Finanzierung benötigte Budget. Niskanen unterstellt nun, daß das Büro als Optionsfixierer auftritt, d.h. es bestimmt Menge und Preis des öffentlichen Outputs und stellt den Optionsempfänger (hier die Politiker) vor die Alternative, das Geschäft zu seinen Bedingungen anzunehmen oder abzulehnen ("Alles-oder-Nichts" Strategie).<sup>50)</sup>

- 
- 47) "Among the several variables that may enter the bureaucrat's utility function are the following: salary, perquisites of the office, public reputation, power, patronage, output of the bureau, ease of making changes, and ease of managing the bureau. All of these variables except the last two, I contend, are a positive monotonic function of the total *budget* of the bureau during the bureaucrat's tenure in office." (Niskanen 1971, S. 38). Weitere Argumente, die in die Nutzenfunktion einfließen sind: "... leisure time, the social and physical amenities of his position, the regard of others, etc." (Niskanen 1975, S. 619).
- 48) Zum bilateralen Monopol siehe Ott (1979, S. 204 ff.) und Schumann (1987, S. 264 ff.).
- 49) Von den wechselseitigen Beziehungen zwischen den einzelnen Bürokraten innerhalb eines Büros wollen wir absehen. Ausgangspunkt sei vielmehr ein Chefbürokrat, der die Interessen des gesamten Büros vertritt (vgl. Blankart 1975, S. 167).
- 50) "Under many conditions it gives a bureau the same type of bargaining power as a profit-seeking monopoly that discriminates among customers or that presents the market with an all-or-nothing choice." (Niskanen 1971, S. 25).

Die Optionsfixierungshypothese<sup>51)</sup> begründet er damit (vgl. Niskanen 1971, S. 25, 29 f. und Derselbe 1973, S.357 ff.),

- daß das Büro den Politikern Gesamtoutputs im Tausch für ein Gesamtbudget anbietet, d.h. die Verhandlungen beziehen sich immer nur auf den Umfang des Gesamtbudgets und nicht, wie in marktwirtschaftlichen Tauschbeziehungen üblich, auf einzelne Einheiten des Outputs und ihre Preise.
- daß das Büro die Budget-Output-Funktion (BOF)<sup>52)</sup> des Geldgebers aufgrund früherer Budgetierungsverfahren abschätzen kann.
- daß das Büro die tatsächlichen Produktionskosten des öffentlichen Outputs kennt, die Sponsoren jedoch kaum Informationen hierüber haben und somit wenig Anhaltspunkte über das Minimalbudget besitzen, das ausreichen würde, um das gegebene Angebot zu erstellen.

Niskanen hat nun modelltheoretisch gezeigt, daß unter obigen Voraussetzungen (Budgetmaximierung, Optionsfixierungshypothese) öffentliche Büros einen größeren Output als jenen unter Wettbewerbsbedingungen produzieren, der jedoch in der überwiegenden Zahl der Fälle zu minimalen Kosten, d.h. X-effizient, erstellt wird (vgl. Niskanen 1971, S. 43 ff.).<sup>53)</sup>

In Abb. 15 gehen wir von einem Büro aus, das ein einziges Gut erzeugt, welches von keinem weiteren Büro angeboten wird. Die Technologie zur Produktion dieses Gutes ( $Q$ ) sei linear-homogen,<sup>54)</sup> so daß die Minimalkosten-funktion ( $C(Q)_{\min}$ )<sup>55)</sup> linear

51) Zu einer Kritik an der Optionsfixierungshypothese siehe Breton/Wintrobe (1975, S. 198 ff.).

52) Die Budget-Output-Funktion gibt den Gesamtbetrag wieder, den die Sponsoren (hier die Politiker) für einen bestimmten Output *maximal* bereit sind zu zahlen, d.h. die BOF entspricht der "total willingness to pay" (TWTP) der Politiker (vgl. Niskanen 1971, S. 25).

53) Das Ergebnis von Niskanen illustriert Schaubild 15 (zur Abb. siehe Roppel 1979, S. 113 und Cullis/Jones 1984, S. 193).

54) Von einer linear-homogenen Produktionsfunktion bzw. einer Produktionsfunktion mit konstanten Skalenerträgen spricht man dann, wenn eine beliebige positive proportionale Veränderung aller Inputs eine glei-

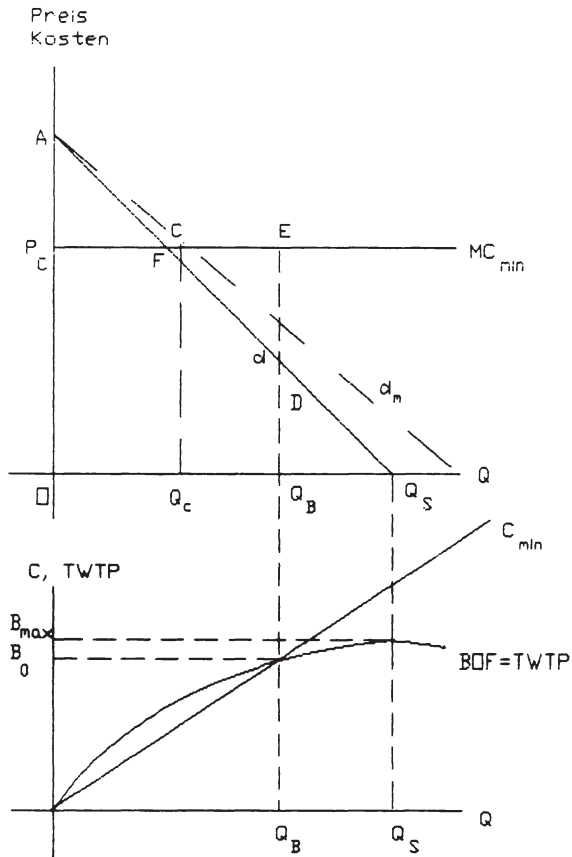
verläuft und wir somit eine konstante minimale Grenzkostenfunktion ( $MC_{\min}$ ) erhalten (vgl. Schumann 1987, S. 149 ff.). Weiterhin sollen keine Fixkosten anfallen, so daß die (langfristigen) Durchschnittskosten den Grenzkosten entsprechen. Der eingezeichnete Verlauf der BOF entspricht der Prämisse, daß die Politiker sich bereit zeigen, steigende Outputmengen mit höheren Budgets zu finanzieren, die Budgetzahlungen aber nur unterproportional zur Outputsteigerung zunehmen.<sup>56)</sup> Diesen Zusammenhang gibt die Gerade d wieder, welche die erste Ableitung der BOF darstellt.<sup>57)</sup> Vom Büro aus gesehen, spiegelt die BOF die Präferenzen des Geldgebers wider (vgl. Niskanen 1971, S. 25), so daß die Grenzbudgetfunktion (d) als Nachfragekurve des Sponsors angesehen werden kann, die dessen marginale Zahlungsbereitschaft (MWTP) angibt.<sup>58)</sup> Die Grenzbudgetkurve gibt somit die zusätzliche Budgetsumme an, die der Geldgeber bereit ist für die jeweils letzte Einheit des Outputs maximal bereitzustellen mit der Bedingung, daß für jede vorausgegangene Einheit des Outputs die maximale Budgetsumme (der maximale Steuerpreis) gezahlt wurde. Die Grenzbudgetkurve entspricht somit dem Konzept der Hickschen kompensierten Nachfrage.<sup>59)</sup> Das Angebot bei vollständiger

---

che proportionale Veränderung der produzierten Menge bewirkt (vgl. Chiang 1984, S. 411 und Schumann 1987, S. 114)

- 55) Die Minimalkostenfunktion gibt die minimalen Kosten bei gegebenen Output an und entspricht somit dem Begriff der Kostenfunktion in der mikroökonomischen Theorie.
- 56) "This function has the following properties: Over some range of expected output, the sponsor is willing to grant a higher budget for a higher expected output. In mathematical terms, the first derivative of this function is positive over the relevant range. Also, over some range, the sponsor is willing to grant a higher budget per unit of output for a smaller expected output than for a larger expected output. The second derivative of this function, thus, is negative over the relevant range." (Niskanen 1971, S. 25).
- 57) Die Grenzbudgetkurve verläuft linear, da für die BOF eine Parabelfunktion unterstellt wurde.
- 58) "A derivative function of the sponsor's budget-output function corresponds to the standard concept of a "demand" or "marginal valuation" function." (Niskanen 1971, S. 28).

**Abb. 15: Die "budget-constraint" Lösung des budget-maximierenden Büros**



- 59) Zur Hickschen kompensierte Nachfrage siehe Hesse (1980, S. 365 ff.) und Schumann (1987, S. 38 ff.).

Konkurrenz ergibt sich bei der Menge  $Q_C$  und dem (Steuer-) Preis  $P_C$ , bei der sich Marshallsche Nachfrage ( $d_m$ ) und Grenzkosten (Durchschnittskosten) entsprechen.<sup>60)</sup> Das Büro strebt danach sein Budget soweit wie möglich auszudehnen und verhindert dadurch die Wettbewerbslösung. Die Verwaltungseinheit sieht sich aufgrund ihrer Optionsfixierungsmacht vielmehr in der Lage, die gesamte Zahlungsbereitschaft, die sich bis zu einem bestimmten Output ergibt, abzuschöpfen. Die Fläche unter der Nachfragekurve  $d$  gibt den Betrag an, den die Sponsoren bereit sind maximal aufzubringen, um den gegebenen Output zu bezahlen. Das maximale Budget ergibt sich somit bei der Sättigungsmenge  $Q_S$ , wo die Grenzbudgetkurve den Wert 0 besitzt. Der Abb. 15 liegt nun der Fall zugrunde, daß die zur Produktion der Sättigungsmenge nötigen Kosten das bereitgestellte Budget übersteigen und somit eine Verletzung des Defizitverbots vorliegt. Das Büro kann deswegen nur die Menge  $Q_B$  realisieren,<sup>61)</sup> die unter der Sättigungsmenge aber noch über dem Output bei vollständiger Konkurrenz liegt.<sup>62)</sup> Das Budget der Verwaltungseinheit ( $B_0$ ) entspricht genau den minimalen Produktionskosten für die Menge  $Q_B$ ,<sup>63)</sup> so daß die Erstellung von  $Q_B$  X-effizient erfolgt.<sup>64)</sup> Die dargestellte "budget-con-

- 
- 60) Da man davon ausgehen kann, daß die Nachfrage nach dem öffentlichen Output mit steigendem Einkommen steigt, verläuft die Marshallsche Nachfragekurve flacher als die Hicksche Nachfragekurve (vgl. Schumann 1987, S. 40), so daß  $d_m$  ausgehend von Punkt A leicht rechts von  $d$  verläuft.
- 61) Das budgetmaximierende Büro schöpft aufgrund seiner Optionsfixierungsmacht die Konsumentenrente  $AP_C F$  ab und verwendet sie voll zur Finanzierung des höheren Outputs  $Q_B$ , d.h. die Fläche  $FDE$  entspricht der Fläche  $AP_C F$ .
- 62) Niskanen spricht hier von der "budget-constraint" Lösung (Niskanen 1971, S. 46).
- 63) Das vom Sponsor für die Menge  $Q_B$  bewilligte Budget spiegelt die Fläche  $AOQ_B D$  wider. Sie entspricht dem Rechteck  $P_C OQ_B E$ , das den (minimalen) Produktionskosten für  $Q_B$  entspricht.
- 64) "At the equilibrium level of output, there is no "fat" in this bureau; the total budget covers the minimum total costs, and no cost-effectiveness analysis would reveal any inefficiency." (Niskanen 1971, S. 47).



strained" Lösung ergibt sich immer dann, wenn die Grenzkosten- die Nachfragekurve in ihrem (preis-) elastischen Teil schneidet.

Die Verwaltungseinheit bietet hingegen die Sättigungsmenge  $Q_S$  an, wenn die Grenzkostenkurve durch den unelastischen Teil der Nachfragekurve verläuft. Diesen Fall zeigt Abb. 16. Hier übersteigt die Konsumentenrente (Fläche  $AP_C C$ ), die das Büro aufgrund seiner Optionsfixierungsmacht abschöpft, die zusätzlich benötigten (minimalen) Mittel (Fläche  $CQ_S E$ ), um den erhöhten Output  $Q_S$  zu finanzieren. Das vom Sponsor für die Menge  $Q_S$  bereitgestellte Budget übersteigt somit die für diese Menge benötigten minimalen Produktionskosten, d.h es entsteht ein Budgetüberschuß, den das Büro sich aber nicht direkt aneignen darf.<sup>65)</sup> Die Ausdehnung des Leistungsumfangs der Verwaltungseinheit auf  $Q_B$  stiftet dem Geldgeber jedoch keinen positiven Grenznutzen, so daß eine Ausdehnung des Outputs über die Sättigungsmenge hinaus auf den Widerstand des Geldgebers stoßen würde.<sup>66)</sup> Bei  $Q_B$  erreicht das Büro auch nicht sein maximales Budget, so daß es auch kein Interesse besitzt,  $Q_B$  zu realisieren. Das Büro kann jedoch die überschüssigen Budgetmittel über einen ineffizienten Faktoreinsatz "verschwenden".<sup>67)</sup> So wäre es durchaus denkbar, daß es das diskretionäre Budget, das der Strecke KL in Abb. 16 entspricht, dazu verwendet, die Personalstellenzahl zu erhöhen,<sup>68)</sup> da deren

65) Niskanen bezeichnet dies als die "demand-constraint" Lösung (vgl. Niskanen 1971, S. 48).

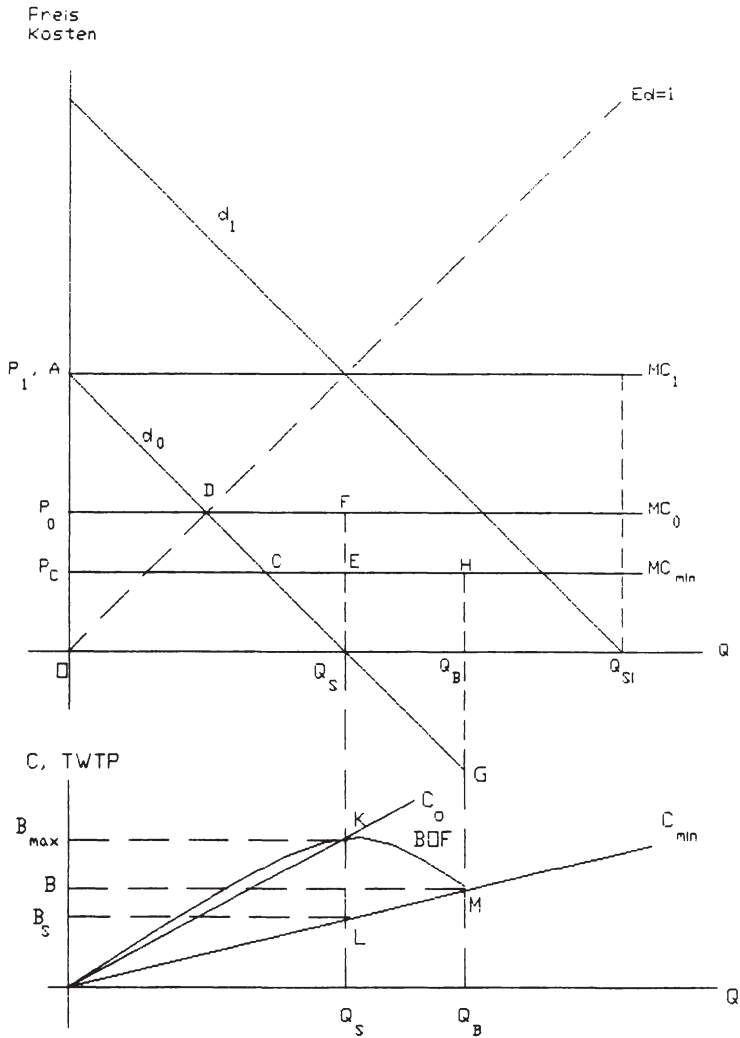
66) Würde das Büro seinen Output über die Sättigungsmenge ausdehnen, so könnte es die Menge  $X_B$  (zu minimalen Kosten) anbieten, da die Fläche  $AP_C C$ , welche die abschöpfbare Konsumentenrente widerspiegelt, gerade der Fläche CGH entspricht.

67) "At the equilibrium level of output, there is "fat" in this bureau. This bureau has no incentive to be efficient; on the contrary, it should be expected to seek out expenditures beyond those minimally required in order to exhaust the approved budget." (Niskanen 1971, S. 48)

68) Die Annahme der Personalstellenmaximierung geht auf Williamson (1964) zurück und beschreibt die Zielsetzung von Managern im privaten Sektor, die aufgrund ihres Insiderwissens einen Informationsvorsprung gegenüber den Eigentümern besitzen. Dieser Informationsvorsprung sichert ihnen einen diskretionären Handlungsspielraum, den sie für ihre eigenen Ziele nutzen. Dieser Ansatz läßt sich jedoch auf den öffentlichen Sektor übertragen, denn auch hier tritt eine



**Abb. 16: Die "demand-constraint" Lösung des budget-maximierenden Büros**



"Informationsdifferenz" zwischen Bürokratie und Politiker bzw. Bürger auf, die sogar höher sein dürfte als im privaten Sektor.

Wachstum dem Chefbürokraten und seinen Untergebenen u.a. ein höheres Einkommen, verminderte Anstrengung, mehr Macht und Prestige verspricht (vgl. Wille 1985, S. 57 f.). Das budgetmaximierende Büro produziert somit zu Grenzkosten ( $MC_0$ ), die über den minimalen ( $MC_{\min}$ ) liegen (vgl. Orzechowski 1977, S. 232, Fußnote 7), d.h. der Output wird X-ineffizient erstellt. Dies führt dazu, daß auch der zur Finanzierung des Outputs zu entrichtende (Steuer-) Preis ( $P_0$ ), der den Durchschnittskosten entspricht, über dem minimalen ( $P_c$ ) liegt. Die neue Grenzkostenfunktion  $MC_0$  schneidet die Nachfragefunktion in dem Punkt, wo sie eine Elastizität von 1 besitzt (Punkt D in Abb.16). Hier stimmt das Budget, das für die Erstellung der Sättigungsmenge bewilligt wurde, mit den Produktionskosten überein, die jedoch über den minimalen Herstellungskosten liegen.<sup>69)</sup> Die obige Darstellung zeigt: Schneidet die Grenzkostenkurve die Nachfragekurve in ihren unelastischen Teil, dann tendiert das Büro dazu den Output über die Wettbewerbsmenge auszudehnen als auch X-ineffizient zu produzieren (vgl. Cullis/Jones 1984, S. 195).

Unterstellt man, daß, bei gegebenem Verlauf der Grenzkostenkurve  $MC_0$ , aufgrund einer positiven Einkommenselastizität die Nachfrage nach dem Gut des Büros im Zeitablauf steigt, was in Abb. 16 die Rechtsverschiebung der  $d_0$ -Geraden nach  $d_1$  andeutet, so schneidet die Grenzkostenkurve  $MC_0$  die neue Nachfragekurve ( $d_1$ ) in ihrem preisunelastischen Teil<sup>70)</sup>. Das budgetmaximierende Büro mit Optionsfixierungsmacht bietet nun die Sättigungsmenge  $Q_{S1}$  zu den erhöhten Grenzkosten  $MC_1$  und somit zum (Steuer-) Preis  $P_1$  an, d.h. die X-Ineffizienz nimmt weiter zu.<sup>71)</sup> Sorgt eine positive Einkommenselastizität der Nachfrage nach dem öffentli-

69) Die für die Sättigungsmenge bewilligte Budgetsumme erfaßt die Fläche  $AOQ_s$ , die dem Rechteck  $P_0OQ_sF$  entspricht, das die Produktionskosten für den Output  $Q_s$  wiedergibt. Die X-Ineffizienz erfaßt das Rechteck  $P_0P_cEF$  bzw. die Strecke  $KL$ .

70) Die zur Grenzbudgetfunktion  $d_1$  zugehörige BOF wurde in das Schaubild 16 nicht eingezeichnet.

71) Die Grenzkostenkurve  $MC_1$  schneidet die Grenznutzenkurve in dem Punkt, wo sie eine Elastizität von 1 besitzt.

chen Gut dafür, daß der Schnittpunkt zwischen Grenzkosten- und Nachfragekurve im Zeitablauf immer wieder in den unelastischen Teil der Grenzbudgetkurve rutscht, so besteht die Tendenz einer steigenden X-Ineffizienz (vgl. Cullis/Jones 1984, S. 196). Dies kann dazu führen, daß die Schere zwischen privater und öffentlicher X-Ineffizienz sich öffnet und somit die Voraussetzung für eine steigende Personalausgabenquote vorliegt, denn die Arbeitsleistungen der öffentlichen Bediensteten schließen hier, im Vergleich zu den Käufen des Staates von Investitions- und Verbrauchsausgaben bei den Unternehmen, einen relativ wachsenden Grad an X-Ineffizienz ein. Mit zunehmender X-Ineffizienz steigen jedoch die (Stück-) Kosten und somit das Preisniveau für den staatlichen Output überproportional an, und das Preisverhältnis zwischen öffentlicher und privater Produktion nimmt zu. Die oben beschriebene "X-Ineffizienz-Inflation" im öffentlichen Sektor führt somit zu einem Preisstruktureffekt zuungunsten des Staates.

#### **4.4. Die Folgelastentese**

Nach dem Konzept der Folgelasten<sup>72)</sup> öffentlicher Investitionen engen der gegenwärtige Laufende Sachaufwand und die heutigen Personalausgaben, die aufgrund früher getätigter Sachinvestitionen anfallen, den künftigen Finanzierungsspielraum für neue Projekte mit hohen Investitionsausgaben ein. So erfordern neue Schulen, Straßen, Sportanlagen nicht nur einmalige Anschaffungs- und Herstellungskosten sondern in der Folgezeit auch Betriebs- und Unterhaltskosten.

---

72) Der Oberbegriff Folgelasten umfaßt inhaltlich die Termini Folgeausgaben und Folgekosten. In die Folgeausgaben gehen nur jene Zahlungsströme ein, die in der am Kassenprinzip ausgerichteten Haushaltsrechnung erfaßt werden. Sie beinhalten somit die Personal- und Zinsausgaben sowie den Laufenden Sachaufwand. Der Begriff der Folgekosten orientiert sich an einer Kosten- und Ertragsrechnung, die eine periodengerechte Anlastung von Kosten und Erträgen anstrebt. Zu den Folgekosten zählen die Personalkosten, der sächliche Verwaltungsbetrieb und Betriebsaufwand sowie kalkulatorische Ausgaben, wie z.B. kalkulatorische Zinsen. Siehe ausführlicher Röck (1980) und Lenk/Lang (1981, 12 ff.).

Im öffentlichen Produktionsprozeß fallen in der überwiegenden Zahl der Fälle die Ausgaben für Sachinvestitionen in zeitlicher Hinsicht vor jenen für Personal und Laufenden Sachaufwand an. Dies bedeutet jedoch nicht, daß ein produktionstechnisch einbahniges Kausalverhältnis zwischen den Produktionsfaktoren existiert (vgl. Wille, 1985, 45). Wegen der Komplementarität der Produktionsfaktoren Arbeit, Kapital und Material, die der Staat mit Hilfe seiner Realausgaben am Markt erwirbt, bedeutet die Entscheidung für eine Investition, die die öffentliche Güterproduktion erweitert, gleichzeitig die Entscheidung für mehr Personal und Laufenden Sachaufwand. Somit stellt nicht die Investitionsausgabe den Auslöser von Folgekosten dar, sondern der Entschluß der öffentlichen Entscheidungsträger ein bestimmtes öffentliches Gut zu erstellen, um damit eine bestimmte Aufgabe zu erfüllen (vgl. Lenk/Lang, 1981, 20).

Die Folgekostenhypothese weist auf die zeitliche Reihenfolge zwischen verschiedenen Ausgabenarten hin. Sie liefert somit eine mögliche Erklärung für die intertemporär gegensätzliche Entwicklung der Sachinvestitionen auf der einen sowie der Personalausgaben und des Laufenden Sachaufwandes auf der anderen Seite (vgl. Wille, 1985, 47). So sieht z.B. Koschik in den sich anhäufenden Folgekosten die Ursache dafür, "daß die Ausgaben für Neuinvestitionen langfristig an Gewicht in den öffentlichen Haushalten verlieren müssen" (Koschik 1978, S. 30; siehe auch S. 21 f.). Seitz gelangt aufgrund einer empirischen Analyse ebenfalls zu dem Ergebnis, daß die Folgekosten über eine Verringerung der Eigenmittel der Gemeinden<sup>73)</sup> zu einer direkten Einschränkung der Investitionsausgaben führt (vgl. Seitz 1986, S. 217).

---

73) Unter den Eigenmitteln der Gemeinden sind hier die Nettozuführungen vom Verwaltungs- zum Vermögenshaushalt zu verstehen (vgl. Seitz 1986, S. 208 f.).

## **5. Empirische Überprüfung von Preisstruktureffekt und Folgelastenhypothese**

### **5.1. Ursachen und Wirkungen des Preisstruktureffekts**

#### **5.1.1. Die Berechnung eines Preisindexes für die Staatsausgaben**

Für die folgenden empirischen Untersuchungen benötigen wir einen Preisindex für die Staatsausgaben, dessen Berechnung wir im folgenden darstellen. Die Ausgangsdaten zur Errechnung des Preisindex für die Staatsausgaben stammen aus den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) des Statistischen Bundesamtes. Lange Reihen für die Ausgabearten für den Sektor Staat liegen ab dem Jahre 1950 vor (Statistisches Bundesamt 1985, 1987b). Da das Statistische Bundesamt die Daten in der Aufteilung, wie wir sie für die Berechnung des Preisindex benötigen, erst ab 1960 nach Gebietskörperschaften und Sozialversicherung getrennt ausweist, wurde die Sozialversicherung in die Berechnung miteinbezogen, um eine längere Zeitreihen zur Verfügung zu haben. Für jede Ursprungsreihe existieren somit 40 Beobachtungen.

Zur Berechnung des Preisindex<sup>74)</sup> spaltet man zunächst die Gesamtausgaben in folgende Teilaggregate auf, die dann mit spezifischen Preisindizes deflationiert werden (vgl. hierzu Klein 1983, S. 102 ff.):

- Bruttoinvestitionen,
- Staatsverbrauch,
- Einkommensübertragungen an private Haushalte und private Organisationen ohne Erwerbscharakter,
- Vermögensübertragungen,

---

74) Bei der Berechnung des Preisindex für die Staatsausgaben folgen wir der Vorgehensweise von Klein (1983).

- Subventionen und sonstige laufende Übertragungen an den Unternehmenssektor,
- Zinsausgaben und
- Einkommensübertragungen an die "übrige Welt",

Die Deflatoren für die *Bruttoinvestitionen* und den *staatlichen Konsum* liefern die Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen. Für die vom Staat erbrachten Dienstleistungen existieren in der Regel keine Marktpreise, so daß die Bewertung des Staatsverbrauchs in der amtlichen Statistik von der Inputseite her erfolgt. Der staatliche Konsum spiegelt damit nicht die tatsächliche Wertschöpfung der Bediensteten des öffentlichen Dienstes wider, sondern mißt nur die Kosten ihrer Tätigkeit. Bei der Berechnung des Staatsverbrauchs in konstanten Preisen tritt insbesondere das Problem der Deflationierung der Entgelte für die Staatsbediensteten auf. Das Statistische Bundesamt ordnet die tariflichen Lohn- und Gehaltssteigerungen und die Besoldungserhöhungen bis auf einen unterstellten Produktivitätszuschlag voll der Preiskomponenten zu (vgl. Bartels 1963, S. 16; Görzig 1975, S. 79 ff.). Die Produktivitätsänderung, die in anderen Bereichen der Volkswirtschaft durch Gegenüberstellung von realem Produktionsergebnis und -aufwand berechnet wird, läßt sich beim Staat kaum ermitteln (vgl. Bartels 1963, S. 16). Dem Produktivitätszuschlag haftet deshalb eine gewisse Willkür an.

Die "*non-commodity-flows*" stellen reine Geldströme dar, die kein Mengengerüst besitzen. Um dennoch reale Werte bestimmen zu können, deflationiert man die Zeitreihen mit denjenigen Preisindizes, die sich aus der Verwendung der Geldströme ergeben (vgl. Stone 1956, S. 89 ff.). Die Bereinigung der Einkommensübertragungen an die privaten Haushalte und an die privaten Organisationen o.E. erfolgte insofern mit dem Preisindex für den Privaten Verbrauch. Die Vermögensübertragungen fließen überwiegend in den Unternehmensbereich und wurden deshalb mit dem Deflator für die privaten Anlageinvestitionen bereinigt. Die Subventionen, die der Staat Unternehmen gewährt, dienen nicht nur investiven son-

dern auch konsumtiven Zwecken. Entsprechend wurde zur Deflationierung der Subventionen und laufenden Übertragungen an den Unternehmenssektor das gewichtete arithmetische Mittel aus den Preisindizes für den Privaten Verbrauch (60%) und den privaten Anlageinvestitionen (40%) herangezogen (vgl. Felderer 1976/77, S. 411; Klein 1983, S. 103). Eine direkte Zuordnung der Zinsausgaben wie der Einkommensübertragungen an die "übrige Welt" nach dem Stoneschen Verfahren scheidet aus. Als Ausweg bzw. "Verlegenheitslösung" bietet sich hier die Deflationierung dieser beiden Ausgabengrößen anhand des Preisindex der Güter der letzten privaten Verwendung (ohne Außenbeitrag) an.

Die Berechnung des gewichteten harmonischen Mittels<sup>75)</sup> aus den spezifischen Preisindizes der Ausgabenarten, wobei als Gewichtungsfaktoren die Nominalwerte der jeweiligen Ausgabenkategorie dienen, führt dann schließlich zum Preisindex für die Gesamtausgaben des Staates (vgl. Klein 1983, S. 95 f.).<sup>76)</sup> Den Preisindex für die Staatsausgaben und jenen für die letzte private inländischen Verwendung (hierzu siehe weiter unten) gibt Schaubild 17 und deren Veränderungsrate Abb. 18 wieder. Die Differenz der Veränderungsrate der beiden Preisindizes, die den Preisstruktureffekt approximiert, veranschaulicht Schaubild 19.

75) Das gewogene harmonische Mittel ist definiert als

$$X_h = 1 / \sum_{i=1}^n (w_i / X_i) ,$$

mit  $X_i$  den  $n$  Beobachtungen und  $w_i$  den Gewichtungsfaktoren.

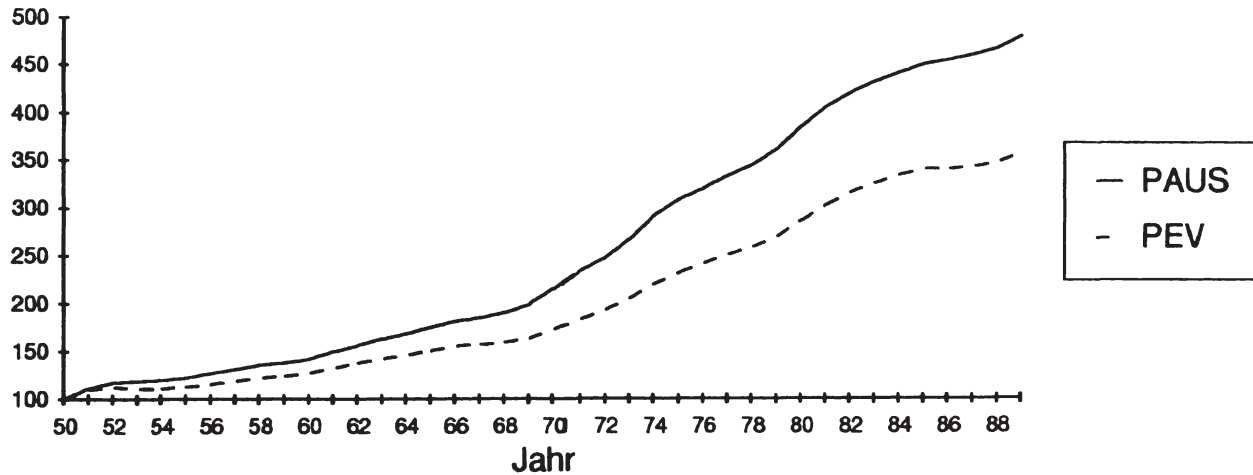
wobei gilt  $\sum_{i=1}^n w_i = 1$  (Hartung/Elpelt/Klößener 1987, S.37).

76)

$$PAUS = 1 / \left\{ \sum_{i=1}^7 [(AUSG_i / AUSG) / PAUS_i] \right\} = \left( \sum_{i=1}^7 AUSG_i \right) / \left( \sum_{i=1}^7 AUSGR_i \right)$$

mit  $AUSGR_i$  den realen Ausgaben der Kategorie  $i$ ,  $AUSG$  den Gesamtausgaben und  $PAUS_i$  dem spezifischen Preisniveau der Ausgabenart  $i$ . Zum Preisindex für die Staatsausgaben (PAUS) siehe Tab. 24.

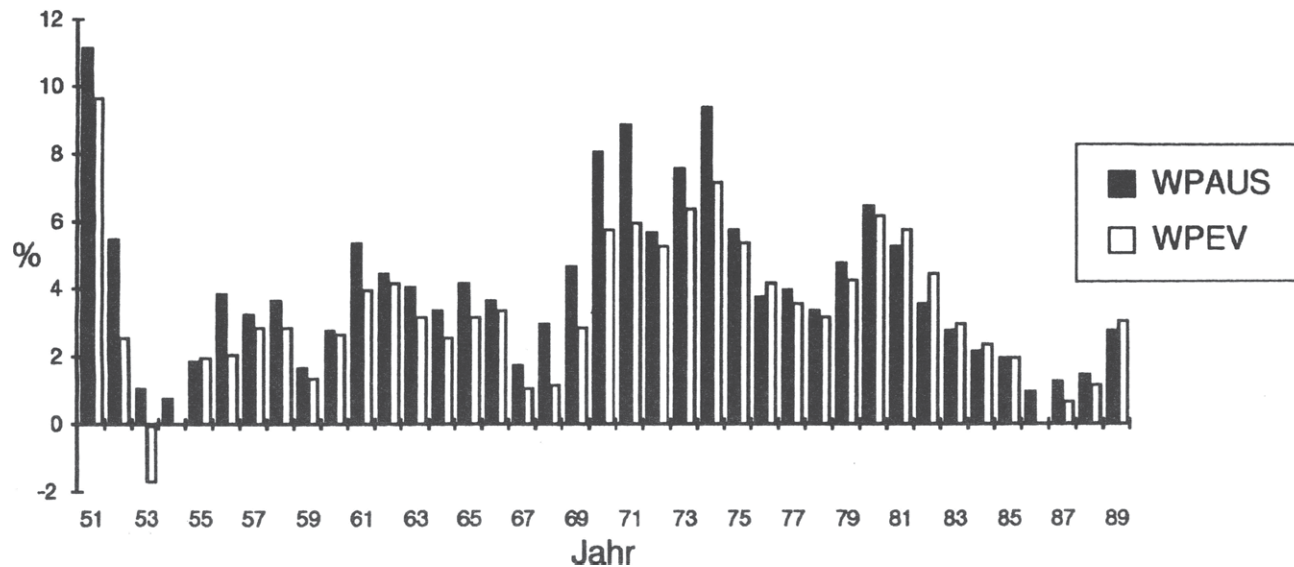
**Abb. 17: Preisindex der Staatsausgaben und Preisindex der letzten privaten inländischen Verwendung  
(1950 = 100)**



Quelle: Errechnet aus Tabelle 24.

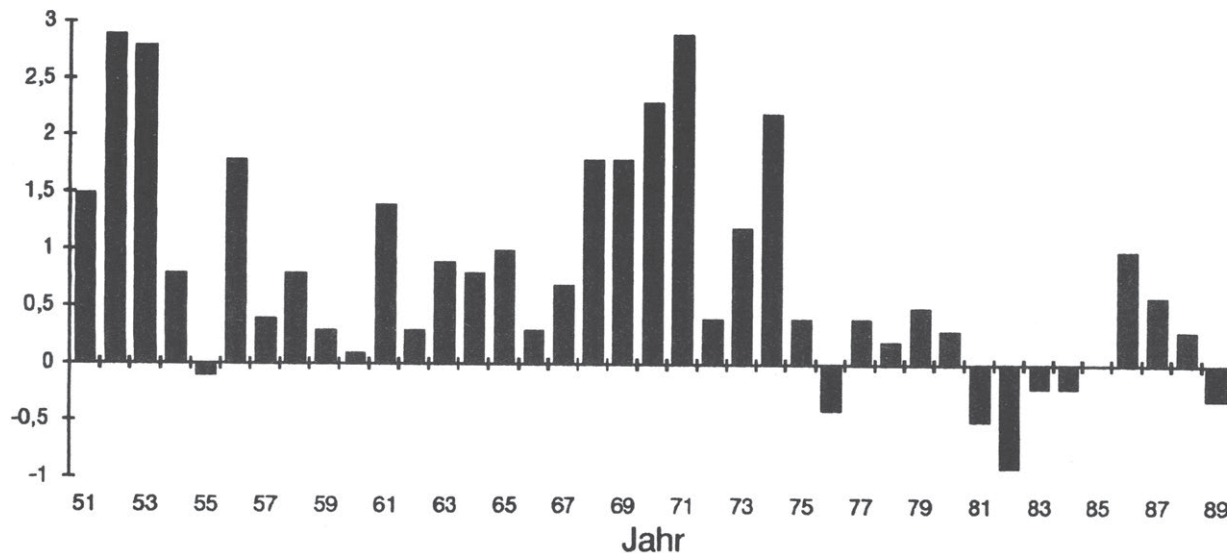


**Abb. 18:Veränderungsraten des staatlichen Preinsniveaus und des  
Preinsniveaus der letzten  
privaten inländischen Verwendung**



Quelle: Tabelle 24.

**Abb. 19: Preisstruktureffekt (Wachstumsrate des staatlichen Preisniveaus minus der Wachstumsrate des Preisniveaus der letzten privaten inländischen Verwendung)**



Quelle: Errechnet aus Tabelle 24.

### 5.1.2. Empirische Ergebnisse zum realen und inflationsbedingten Preisstruktureffekt

Bei der empirischen Umsetzung von Gleichung 2 aus Kapitel 4.1. folgen wir im Prinzip der Vorgehensweise von Felderer (1976/77) und Klein (1983). Die erklärenden Größen für die Veränderungsraten des staatlichen Preisniveaus (WPAUSG) bilden die Wachstumsraten des Preisindex der letzten privaten inländischen Verwendung (WPEV)<sup>77)</sup> und die Veränderungsraten der Arbeitsproduktivität der Vorperiode (WPROD(-1))<sup>78)</sup>. Sie dienen als proxy für die Hypothese des realen Preisstruktureffekts (vgl. Klein 1983, S. 118; ähnlich Felderer 1976/77, S. 429). Ist der geschätzte Koeffizient der Größe WPROD(-1) signifikant größer als 0, so existiert für den Beobachtungszeitraum ein realer Preisstruktureffekt. Die Größe WPEV soll die allgemeine Inflationsrate widerspiegeln. Besitzt der geschätzte Parameter der Variablen WPEV einen Wert größer als 1, so steigt aufgrund der allgemeinen Inflation das staatliche Preisniveau überproportional an. Dies würde für das Vorliegen eines inflationsbedingten Preisstruktureffekts sprechen.

Für die Periode 1952 bis 1989 erhält man folgende Kleinst-Quadrat Schätzung.

$$(17) \text{ WPAUS} = 0.987 \text{ WPEV} + 0.229 \text{ WPROD}(-1) \\ \quad \quad \quad (20.366) \quad \quad (5.315) \\ R^2 = 0.865 \quad \bar{R}^2 = 0.861 \quad DW = 1.140 \quad SEE = 0.802$$

Die in den Klammern angegebenen Größen geben die empirischen t- Werte wieder<sup>79)</sup>,  $R^2$  bezeichnet den Determinationskoeffizien-

77) Der PEV-Index - der Quotient aus der Summe des privaten Verbrauchs und der privaten Investitionen in jeweiligen Preisen und in konstanten Preisen - dient als Indikator für das allgemeine Preisniveau. Beim Preisindex für das Bruttosozialprodukt wäre die abhängige Variable in der unabhängigen Größe enthalten. Der PEV-Index vermeidet dieses Problem (vgl. hierzu Felderer 1976/77, S. 427). Die entsprechende Zeitreihe ist in Tab. 24 und Abb. 17 aufgeführt.

78) Über die Produktivitätsentwicklung informiert Tabelle 25.

79) Die t-Statistik dient dazu, Hypothesen bezüglich der zu schätzenden Parameter zu testen. Voraussetzung ist, daß die Residuen der Schätzgleichung unabhängig und normalverteilt sind. Bei sehr großen Datenmengen kann die Annahme der Normalverteilung über den Zen-

ten<sup>80)</sup> und SEE ist der geschätzte Standardfehler der Residuen.<sup>81)</sup> Aufgrund des Durbin-Watson-Wertes (DW)<sup>82)</sup> muß man von einer positiven Autokorrelation erster Ordnung (AR(1)-Prozeß) in den

tralen Grenzwertsatz näherungsweise als erfüllt gelten. Überprüft wird i.a. die Hypothese, daß die geschätzten Parameter der Regressionsgleichung ungleich 0 sind. Man testet also zu einer vorgegebenen Irrtumswahrscheinlichkeit  $\alpha$  bezüglich des geschätzten Parameters  $\beta_1$  die Nullhypothese  $H_0: \beta_1=0$  gegen die Alternativhypothese  $H_1: \beta_1 \neq 0$ . Die Irrtumswahrscheinlichkeit (das Signifikanzniveau)  $\alpha$  gibt die Wahrscheinlichkeit dafür an, daß man  $H_0$  aufgrund des Tests ablehnt, obwohl  $H_0$  zutrifft (Fehler erster Art). Je kleiner das Signifikanzniveau gewählt wird, desto größer ist das Risiko, irrtümlich die falsche Hypothese beizubehalten (Fehler zweiter Art).

- 80) Der Determinationskoeffizient (Bestimmtheitsmaß)  $R^2$  gibt an, welchen Teil der Streuung der endogenen Variablen  $Y$  durch die Streuung der erklärenden Größen bestimmt wird. Ein hohes  $R^2$  spricht für eine gute Anpassung der Schätzung an die Daten. Man spricht vom korrigierten Bestimmtheitsmaß  $\bar{R}^2$ , wenn man  $R^2$  um die Freiheitsgrade bereinigt. Es gilt (vgl. Kmenta 1986, S. 240 ff. und 411 f.):

$$R^2 = 1 - \left( \sum_{t=1}^T e_t^2 / \sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y})^2 \right); \quad \bar{R}^2 = 1 - \left( \left( \sum_{t=1}^T e_t^2 / (T-K) \right) / \left( \sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y})^2 / (T-1) \right) \right)$$

mit  $\bar{Y} = (1/T) \sum_{t=1}^T Y_t$ ,  $e_t$  als den empirischen Residuen.

- 81)  $SEE = \left( \sum_{t=1}^T e_t^2 / (T-K) \right)^{1/2}$ , mit  $e_t$  als den empirischen Residuen:

$T$  = Zahl der Beobachtungen;  $K$  = Zahl der Regressoren.

- 82) Mit Hilfe des Durbin-Watson-Tests (Durbin/Watson 1950 und 1951, siehe auch Kmenta 1986, S. 329 ff.) überprüft man, ob in den Störgrößen  $u_t$  der Regressionsgleichung

$$Y_t = x_t' \beta + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

ein autoregressiver Prozeß erster Ordnung (AR(1)-Prozeß) vorliegt.

$$u_t = r u_{t-1} + e_t, \quad |r| < 1$$

wobei  $e_t$  einem white noise Prozeß folgt, d.h. die  $e_t$ 's sind identisch verteilt mit  $erw(e_t) = 0$ ,  $erw(e_t^2) = \sigma^2$  und  $erw(e_t e_s) = 0$  für alle  $t \neq s$ . Voraussetzung für die Durchführung des Tests ist, daß die Regressorenmatrix keine endogenen Lag-Variablen enthält; den Wert der DW-Teststatistik bezeichnen wir mit  $d$ .

Restgrößen ausgehen, so daß die Parameterschätzungen zwar konsistent aber nicht mehr effizient sind, d.h. sie besitzen nicht mehr die Eigenschaft der kleinsten Varianz. Es liegen deshalb verzerrte t-Werte vor (vgl. Kmenta 1986, S. 305), so daß die Residuen noch einen Rest an Erklärung für die endogene Variable enthalten. Somit fehlen entweder wichtige erklärende Größen, oder es liegt eine Verletzung der Linearitätsannahme vor (vgl. Schneeweiß 1974, S. 188 f.).

Grundsätzlich bieten sich zwei Strategien zur Beseitigung der Autokorrelation in den Störgrößen an: (1) Es werden weitere erklärende Variablen in das Modell aufgenommen, oder (2) man bezieht die Autokorrelationsstruktur bei der Schätzung mit ein. Das Vorgehen gemäß (2) stellt gegenüber (1) jedoch nur eine second-best Lösung dar, denn es wird hier nicht versucht, das Modell so zu spezifizieren, daß die Residuen nicht mehr "ursächlich" zu der abhängigen Variablen sind (so auch Bamberg/Schittko 1979, S. 63).<sup>83)</sup>

Testet man die Nullhypothese  $H_0: r = 0$  gegen die Alternativhypothese  $H_1: r > 0$  (positive Autokorrelation) so lauten die Entscheidungsregeln:

- (1)  $H_0$  wird abgelehnt, falls  $d < d_L$ .
- (2)  $H_0$  kann nicht verworfen werden, falls  $d > d_U$ .
- (3) Es kann keine Entscheidung getroffen werden, wenn  $d_L \leq d \leq d_U$ .

Testet man  $H_0$  gegen die Alternativhypothese  $H_1: r < 0$  (negative Autokorrelation, so lautet die Entscheidungsregel:

- (1)  $H_0$  wird verworfen, wenn  $d > 4 - d_L$ .
- (2)  $H_0$  wird nicht abgelehnt, wenn  $d < 4 - d_U$ .
- (3) Es kann keine Entscheidung getroffen werden, wenn  $4 - d_U \leq d \leq 4 - d_L$ .

Die Werte  $d_L$  ("untere Schranke") und  $d_U$  ("obere Schranke") variieren mit der Zahl der Beobachtungen und der Zahl der Regressoren. Sie können den Tabellen aus Durbin/Watson (1951, S. 173ff.) entnommen werden. Verläuft die Regressionsgerade durch den Ursprung, so benutzt man zusätzlich die Tabellen von Kramer (1971, S. 350 f.) und Kling (1981, S. 167 f.).

- 83) Geht die AR-Struktur in den Restgrößen nicht auf fehlende erklärende Größen zurück, so können sie unabhängig auftretende Schocks

Berücksichtigt man in Anlehnung an Klein (1983, S. 118 f.) in der Bestimmungsgleichung für die Veränderungsrate des staatlichen Preisniveaus eine Dummy-Variable (STRUKV)<sup>84)</sup>, welche die Sondereinflüsse der Jahre 1969-1974 erfassen soll, so verschwindet der AR(1)-Prozeß in den Störgrößen, worauf der DW-Wert (vgl. Gl. 18) hinweist. Der im Vergleich zu Beziehung 17 stark sinkende Standardfehler (SEE) deutet an, daß die Regressionsgleichung 18 die Entwicklung der Variablen WPAUS besser wiedergibt. Wie die White-Testgröße (WH) zeigt, scheint auch keine Heteroskedastizität in den Störgrößen vorzuliegen.<sup>85)</sup>

---

darstellen, welche aus dem ökonomischen Prozeß heraus entstehen (vgl. Fomby/Hill/Johnson 1984, S. 206). Hier bietet sich dann Vorgehensweise (2) an.

- 84) Die Dummy-Variable STRUKV nimmt für die Jahre 1969 bis 1974 den Wert 1 an. Für den restlichen Schätzzeitraum wird sie auf 0 gesetzt.
- 85) Im klassischen Regressionsmodell geht man davon aus, daß die Residuen  $u_t$  für alle Zeitpunkte  $t = 1, \dots, T$  unabhängig verteilt sind mit Erwartungswert 0 und der Varianz  $\sigma^2$ . Die Prämisse der gleichen Varianz der Residuen für alle  $t = 1, \dots, T$  nennt man Homoskedastizität. Die Varianz-Kovarianz-Matrix der Störgrößen ( $\text{vcov}(u)$ ) nimmt somit den Wert  $\sigma^2 I$  an, wobei  $I$  die  $(T \times T)$ -Einheitsmatrix darstellt.

Zur Überprüfung der Störgrößen auf Homoskedastizität haben wir den Test von White (1980) herangezogen (siehe auch Fomby/Hill/Johnson 1984, S. 196 f.). Der direkte Test basiert auf dem Vergleich der geschätzten Varianz-Kovarianz-Matrix für die geschätzten Parameter  $B_k$  ( $k = 1, \dots, K$ ) bei Homoskedastizität und einer konsistenten Schätzung für die entsprechende Varianz-Kovarianz-Matrix bei Heteroskedastizität. Von Heteroskedastizität spricht man, wenn gilt  $\text{vcov} = \text{diag}(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_T^2)$ . Trifft die Nullhypothese der Homoskedastizität zu, so weichen beide Matrizen asymptotisch nicht voneinander ab. Die aus dem Vergleich der beiden Matrizen resultierende Teststatistik ist nur sehr mühsam zu errechnen. Wie White gezeigt hat, existiert jedoch folgender Test, der asymptotisch zur gleichen Teststatistik wie der direkte Test führt (vgl. White 1980, S. 824 ff.).

Man berechnet folgende Regression

$$e_t^2 = \alpha_0 + \sum_{j=1}^K \sum_{k=j}^K \alpha_{jk} X_{tj} X_{tk} \quad (t = 1, \dots, T)$$

$$(18) \text{ WPAUS} = 0.894 \text{ WPEV} + 0.235 \text{ WPROD}(-1) + 1.415 \text{ STRUKV}$$

$$\begin{matrix} (19.512) & (6.575) & (4.202) \\ R^2 = 0.910 & \bar{R}^2 = 0.905 & DW = 1.747 & WH(6) = 9.090 & SEE = 0.664 \end{matrix}$$

Die binäre Größe STRUKV spiegelt vor allem die politisch gewollte Verschiebung der öffentlichen Aufgabenstruktur zu den personalintensiven Dienstleistungen (z.B. Bildungswesen) und die großzügigen Strukturverbesserungen in der Entlohnung der Bediensteten im Zeitraum 1969 bis 1974 wider (so auch Klein 1983, S. 119 u. 121). Die geschätzten Parameter in Gleichung 18 sind alle signifikant von 0 verschieden: alle drei exogenen Variablen tragen zur Erklärung der Wachstumsrate des staatlichen Preisniveaus bei. Um die Hypothese vom inflationsbedingten Preisstruktureffekt zu überprüfen, testet man, ob der geschätzte Koeffizient für WPEV größer als 1 ist.<sup>86)</sup> Bei einem Signifikanzniveau von 5% kann die Hypothese verworfen werden, denn der empirische t-Wert beträgt -2.316 und fällt damit in den Ablehnungsbereich  $[-\infty, -1.644]$ . Auf einen inflationsbedingten Preisstruktureffekt deutet die obige Regressionsgleichung nicht hin. Der reale Preisstruktureffekt, der neben der relativ geringeren Produktivitätsentwicklung auch auf die Strukturverbesserungen der Jahre 1969 bis 1974 zurückgeht, bestimmte somit die (überproportionale) Wachstumsrate des staatlichen Preisniveaus.

Unsere empirische Analyse stützt die Hypothese von Oberhauser (1975, S. 38) und Starbatty (1974/75, S. 383), daß keine Benachteiligung des Staates aufgrund der Zunahme des allgemeinen

---

mit  $e_t^2$  als den quadrierten empirischen Residuen der Ausgangsregression und den Produkten und Kreuzprodukten der Ausgangsregressoren  $X_{tk}$ . Die Teststatistik lautet  $TR^2$ , wobei  $R^2$  das Bestimmtheitsmaß der obigen Regression wiedergibt. Unter  $H_0$  ist die Testgröße  $TR^2$  chiquadrat-verteilt mit  $K(K+1)/2$  Freiheitsgraden. Es liegen Redundanzen vor, wenn die Ausgangsregression eine Konstante (d.h.  $X_{t1} \equiv 1$ ,  $t = 1, \dots, T$ ) und Polynome enthält. Liegt in der Ursprungsregression eine Konstante vor, so enthält die Regressionsgleichung für  $e_t^2$  eine Redundanz. In diesem Fall entfernt man aus der Schätzgleichung den redundanten Term  $\alpha_0$  und reduziert die Freiheitsgrade um 1 (vgl. White 1980, S. 825).

- 86) Der Koeffizient von WPEV gibt (in etwa) die Elastizität der inflationsbedingten Komponente des Preisstruktureffekts bezüglich des allgemeinen Preisniveaus wieder.

Preisniveaus vorliegt, sondern daß hierfür eher strukturelle Gründe verantwortlich zeichnen, welche unsere Regressionsgleichung durch die Variable STRUKV erfaßt.<sup>87)</sup> Unser Ergebnis steht jedoch im Gegensatz zu den Untersuchungen von Felderer (1976/77) und Rahmeyer (1975), die einen inflationsbedingten Preisstruktureffekt bejahen.

Weder die unterschiedlichen Beobachtungszeiträume noch der divergierende Berichtskreis bilden den entscheidenden Grund für die unterschiedlichen Ergebnisse. Schätzt man Gleichung 18 für den Subzeitraum 1953-1972, welcher der Untersuchungsperiode von Felderer entspricht, so führt dies zu keinen wesentlich anderen Parameterwerten (vgl. Gl. 19a).<sup>88)</sup>

$$(19a) \text{ WPAUS} = 0.859 \text{ WPEV} + 0.236 \text{ WPROD}(-1) + 1.513 \text{ STRUKV}$$

$$(8.945) \quad (4.613) \quad (3.001)$$

$$R^2 = 0.890 \quad \bar{R}^2 = 0.877 \quad DW = 2.262 \quad WH(6) = 6.277 \quad SEE = 0.747$$

Schätzt man den Regressionsansatzes von Felderer (1976/77, S. 429, Gl. 4) mit unseren Daten, so ergibt sich folgendes Ergebnis:

$$(19b) \text{ WPAUS} = 1.127 \text{ WPEV} + 0.133 \text{ WPROD}$$

$$(7.704) \quad (1.326)$$

$$R^2 = 0.779 \quad \bar{R}^2 = 0.767 \quad DW = 1.668 \quad WH(3) = 15.902 \quad SEE = 1.000$$

Die White-Testgröße ist hochsignifikant, so daß Heteroskedastizität in den Störgrößen vorliegt. Die geschätzten Parameter sind zwar unverzerrt und konsistent aber nicht mehr effizient, so daß die geschätzte Varianz der Parameter und die hieraus errechneten t-Werte verzerrt sind (vgl. Kmenta, S. 270 ff.). Aus diesem Grunde haben wir nach der Vorgehensweise von White (1980) eine Varianz-Kovarianz-Matrix für die Parameter geschätzt, welche auch bei heteroskedastischen Residuen konsistent ist und mit den hieraus

87) Klein (1983) verneint in ihrer Untersuchung ebenfalls einen inflationsbedingten Preisstruktureffekt, wofür auch der Koeffizient von 0.90 für die Variable WPEV spricht (vgl. Klein 1983, S. 119). Man kann jedoch die Hypothese, daß der Koeffizient von WPEV größer als 1 ist, auf den üblichen Signifikanzniveaus von 5 oder von 10 Prozent nicht verwerfen.

88) Die Hypothese, daß der Parameter von WPEV größer als 1 ist, kann hier erst bei einem Signifikanzniveau von 10% verworfen werden.



resultierenden Standardfehlern robuste t-Werte<sup>89)</sup> berechnet.<sup>90)</sup> Der Parameter der Variablen WPEV ist signifikant und besitzt einen Wert größer als 1, was für einen inflationsbedingten Preisstruktureffekt sprechen würde. Die erklärende Größe WPROD, welche als proxy für den realen Preisstruktureffekt dient, ist aufgrund des robusten t-Wertes nicht mehr gegen 0 abgesichert, d.h. aufgrund dieser Schätzung würde man für den Zeitraum 1953 - 1972 die Existenz eines realen Preisstruktureffekt verneinen. Benutzt man jedoch in obiger Regression die erklärende Variable WPROD(-1) als proxy für den realen Preisstruktureffekt, so ist er jetzt nachweisbar, da aufgrund des t-Wertes der Parameter der Größe WPROD(-1) gegen 0 abgesichert ist. Der Wert von WPEV geht zwar zurück, liegt aber immer noch über 1. Die White-Teststatistik ist hier auf den üblichen Signifikanzniveaus nicht mehr signifikant.

$$(19c) \quad WPAUS = 1.039 \text{ WPEV} + 0.198 \text{ WPROD}(-1) \\ (11.622) \quad (3.316)$$

$$R^2 = 0.832 \quad \bar{R}^2 = 0.823 \quad DW = 1.372 \quad WH(3) = 6.008 \quad SEE = 0.872$$

Verantwortlich für die unterschiedlichen Ergebnisse dürfte vor allem die Dummy-Variable STRUKV in unserem Regressionsansatz sein, welche explizit die Sondereinflüsse der Jahre 1969 bis 1974 erfassen soll. So fanden u.a. in diesem Zeitraum innerhalb des

89) Um zu verdeutlichen, daß es sich bei den ausgewiesenen t-Größen um robuste Werte handelt, haben wir sie nicht in runde sondern in geschweifte Klammern geschrieben.

90) Im klassischen Regressionsmodell lautet der Schätzer für die Varianz-Kovarianz-Matrix der Parameter  $V(\beta) = s^2(X'X)^{-1}$ , mit X der Regressorenmatrix und  $s^2$  der Schätzung für die Varianz der Residuen (vgl. Kmenta 1986, S. 403).

Eine alternative Schätzung für die Varianz-Kovarianz-Matrix, welche auch bei Heteroskedastizität zu konsistenten Schätzungen führt, lautet (vgl. White 1980, siehe auch Fomby/Hill/Johnson 1984, S.196):

$$V(\beta) = (X'X)^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 x_t x_t' (X'X)^{-1}$$

wobei  $x_t'$  der t-ten Zeile der Regressorenmatrix X entspricht.

Stellenkegels gravierende Verschiebungen zu höheren Besoldungsgruppen hin statt, welche die (durchschnittlichen) Personalkosten und somit auch das staatliche Preisniveau in die Höhe trieben. Da Felderer diese wichtige Bestimmungsgröße in seinem Regressionsansatz nicht explizit berücksichtigt, erhält er m.E. verzerrte Parameterwerte, die ihn auf einen inflationsbedingten Preisstruktureffekt schließen lassen, welcher im Beobachtungszeitraum sehr wahrscheinlich nicht existierte.

Folgt man der Baumol-Hypothese zur Erklärung des realen Preisstruktureffekts zuungunsten des Staates, so verursacht die Anpassung der Löhne und Gehälter der Staatsbediensteten - bei fehlenden oder relativ niedrigen Produktivitätszuwächsen - an die Entwicklung in der Privatwirtschaft den Anstieg der Relativkosten zwischen öffentlicher und privater Produktion. Die Schätzung der Lohnanpassungshypothese für den Zeitraum 1962 bis 1988 gibt Gleichung 20 wieder, wobei die Entwicklung der Löhne und Gehälter durch die durchschnittlichen Bruttomonatsverdienste des jeweiligen Sektors approximiert wurden.

$$(20) \quad \text{WLOHNS} = 0.677 \text{ WLOHNP}(-1) + 4.722 \text{ STRUKV}$$

(11.501)
(5.077)

$$R^2 = 0.781 \quad \bar{R}^2 = 0.722 \quad DW = 1.605 \quad WH(3) = 3.793 \quad SEE = 1.804$$

WLOHNS steht für die Wachstumsrate der monatlichen Bruttolohn- und Gehaltssumme je Beschäftigten Arbeitnehmer beim Staat und WLOHNP stellt die entsprechende Variable für die Privatwirtschaft dar (siehe Abb. 20).<sup>91)</sup> Letztere geht mit einer Verzögerung von einer Periode in die Regression ein, da es einer gewissen Zeit bedarf, bis der Wettbewerb auf dem Arbeitsmarkt eine Anpassung der Löhne im Staatssektor erzwingt (vgl. Berry/Lowery 1987, S. 103).

---

91) Die Daten stammen aus den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen. Die Privatwirtschaft setzt sich aus der Gesamtwirtschaft ohne Sektor Staat und ohne Bundesbahn und Bundespost zusammen. Die Gebietskörperschaften und die Sozialversicherung bilden den Sektor Staat.

**Abb. 20: Wachstumsraten der monatlichen Bruttolohn- und Gehaltssumme  
je beschäftigten Arbeitnehmer beim Staat und in der Privatwirtschaft  
(1961 – 1988)**



Quelle: Tabelle 26.

Die Bildung der durchschnittlichen Bruttolohn- und Gehaltssumme je beschäftigten Arbeitnehmer schaltet die Veränderung der Beschäftigtenzahl aus. Veränderungen der Beschäftigtenstruktur fließen jedoch auch weiterhin in die Variable ein (vgl. Hake 1986, S. 845), so daß die Größe WLOHNS auch die sehr hohen Strukturverbesserungen der Jahre 1969-1974 enthält, welche die gravierenden Verschiebungen zu höheren Besoldungs- und Vergütungsgruppen innerhalb des Stellenkegels verursachten. Diese Sondereinflüsse, die durch die Entwicklung der Durchschnittslöhne- und Gehälter in der Privatwirtschaft nicht erklärt werden können, soll wieder die Dummy-Variable STRUKV erfassen.

Wie Gleichung 20 zeigt, existiert der erwartete positive Zusammenhang zwischen der Entwicklung der Durchschnittslöhne und -gehälter in der Privatwirtschaft und im Staatssektor. Der Koeffizient liegt jedoch signifikant unter 1, so daß die Durchschnittslöhne im Staatssektor im Vergleich zur Privatwirtschaft, sieht man von den Jahren 1969 bis 1974 ab, unterdurchschnittlich anstiegen. Dies bedeutet, daß der Produktivitätslag eine gewisse Schwelle übersteigen muß, damit ein Preisstruktureffekt zuungunsten des Staates zustandekommt. Die Größe STRUKV ist signifikant größer als 0, so daß die enormen Verschiebungen im Stellenkegel die Löhne und Gehälter und somit die Kosten der öffentlichen Produktion in den Jahren 1969 - 1974 in die Höhe trieben. Dies Resultat stellt ein weiteres Indiz für die These dar, daß nicht die hohe allgemeine Inflationsrate in diesem Zeitraum für den starken Anstieg des staatlichen Preisniveaus verantwortlich zeichnete, sondern eher die Strukturverbesserungen in der Entlohnung der Staatsbediensteten.

Eine Schätzung des Zusammenhangs zwischen der Entlohnung im öffentlichen Sektor und der Entwicklung der Relativkosten zwischen öffentlicher und privater Produktion für den Zeitraum 1961 bis 1988 geben die Schätzungen 21a und 21b wieder (siehe auch Abb. 21).

$$(21a) \text{ WPV} = -0.423 + 0.187 \text{ WLOHNS} \\ (-2.295) \quad (7.091) \\ R^2 = 0.659 \quad \bar{R}^2 = 0.646 \quad DW = 1.175 \quad SEE = 0.510$$

$$(21b) \text{ WPVT} = -0.931 + 0.380 \text{ WLOHNS} \\ (-2.423) \quad (6.908) \\ R^2 = 0.647 \quad \bar{R}^2 = 0.634 \quad DW = 0.764 \quad SEE = 1.065$$

Die Operationalisierung der Relativkosten erfolgte in Gleichung 21a durch die Bildung des Verhältnisses zwischen dem Deflator für die Staatsausgaben und dem PEV-Index. Da die Relativpreise als Approximation für die Relativkosten zwischen öffentlicher und privater Produktion dienen, dürften in die Berechnung des staatlichen Preisniveaus nur die Preise für die Käufe des Staates am Markt (Staatsverbrauch und Investitionsausgaben) eingehen (vgl. hierzu Berry/Lowery 1987, S. 108). In der Regressionsgleichung 21b wurde dies berücksichtigt, indem der Deflator des Zählers keinen Preisindex mehr für Transfers enthält.<sup>92)</sup> Die Einbeziehung der Dummy-Variablen STRUKV in beide Regressionen erübrigt sich, da die erklärende Variable die Strukturverbesserungen implizit berücksichtigt.

Beide Gleichungen wurden OLS geschätzt. Sowohl in Regression 21a als auch in 21b zeigt die Durbin-Watson Teststatistik eine positive Autokorrelation erster Ordnung in den Störgrößen an. Eine Beseitigung der Autokorrelation durch Einbeziehung von lag-endogenen Größen gelang nicht, so daß bei der Neuschätzung der Beziehungen 21a und 21b der AR(1)-Prozeß in den Residuen<sup>93)</sup> miteinbezogen wurde. Die Ergebnisse gemäß dem Maximum-

92) Der Preisindex für die staatliche Nachfrage am Markt wurde als das Verhältnis aus den Transformationsausgaben zu jeweiligen Preisen und den Transformationsausgaben zu konstanten Preisen berechnet.

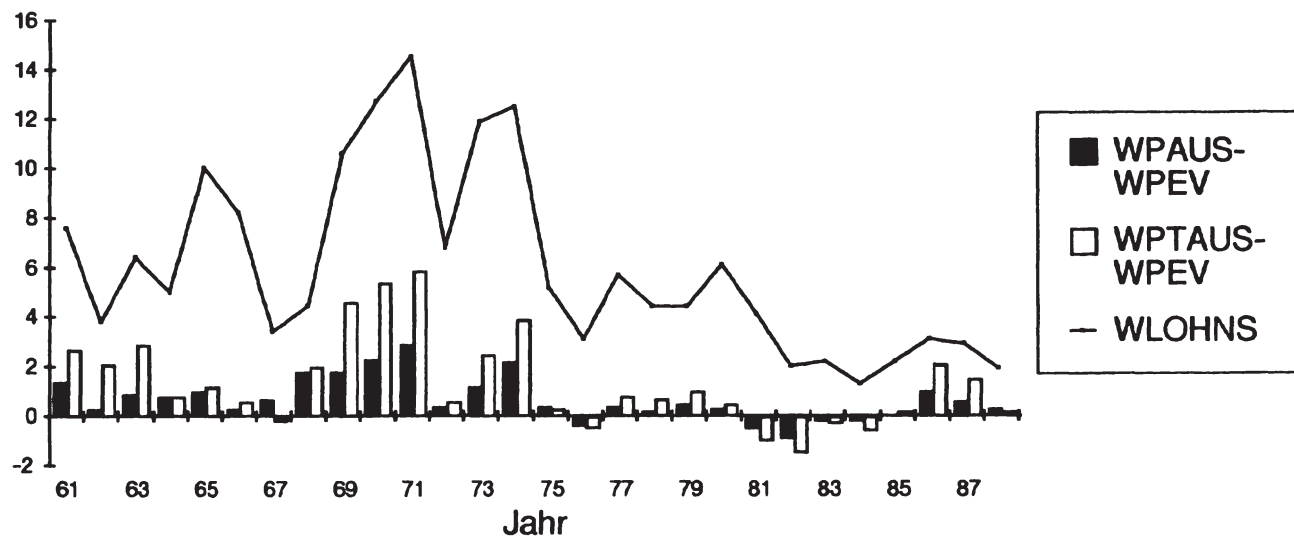
93) Wir gehen nun von folgendem Regressionsansatz aus:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t$$

$$u_t = r \cdot u_{t-1} + e_t, |r| < 1$$

$$\text{mit } \text{erw}(e_t) = 0, \text{erw}(e_t^2) = \sigma_e^2, \text{erw}(e_t e_s) = 0 \text{ für } t \neq s.$$

**Abb. 21: Wachstumsraten der monatlichen Bruttolohn- und  
Gehaltssumme je beschäftigten Arbeitnehmer  
beim Staat und Preisstruktureffekt**



Quelle: Errechnet aus den Tabellen 24 und 26.

Likelihood-Verfahren nach Beach und MacKinnon (1978) zeigen die Gleichungen 21c und 21d.<sup>94)</sup>

$$(21c) \text{ WPV} = -0.383 + 0.183 \text{ WLOHNS} \quad \text{RHO} = 0.390 \\ (-1.690) \quad (6.149) \quad (2.071) \\ R^2 = 0.715 \quad \bar{R}^2 = 0.692 \quad \text{DW} = 1.721 \quad \text{WH}(2) = 0.698 \quad \text{SEE} = 0.476$$

$$(21d) \text{ WPVT} = -1.020 + 0.403 \text{ WLOHNS} \quad \text{RHO} = 0.603 \\ (-2.028) \quad (7.286) \quad (8.820) \\ R^2 = 0.782 \quad \bar{R}^2 = 0.765 \quad \text{DW} = 1.340 \quad \text{WH}(2) = 3.203 \quad \text{SEE} = 0.853$$

Der Parameter RHO gibt die Schätzung des Autokorrelationskoeffizienten  $r$  des AR(1)-Prozesses wieder.

Die Ergebnisse der obigen Regressionen legen folgende Interpretation nahe. Erstens: Läßt man die Jahre 1969 bis 1974 außer Betracht, so verursachte eine Zunahme der Durchschnittsentlohnung in der Privatwirtschaft einen unterproportionalen Anstieg im öffentlichen Sektor. Zweitens: Das Wachstum der Durchschnittslöhne und -gehälter im Staatssektor besaß einen positiven Einfluß auf das relative Preisverhältnis. Da in Gleichung 21c und 21d die Konstanten einen negativen Wert besitzen, müssen die Lohnsteigerungen eine gewisse Grenze überschreiten, damit der Preis (die Kosten) des öffentlichen Outputs in Relation zum Preis des privatwirtschaftlichen Outputs steigt, d.h. es können auch Preisstruktureffekte zugunsten des Staates auftreten. Dies dürfte dann der Fall sein, wenn die Differenz in der Produktivitätsentwicklung zwischen privater und öffentlicher Produktion geringer ausfällt als jene der Lohnentwicklung.<sup>95)</sup>

---

94) Diese Methode besitzt gegenüber anderen Verfahren den Vorteil, daß die erste Beobachtung in die Schätzung der Regressionskoeffizienten miteinbezogen wird. Zu den Kleinstichprobeneigenschaften dieses Verfahrens in Vergleich zu anderen Vorgehensweisen siehe Dielman/Pfaffenberger (1989).

95) Diese Interpretation legt auch ein Vergleich der Abb. 20 und 21 nahe. Preisstruktureffekte zugunsten des Staates treten 1976, 1981 bis 1985 und 1988 auf. Bis auf 1981 liegen in diesen Jahren die Veränderungsraten der Durchschnittslöhne im Staatssektor unter jenen in der Privatwirtschaft.

### 5.1.3. Der Preisstruktureffekt als Ursache des überproportionalen Wachstums der Staats- und Personalausgaben

Nachdem wir mit Hilfe multipler Regressionen die Existenz eines realen Preisstruktureffekts nachgewiesen haben, untersuchen wir nun mit Hilfe von Kausalitätstests, inwieweit das Preisverhältnis, welches als proxy für den Preisstruktureffekt dient, zur Erklärung der öffentlichen Gesamt- und Personalausgaben sowie der Personalausgaben- und Staatsquote beiträgt. Das Testverfahren läßt auch Aussagen darüber zu, ob eventuelle Rückwirkungen von der Relativpreisentwicklung auf die Gesamt- und Personalausgaben sowie die Staatsquote ausgehen. Eine Feedbackbeziehung könnte dann vorliegen, wenn die Steuerbelastung der Bürger aufgrund des produktionsbedingten Kostenanstiegs die Regierung und/oder das Parlament zwingt, die Expansion der staatlichen Ausgaben zu bremsen.

Unsere Untersuchung beruht auf dem Konzept der Grangerkausalität. Die Aussage, daß die Ursache dem hieraus resultierende Effekt zeitlich vorausgeht, bildet das zentrale Axiom des Grangerschen Kausalitätsbegriffs (vgl. Granger 1982, S. 238).

Granger (1969, S. 428 f.) bezeichnet eine schwach stationäre Zeitreihe<sup>96)</sup>  $X_t$  kausal zu einer schwach stationären Zeitreihe  $Y_t$  ( $X \rightarrow Y$ ), wenn eine Schätzung für  $Y_t$ , die auf den vergangenen Werten

- 96) Man bezeichnet eine Zeitreihe als schwach stationär, wenn ihr Mittelwert und ihre Varianz zeitunabhängig sind und die Kovarianz zwischen Werten der Zeitreihe zu verschiedenen Zeitpunkten nur von der Zeitdifferenz abhängt und nicht von der Zeit selbst (vgl. Granger/Newbold 1986, S. 4; Gottman 1981, S. 60 ff).

$$\text{erw } X_t = \mu \text{ für alle } t = 0, 1, \dots$$

$$\text{var } X_t = \sigma^2 \text{ für alle } t = 0, 1, \dots$$

$$\text{cov}(X_t, X_{t+\gamma}) = \delta_\gamma \text{ für alle } t = 0, 1, \dots$$

Schwach stationäre Zeitreihen weisen also keine systematischen Änderungen im Mittel (z.B. Trend), keine systematischen Veränderungen der Varianz und keine streng periodische Zyklen (z.B. Saisonschwankungen) auf.



von  $X$  und  $Y$  beruht, einen kleineren mittleren Prognosefehler aufweist als eine Schätzung, welche nur die vergangenen Werte von  $Y$  berücksichtigt.

$$(20) \quad \text{erw}(Y_t - \text{erw } Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots; X_{t-1}, X_{t-2}, \dots) \\ < \text{erw}(Y_t - \text{erw } Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots)$$

Der Kausalitätsbegriff von Granger basiert auf der Prognostizierbarkeit und nicht auf einer Ursache-Wirkungs-Beziehung. Darüberhinaus beruhen die Prognosen auf begrenzten Informationen, da die Prognosen linear sind und nur Informationen enthalten, welche in den Zeitreihen  $Y_t$  und  $X_t$  vorliegen. Wenn  $X$  nicht grangerkausal zu  $Y$  ist bedeutet dies somit nicht, daß von der Größe  $X$  keine Wirkung auf die Variable  $Y$  ausgeht (vgl. Lütkepohl 1986, S. 26).

Eine Feedbackbeziehung existiert, wenn  $X$  grangerkausal zu  $Y$  und  $Y$  grangerkausal zu  $X$  ist ( $X \leftrightarrow Y$ ). Gleichzeitige Kausalität liegt vor, wenn die Prognose von  $Y_t$  unter Berücksichtigung von  $X_t$  besser ausfällt als ohne die Kenntnis von  $X_t$  ( $Y \rightleftharpoons X$ ).

Auf dem Kausalitätsbegriff von Granger basieren drei Testverfahren: der Test von Sims (1972), das direkte Grangerverfahren nach Sargent (1976) und der Haugh-Pierce Test (Pierce/Haugh 1977). Eine Monte-Carlo-Studie von Guilkey und Salemi (1982) hat die Überlegenheit des direkten Grangerverfahrens bei kleinen Stichproben gezeigt. Wir benutzen diesen Test jedoch nicht in seiner ursprünglichen Ausprägung, sondern gehen Schrittweise nach dem Ansatz von Hsiao (1979a, 1979b, 1981) vor, da eine Simulationsstudie von Kugler (1982) die Prävalenz dieser Vorgehensweise gegenüber dem direkten Grangerverfahren gezeigt hat.

Beim Verfahren nach Hsiao wird die (Granger-) Kausalitätsstruktur anhand von Lagselektionskriterien wie dem Finalen Prognosefehler

(FPE) oder dem Hannan-Quinn Kriterium bestimmt.<sup>97)</sup> Da das Testverfahren schwach stationäre Zeitreihen voraussetzt, untersuchen wir zunächst, ob in den logarithmierten Ausgangsreihen und ihren ersten Differenz Nichtstationarität in Form einer Einheitswurzel (unit-root) vorliegt. Als Testverfahren dient der Dickey-Fuller Test.<sup>98)</sup> Alle fünf Zeitreihen sind in ihren Logarithmen nicht stationär. Für die erste Differenz der logarithmierten Ursprungsreihen liegt keine signifikante Einheitswurzel mehr vor, so daß kein stochastischer Trend mehr existiert.<sup>99)</sup> In den Reihen D1LNPV, D1LNAUS und D1LNEK ist noch ein (linearer) deterministischer Trend vorhanden, der innerhalb des Hsiao-Verfahrens über eine Trendvariable mitgeschätzt wird.<sup>100)</sup>

Das Hsiao-Verfahren dient der Klärung, ob das Preisverhältnis (granger-) kausal zu den Staatsausgaben, zur Staatsquote, zu den gezahlten Einkommen aus unselbständiger Arbeit und zur Personalausgabenquote ist. Zunächst werden die Veränderungsraten der obigen Zeitreihen, berechnet als erste Differenz der logarithmierten Ursprungsdaten, durch univariate autoregressive Prozesse (AR-Prozesse) aus sich selbst heraus erklärt, wobei die optimale AR-Ordnung gemäß dem minimalen FPE- und HQ-Wert bestimmt wird. Als maximale Verzögerung wurde a priori 5 festgelegt. Die Ergebnisse gibt Übersicht 25 wieder.

---

97) Eine ausführliche Darstellung des Hsiao-Verfahrens einschließlich der Lagsselektionskriterien FPE und HQ findet man im Anhang.

98) Der Dickey-Fuller Test und dessen Ergebnisse für die Zeitreihen sind im Anhang beschrieben.

99) Die Plots der Ursprungsreihen und der transformierten Reihen zeigen die Plots 1 bis 15 im Anhang der Arbeit.

100) Es gelten folgende Abkürzungen:  $D1LNPV = (1-B)\ln(PV_t)$  wobei PV das Preisverhältnis zwischen staatlichem Preisniveau und PEV-Index wiedergibt.  $D1LNAUS = (1-B)\ln(AUS_t)$  wobei AUS die Entwicklung der Staatsausgaben widerspiegelt.  $D1LNSQ = (1-B)\ln(SQ_t)$  mit SQ der Staatsquote, wobei  $SQ_t = AUS_t/BSP_t$  ( $BSP$ =nominales Bruttonationaleinkommen).  $D1LNEK = (1-B)\ln(EK_t)$  wobei EK die vom Staat gezahlten Einkommen aus unselbständiger Arbeit wiedergibt.  $D1LNEKA = (1-B)\ln(EK_t/AUS_t)$ . B stellt den Lag-Operator dar. Es gilt:  $B^T Y_t = Y_{t-T}$ .

Für die AR(1)-Prozesse der Variablen D1LNPV, D1LNEK und D1LNEKA erhält man sowohl den kleinsten FPE- als auch den kleinsten HQ-Wert. Für die Größe D1LNSQ gilt dies für den AR(2)-Prozeß. Unterschiedliche AR-Ordnungen ergeben sich für die Variable D1LNAUS. So selektiert das HQ-Kriterium einen AR(1)-Prozeß, während der Finale Prognosefehler seinen kleinsten Wert beim AR(3)-Prozeß erreicht. Aufgrund der (im Anhang erwähnten) theoretischen Eigenschaften der beiden Kriterien erscheint ein solches Ergebnis nicht überraschend, weil das HQ-Kriterium sparsamer bei der Parameterisierung als der Finale Prognosefehler ist.

**Übersicht 25: Ordnung der univariaten AR-Prozesse mit dem kleinsten FPE- und HQ-Wert.**

Variable	FPE		HQ	
	Lag	Wert	Lag	Wert
D1LNPV	1	$0.5663 \cdot 10^{-4}$	1	-9.8076
D1LNAUS	3	$0.5208 \cdot 10^{-3}$	1	-7.5798
D1LNEK	1	$0.1053 \cdot 10^{-2}$	1	-6.9016
D1LNEKA	1	$0.6036 \cdot 10^{-3}$	1	-7.4563
D1LNSQ	2	$0.8299 \cdot 10^{-3}$	2	-7.1229

Valide Ergebnisse erfordern, daß die Residuen der AR-Prozesse frei von serieller Korrelation sind. Wie in der Zeitreihenanalyse üblich, haben wir dies anhand der Q-Statistik überprüft<sup>101)</sup>, deren Ergebnisse Übersicht 26 wiedergibt.

101) Als Prüfgröße dient die Q-Statistik (Box/Pierce, 1970) in der Modifikation von Ljung und Box (1978).

## Übersicht 26: Q-Werte für die AR-Prozesse aus Übersicht 25

Variable	Lag-Länge	Q-Wert	Signifikanz-niveau
D1LNVP	1	19.5047	19.18%
D1LNAUS	1	18.1620	25.42%
D1LNAUS	3	10.7797	76.81%
D1LNEK	1	15.0419	44.84%
D1LNEKA	1	6.2224	97.57%
D1LNSQ	2	14.7141	47.21%

Aufgrund der Q-Statistik kann die Hypothese, daß die Störgrößen white-noise sind, auf den üblichen Signifikanzniveaus von 5 oder

---

Die Testgröße lautet:  $Q = T(T+2) \sum_{k=1}^M r_k^2 / (T-k)$ , mit

T der Zahl der Beobachtungen, M der Zahl der berücksichtigten Autokorrelationen und

$$r_k = \left[ \sum_{t=1}^{T-k} (e_t e_{t+k}) \right] / \sum_{t=1}^T e_t^2$$

den empirischen Autokorrelationskoeffizienten der empirischen Störgrößen  $e_t$  ( $t = 1, \dots, T$ ).

Die Testgröße Q ist unter der Nullhypothese, daß keine Autokorrelation in den Restgrößen vorliegt, asymptotisch chiquadratverteilt mit M Freiheitsgraden. Eine Schwierigkeit des Tests liegt darin, die Zahl der Autokorrelationen (M) festzulegen. Wählt man ein zu großes M, um auch höhere Autokorrelationen zu berücksichtigen, so nimmt die Macht des Tests ab (Kmenta, 1986, 332). Im Programmpaket RATS, das wir zur Schätzung von Q verwendet haben, wird die Zahl der zu berücksichtigenden Autokorrelationskoeffizienten M gemäß der Formel  $M = \min(T/2; 3T^{1/2})$  festgelegt (Doan 1990, S. 1-24).

10 Prozent nicht verworfen werden. Ausgehend von den oben ausgewählten univariaten AR-Prozessen erhöhen wir nun iterativ die Lag-Ordnung derjenigen Größe, welche als zusätzliche erklärende Variable dient und errechnen den jeweiligen Finalen Prognosefehler bzw. das HQ-Kriterium. Die Ordnung der bivariaten Prozesse mit den kleinsten Werten der beiden Selektionskriterien zeigt Übersicht 27.

Im dritten Schritt des Hsiao-Verfahrens werden nun die Lag-Ordnung der zusätzlichen erklärenden Variablen fixiert, die AR-Ordnung der endogenen Größe von 1 bis 5 variiert und die dazugehörigen FPE- und HQ-Werte berechnet. Ihre minimalen Werte mit den AR-Ordnungen enthält Übersicht 28. In den bivariaten Modellen D1LNPV(1)/D1LNSQ(1) und D1LNPV(2)/D1LNSQ(1) liegen signifikante Q-Wert vor,<sup>102)</sup> so daß eine Verletzung der white-noise Hypothese für die Restgrößen vorliegen kann. Der FPE- und HQ-Wert wären in diesem Fall verzerrt. Aus diesem Grunde haben wir die Untersuchung mit dem Modell D1LNPV(3)/D1LNSQ(1) fortgesetzt, da hier die Q-Statistik nicht signifikant war und somit auch valide FPE- und HQ-Werte vorliegen (siehe Übersicht 28).

Man vergleicht nun die Ergebnisse der Übersichten 25 und 28 und wählt jene AR-Prozesse aus, die den kleinsten FPE- und HQ-Wert besitzen. Es existiert eine *einseitige Kausalität von den Relativpreisen auf die Einkommen aus unselbstständiger Arbeit und auf die Personalausgabenquote. Feedbacks liegen zwischen dem Preisverhältnis und den Staatsausgaben (nur beim FPE-Kriterium!) und zwischen dem Preisverhältnis und der Staatsquote vor.* Eine Rückkopplung im bivariaten Ansatz kann aus der Vernachlässigung einer relevanten dritten Variablen resultieren,<sup>103)</sup> die in Kausalität

---

102) Für den bivariaten Ansatz D1LNPV(1)/D1LNSQ(1) besitzt Q(15) den Wert 27.24. Der entsprechende Wert für D1LNPV(2)/D1LNSQ(1) lautet 23.80.

103) Eine Feedbackbeziehung kann auch durch Meßfehler hervorgerufen werden (vgl. Newbold 1978).

**Übersicht 27: Lag-Längen der bivariaten Prozesse ausgewählt nach dem minimalen FPE und HQ  
Schritt 2 des Hsiao-Verfahrens**

Abhängige Variable/ Erklärende Variable	FPE		HQ	
	Lag	Wert	Lag	Wert
D1LNPV/D1LNAUS D1LNAUS/D1LNPV	1/1 3/1	$0.5884 \cdot 10^{-4}$ $0.3962 \cdot 10^{-3}$	1/1 1/1	-9.7547 -7.8006
D1LNPV/D1LNEK D1LNEK/D1LNPV	1/1 1/2	$0.6010 \cdot 10^{-4}$ $0.9652 \cdot 10^{-3}$	1/1 1/2	-9.7334 -6.9429
D1LNPV/D1LNEKA D1LNEKA/D1LNPV	1/1 1/2	$0.5856 \cdot 10^{-4}$ $0.5736 \cdot 10^{-3}$	1/1 1/2	-9.7595 -7.4775
D1LNPV/D1LNSQ D1LNSQ/D1LNPV	1/1 2/4	$0.5113 \cdot 10^{-4}$ $0.7278 \cdot 10^{-3}$	1/1 2/4	-9.8952 -7.1985

**Übersicht 28: Lag-Längen der bivariaten Prozesse ausgewählt nach dem minimalen FPE und HQ  
Schritt 3 des Hsiao-Verfahrens**

Abhängige Variable/ Erklärende Variable	FPE		HQ	
	Lag	Wert	Lag	Wert
D1LNPV/D1LNAUS D1LNAUS/D1LNPV	3/1 3/1	$0.5499 \cdot 10^{-4}$ $0.3962 \cdot 10^{-3}$	3/1 3/1	-9.7943 -7.8196
D1LNPV/D1LNEK D1LNEK/D1LNPV	1/1 4/2	$0.6010 \cdot 10^{-4}$ $0.8066 \cdot 10^{-3}$	1/1 2/2	-9.7334 -7.0895
D1LNPV/D1LNEKA D1LNEKA/D1LNPV	1/1 1/2	$0.5856 \cdot 10^{-4}$ $0.5736 \cdot 10^{-3}$	1/1 1/2	-9.7595 -7.4775
D1LNPV/D1LNSQ D1LNPV/D1LNSQ D1LNSQ/D1LNPV	2/1 3/1 2/4	$0.4924 \cdot 10^{-4}$ $0.4984 \cdot 10^{-4}$ $0.7278 \cdot 10^{-3}$	2/1 3/1 2/4	-9.9185 -9.8927 -7.1985

zu den beiden Größen des bivariaten Ansatzes steht. Die obigen Feedbackbeziehungen sind somit mit einem Fragezeichen zu versehen, da sie eventuell auf der Nichtberücksichtigung einer dritten Variablen beruhen (so auch Gärtner/Henri 1983, S. 102 f.). Eine Rückkopplung spricht jedoch auch nicht grundsätzlich gegen die Existenz einer Kausalbeziehung zwischen den Größen.

Ausgehend von den ausgewählten AR-Prozessen mit den kleinsten FPE- und HQ-Werten bestimmen wir nun im nächsten Schritt Subset-AR-Prozesse, um die AR-Koeffizienten, welche keinen Erklärungsbeitrag liefern, aus den AR-Prozessen zu beseitigen. Anschließend schätzen wir die Gesamtmodelle nach dem SUR-Verfahren (vgl. Kmenta 1986, S. 635 ff.)<sup>104)</sup>, um die eventuell auftretende Korrelation zwischen den Restgrößen der Subset-AR-Prozesse der Modelle zu berücksichtigen. Die Parameterschätzungen zeigen die Übersichten 29 bis 39, wobei auf die Darstellung der SUR-Ergebnisse für die Beziehung zwischen Staatsquote und Relativpreisniveau verzichtet wurde, da aufgrund des Lagrange-Multiplikator-Tests nach Breusch und Pagan (vgl. Breusch/Pagan 1980, S. 247 f.)<sup>105)</sup> die Störgrößen nicht korreliert waren und die OLS-Schätzer somit effizient sind.

---

104) Die SUR-Schätzung (seemingly unrelated regression) unterstellt, daß das Residuum  $u$  einer Regressionsgleichung mit dem Residuum  $v$  einer anderen Regressionsgleichung verbunden ist, d.h.  $\text{cov}(u,v) \neq 0$ . Zunächst schätzt man beide Gleichungen mit der OLS-Methode und mit den hieraus resultierenden empirischen Störgrößen die empirischen Varianzen  $S_u^2$  und  $S_v^2$  und die Kovarianz  $S_{uv}$ , die zusammen die empirische Varianz-Kovarianz-Matrix  $\Sigma_{uv}$  bilden. Unter Berücksichtigung von  $\Sigma_{uv}$  schätzt man dann beide Gleichungen nochmals neu (zum Schätzer siehe Kmenta 1986, S. 235 ff.). Sind die  $u$  und  $v$  miteinander korreliert, dann führt die SUR-Schätzung zu den asymptotisch effizienten Parameterschätzungen. Sind  $u$  und  $v$  unkorreliert, so sind die OLS-Schätzungen schon effizient (vgl. Zellner 1962; Dhrymes 1980, S. 153 ff.).

105) Geht man von einem Modell mit  $M$  Gleichungen aus, so lauten Null- und Alternativhypothese ( $H_1$ ) des Breusch-Pagan-Tests:

$H_0$ : Alle Kovarianzen zwischen den Restgrößen der  $M$  Gleichungen sind 0.



Wie die Übersichten 29 bis 39 zeigen, ist die Grangerkausalstruktur bis auf die Beziehung zwischen Preisverhältnis und Staatsausgaben unabhängig von der Wahl des Selektionskriteriums. In der Subset-AR-Gleichung für die vom Staat gezahlten Einkommen aus unselbständiger Arbeit fließt beim FPE-Ansatz im Gegensatz zum HQ-Modell noch die Variable D1LNEK(-4) als erklärende Größe ein. Da der Parameter der Variablen bei einem Signifikanzniveau von 10 % gegen 0 abgesichert ist, führt das HQ-Kriterium hier zu einer Unterschätzung der AR-Ordnung.

Die Störgrößen der Modelle scheinen aufgrund der nicht-signifikanten Q-Werte white-noise zu sein, und die Bera-Jarque Teststatistik liefert auch keinen Hinweis auf eine Verletzung der Normalverteilungshypothese für die Residuen, so daß valide t-Werte für die Parameterschätzungen vorliegen.

---

$H_1$ : Mindestens eine Kovarianz ist ungleich 0.

Die Teststatistik lautet:

$$LM = T \sum_{i=2}^M \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2$$

mit  $r_{ij}^2$  den quadrierten Korrelationskoeffizienten der empirischen Störgrößen der OLS-Schätzungen und T der Zahl der Beobachtungen.

Unter  $H_0$  ist LM asymptotisch  $\chi^2$ -verteilt mit  $M(M-1)/2$  Freiheitsgraden (Breusch/Pagan 1980, S. 247).

Für unsere Zweigleichungssysteme erhalten wir somit als Testgröße:

$$LM = T \cdot r_{12}^2, \text{ mit}$$

$$r_{12}^2 = \left( \sum_{t=1}^T e_{1t} e_{2t} \right)^2 / \left( \sum_{t=1}^T e_{1t}^2 \sum_{t=1}^T e_{2t}^2 \right)$$

wobei  $e_{1t}$ ,  $e_{2t}$  die empirische Störgrößen darstellen.

Im Zweigleichungsfall ist LM asymptotisch  $\chi^2$ -verteilt mit 1 Freiheitsgrad. Bei einem Signifikanzniveau von 10% (5%, 1%) kann die Nullhypothese bei einem LM-Wert 2.706 ( 3.841, 6.635) abgelehnt werden.

Wie oben schon erwähnt, induziert unsere Analyse sowohl eine einseitige Kausalbeziehung von den Relativpreisen auf die Personalausgaben als auch auf den Personalausgabenanteil. Im Subset-AR-Modell hängt die Veränderungsrate des Personalausgabenanteils (D1LNEKA) nur noch von der Größe D1LNVP(-2) ab (vgl. die Übersichten 37 und 38), d.h. die zurückliegenden Werte der endogenen Größe D1LNEKA liefern keinen signifikanten Erklärungsbeitrag. Die Wachstumsrate des Verhältnisses zwischen staatlichem und privatem Preisniveau kann zwar nur etwa 10% der Streuung der endogenen Größe D1LNEKA erklären, aber ihr Einfluß ist signifikant. Weiterhin erkennt man an den positiven Parameterwerten für die Größe D1LNVP(-2), daß der erwartete *positive Einfluß von den Relativpreisen auf die Personalausgaben und auf die Personalausgabenquote existiert* (siehe Übersichten 33 bis 38). Wir können somit davon ausgehen, daß im Beobachtungszeitraum der Preisstruktureffekt, welcher durch das Preisverhältnis approximiert wurde, sowohl (granger-) kausal zu den Personalausgaben als auch zu ihrem Anteil an den Gesamtausgaben war.

**Übersicht 29: Subset-AR-Modelle für das Preisverhältnis und die Staatsausgaben ausgewählt  
nach dem minimalen FPE  
Schätzzeitraum 1956 - 1989, Schätzmethode OLS**

Abhängige	Erklärende Variablen							
Variablen	D1LNPV(-1)	D1LNPV(-2)	D1LNPV(-3)	D1LNAUS(-1)	D1LNAUS(-2)	D1LNAUS(-3)	KONSTANTE	TREND
D1LNPV	0.441* (2.383)	0.280 (1.342)	0.264* (1.725)	-0.122* (-1.868)	—	—	-0.0188* (2.384)	-0.0004* (-2.125)
D1LNAUS	1.715** (3.331)	—	—	0.459* (2.465)	-0.339* (-1.786)	0.326* (2.195)	0.065** (3.078)	-0.001** (-3.064)

Abhängige	Güte- und Teststatistiken						FPE
Variable	R <sup>2</sup>	$\bar{R}^2$	SEE	Q(15)	Berajar	LM	
D1LNPV	0.402	0.295	0.007	12.30	1.106	6.472*	0.5499*10 <sup>-4</sup>
D1LNAUS	0.800	0.764	0.018	16.33	0.0124		0.3962*10 <sup>-3</sup>

*Anmerkungen:* + signifikant bei 10%; \* signifikant bei 5%; \*\* signifikant bei 1%.

**Übersicht 30: Subset-AR-Modelle für das Preisverhältnis und die Staatsausgaben ausgewählt  
nach dem minimalen FPE  
Schätzzeitraum 1956 - 1989, Schätzmethode SUR**

Abhängige Variablen	Erklärende Variablen							
	D1LNVP(-1)	D1LNVP(-2)	D1LNVP(-3)	D1LNAUS(-1)	D1LNAUS(-2)	D1LNAUS(-3)	KONSTANTE	TREND
D1LNVP	0.440* (2.653)	0.272 (1.591)	0.227* (1.783)	-0.117* (-2.042)	————	————	0.019* (2.661)	-0.0004* (-2.377)
D1LNAUS	1.800** (3.882)	————	————	0.354* (2.174)	-0.172 (-1.095)	0.262* (2.148)	0.065** (3.412)	-0.001** (-3.064)

Abhängige Variable	Güte- und Teststatistiken				
	R <sup>2</sup>	$\bar{R}^2$	SEE	Q(15)	Berajar
D1LNVP	0.401	0.294	0.007	12.83	1.0566
D1LNAUS	0.794	0.757	0.019	15.23	0.2408

*Anmerkungen:* Siehe Übersicht 29.

**Übersicht 31: Subset-AR-Modelle für das Preisverhältnis und die Staatsausgaben ausgewählt  
nach dem minimalen HQ  
Schätzzeitraum 1956 - 1989, Schätzmethode OLS**

Abhängige	Erklärende Variablen							
Variablen	D1LNPV(-1)	D1LNPV(-2)	D1LNPV(-3)	D1LNAUS(-1)	D1LNAUS(-2)	D1LNAUS(-3)	KONSTANTE	TREND
D1LNPV	0.351* (2.168)	_____	_____	_____	_____	_____	-0.010* (2.577)	-0.0002* (-1.789)
D1LNAUS	1.715** (3.331)	_____	_____	0.459* (2.465)	-0.339* (-1.786)	0.326* (2.195)	0.065** (3.078)	-0.001** (-3.064)

Abhängige	Güte- und Teststatistiken						HQ
Variable	R <sup>2</sup>	$\bar{R}^2$	SEE	Q(15)	Berajar	LM	
D1LNPV	0.263	0.215	0.007	19.50	1.757	7.184**	-9.8076
D1LNAUS	0.800	0.764	0.018	16.33	0.0124		-7.8196

*Anmerkungen:* Siehe Übersicht 29.

**Übersicht 32: Subset-AR-Modelle für das Preisverhältnis und die Staatsausgaben ausgewählt  
nach dem minimalen HQ  
Schätzzeitraum 1956 - 1989, Schätzmethode SUR**

Abhängige Variablen	Erklärende Variablen							
	D1LNPV(-1)	D1LNPV(-2)	D1LNPV(-3)	D1LNAUS(-1)	D1LNAUS(-2)	D1LNAUS(-3)	KONSTANTE	TREND
D1LNPV	0.394* (2.557)	_____	_____	_____	_____	_____	0.0065* (1.937)	-0.0001 (-0.985)
D1LNAUS	1.595** (3.099)	_____	_____	0.632** (3.939)	-0.241 (-1.360)	0.335* (2.465)	0.064** (3.385)	-0.001** (-3.209)

Abhängige Variable	Güte- und Teststatistiken				
	R <sup>2</sup>	$\bar{R}^2$	SEE	Q(15)	Berajar
D1LNPV	0.243	0.195	0.007	16.31	2.1939
D1LNAUS	0.736	0.699	0.021	13.41	0.0065

*Anmerkungen:* Siehe Übersicht 29.

**Übersicht 33: Subset-AR-Modelle für das Preisverhältnis und die vom Staat geleisteten  
Einkommen aus unselbständiger Arbeit ausgewählt nach dem minimalen FPE  
Schätzzeitraum 1956 - 1989, Schätzmethode OLS**

Abhängige	Erklärende Variablen						
Variablen	D1LNVP(-1)	D1LNVP(-2)	D1LNEK(-1)	D1LNEK(-2)	D1LNEK(-4)	KONSTANTE	TREND
D1LNVP	0.351* (2.168)	————	————	————	————	0.010* (2.577)	-0.0002+ (-1.789)
D1LNEK	————	3.495** (4.234)	0.405* (2.762)	-0.612** (-3.320)	0.251* (2.004)	0.107** (3.585)	-0.002** (-3.227)

136

Abhängige	Güte- und Teststatistiken						FPE
Variable	R <sup>2</sup>	$\bar{R}^2$	SEE	Q(15)	Berajar	LM	
D1LNVP	0.263	0.215	0.007	19.50	1.7575	8.278**	0.5663*10 <sup>-4</sup>
D1LNEK	0.747	0.702	0.025	18.03	0.1106		0.7301*10 <sup>-3</sup>

*Anmerkungen:* Siehe Übersicht 29.

**Übersicht 34: Subset-AR-Modelle für das Preisverhältnis und die vom Staat geleisteten  
Einkommen aus unselbständiger Arbeit ausgewählt nach dem minimalen FPE  
Schätzzeitraum 1956 - 1989, Schätzmethode SUR**

Abhängige Variablen	Erklärende Variablen						
	D1LNPV(-1)	D1LNPV(-2)	D1LNEK(-1)	D1LNEK(-2)	D1LNEK(-4)	KONSTANTE	TREND
D1LNPV	0.290' (1.995)	_____	_____	_____	_____	0.010** (2.964)	-0.0003' (-2.004)
D1LNEK	_____	2.630** (4.031)	0.374** (3.063)	-0.402** (-2.757)	0.199' (2.019)	0.099** (4.025)	-0.002** (-3.555)

Abhängige Variable	Güte- und Teststatistiken				
	R <sup>2</sup>	$\bar{R}^2$	SEE	Q(15)	Berajar
D1LNPV	0.259	0.211	0.007	21.53	1.9602
D1LNEK	0.734	0.686	0.025	12.28	0.3868

*Anmerkungen:* Siehe Übersicht 29.



**Übersicht 35: Subset-AR-Modelle für das Preisverhältnis und die vom Staat geleisteten  
Einkommen aus unselbstständiger Arbeit ausgewählt nach dem minimalen HQ  
Schätzzeitraum 1956 - 1989, Schätzmethode OLS**

Abhängige	Erklärende Variablen					
Variablen	D1LNPV(-1)	D1LNPV(-2)	D1LNEK(-1)	D1LNEK(-2)	KONSTANTE	TREND
D1LNPV	0.351* (2.168)	————	————	————	0.010* (2.577)	-0.0002* (-1.789)
D1LNEK	————	3.116** (3.690)	0.424** (2.755)	-0.530** (-2.807)	0.135** (4.837)	-0.002** (-3.945)

Abhängige	Güte- und Teststatistiken						HQ
Variable	R <sup>2</sup>	$\bar{R}^2$	SEE	Q(15)	Berajar	LM	
D1LNPV	0.263	0.215	0.007	19.50	1.7575	9.117**	-9.8076
D1LNEK	0.711	0.671	0.026	15.60	0.5547		-7.1184

*Anmerkungen:* Siehe Übersicht 29.

**Übersicht 36: Subset-AR-Modelle für das Preisverhältnis und die vom Staat geleisteten  
Einkommen aus unselbständiger Arbeit ausgewählt nach dem minimalen HQ  
Schätzzeitraum 1956 - 1989, Schätzmethode SUR**

Abhängige	Erklärende Variablen					
Variablen	D1LNPV(-1)	D1LNPV(-2)	D1LNEK(-1)	D1LNEK(-2)	KONSTANTE	TREND
D1LNPV	0.290* (2.032)	————	————	————	0.010** (2.961)	-0.0002* (-2.000)
D1LNEK	————	2.233** (3.342)	0.385** (2.989)	-0.313* (-2.094)	0.119** (5.095)	-0.002** (-4.082)

Abhängige	Güte- und Teststatistiken				
Variable	R <sup>2</sup>	$\bar{R}^2$	SEE	Q(15)	Berajar
D1LNPV	0.259	0.212	0.007	21.42	1.9499
D1LNEK	0.696	0.654	0.027	17.32	0.7051

*Anmerkungen:* Siehe Übersicht 29.

**Übersicht 37: Subset-AR-Modelle für das Preisverhältnis und den Personalausgabenanteil  
ausgewählt nach dem minimalen FPE und HQ  
Schätzzeitraum 1956 - 1989, Schätzmethode OLS**

Abhängige	Erklärende Variablen			
Variablen	D1LNPV(-1)	D1LNPV(-2)	KONSTANTE	TREND
D1LNPV	0.351* (2.168)	————	0.010* (2.577)	-0.0002* (-1.789)
D1LNEKA	————	0.963* (1.980)	-0.004 (-0.779)	————

Abhängige	Güte- und Teststatistiken						Selektionskriterien	
Variable	R <sup>2</sup>	$\overline{R}^2$	SEE	Q(15)	Berajar	LM	FPE	HQ
D1LNPV	0.263	0.215	0.007	19.50	1.7575	7.744**	0.5884*10 <sup>-4</sup>	-9.8076
D1LNEKA	0.109	0.081	0.023	10.83	2.1590		0.5332*10 <sup>-3</sup>	-7.5709

*Anmerkungen:* Siehe Übersicht 29.

**Übersicht 38: Subset-AR-Modelle für das Preisverhältnis und den Personalausgabenanteil  
ausgewählt nach dem minimalen FPE und HQ  
Schätzzeitraum 1956 - 1989, Schätzmethode SUR**

Abhängige	Erklärende Variablen			
Variablen	D1LNPV(-1)	D1LNPV(-2)	KONSTANTE	TREND
D1LNPV	0.438** (3.174)	————	0.008* (2.486)	-0.0002 (-1.680)
D1LNEKA	————	0.845* (1.943)	-0.003 (-0.641)	————

Abhängige	Güte- und Teststatistiken				
Variable	R <sup>2</sup>	$\bar{R}^2$	SEE	Q(15)	Berajar
D1LNPV	0.254	0.207	0.007	18.05	1.6695
D1LNEKA	0.107	0.079	0.023	9.939	1.8945

*Anmerkungen:* Siehe Übersicht 29.

**Übersicht 39: Subset-AR-Modelle für das Preisverhältnis und die Staatsquote  
ausgewählt nach dem minimalen FPE und HQ  
Schätzzeitraum 1956 - 1989, Schätzmethode OLS**

Abhängige	Erklärende Variablen						
Variablen	D1LNPV(-1)	D1LNPV(-2)	D1LNPV(-4)	D1LNSQ(-1)	D1LNSQ(-2)	KONSTANTE	TREND
D1LNPV	0.357* (2.628)	0.287* (1.723)	_____	-0.119** (-2.795)	_____	0.010* (2.674)	-0.0003* (-2.102)
D1LNSQ	_____	_____	1.506** (3.444)	0.379* (2.629)	-0.376* (-2.598)	0.006 (0.445)	_____

Abhängige	Güte- und Teststatistiken						Selektionskriterien	
Variable	R <sup>2</sup>	$\bar{R}^2$	SEE	Q(15)	Berajar	LM	FPE	HQ
D1LNPV	0.431	0.353	0.007	23.80*	1.7135	1.7383	0.4924*10 <sup>-4</sup>	-9.9185
D1LNSQ	0.432	0.376	0.024	17.30	0.1924		0.6311*10 <sup>-3</sup>	-7.3820

*Anmerkungen:* Siehe Übersicht 29.

## 5.2. Zum Verhältnis von Investitions- und Personalausgaben

Legt man die Folgelastenhypothese zugrunde, so müßte bei Kenntnis über die getätigten Sachinvestitionen zurückliegender Jahre die Prognose bezüglich der anfallenden Personalausgaben besser ausfallen als ohne diese Information. Im Sinne von Granger verhielten sich dann die Sachinvestitionen kausal zu den Personalausgaben. Engen die "ausufernden" konsumtiven Ausgaben die Finanzierungsmöglichkeiten zukünftiger Investitionsprojekte (tatsächlich) ein, so müßten u.a. die Personalausgaben grangerkausal zu den Investitionsausgaben sein, so daß letztendlich eine Feedbackbeziehung zwischen den Größen existiert. Die Überprüfung des kausalen Zusammenhangs zwischen Personal- und Investitionsausgaben für Gemeinden und Länder<sup>106)</sup> erfolgte mit Hilfe des Hsiao-Verfahrens.

Zunächst untersuchen wir die Zeitreihen<sup>107)</sup> auf schwache Stationarität. Für die logarithmierten Ursprungsdaten läßt sich aufgrund des Dickey-Fuller-Tests die unit-root Hypothese nicht verwerfen, d.h. die Personal- und Investitionsausgaben von Ländern und Gemeinden sind in ihren Logarithmen nicht stationär. In der ersten Differenz der logarithmierten Ausgangsdaten der Länder und in den Investitionsausgaben der Kommunen liegt hingegen keine Wurzel von 1 mehr vor, jedoch existiert noch ein deterministischer Trend, so daß zu dessen Bereinigung in die AR-

106) Auf eine entsprechende Analyse für den Bund wurde verzichtet, da gemäß internationaler Konvention in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen die Ausgaben für den Erwerb von dauerhaften militärischen Ausrüstungen für die Streitkräfte sowie die Errichtung militärischer Bauten nicht als Sachinvestitionen sondern als Staatsverbrauch zählen (vgl. Statistisches Bundesamt, 1988, 103). Die Ausgaben für die Entlohnung der Soldaten (einschließlich der Wehrpflichtigen) sind jedoch in den geleisteten Einkommen aus unselbständiger Arbeit enthalten (vgl. Statistisches Bundesamt, 1988, 112). Eine Überprüfung der Folgelastenhypothese für den Bund erscheint nur dann sinnvoll, wenn eine um die Bezüge der Soldaten bereinigte Zeitreihe für die geleisteten Einkommenszahlungen des Bundes vorliegen würde. Eine entsprechende lange Zeitreihe existiert jedoch nicht.

Prozesse der gefilterten Daten für die Länder noch die "Zeit" als erklärende Größe aufgenommen wurde. Für die Personalausgaben der Gemeinden liefert eine weitere Differenzenbildung eine schwach stationäre Reihe (vgl. Ergebnisse im Anhang).

Die maximale Ordnung der zu schätzenden autoregressiven Prozesse wurde a priori auf 5 festgesetzt. Übersicht 40 gibt die minimalen FPE- und HQ-Werte für die univariaten AR-Prozesse wieder.<sup>108)</sup> Wie Übersicht 41 ausweist, liegt beim univariaten AR(3)-Prozeß der Größe D1LNINVG ein signifikanter Q-Wert vor, so daß für beide Selektionskriterien keine validen Ergebnisse vorliegen dürften. Aus diesem Grunde wurde das Hsiao-Verfahren mit jenen univariaten Ansätzen fortgesetzt, für die sich zum ersten mal

**Übersicht 40: Ordnung der univariaten AR-Prozesse der Zeitreihen D1LNEKL, D1LNINVL, D2LNEKG und D1LNINVG mit dem kleinsten FPE- und HQ-Wert**

Variable	FPE		HQ	
	Lag	Wert	Lag	Wert
D1LNEKL	1	$0.1249 \cdot 10^{-2}$	1	-6.7141
D1LNINVL	3	$0.1028 \cdot 10^{-1}$	3	-4.5770
D2LNEKG	3	$0.1242 \cdot 10^{-2}$	1	-6.7186
D1LNINVG	3	$0.7670 \cdot 10^{-2}$	3	-4.8723
D1LNINVG	4	$0.8111 \cdot 10^{-2}$	4	-4.8029

- 107) Die Daten stammen aus den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen. Die Plots der Ausgangs- und der transformierten Reihen zeigen die Plots 16 bis 29 im Anhang.
- 108) Es gilt: EKL (EKG) = von den Ländern (Gemeinden) geleistete Einkommen aus unselbständiger Arbeit; INVL (INVG) = Investitionsausgaben der Länder (Gemeinden); D1LN... = erste Differenz der logarithmierten Reihe.

Der Schätzzeitraum für die Größen D1LNEKL und D1LNINL läuft von 1956 bis 1989, während er für die Variablen D2LNEKG und D1LNINVG von 1957 bis 1989 reicht.

**Übersicht 41: Q-Werte für die AR-Prozesse aus  
Übersicht 40**

Variable	Lag-Länge	Q-Wert	Signifikanz- niveau
D1LNEKL	1	14.55	48.42%
D1LNINVL	3	11.93	68.43%
D2LNEKG	1	21.26	12.88%
D2LNEKG	3	17.19	30.78%
D1LNINVG	3	22.59	9.31%
D1LNINVG	4	19.58	18.85%

keine signifikanten Q-Werte ergaben (siehe die Übersichten 40 und 41).<sup>109)</sup>

Für die Größen D1LNEKL, D1LNINVL und D1LNINVG selektieren der Finale Prognosefehler und das HQ-Kriterium die gleichen Lag-Längen, während sie für die Variable D2LNEKG zu unterschiedlichen Ergebnissen gelangen. Die Übersichten 42 und 43 zeigen die minimalen FPE- und HQ-Werte für die bivariaten Prozesse aus Schritt 2 und 3 des Hsiao-Verfahrens.

In den bivariaten HQ-Ansätzen D2LNEKG(1)/D1LNINVG(2) und D1LNINVG(3)/D2LNEKG(1) erhalten wir signifikante Wert für die Q-Statistik,<sup>110)</sup> so daß die white-noise Hypothese zu verwerfen ist und damit keine validen Ergebnisse vorliegen. Aus diesem Grund betrachten wir für die Gemeinden nur noch das bivariate FPE-Modell.

---

<sup>109)</sup> Führt man das Verfahren mit den AR(3)-Prozessen fort, so gelangt man im dritten Schritt zu den gleichen bivariaten Modellen.



**Übersicht 42: Lag-Längen der bivariaten AR-Prozesse der Zeitreihen D1LNEKL, D1LNINVL, D2LNEKG und D1LNINVG mit dem kleinsten FPE- und HQ-Wert Schritt 2 des Hsiao-Verfahrens**

Abhängige Variable/Erklärende Variable	FPE		HQ	
	Lag	Wert	Lag	Wert
D1LNEKL/D1LNINVL	1/2	$0.9602 \cdot 10^{-3}$	1/2	-6.9481
D1LNINVL/D1LNEKL	3/1	$0.1088 \cdot 10^{-1}$	3/1	-4.5064
D2LNEKG/D1LNINVG	3/1	$0.1135 \cdot 10^{-2}$	1/2	-6.7564
D1LNINVG/D2LNEKG	4/3	$0.8340 \cdot 10^{-2}$	4/1	-4.7563

**Übersicht 43: Lag-Längen der bivariaten AR-Prozesse der Zeitreihen D1LNEKL, D1LNINVL, D2LNEKG und D1LNINVG mit dem kleinsten FPE- und HQ-Wert Schritt 3 des Hsiao-Verfahrens**

Abhängige Variable/Erklärende Variable	FPE		HQ	
	Lag	Wert	Lag	Wert
D1LNEKL/D1LNINVL	1/2	$0.9602 \cdot 10^{-3}$	1/2	-6.9481
D1LNINVL/D1LNEKL	3/1	$0.1088 \cdot 10^{-1}$	3/1	-4.5064
D2LNEKG/D1LNINVG	3/1	$0.1135 \cdot 10^{-2}$	1/2	-6.7564
D1LNINVG/D2LNEKG	3/3	$0.7823 \cdot 10^{-2}$	3/1	-4.8253

- 
- 110) Die empirischen Werte für die Q-Statistik lauten  $Q(15) = 32.94$  ( $D2LNEKG(1)/D1LNINVG(2)$ ) und  $Q(15) = 23.43$  ( $D1LNINVG(3)/D2LNEKG(1)$ ). Das Signifikanzniveau liegt bei 0.5% bzw. 7.5%.

Ein Vergleich der minimalen Selektionskriterien der Übersichten 40 und 43 zeigt, daß die FPE- und HQ-Werte der univariaten AR-Prozesse der transformierten Investitionsausgaben der Länder kleiner sind als jene der entsprechenden bivariaten Prozesse, d.h. es liegt keine (Granger-)Kausalität von den Personal- auf die Investitionsausgaben vor. Es existiert aber eine *Kausalität von den Investitions- auf die Personalausgaben*, da die minimalen Selektionskriterien für die Personalausgaben der Länder und Gemeinden im bivariaten Ansatz kleiner als im univariaten Fall ausfallen. Für den Untersuchungszeitraum *liegt somit bei den Ländern eine einseitige Kausalität von den Investitions- auf die Personalausgaben vor. Bei den Gemeinden hingegen existiert die erwartete Rückkoppelung*, wenn man im univariaten Ansatz für die Größe D1LNINVG vom AR(4)-Prozeß ausgeht.

Um die Zahl der zu schätzenden AR-Koeffizienten zu verringern, bestimmen wir im nächsten Schritt Subset-AR-Modelle, deren Ergebnisse die Übersichten 44 und 45 wiedergeben. Aufgrund der nichtsignifikanten LM-Teststatistik läßt sich für Länder und Gemeinden eine Korrelation zwischen den Residuen der AR-Prozesse innerhalb des bivariaten Modells nicht nachweisen, so daß die OLS-Schätzung schon die effizienten Parameterwerte liefert und sich somit eine SUR-Schätzung erübrigt.

Die Summe der geschätzten Parameter der Größen D1LNINVL(-1) und D1LNINVL(-2) in Übersicht 44 beträgt 0.013. Sie ist mit einem t-Wert von 0.177 schon bei 86% signifikant, so daß *langfristig* kein signifikanter Einfluß von den Investitionsausgaben der Länder auf deren Personalausgaben existiert.

Unsere empirische Untersuchung zeigt, daß die Investitionsausgaben der Länder<sup>111)</sup> und der Gemeinden ursächlich für die Entwicklung der Personalausgaben waren, und stützt somit den ersten Teil der Folgelastenhypothese. Den Nachweis einer (Granger-) Kausalität von den Personal- auf die Investitions-

111) Für die Länder gilt dies nur kurzfristig.

**Übersicht 44: Subset-AR-Modelle für den Zusammenhang zwischen Personal- und Investitionsausgaben der Länder ausgewählt nach dem minimalen FPE und HQ  
Schätzzeitraum 1956 - 1989, Schätzmethode OLS**

Abhängige	Erklärende Variable					
Variable	D1LNEKL(-1)	D1LNINVL(-1)	D1LNINVL(-2)	D1LNINVL(-3)	Konstante	Trend
D1LNEKL	0.640** (4.464)	0.141** (2.894)	-0.128* (-2.419)	—————	0.050* (2.096)	-0.0009 (-1.484)
D1LNINVL	—————	—————	-0.236 (-1.509)	-0.373* (-2.384)	0.279** (4.724)	-0.007** (-3.510)

Abhängige	Güte- und Teststatistiken						Selektionskriterien	
Variable	R <sup>2</sup>	$\bar{R}^2$	SEE	Q(15)	Berajar	LM	FPE	HQ
D1LNEKL	0.647	0.599	0.029	21.66	3.044	0.2151	0.96016*10 <sup>-3</sup>	-6.94814
D1LNINVL	0.318	0.249	0.0931	12.19	0.618		0.96863*10 <sup>-2</sup>	-4.65104

*Anmerkungen:* Siehe Übersicht 29.

**Übersicht 45: Subset-AR-Modelle für den Zusammenhang zwischen Personal- und Investitionsausgaben der Gemeinden ausgewählt nach dem minimalen FPE  
Schätzzeitraum 1957 - 1989, Schätzmethode OLS**

Abhängige	Erklärende Variable						
Variable	D2LNEKG(-1)	D2LNEKG(-2)	D2LNEKG(-3)	D1LNINVG(-1)	D1LNINVG(-3)	KONSTANTE	TREND
D2LNEKG	-0.386* (-2.256)	-0.372* (-2.107)	-0.306* (-1.925)	0.126* (2.141)	—————	-0.013* (-1.881)	—————
D1LNINVG	—————	—————	0.663 (1.639)	0.388** (2.759)	-0.600** (-4.218)	0.237** (4.261)	-0.006* (-3.408)

Abhängige	Güte- und Teststatistiken						FPE
Variable	R <sup>2</sup>	$\bar{R}^2$	SEE	Q(15)	Berajar	LM	
D2LNEKG	0.276	0.173	0.0314	19.50	0.540	2.005	0.11350*10 <sup>-2</sup>
D1LNINVG	0.552	0.488	0.078	17.93	0.104		0.70161*10 <sup>-2</sup>

*Anmerkungen:* Siehe Übersicht 29.

ausgaben gelang hingegen für die Länder nicht. Die insbesondere von den Gemeinden vertretene Behauptung, daß von den "ausufernden" Personalausgaben ein negativer Effekt auf die Entwicklung der Investitionen ausginge, kann durch unsere Untersuchung empirisch weder eindeutig widerlegt noch bestätigt werden, da der FPE-Wert des Subset-AR-Modells zwar unter jenem des univariaten Ansatzes für die Größe D1LNINVG liegt, der Parameterwert der Variablen D2LNEKG(-3) jedoch nicht gegen 0 abgesichert ist,<sup>112)</sup> d.h. von der t-Statistik her liegt kein signifikanter Einfluß vor.<sup>113)</sup>

Die Folgelastenhypothese steht im Einklang zu den Ergebnissen bisheriger empirischer Tests. So stützen u.a. die Untersuchungen von Lenk/Lang (1981), Lenk (1981) und Seitz (1986) die Aussagen der Folgenlastenthese. Diese Untersuchungen setzen auf der Mikroebene an, während unsere Analyse auf globalen Aggregaten beruht, so daß bei unserer Vorgehensweise manche Wirkungen, die z.B. bei einer einzelnen Gemeinde vorliegen, aufgrund sich kompensierender Effekte oder durch andere Überlagerungen verborgen bleiben können<sup>114)</sup> und deswegen die Wirkung von den Personal- auf die Investitionsausgaben nicht eindeutig ausfällt.

---

112) Das Signifikanzniveau liegt bei 11.2%.

113) Darüberhinaus verschwindet die Grangerkausalität von den Personal- auf die Investitionsausgaben, wenn beide Zeitreihen gleich transformiert werden, während die Kausalität von den Investitions- auf die Personalausgaben erhalten bleibt. Zur Kausalitätserhaltung bei unterschiedlich transformierten Zeitreihen siehe Kirchgässner (1981, S. 75 f.).

114) Auf dieses Problem weist auch Wille (1985, S. 79) hin.

## 6. Zusammenfassung

In der vorliegenden Arbeit werden die Kausalitäten, welche hinter der Entwicklung der Personalausgaben und ihres Anteils an den Gesamtausgaben stehen, aufgedeckt. Dies geschieht mit Hilfe einer Kombination von theoretischen und empirischen Analysen, wobei der empirische Aspekt den Schwerpunkt bildet.

In Kapitel 2 erfolgt zunächst eine begriffliche Abgrenzung der Personalausgaben von anderen Ausgabenpositionen des öffentlichen Budgets sowie eine Klassifikation nach Arten, bevor dann der empirische Überblick die Entwicklung der Personalausgaben, getrennt nach Bund, Länder und Gemeinden, beschreibt. Die Darstellung der zeitlichen Entwicklung verwendet im wesentlichen Daten der Finanzstatistik des Statistischen Bundesamtes, da sie aus den Haushaltsrechnungen der Gebietskörperschaften stammen und somit weitestgehendst der Abgrenzung des Gruppierungsplans der öffentlichen Haushalte folgen und ab dem Jahre 1950 in "Langen Reihen" vorliegen. In den finanzstatistischen Daten treten jedoch einige Strukturbrüche auf, was die Vergleichbarkeit der Daten über den ganzen Beobachtungszeitraum einschränkt. Wie der empirische Überblick zeigt, trugen die Länder mehr als die Hälfte des Personalaufwandes der Gebietskörperschaften (insgesamt). Seit 1970 wendeten die Länder weit über 40 Prozent ihrer Gesamtausgaben für Aktivitäts- und Versorgungsbezüge auf.

Den Abschluß dieses Kapitels bildet die Betrachtung der Personalausgaben nach detaillierten Arten. Den größten Teil des Personalaufwandes der Gebietskörperschaften (insgesamt) beanspruchten die Beamten (einschließlich Soldaten) gefolgt von den Angestellten. Diese Reihenfolge galt auch für Bund und Länder, während bei den Gemeinden die Angestellten mit steigender Tendenz den größten Teil der Personalausgaben absorbierten.

In Kapitel 3 wird die Personalausgabenentwicklung auf die drei Determinanten Menge, Preis und Struktur zurückgeführt. Die Darstellung der Mengenentwicklung, ausgedrückt durch den zeitlichen Verlauf der Beschäftigtenzahl, erfolgt sowohl nach dem Dienstverhältnis als auch nach Aufgabenbereichen. Wie die Ausführungen in diesem Kapitel zeigen, deckte der Bund seinen Personalbedarf hauptsächlich in den sechziger Jahren, was im wesentlichen auf den Auf- und Ausbau der (zivilen) Bundeswehrverwaltung zurückging. Die Länder stockten ihren Personalbestand besonders stark von Mitte der sechziger bis Mitte der siebziger Jahre auf. Diese Expansion hängt eng mit der enormen Ausweitung des Bereichs Bildung, Wissenschaft und Forschung zusammen. Die Zahl der Beschäftigten (Voll- + 1/2 Teilzeitbeschäftigte) stagnierte beim Bund seit 1977 und bei den Ländern seit 1982. Die Gemeinden weiteten als einzige Gebietskörperschaft in den achtziger Jahren ihren Personalbestand wesentlich aus. Den größten Zuwachs an Personal auf Gemeindeebene verzeichneten die drei Bereiche Gesundheit, Sport und Erholung, Bildung, Wissenschaft und Forschung sowie Wohnungswesen, Raumordnung und kommunale Gemeinschaftsdienste.

Erhebliche Unterschiede existierten in der Dienstverhältnisstruktur zwischen den einzelnen Gebietskörperschaften. Bei Bund und Ländern stellte die Beamtenschaft den stärksten Block, wobei beim Bund der Anteil der Beamten an der Gesamtbeschäftigtenzahl im Zeitablauf abnahm; während er bei den Ländern anstieg. Auf Gemeindeebene stellten die Angestellten den größten Teil der Beschäftigten. Die Arbeiter, die bei Bund und Gemeinden die zweitstärkste Gruppe bildeten, waren auf Länderebene stark unterrepräsentiert. Die Ursache für diese divergierende Dienstverhältnisstruktur liegt im föderativen Aufbau der Bundesrepublik begründet, der den drei Ebenen der Gebietskörperschaften unterschiedliche Aufgaben zuweist.

Die Dynamik der Personalausgaben bestimmte vor allem die Preiskomponente, deren Approximation mit Hilfe von Tarifindizes er-

folgt. Die amtliche Statistik weist Indizes für die Tariflöhne der Arbeiter und die Tarifgehälter der Angestellten aus. Für die Beamtenbesoldung existiert kein amtlicher Index, so daß im Rahmen der Arbeit anhand der Bundesbesoldungserhöhungs- und Bundesbesoldungsanpassungsgesetze ein entsprechender Index für die Beamtenbesoldung des Bundes konstruiert wurde. Ein Vergleich der Veränderungsraten der drei Tarifindizes verdeutlicht, daß die Tariflöhne der Arbeiter im Beobachtungszeitraum am stärksten zunahmen, während die Besoldung der Beamten am schwächsten anstieg. Eine Konfrontation der Entwicklung der Tarifindizes des öffentlichen Bereichs mit der entsprechenden Entwicklung im Privatsektor zeigt, daß der Zuwachs der Tariflöhne in beiden Sektoren etwa gleich verlief, während der Anstieg der Tarifgehälter in der Privatwirtschaft höher als jener im Staatssektor ausfiel. Auch die Zunahme der monatlichen Bruttolohn- und Gehaltssumme pro Beschäftigten in der Privatwirtschaft lag über jener der Gebietskörperschaften.

Eine ausführliche Analyse erfährt im dritten Kapitel die Strukturkomponente, welche all jene Effekte zusammenfaßt, die zu einem Anstieg der Personalausgaben führen, die jedoch weder auf Mengen- noch Preiskomponente zurückgehen. Zunächst erfolgt eine überschlagsmäßige Quantifizierung des Einflusses der Strukturkomponenten auf die Erhöhung der Aktivitätsbezüge von Arbeitern und Angestellten der Gebietskörperschaften ab dem Jahre 1962 sowie für Bundesbeamte ab dem Jahre 1971. Wie aus der Überschlagsrechnung hervorgeht, stellte die Strukturkomponente bis Mitte der siebziger Jahre einen bedeutenden Faktor zur Erklärung des Anstiegs der Aktivitätsbezüge dar, während sie seit Beginn der achtziger Jahre einen überwiegend dämpfenden Einfluß besaß. Wesentliche Teile der Strukturverbesserungen beruhen auf Verschiebungen innerhalb des Stellenkegels, so daß die Entwicklung der Stellenstruktur von Beamten und Angestellten einer ausführlichen Analyse unterzogen wurde. Neben der Darstellung der zeitlichen Entwicklung der Laufbahn-, Besoldungs- und Vergütungsgruppen wurde auch mit Hilfe eines Strukturindex die Auswir-



kungen von Änderungen im Stellenkegel auf Beamtenbesoldung und Angestelltenvergütung näherungsweise quantifiziert. Die Auswirkungen von Änderungen der Stellenstruktur auf die Besoldungs- und Vergütungsausgaben können auf die beiden Faktoren Anteilsverschiebungen zwischen den vier Laufbahngruppen (höherer, gehobener, mittlerer und einfacher Dienst) und Verschiebungen zwischen Besoldungs- bzw. Vergütungsgruppen innerhalb der vier Laufbahngruppen zurückgeführt werden. Die quantitative Aufteilung des Gesamteffekts auf die beiden Faktoren erfolgte mit bereinigten Strukturindizes, getrennt nach Bund, Ländern und Gemeinden. Stellenkegelverschiebungen können sowohl Änderungen in der qualitativen Zusammensetzung der Beschäftigten als auch reine Preiseffekte widerspiegeln. Eine reine Einkommensverbesserung, die man auch als "heimliche" Besoldungs- bzw. Vergütungserhöhung bezeichnet, liegt dann vor, wenn Beamte bzw. Angestellte in eine höhere Besoldungs- bzw. Vergütungsgruppe bei gleicher inhaltlichen und qualitativen Tätigkeit eingruppiert werden. Geht die Höherstufung auf eine qualitative und/oder inhaltliche Änderung der Tätigkeit zurück, so spiegelt der hieraus resultierende höhere Besoldungs- bzw. Vergütungsaufwand eher eine Änderung der Aufgabenstruktur oder eine bessere Erfüllung bestehender Aufgaben wider. Diese qualitativen Änderungen in der Aufgabenstruktur dürften sich vor allem in Verschiebungen zwischen den Laufbahngruppen widerspiegeln. Verschiebungen in der Stellenstruktur führten insbesondere von 1968 auf 1974 zu einem Anstieg der Aktivitätsbezüge. In diesem Zeitraum wurden zahlreiche Tätigkeiten in höhere Besoldungs- und Vergütungsgruppen eingestuft. Diese Feststellung trifft vor allem für Lehrer an Grund-, Haupt- und Realschulen zu. Die öffentlichen Arbeitgeber versuchten durch diese Maßnahmen über eine bessere Entlohnung den Lehrerberuf attraktiver zu gestalten, um auf einem "leergefegten" Arbeitsmarkt ihren damaligen erhöhten Bedarf an Lehrern decken zu können. Seit 1980 besaßen Änderungen der Stellenstruktur so gut wie keinen Einfluß mehr auf die Personalausgabenentwicklung.

Das vierte Kapitel liefert einen Überblick über einige Erklärungsansätze zur Entwicklung der Personalausgaben, wobei nur jene Ansätze zur Sprache kommen, welche den zeitlichen Verlauf der Personalausgabenquote erklären können und die einer empirischen Überprüfung zugänglich sind. Die relative Entwicklung des Personalausgabenanteils läßt sich in positiver Hinsicht durch die Hypothese vom realen Preisstruktureffekt zuungunsten des Staates als auch durch die Folgelastenthese begründen. Der reale Preisstruktureffekt kann sowohl mit dem "unbalanced growth" Model von Baumol als auch mit der Budgetmaximierungshypothese von Niskanen in Verbindung mit der Leibensteinschen X-Ineffizienzthese (und zusätzlichen Annahmen bezüglich der Preis- und Einkommenselastizität der Nachfrage nach öffentlichen Gütern und Diensten) theoretisch abgeleitet werden.

Baumol führt den realen Preisstruktureffekt zuungunsten des Staates darauf zurück, daß der öffentliche Sektor im Vergleich zur Privatwirtschaft vor allem solche Dienstleistungen erstellt, welche sich einem Produktivitätsfortschritt weitestgehendst entziehen und somit der Produktivitätszuwachs im öffentlichen Bereich unter jenem in der Privatwirtschaft liegt. Die Budgetmaximierungshypothese in Verbindung mit der X-Ineffizienzthese erklärt den Unterschied in der Produktivitätsentwicklung zwischen den beiden Sektoren aus dem Verhalten der öffentlichen Bediensteten und aus der Anreizstruktur heraus. Bei in der Gesamtwirtschaft gleichen Lohnentwicklung führt der geringere Produktivitätsanstieg im öffentlichen Sektor dazu, daß das staatliche Preisniveau in Relation zum gesamtwirtschaftlichen Preisniveau zunimmt. Neben diesem realen Preisstruktureffekt zuungunsten des Staates kann noch ein inflationsbedingter auftreten, wenn der Staat in größerem Umfang als der Privatsektor solche Güter nachfragt, deren Preise im Inflationsprozeß relativ schneller steigen.

Die Folgelastenthese öffentlicher Investitionen weist auf die zeitliche Reihenfolge zwischen unterschiedlichen Ausgabenkategorien hin. Nach diesem Konzept schränken der gegenwärtige Laufende

Sachaufwand und die heutigen Personalausgaben, die aufgrund früher getätigter Sachinvestitionen anfallen, den zukünftigen Finanzierungsspielraum für neue öffentliche Vorhaben mit hohen Investitionsausgaben ein. Die Folgelastenthese bietet somit eine Erklärung für den intertemporal gegensätzlichen relativen Verlauf von Investitionsausgaben auf der einen und Personalausgaben auf der anderen Seite.

Das fünfte Kapitel widmet sich der empirischen Überprüfung der im vierten Kapitel erläuterten theoretischen Ansätze. Zunächst erfolgt die Berechnung eines Preisindex für die Staatsausgaben, der für die folgenden empirischen Analysen benötigt wird. Die Daten hierfür und für alle weiteren empirischen Untersuchungen stammen aus den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen. Bei der Überprüfung des Preisstruktureffekts zuungunsten des Staates folgten wir im Prinzip früheren ökonometrischen Arbeiten zu diesem Komplex. Die Existenz eines realen Preisstruktureffekt konnte durch unsere Regressionsanalyse nicht widerlegt werden. Der Nachweis eines inflationsbedingten Preisstruktureffekt gelang jedoch nicht, was im Widerspruch zu einigen früheren empirischen Ergebnissen steht. Ein wesentlicher Grund hierfür dürfte sein, daß unser Regressionsansatz die enormen Veränderungen in der Stellenstruktur der Jahre 1969 bis 1974 explizit über eine Dummy-Variable berücksichtigt und somit über eine weitere wichtige Bestimmungsgröße zu einer ursachengemässeren Erklärung des staatlichen Preisniveaustiegs beiträgt. Wie eine Schätzung zur Lohnfolgehypothese zeigt, stiegen im Beobachtungszeitraum die Durchschnittslöhne im Staatssektor im Vergleich zur Privatwirtschaft, sieht man von den Jahren 1969 bis 1974 einmal ab, nur unterproportional an. Dies bedeutet, daß von der Lohnentwicklung her eher ein dämpfender Einfluß auf den Preisstruktureffekt ausging bzw. daß die Differenz in der Produktivitätsentwicklung eine gewisse Schwelle übersteigen mußte, um das unterproportionale Wachstum der Löhne und Gehälter im Staatssektor zu kompensieren, damit ein Preisstruktureffekt zuungunsten des Staates zustande kommen konnte. Dies erklärt auch, warum in einigen weni-

gen Jahren kein oder ein leicht positiver Preisstruktureffekt auftreten konnte.

Die Überprüfung der Wirkung des realen Preisstruktureffekts, der durch das Verhältnis zwischen staatlichen Preisniveau und Preisniveau der letzten privaten inländischen Verwendung approximiert wurde, auf Personal- und Investitionsausgaben sowie auf Personalausgabenanteil und Staatsquote erfolgte mit Hilfe eines Grangerkausalitätstests. Der Darstellung und Durchführung des Tests geht zunächst eine Erläuterung des Begriffs der Grangerkausalität voraus, dem als zentrales Axiom die Aussage zugrunde liegt, daß die Ursache dem hieraus resultierenden Effekt zeitlich vorausgeht. Eine (schwach stationäre) Zeitreihe  $X_t$  wird als grangerkausal zu einer (schwach stationären) Zeitreihe  $Y_t$  bezeichnet, wenn eine Schätzung für  $Y_t$ , die auf den vergangenen Werten von  $X$  und  $Y$  beruht, einen kleineren mittleren Prognosefehler aufweist als eine Schätzung, die nur die vergangenen Werte von  $Y$  berücksichtigt. Eine sogenannte Feedbackbeziehung liegt vor, wenn  $X$  grangerkausal zu  $Y$  und  $Y$  grangerkausal zu  $X$  ist. Auf diesem Kausalitätsbegriff basieren drei Testverfahren, wobei für unsere Untersuchung aufgrund seiner Kleinststichprobeneigenschaft der Ansatz von Hsiao ausgewählt wurde, welcher auf dem direkten Grangerverfahren nach Sargent beruht, die Kausalitätsstruktur jedoch anhand von Lagselektionskriterien wie z.B. dem Finalen Prognosefehler (FPE) bestimmt. Das Testverfahren setzt schwach stationäre Zeitreihen voraus, so daß die zugrundeliegenden logarithmierten Ausgangsdaten zunächst mit Hilfe von Differenzenfiltern so transformiert wurden, daß sie keinen stochastischen Trend mehr enthielten. Inwieweit sich hierzu Differenzenbildungen als notwendig erwiesen, wurde anhand des Dickey-Fuller-Tests bzw. des Augmented Dickey-Fuller-Tests festgelegt. Lag in den transformierten Reihen noch ein deterministischer Trend vor, so wurde er innerhalb des Hsiao-Verfahrens mitgeschätzt, was letztendlich einer Trendbereinigung gleichkommt.

Das Hsiao-Verfahren ergab, daß im Beobachtungszeitraum eine einseitige (Granger-) Kausalität vom Preisverhältnis, das als proxy für den Preisstruktureffekt diente, auf Personalausgaben und Personalausgabenquote existierte. Eine Feedbackbeziehung lag hingegen zwischen Relativpreisen und Staatsquote vor.

Die Überprüfung der Folgelastenthese erfolgte ebenfalls anhand des Hsiao-Verfahrens. Geht man von der Existenz der Folgelastenthese aus, so müßte eine Feedbackbeziehung zwischen Investitions- und Personalausgaben vorliegen. Der Nachweis einer komplementären Beziehung zwischen Investitions- und Personalausgaben der Gemeinden gelang. Die (negative) Wirkung von den Personal- auf die Investitionsausgaben fiel jedoch nicht ganz eindeutig aus. Aufgrund des Finalen Prognosefehlers lag zwar eine Rückkopplung vor, jedoch war der Effekt von den Personal- auf die Investitionsausgaben nicht signifikant. Für die Länder existierte nur eine einseitige (kurzfristige) Kausalität von den Investitions- auf die Personalausgaben.

# **A N H A N G**

## Das sequentielle Testverfahren nach Hsiao

Das Hsiao-Verfahren geht wie der direkte Grangertest von folgender bivariaten Darstellung der schwach stationären Zeitreihen  $X$  und  $Y$  aus (vgl. Hsiao 1979a, S. 554 f.).

$$(21a) Y_t = \Phi_{11}(B)Y_t + \Phi_{12}(B)X_t + u_t$$

$$(21b) X_t = \Phi_{21}(B)Y_t + \Phi_{22}(B)X_t + v_t$$

$$\text{mit } \Phi_{lk}(B) = \sum_{\tau=1}^{\infty} \phi_{lk}(\tau)B^\tau; l, k = 1, 2$$

und  $B$  dem der Lag-Operator,  $B^T Y_t = Y_{t-T}$

Die Störgrößen  $u_t$  und  $v_t$  bilden einen bivariaten white noise Prozeß, d.h. es gilt  $\text{erw } u_t = \text{erw } v_t = 0$  und

$$(22) \text{ erw } \begin{bmatrix} u_t \\ v_t \end{bmatrix} | u_s \ v_s = \begin{cases} \Sigma_{uv} & \text{wenn } t=s \\ 0 & \text{wenn } t \neq s \end{cases}$$

wobei  $\Sigma_{uv}$  eine symmetrische, positiv definite (2x2) Matrix ist.

Die Anwendung der OLS-Methode auf die Gleichungen führt zu unverzerrten und konsistenten Parameterschätzungen. Existiert wenigstens ein  $\Phi_{12}(\tau) \neq 0$ , dann ist  $X$  grangerkausal zu  $Y$ . Gibt es mindestens ein  $\Phi_{21}(\tau) \neq 0$ , so ist  $Y$  grangerkausal zu  $X$ . Sind sowohl einige  $\Phi_{12}(\tau)$  und  $\Phi_{21}(\tau)$  ungleich 0, dann liegt eine Feedbackbeziehung zwischen den Größen vor.

Um die Prozesse schätzen zu können, müssen die unendlichen Lag-Verteilungen durch endliche ersetzt werden. Wählt man die Lag-Längen zu klein, ergeben sich verzerrte Schätzungen. Dagegen sinkt bei einer zu großen Lag-Länge die Effizienz, denn die Varianzen der Parameter nehmen zu (vgl. Kugler 1982, 258 f.). Um die maximale Anzahl der Lags für bivariate AR-Prozesse zu bestimmen, schlägt Hsiao ein sequentielles Verfahren vor (vgl. Hsiao 1979a, 1979b, 1981). Als Entscheidungskriterium dient hierbei

Akaike's Final Prediction Error (FPE) (Akaike 1969). Die Grundidee des Finalen Prognosefehlers liegt darin, die AR-Ordnung so zu wählen, daß der mittlere quadratische Prognosefehler (MSE)<sup>115)</sup> minimiert wird. Die Schätzung des Finalen Prognosefehlers für einen univariaten AR(M)-Prozeß  $X_t$  erfolgt gemäß (vgl. Akaike 1969, 245):

$$(23) \text{ FPE}(M) = [(T+M+1)/(T-M-1)] S_u^2$$

$$\text{mit } S_u^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (X_t - \hat{X}_t)^2$$

dem ML-Schätzer für die Varianz der Störgröße  $u_t$ .

Der FPE für Gleichung 21a (analog für Gleichung 21b) bei endlichen Lag-Längen M und N für  $Y_t$  und  $X_t$  läßt sich dann wie folgt schätzen (vgl. Lütkepohl 1986, S. 45; Kugler 1982, S. 263):

$$(24) \text{ FPE}(M,N) = [(T+M+N+1)/(T-M-N-1)] S_u^2$$

mit  $S_u^2$  der ML-Schätzung für die Varianz der Störgröße  $u_t$ .

Der von Hsiao benutzte Finale Prognosefehler besitzt den Nachteil, daß die Wahrscheinlichkeit, eine zu hohe AR-Ordnung zu wählen,

- 
- 115) Folgt die schwach stationäre Zeitreihe  $X_t$  einer autoregressiven Beziehung M-ter Ordnung

$$X_t = a_0 + \sum_{m=1}^M \Phi(m) X_{t-m} + u_t$$

mit  $\text{erw}(u_t) = 0$ ,  $\text{erw}(u_t^2) = \sigma^2$  und  $\text{erw}(u_t u_s) = 0$  für  $t \neq s$ , so ist der MSE definiert als

$$\text{MSE} = \text{erw}(X_t - \hat{X}_t)^2 = \text{erw}(\hat{u}_t^2), \text{ mit}$$

$$\hat{X}_t = \hat{a}_0 + \sum_{m=1}^M \hat{\Phi}(m) X_{t-m}$$

wobei  $\hat{a}_0$  und  $\hat{\Phi}(m)$  ( $m = 1, \dots, M$ ) die geschätzten Parameter darstellen.



asymptotisch nicht verschwindet (vgl. Shibata 1980, S. 161). Ein konsistentes Kriterium zur Modellselektion stellt hingegen das Hannan-Quinn Kriterium (HQ) dar (siehe Hannan/Quinn 1979), das für den univariaten AR(M)-Prozeß lautet:

$$(25) HQ(M) = \ln(S_u^2/T) + 2(M/T)\ln[\ln(T)]$$

mit  $S_u^2$  definiert wie in Beziehung 23.

Für den AR(M,N)-Prozeß berechnet sich HQ als (vgl. Lütkepohl 1986, S. 45):

$$(26) HQ(M,N) = \ln(S_u^2/T) + 2[(M+N)/T]\ln[\ln(T)]$$

mit  $S_u^2$  definiert wie in Gleichung 24.

Unsere empirische Analyse benutzt beide Kriterien zur Festlegung der AR-Ordnungen. Die theoretische Beschreibung bezieht sich auf den Finalen Prognosefehler. In den einzelnen Schritten des Hsiao-Verfahrens kann der FPE jedoch analog durch das entsprechende HQ-Kriterium ersetzt werden.

Das Hsiao-Verfahren setzt voraus, daß für die Beziehungen (21a) und (21b) a priori eine maximale Lag-Länge  $B_{\max}$  vorgegeben wird, wobei die tatsächlichen AR-Ordnungen nicht größer als  $B_{\max}$  sein sollen. Das Verfahren zur Identifikation von bivariaten AR-Modellen läuft dann wie folgt ab (vgl. Hsiao 1979a, S. 555; 1981, S. 92 ff.):

- (1) Zunächst erfolgt die Bestimmung des eindimensionalen AR-Prozesses für die Variable Y, der den kleinsten finalen Prognosefehler aufweist:  $FPE_Y(M^*, -) = \min[FPE_Y(M, -)]$ ,  $M = 1, 2, \dots, B_{\max}$ . Der "-" gibt an, daß das Modell die zweite Variable (hier X) nicht enthält.
- (2) Die in Schritt 1 gefundene AR-Ordnung der abhängigen Größe Y wird im bivariaten Ansatz beibehalten. Die Bestimmung der Lag-Ordnung der hinzukommenden erklärenden Variablen X erfolgt entsprechend dem kleinsten finalen Prognosefehler:  $FPE_Y(M^*, N^*) = \min[FPE_Y(M^*, N)]$ ,  $N = 1, 2, \dots, B_{\max}$ .

- (3) Um abzuklären, inwieweit die Einbeziehung der verzögerten Werte von X die Lag-Ordnung  $M^*$  aus Schritt 1 im Zweivariablenfall beeinflusst, wird die Ordnung  $N^*$  für die erklärende Variable X festgehalten. Man läßt dann die Ordnung M für Y von eins bis  $B_{\max}$  variieren, berechnet die entsprechenden FPEs und wählt den kleinsten FPE aus.<sup>116)</sup>  $FPE_y(M^{**}, N^*) = \min[FPE_y(M, N^*)]$ ,  $M = 1, \dots, B_{\max}$ .  $M^{**}$  kann  $M^*$  entsprechen.
- (4) Um das endgültige Modell zu bestimmen, vergleicht man die kleinsten Prognosefehler der Schritte 1 und 3. Ergibt sich im univariaten Fall ein kleinerer FPE als im bivariaten Ansatz, dann benutzt man die univariate Darstellung. erhält man hingegen im bivariaten Fall den kleinsten FPE, so ist X grangerkausal zu Y.<sup>117)</sup>
- (5) Wiederholung der Vorgehensweise für die Variable X.
- (6) Am Ende steht die Schätzung des Gesamtmodells bei voller Information,<sup>118)</sup> um die eventuell gleichzeitig auftretenden Korrelationen zwischen den Restgrößen der beiden Gleichungen bei der Schätzung zu berücksichtigen.

Um eine Reduktion der Anzahl der Parameter in diesem Modell zu erreichen, schließen wir an die vierte Stufe die Bestimmung eines Subset AR-Modells an. Wir überprüfen alle Parameter des spezifizierten AR-Prozesses, inwieweit sie zu einer Verringerung des

---

116) Hsiao weist darauf hin, daß seine empirischen Untersuchungen gezeigt haben, daß im bivariaten Fall meistens auf diesen Schritt verzichtet werden kann (vgl. Hsiao 1981, S. 93, Fußnote 3).

117) Die nach dem Hsiao-Verfahren gefundenen optimalen Lag-Längen M und N müssen nicht notwendigerweise den FPE über alle möglichen Kombinationen von M und N ( $M, N \leq B_{\max}$ ) minimieren. Dies kann zu Fehlspezifikationen des Modells führen. Die Vorgehensweise von Hsiao besitzt jedoch den Vorteil, daß man nicht das vollständige Modell, das alle Variablen bis zum Lag  $B_{\max}$  berücksichtigt, schätzen muß (vgl. Lütkepohl 1986, S. 42).

118) Werden bei der Schätzung alle a priori Informationen einbezogen, so spricht man von einer Schätzung bei voller Information (vgl. Stöwe 1977, S. 406). In unserem Fall werden die a priori Informationen über die Varianz-Kovarianz-Matrix der Störgrößen u und v bei der Schätzung berücksichtigt. Ist die Korrelation zwischen den Residuen u und v signifikant von 0 verschieden, so enthält Gleichung 1 Informationen über Gleichung 2 und umgekehrt.

Entscheidungskriteriums (hier FPE bzw. HQ) beitragen (vgl. Lütkepohl 1986, S. 43 ff.).

- (4a) Hierzu wird zunächst  $\Phi_{12}(1)$  (vorausgesetzt  $N^* \geq 2$ ) gleich 0 gesetzt und Gleichung 21a unter dieser zusätzlichen Restriktion geschätzt<sup>119)</sup> und überprüft, ob der Wert unseres Entscheidungskriteriums (FPE oder HQ) dadurch steigt oder fällt<sup>120)</sup>. Nimmt es ab, so wird  $\Phi_{12}(1)$  aus dem Modell ausgeschlossen, andernfalls verbleibt der Parameter im Modell. Auf analoge Art überprüft man die Parameter  $\Phi_{12}(2)$  bis  $\Phi_{12}(N^*)$ , inwieweit sie aus dem Modell eliminiert werden können. Unter Beibehaltung der Restriktionen für die Parameter  $\Phi_{12}(N)$  ( $N = 1, \dots, N^*$ ) ermitteln wir analog, welche der Parameter  $\Phi_{11}(M)$  ( $M = 1, \dots, M^{**}$ ) sich aus dem Modell entfernen lassen. So erhält man denjenigen AR-Prozeß für die Variable Y, der den kleinsten FPE (das kleinste HQ-Kriterium) erzeugt. Handelt es sich dabei um einen bivariaten AR-Prozeß, so ist X grangerkausal zu Y. Anderenfalls liegt keine Grangerkausalität von X auf Y vor. Das Verfahren wird dann mit Schritt 5 fortgesetzt.

---

119) Sofern sich nach der Durchführung der ersten vier Schritte des Hsiao-Ansatzes für  $M^{**}$  und  $N^*$  jeweils der Wert 2 einstellt, so würde die zu schätzende Beziehung (unter der Restriktion  $\Phi_{12}(1) = 0$ ) lauten:

$$Y_t = a_0 + \Phi_{11}(1)Y_{t-1} + \Phi_{11}(2)Y_{t-2} + \Phi_{12}(2)X_{t-2} + u_t.$$

120) Für  $N^* = 1$  geht man gleich dazu über,  $\Phi_{11}(1)$  zu überprüfen.

## Der Dickey-Fuller Test auf unit-root

Bei der Untersuchung der Zeitreihen aus Kapitel 5.1.3. und 5.2. auf schwache Stationarität testen wir, ob in den logarithmierten Ausgangsreihen und ihrer ersten Differenz Nichtstationarität in Form einer Einheitswurzel (unit-root) vorliegt. Der Test beruht Arbeiten von Fuller (1976) und Dickey und Fuller (1979, 1981). Man überprüft, ob in folgender Regression mit deterministischen Trend (T)

$$(27) \quad Y_t = \Theta_0 + \rho \cdot Y_{t-1} + \Theta_1 T + \sum_{i=1}^p \Theta_{2i} (Y_{t-i} - Y_{t-1-i}) + u_t$$

eine Wurzel von 1 (unit-root) existiert, d.h.  $\rho$  den Wert 1 besitzt. Die Größe  $p$ <sup>121)</sup> wird so gewählt, daß die Störgrößen näherungsweise white noise sind.<sup>122)</sup> Für  $\text{betr}(\rho) \geq 1$  ist obiger Prozeß nicht stationär, da er einen "stochastischen Trend" besitzt. Dickey und Fuller benutzen für die Nullhypothese  $H_0: \rho = 1$  (Gegenhypothese<sup>123)</sup>  $H_1: \rho < 1$ ) als Testgröße das gewöhnliche t-Verhältnis für den Parameter  $\rho$  aus der OLS-Schätzung von Beziehung 27. Bei Gültigkeit von  $H_0$  ist das t-Verhältnis aber nicht t-verteilt.<sup>124)</sup>

Übersicht 46 zeigt die Werte der DF-Statistik für die logarithmierten Ausgangsreihen aus Kapitel 5.1.3. und ihrer ersten Differenz. Die in Übersicht 46 ausgewiesenen DF-Werte sind nur dann valide, wenn die Störgrößen der OLS-Schätzungen von Beziehung 27 unabhängig und identisch normalverteilt sind. Der Test auf Normalverteilung der Residuen erfolgte mit Hilfe der Bera-Jar-

121) Für  $p \geq 1$  bezeichnet man den Test als "erweiterten Dickey-Fuller-Test" (augmented Dickey-Fuller-Test).

122) Die white noise Hypothese wurde mit der Q-Statistik überprüft (siehe hierzu Fußnote 101).

123) Der Fall  $\rho > 1$  entspräche einem "explosiven" Modell.

124) Die signifikanten Werte für die Teststatistik, die Fuller mit Hilfe von Monte-Carlo Studien gewann, enthält für unseren Test ( $\rho = 1$ ,  $\Theta_1 = 0$ ) der dritte Teil der Tabelle 8.5.2. in Fuller (1976).

que Statistik (vgl. hierzu Judge et al. 1988, S. 890 ff. und Kmenta 1986, S. 266). Dieser Test beruht auf einem Vergleich der empirischen Schiefe und Kurtosis der Verteilung der Restgrößen mit den entsprechenden Werten einer Normalverteilung.<sup>125)</sup>

**Übersicht 46: Test auf unit-root in den Reihen LNPV, LNAUS, LNEK, LNEKA und LNSQ sowie in deren ersten Differenz**

	DF		DF
LNPV	-0.8589(3)	D1LNPV	-4.0187(0)
LNAUS	0.0310(3)	D1LNAUS	-3.2640(0)
LNEK	1.0198(2)	D1LNEK	-3.4385(0)
LNEKA	-1.3445(0)	D1LNEKA	-6.3995(0)
LNSQ	-0.9641(1)	D1LNSQ	-4.4545(0)

*Anmerkungen:* Die Dickey-Fuller Teststatistik besitzt ihre kritischen Werte auf dem 5% Niveau bei -3.60 und auf dem 10% Niveau bei -3.24. Die Zahlen in den Klammern geben den Wert von p wieder. Für alle 10 Zeitreihen war die Q-Statistik auf den üblichen Signifikanzniveaus von 5% oder 10% nicht signifikant.

- 
- 125) Geht man von normalverteilten Residuen  $u_t$  mit  $\text{erw}(u_t) = 0$  aus, so gilt für das dritte ( $\mu_3$ ) und vierte ( $\mu_4$ ) Moment (vgl. Hartung/Elpelt/Klösener 1987, S. 144):

$$\mu_3 = 0 ; \mu_4 = 3(\sigma^2)^2 = 3\sigma^4.$$

Das Maß für die Schiefe ( $\sqrt{\beta_1}$ ) lautet:  $\beta_1^{1/2} = \mu_3/(\sigma^2)^{3/2}$ .

Das Maß für die Kurtosis ( $\beta_2$ ) lautet:  $\beta_2 = \mu_4/(\sigma^2)^2$ .

Die Testgröße<sup>126)</sup>

$$\text{berajar} = T \{b_1/6 + [(b_2 - 3)^2]/24\}$$

ist unter  $H_0$  asymptotisch chiquadratverteilt mit 2 Freiheitsgraden (Judge et al. 1988, S. 891). Für die Störgrößen der OLS-Schätzungen aus Übersicht 46 kann aufgrund der Bera-Jarque Teststatistik die Normalverteilungshypothese nicht verworfen werden, so daß valide Ergebnisse vorliegen.

Für die logarithmierten Ausgangsdaten läßt sich die unit-root Hypothese nicht zurückweisen, so daß alle 5 Zeitreihen in ihren Logarithmen nicht stationär sind. Für die erste Differenz der logarithmierten Ursprungsdaten liegt jedoch keine signifikante Wurzel von 1 mehr vor, d.h. ein stochastischer Trend ist nicht mehr nachzuweisen. In den Reihen D1LNVP, D1LNAUS und D1LNEK existiert jedoch ein deterministischer Trend.<sup>127)</sup> Aus diesem Grund haben wir in die AR-Prozesse dieser Größen die Zeit als erklärende Va-

- 126)  $e_t$  ( $t = 1, \dots, T$ ) seien die OLS-Residuen der Gleichung 27. Die empirische Schiefe ( $\sqrt{b_1}$ ) und Kurtosis ( $b_2$ ) der Verteilung der Störgrößen  $e_t$  wurden wie folgt errechnet (vgl. Judge et al. 1988, S. 891):

$$\sqrt{b_1} = \left( \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^3}{\left( \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^2 \right)^{3/2}} \right)$$

$$b_2 = \left( \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^4}{\left( \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^2 \right)^2} \right)$$

- 127) Die Trendschätzungen lauten:

$$\begin{aligned} \text{D1LNVP} &= 0.015 - 0.0004 \cdot T \\ &\quad (5.561) \quad (-3.225) \\ R^2 &= 0.219 \quad DW = 1.265 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{D1LNVP} &= 0.015 - 0.0004 \cdot T \quad \text{rho} = 0.402 \\ &\quad (3.692) \quad (-2.182) \quad (2.587) \\ R^2 &= 0.4157 \quad DW = 2.031 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{D1LNAUS} &= 0.138 - 0.0023 \cdot T \\ &\quad (13.497) \quad (-5.475) \\ R^2 &= 0.448 \quad DW = 0.767 \end{aligned}$$

riable aufgenommen, was einer Trendbereinigung gleichkommt (vgl. hierzu Frisch/Waugh 1933).

Für die Zeitreihen aus *Kapitel 5.2.* gibt Übersicht 47 die Ergebnisse wieder. Die unit-root Hypothese kann für die logarithmierten Ursprungsdaten nicht verworfen werden, d.h. die Personal- und Investitionsausgaben von Ländern und Gemeinden sind in ihren Logarithmen nicht stationär. In der ersten Differenz der logarithmierten Ausgangsdaten der Länder und in den Investitionsausgaben der Kommunen liegt hingegen keine Wurzel von 1 mehr vor. Es existiert jedoch noch ein deterministischer Trend, so daß zur Trendbereinigung in die AR-Prozesse der gefilterten Daten noch die "Zeit" als weitere erklärende Größe aufgenommen wurde.<sup>128)</sup> Für

$$\begin{aligned} D1LNAUS &= 0.147 - 0.0027 \cdot T \quad \text{rho} = 0.588 \\ &\quad (7.971) (-3.566) \quad (4.504) \\ R^2 &= 0.647 \quad DW = 1.521 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} D1LNEK &= 0.149 - 0.0027 \cdot T \\ &\quad (12.762) (-5.540) \\ R^2 &= 0.453 \quad DW = 0.998 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} D1LNEK &= 0.152 - 0.0028 \cdot T \quad \text{rho} = 0.489 \\ &\quad (8.011) (-3.601) \quad (3.384) \\ R^2 &= 0.589 \quad DW = 1.827 \end{aligned}$$

T stellt den Trendparameter Zeit dar; der Schätzzeitraum umfaßt die Jahre 1951-1989. Da bei den OLS-Schätzungen signifikante DW-Werte auftraten, wurden die Regressionsgleichungen auch mit dem Maximum-Likelihood Verfahren nach Beach und MacKinnon (1978) geschätzt.

128) Die Trendschätzungen lauten (Schätzzeitraum 1951/52 bis 1989):

$$\begin{aligned} D1LNINVG &= 0.185 - 0.0047 \cdot T \\ &\quad (3.742) (-2.281) \\ R^2 &= 0.349 \quad DW = 1.887 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} D1LNINVL &= 0.131 - 0.0028 \cdot T \\ &\quad (3.490) (-1.759) \\ R^2 &= 0.077 \quad DW = 1.555 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} D1LNEKL &= 0.139 - 0.0024 \cdot T \\ &\quad (10.992) (-4.481) \\ R^2 &= 0.352 \quad DW = 0.947 \end{aligned}$$

die Personalausgaben der Gemeinden liefert eine weitere Differenzenbildung eine schwach stationäre Reihe (vgl. Übersicht 47).

**Übersicht 47: Test auf unit-root in den Zeitreihen LNEKL, LNEKG, LNINVL und LNINVG sowie in deren ersten Differenzen und in der Reihe D2LNEKG**

DF		DF	
LNEKL	1.1739(0)	D1LNEKL	-3.3289(0)
LNEKG	-0.3849(1)	D1LNEKG	-3.0344(0)
LNINVL	-1.2909(1)	D1LNINVL	-5.5028(2)
LNINVG	-1.3762(3)	D1LNINVG	-3.2526(3)
-----	-----	D2LNEKG	-5.5658(2)

**Anmerkungen:** Siehe Anmerkungen zu Übersicht 46.

---


$$\begin{aligned}
 D1LNEKL &= 0.063 + 0.521 D1LNEKL(-1) - 0.0011 \cdot T \\
 &\quad (2.717) (3.619) \quad (-1.855) \\
 R^2 &= 0.503 \quad DW = 2.075
 \end{aligned}$$

Da in der Trendschätzung für die Größe D1LNEKL die DW-Statistik signifikant war, wurde zur Beseitigung der Autokorrelation in den Residuen die lagendogene Variable D1LNEKL(-1) in die Regression aufgenommen. Diese Vorgehensweise bot sich an, da eine alternative Schätzung mit dem Maximum-Likelihood-Verfahren nach Beach und MacKinnon eine DW-Wert von 2.578 erzeugte, der bei 5% signifikant ist.



**Übersicht 1 \*:Verwendete Besoldungserhöhungs- und -anpassungsgesetze zur Berechnung des Besoldungsindexes für die Bundesbeamtenm**

Zeitpunkt	Maßnahme	Gesetzliche Grundlage
1 . 4. 1957	Inkrafttreten des neuen Bundesbesoldungsgesetzes	Bundesbesoldungsgesetz (BBesG) vom 27. 07. 1957 BGBl. I, S. 993.
1. 6. 1960	Erhöhung der Grundgehälter und Ortszuschläge um 7 v.H..	Gesetz über die Erhöhung von Dienst- und Versorgungsbezügen vom 8. 6. 1960 BGBl. I, S. 324.
1. 1. 1961	Erhöhung der Grundgehälter und Ortszuschläge um 8 v.H..	Zweites Besoldungserhöhungsgesetz vom 23. 12. 1960 BGBl. I, S. 1079.
1. 1. 1963	Erhöhung der Grundgehälter um 6 v.H..	Drittes Besoldungserhöhungsgesetz vom 21. 2. 1963 BGBl. I, S. 132.
1. 3. 1963	Neue Grundgehaltstabelle.	
1. 4. 1963	Erhöhung der Ortszuschläge um 6 v.H..	Zweites Gesetz zur Änderung beamtenrechtlicher und besoldungsrechtlicher Vorschriften vom 18. 12. 1963 BGBl. I, S. 901.
1. 10. 1963	Neue Ortszuschlagstabelle.	
1. 10. 1964	Erhöhung der Grundgehälter und Ortszuschläge um 8 v.H..	Viertes Besoldungserhöhungsgesetz vom 13. 8. 1964 BGBl. I, S. 617.

Zeitpunkt	Maßnahme	Gesetzliche Grundlage
1. 7. 1965	Neue Ortszuschlagstabelle.	Viertes Gesetz zur Änderung beamtenrechtlicher und besoldungsrechtlicher Vorschriften vom 13. 8. 1965 BGBl. I, S. 1024.
1. 1. 1966	Erhöhung der Grundgehälter und Ortszuschläge um 4 v.H..	Fünftes Besoldungserhöhungsgesetz vom 23. 12. 1965 BGBl. I, S. 2118.
1. 10. 1966	Erhöhung der Grundgehälter und Ortszuschläge um 4 v.H..	
1. 7. 1967	Neue Grundgehaltstabelle.	Erstes Besoldungsneuregelungsgesetz vom 6. 7. 1967 BGBl. I, S. 629.
1. 7. 1968	Erhöhung der Grundgehälter und Ortszuschläge um 4 v.H..	Viertes Gesetz zur Änderung des Bundesbesoldungsgesetzes vom 19. 7. 1968 BGBl. I, S. 843.
1. 4. 1969	Neue Grundgehalts- und Ortszuschlagstabelle.	Zweites Besoldungsneuregelungsgesetz vom 14. 5. 1969 BGBl. I, S. 365.
1. 1. 1970	Erhöhung der Grundgehälter und Ortszuschläge um 8 v.H..	Siebentes Gesetz zur Änderung des Bundesbesoldungsgesetzes vom 15. 4. 1970 BGBl. I, S. 339.
1. 1. 1971	Erhöhung der Grundgehälter um 7 v.H., der Ortszuschläge um 7 v.H. + 27 DM.	Erstes Gesetz zur Vereinheitlichung und Neuregelung des Besoldungsrechts in Bund und Ländern vom 18. 3. 1971 BGBl. I, S. 208

Zeitpunkt	Maßnahme	Gesetzliche Grundlage
1. 1. 1972	Erhöhung der Grundgehälter um 4 v.H., der Ortszuschläge um 4 v.H. + 30 DM.	Erstes Besoldungserhöhungsgesetz vom 17. 10. 1972 BGBl. I, S. 2001.
1. 1. 1973	Erhöhung der Dienstbezüge um linear 6 v.H. und einen einheitlichen Sockelbetrag um 40 DM.	Zweites Gesetz über die Erhöhung von Dienst- und Versorgungsbezügen in Bund und Ländern (Zweites Bundesbesoldungserhöhungsgesetz) vom 5. 11. 1973 BGBl. I, S. 1569.
1. 1. 1974	Erhöhung der Grundgehälter und der Ortszuschläge um 11 v.H., mindestens um 170 DM.	Drittes Gesetz über die Erhöhung von Dienst- und Versorgungsbezügen in Bund und Ländern (Drittes Bundesbesoldungserhöhungsgesetz) vom 26. 7. 1974 BGBl. I, S. 1557.
1. 1. 1975	Erhöhung der Grundgehälter und der Ortszuschläge um 6 v.H..	Viertes Gesetz über die Erhöhung von Dienst- und Versorgungsbezügen in Bund und Ländern (Viertes Bundesbesoldungserhöhungsgesetz) vom 6. 8. 1975 BGBl. I, S. 2089.
1. 2. 1976	Erhöhung der Grundgehälter um 5 v.H., neue Ortszuschlagstabelle.	Fünftes Gesetz über die Erhöhung von Dienst- und Versorgungsbezügen in Bund und Ländern (Fünftes Bundesbesoldungserhöhungsgesetz) vom 18. 8. 1976 BGBl. I, S. 2197.

Zeitpunkt	Maßnahme	Gesetzliche Grundlage
1. 2. 1977	Erhöhung der Grundgehälter und der Ortszuschläge um 5,3 v.H..	Sechstes Gesetz über die Erhöhung von Dienst- und Versorgungsbezügen in Bund und Ländern (Sechstes Bundesbesoldungserhöhungsgesetz) vom 15. 11. 1977. BGBl. I, S. 2117.
1. 3. 1978	Erhöhung der Grundgehälter und der Ortszuschläge um 4,5 v.H..	Siebentes Gesetz über die Erhöhung von Dienst- und Versorgungsbezügen in Bund und Ländern (Siebentes Bundesbesoldungserhöhungsgesetz) vom 20. 3. 1979 BGBl. I, S. 375.
1. 3. 1979	Erhöhung der Grundgehälter und der Ortszuschläge um 4 v.H..	Gesetz über die Erhöhung von Dienst- und Versorgungsbezügen in Bund und Ländern 1979 (Bundesbesoldungs- und -versorgungserhöhungsgesetz 1979 - BBVEG 79) vom 30. 7. 1979 BGBl. I, S. 1285.
1. 3. 1980	Erhöhung der Grundgehälter und der Ortszuschläge um 6,3 v.H..	Gesetz über die Erhöhung von Dienst- und Versorgungsbezügen in Bund und Ländern 1980 (Bundesbesoldungs- und -versorgungserhöhungsgesetz 1980 - BBVEG 80) vom 16. 8. 1980 BGBl. I, S. 1439.

Zeitpunkt	Maßnahme	Gesetzliche Grundlage
1. 5. 1981	Erhöhung der Grundgehälter und der Ortszuschläge um 4,3 v.H..	Gesetz über die Anpassung von Dienst- und Versorgungsbezügen in Bund und Ländern 1981 (Bundesbesoldungs- und -versorgungsanpassungsgesetz 1981 - BBVAnpG 81) vom 21. 12. 1981 BGBl. I, S. 1465.
1. 7. 1982	Erhöhung der Grundgehälter und der Ortszuschläge um 3,6 v.H..	Gesetz über die Anpassung von Dienst- und Versorgungsbezügen in Bund und Ländern 1982 (Bundesbesoldungs- und -versorgungsanpassungsgesetz 1982 - BBVAnpG 82) vom 20. 12. 1982 BGBl. I, S. 1835.
1. 7. 1983	Erhöhung der Grundgehälter und der Ortszuschläge um 2 v.H..	Gesetz zur Wiederbelebung der Wirtschaft und Beschäftigung und zur Entlastung des Bundeshaushalts (Haushaltsbegleitgesetz 1983) vom 20. 12. 1982 BGBl. I, S. 1857
1. 1. 1985	Erhöhung der Grundgehälter und der Ortszuschläge um 3,2 v.H..	Gesetz über die Anpassung von Dienst und Versorgungsbezügen in Bund und Ländern 1985 (Bundesbesoldungs- und -versorgungsanpassungsgesetz 1985 - BBVAnpG 85) vom 25. 2. 1985 BGBl. I, S. 431.

Zeitpunkt	Maßnahme	Gesetzliche Grundlage
1. 1. 1986	Erhöhung der Grundgehälter und der Ortszuschläge um 3,5 v.H..	Gesetz über die Anpassung von Dienst- und Versorgungsbezügen in Bund und Ländern 1986 (Bundesbesoldungs- und -versorgungsanpassungsgesetz 1986 - BBVAnpG 86) vom 21. 7. 1986 BGBl. I, S. 1072.
1. 1. 1987	Erhöhung der Grundgehälter und der Ortszuschläge um 3,4 v.H..	Gesetz über die Anpassung von Dienst- und Versorgungsbezügen in Bund und Ländern 1987 (Bundesbesoldungs- und -versorgungsanpassungsgesetz 1987 - BBVAnpG 87) vom 6. 8. 1987 BGBl. I, S. 2062
1. 3. 1988	Erhöhung der Grundgehälter und der Ortszuschläge um 2,4 v.H..	Gesetz über die Anpassung von Dienst- und Versorgungsbezügen in Bund und Ländern 1988 (Bundesbesoldungs- und -versorgungsanpassungsgesetz 1988 - BBVAnpG 88) vom 20. 12. 1988 BGBl. I, S. 2363
1. 1. 1989	Erhöhung der Grundgehälter und der Ortszuschläge um 1,4 v.H..	
1. 1. 1990	Erhöhung der Grundgehälter und der Ortszuschläge um 1,7 v.H..	

Tabelle 1a: Gesamt- und Personalausgaben der Gebietskörperschaften  
1950 - 1988

Jahr	Gesamtausgaben		Personalausgaben		Anteil in v.H.
	absolut in Mrd. DM	Wachstums- rate in v.H.	absolut in Mrd. DM	Wachstums- rate in v.H.	
1950	28.14	----	6.67	----	23.7
1951	37.40	32.9	8.69	30.3	23.2
1952	41.55	11.1	10.08	16.0	24.3
1953	44.31	6.6	11.43	13.4	25.8
1954	47.68	7.6	12.39	8.4	26.0
1955	51.23	7.4	13.32	7.5	26.0
1956	59.91	16.9	15.39	15.5	25.7
1957	66.35	10.7	17.38	12.9	26.2
1958	71.50	7.8	19.06	9.7	26.7
1959	76.57	7.1	19.50	2.3	25.5
1960 <sup>1)</sup>	64.56	----	16.75	----	25.9
1961	95.28	----	24.70	----	25.9
1962	107.23	12.5	27.30	10.5	25.5
1963	116.77	8.9	30.26	10.8	25.9
1964	128.11	9.7	33.04	9.2	25.8
1965	140.58	9.7	37.34	13.0	26.6
1966	146.72	4.4	41.32	10.7	28.2
1967	155.94	6.3	43.92	6.3	28.2
1968	159.19	2.1	46.67	6.3	29.3
1969	174.72	9.8	52.92	13.4	30.3
1970	196.33	12.4	61.48	16.2	31.3
1971	225.18	14.7	73.46	19.5	32.6
1972	251.27	11.6	81.97	11.6	32.6
1973	277.67	10.5	94.01	14.7	33.9
1974 <sup>2)</sup>	316.50	14.0	108.84	15.8	34.4
1974 <sup>3)</sup>	315.44	----	108.84	----	34.5
1975	354.77	12.5	118.31	8.7	33.3
1976	370.37	4.4	124.47	5.2	33.6
1977	387.66	4.7	132.68	6.6	34.2
1978	423.80	9.3	141.04	6.3	33.3
1979	458.90	8.3	150.56	6.7	32.8
1980	498.09	8.5	162.57	8.0	32.6
1981	528.95	6.2	172.51	6.1	32.6
1982	548.18	3.6	177.24	2.7	32.3
1983	555.46	1.3	182.14	2.8	32.8
1984	568.01	2.3	184.95	1.5	32.6
1985	586.05	3.2	191.81	3.7	32.7
1986	606.70	3.5	200.51	4.5	33.0
1987	627.63	3.4	209.02	4.2	33.3
1988 <sup>4)</sup>	645.66	2.9	213.41	2.1	33.1

1) Rumpfrechnungsjahr.

2) Alte Darstellungsmethode.

3) Neue Darstellungsmethode.

4) Ergebnisse der vierteljährlichen Kassenstatistik.

Quelle: Zusammengestellt und errechnet aus: Statistisches Bundesamt, Anlage 1 zum Schreiben vom 23.2.1987 an den Verfasser; Das-  
selbe: Fachserie 14, Finanzen und Steuern, Reihe 3.1, Rechnungser-  
gebnisse des öffentlichen Gesamthaushalts, 1985, 1986, 1987,  
Stuttgart und Mainz 1987, 1988, Stuttgart 1989; Crumfinger,  
A.: Öffentliche Finanzen 1988, in: Wirtschaft und Statistik, 31.  
Jg., 1989, S. 250 - 257.

Tabelle 1b: Gesamt- und Personalausgaben des Bundes  
1950 - 1988

Jahr	Gesamtausgaben		Personalausgaben	
	absolut in Mrd. DM	Wachstums- rate in v.H.	absolut in Mrd. DM	Wachstums- rate in v.H.
1950	12.61	----	0.75	----
1951	18.72	58.5	1.03	37.3
1952	21.04	12.4	1.55	50.5
1953	20.34	-3.3	1.82	17.4
1954	21.05	3.5	2.05	12.6
1955	22.65	7.6	2.08	1.5
1956	27.85	23.0	2.67	28.4
1957	32.12	15.3	3.45	29.2
1958	34.29	6.8	3.90	13.0
1959	37.39	9.0	4.14	6.2
1960 <sup>1)</sup>	31.10	----	3.57	----
1961	46.16	----	5.47	----
1962	50.74	9.9	6.47	18.3
1963	55.23	8.8	7.33	13.3
1964	59.15	7.1	8.09	10.4
1965	65.46	10.7	9.08	12.2
1966	68.51	4.7	9.98	9.9
1967	76.72	12.0	10.70	7.2
1968	76.08	-8	11.22	4.9
1969	82.42	8.3	12.91	15.1
1970	88.21	7.0	14.61	13.2
1971	98.77	12.0	17.12	17.2
1972	112.57	14.0	19.06	11.3
1973	122.57	8.9	21.39	12.2
1974 <sup>2)</sup>	134.91	10.1	24.16	12.9
1974 <sup>3)</sup>	135.19	----	24.16	----
1975	160.15	18.5	25.54	5.7
1976	166.71	4.1	26.34	3.1
1977	174.20	4.5	27.56	4.6
1978	191.22	9.8	28.87	4.8
1979	205.06	7.2	30.27	4.8
1980	217.58	6.1	32.24	6.5
1981	234.87	7.9	34.08	5.7
1982	246.62	5.0	34.40	0.9
1983	248.72	0.9	35.14	2.2
1984	253.85	2.1	35.46	0.9
1985	259.45	2.2	36.67	3.4
1986	263.85	1.7	37.94	3.5
1987	271.49	2.9	39.27	3.5
1988 <sup>4)</sup>	277.78	2.3	40.12	2.1

merkungen und Quellen siehe Tabelle 1a.



Tabelle 1c: Gesamt- und Personalausgaben der Länder  
1950 - 1988

Jahr	Gesamtausgaben		Personalausgaben	
	absolut in Mrd. DM	Wachstums- rate in v.H.	absolut in Mrd. DM	Wachstums- rate in v.H.
1950	10.79	----	3.79	----
1951	13.38	24.0	5.07	33.8
1952	15.28	14.2	5.60	10.5
1953	16.81	10.0	6.34	13.2
1954	17.67	5.1	6.84	7.9
1955	19.48	10.2	7.50	9.6
1956	23.36	19.9	8.48	13.1
1957	25.71	10.1	9.27	9.3
1958	27.62	7.4	10.16	9.6
1959	29.02	5.1	10.34	1.8
1960 <sup>1)</sup>	25.17	----	8.92	----
1961	36.88	----	13.02	----
1962	42.54	15.3	14.03	7.8
1963	45.96	8.0	15.43	10.0
1964	50.18	9.2	16.76	8.6
1965	54.55	8.7	19.02	13.5
1966	57.86	6.1	21.02	10.5
1967	59.80	3.4	22.32	6.2
1968	62.82	5.1	23.86	6.9
1969	67.13	6.9	26.88	12.7
1970	77.09	14.8	31.65	17.7
1971	89.05	15.5	38.08	20.3
1972	100.38	12.7	42.38	11.3
1973	115.85	15.4	48.94	15.5
1974 <sup>2)</sup>	134.05	15.7	56.82	16.1
1974 <sup>3)</sup>	134.06	----	56.82	----
1975	146.27	9.1	62.30	9.6
1976	154.39	5.6	66.17	6.2
1977	161.59	4.7	70.84	7.1
1978	176.52	9.2	75.39	6.4
1979	191.83	8.7	80.80	7.2
1980	208.65	8.8	87.44	8.2
1981	216.63	3.8	92.79	6.1
1982	224.21	3.5	95.84	3.3
1983	228.29	1.8	98.78	3.1
1984	234.30	2.6	100.22	1.5
1985	243.34	3.9	103.77	3.5
1986	254.14	4.4	108.12	4.2
1987	263.91	3.8	112.34	3.9
1988 <sup>4)</sup>	268.59	1.8	114.39	1.8

merkungen und Quellen siehe Tabelle 1a.

Tabelle 1d: Gesamt- und Personalausgaben der Gemeinden  
1950-1988

Jahr	Gesamtausgaben		Personalausgaben		Anteil in v.H.
	absolut in Mrd. DM	Wachstums- rate in v.H.	absolut in Mrd DM	Wachstums- rate in v.H.	
1950	7.40	----	2.13	----	28.8
1951	8.44	14.1	2.59	21.6	30.7
1952	9.73	15.3	2.93	13.1	30.1
1953	11.01	13.2	3.27	11.6	29.7
1954	12.22	11.0	3.50	7.0	28.6
1955	13.80	12.9	3.74	6.9	27.1
1956	15.47	12.1	4.24	13.4	27.4
1957	16.45	6.3	4.66	9.9	28.3
1958	17.58	6.9	5.00	7.3	28.4
1959	18.96	7.8	5.02	0.4	26.5
1960 <sup>1)</sup>	16.52	----	4.26	----	25.8
1961	24.19	----	6.21	----	25.7
1962	28.04	15.9	6.81	9.7	24.3
1963	31.49	12.3	7.50	10.1	23.8
1964	35.81	13.7	8.19	9.2	22.9
1965	39.02	9.0	9.25	12.9	23.7
1966	41.03	5.2	10.32	11.6	25.2
1967	41.02	0.0	10.91	5.7	26.6
1968	43.19	5.3	11.59	6.2	26.8
1969	48.42	12.1	13.13	13.3	27.1
1970	56.49	16.7	15.22	15.9	26.9
1971	67.41	19.3	18.26	20.0	27.1
1972	74.72	10.8	20.53	12.4	27.5
1973	84.07	12.5	23.69	15.4	28.2
1974 <sup>2)</sup>	97.17	15.6	27.86	17.6	28.7
1974 <sup>3)</sup>	95.86	----	27.86	----	29.1
1975	101.40	5.8	30.47	9.4	30.0
1976	104.32	2.9	31.96	4.9	30.6
1977	108.41	3.9	34.28	7.3	31.6
1978	118.20	9.0	36.78	7.3	31.1
1979	130.36	10.3	39.49	7.4	30.3
1980	145.58	11.7	42.89	8.6	29.5
1981	152.12	4.5	45.63	6.4	30.0
1982	153.05	0.6	47.01	3.0	30.7
1983	151.65	-0.9	48.23	2.6	31.8
1984	154.71	2.0	49.27	2.2	31.8
1985	162.94	5.3	51.37	4.3	31.5
1986	172.48	5.9	54.45	6.0	31.6
1987	179.24	3.9	57.41	5.4	32.0
1988 <sup>4)</sup>	184.12	2.7	58.90	2.6	32.0

merkungen und Quellen siehe Tabelle 1a.

Tabelle2:Gesamtausgaben und Einkommen aus unselbständiger Arbeit  
Gebietskörperschaften 1950 - 1989  
- Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen -

Jahr	Gesamtausgaben <sup>1)</sup>		Geleistete Einkommen aus unselbständiger Arbeit <sup>1)</sup>		Anteil in vH
	absolut in Mrd. DM	Wachstums- rate in vH	absolut in Mrd. DM	Wachstums- rate in vH	
1950	23.65	----	5.28	----	22.3
1951	28.77	21.6	6.20	17.4	21.6
1952	33.30	15.7	7.30	17.7	21.9
1953	36.22	8.8	8.22	12.6	22.7
1954	39.05	7.8	8.96	9.0	22.9
1955	42.26	8.2	9.85	9.9	23.3
1956	46.59	10.2	11.37	15.4	24.4
1957	51.48	10.5	12.99	14.2	25.2
1958	57.33	11.4	14.91	14.8	26.0
1959	63.27	10.4	15.66	5.0	24.8
1960	71.68	----	19.13	----	26.7
1961	84.41	17.8	21.95	14.7	26.0
1962	95.41	13.0	24.00	9.3	25.2
1963	102.77	7.7	26.66	11.1	25.9
1964	113.65	10.6	29.11	9.2	25.6
1965	126.16	11.0	33.20	14.1	26.3
1966	131.80	4.5	37.10	11.7	28.1
1967	136.75	3.8	39.38	6.1	28.8
1968	149.67	9.4	42.02	6.7	28.1
1969	165.02	10.3	47.69	13.5	28.9
1970	188.26	14.1	55.95	17.3	29.7
1971	216.36	14.9	67.00	19.7	31.0
1972	239.53	10.7	75.24	12.3	31.4
1973	268.59	12.1	87.55	16.4	32.6
1974	303.24	12.9	101.45	15.9	33.5
1975	343.59	13.3	110.03	8.5	32.0
1976	363.31	5.7	116.09	5.5	32.0
1977	385.21	6.0	124.06	6.9	32.2
1978	414.59	7.6	132.40	6.7	31.9
1979	448.85	8.3	141.95	7.2	31.6
1980	486.79	8.5	153.42	8.1	31.5
1981	513.90	5.6	163.11	6.3	31.7
1982	530.85	3.3	167.59	2.7	31.6
1983	538.79	1.5	172.64	3.0	32.0
1984	557.37	3.4	176.07	2.0	31.6
1985	574.98	3.2	182.52	3.7	31.7
1986	600.43	4.4	191.45	4.9	31.9
1987	622.75	3.7	199.21	3.7	31.9
1988	644.10	3.4	203.63	2.6	31.6
1989	666.06	3.4	209.03	2.7	31.4

1) 1950 bis 1959 ohne Saarland.

Quelle:Zusammengestellt und errechnet aus:Statistisches Bundesamt (Hrsg.):Fachserie 18, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe S.10, Der Staat in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen 1950 bis 1986, Stuttgart und Mainz 1987; Dasselbe:Fachserie 18, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe 1.3, Konten und Standardtabellen 1988, Hauptbericht, Stuttgart 1989; Dasselbe:Fachserie 18, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe 1.2, Konten und Standardtabellen 1989, Vorbericht, Stuttgart 1990.

**Tabelle 3a: Personalausgaben der Hoheits- und Kämmererverwaltungen der Gebietskörperschaften nach Arten (insgesamt)<sup>1)</sup>  
1950-1960  
- in Mill. DM -**

Ausgabeart	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960 <sup>4)</sup>
Beamtenbezüge	2473.4	2989.6	3520.7	4275.4	4794.0	5116.2	6006.1	6935.8	7823.8	7960.7	6650.8
Angestelltenvergütungen	2095.5	2465.9	2623.0	2742.1	2815.2	3004.9	3496.4	3922.1	4243.3	4387.4	3705.8
Arbeiterlöhne	665.3	808.9	900.3	977.4	1040.5	1135.2	1289.8	1465.1	1700.3	1825.6	1579.3
Sonstige Personalausgaben <sup>2)</sup>	120.5	204.7	244.3	306.5	344.6	381.2	463.5	542.2	577.4	576.3	381.0
Versorgungsbezüge <sup>3)</sup>	1121.5	1280.0	1500.4	1685.2	1281.8	1979.2	2241.0	2361.7	2495.1	2560.4	2139.5
Insgesamt	6476.2	7749.2	8788.7	9986.2	10816.1	11616.7	13496.8	15226.9	16839.9	17310.4	14456.4

- 1) Personalausgaben für die Versorgungsverwaltung (Kriegsopferversorgung) bis einschließlich Rechnungsjahr 1954 beim Bund nachgewiesen; ab 1955 werden diese Aufwendungen von den Ländern getragen. Ohne auf Sachkonten verbuchter Personalaufwand. Ab 1956 einschließlich des Sektors Verteidigung. Das Saarland ist in den Daten für die Jahre 1958-1960 nicht enthalten.
- 2) Im staatlichen Bereich sind die Beihilfen und Unterstützungen u. dgl. nicht auf die einzelnen Besoldungsarten (mit Ausnahme der Versorgung) aufgeteilt, sondern in den sonstigen Personalausgaben enthalten.
- 3) Ohne die beim Bund anfallenden Zahlungen für den unter das Gesetz zu Art. 131 GG fallenden Personenkreis.
- 4) Rumpfrechnungsjahr (1.4. bis 31.12. 1960).

**Quellen:** Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Personalausgaben bei Bund, Ländern und Gemeinden in den Rechnungsjahren 1950 bis 1954, in: Wirtschaft und Statistik, 7. Jg. N.F., 1955, S. 265 - 268; Dasselbe: Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland 1959, 1960, Stuttgart 1959, 1960; Dasselbe: Personalausgaben bei Bund, Ländern und Gemeinden im Rechnungsjahr 1958, in: Wirtschaft und Statistik 12. Jg. N.F., 1960, S. 436 - 438; Dasselbe: Personalausgaben von Bund, Ländern und Gemeinden im Rechnungsjahr 1959, in: Wirtschaft und Statistik 13. Jg. N.F., 1961, S. 424 - 426; dasselbe: Personalausgaben von Bund, Ländern und Gemeinden, in: Wirtschaft und Statistik, 14. Jg. N.F., S. 724 - 726, 744\*.

Tabelle 3b: Personalausgaben der Hoheits- und Kammereiverwaltungen des Bundes nach Arten<sup>1)</sup>  
1951-1960  
- in Mill. DM -

Ausgabeart	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960 <sup>4)</sup>
Beamtenbezüge	216.1	317.3	377.5	436.8	457.8	738.4	1153.3	1416.3	1598.8	1413.8
Angestelltenvergütungen	96.8	198.1	245.1	261.9	211.0	297.5	363.7	453.6	485.2	453.5
Arbeiterlöhne	22.1	40.5	37.8	45.9	46.8	81.0	136.4	208.8	261.8	273.4
Sonstige Personalausgaben <sup>2)</sup>	33.1	37.2	46.0	54.1	56.6	101.0	140.4	139.2	132.8	97.2
Versorgungsbezüge <sup>3)</sup>	83.3	79.1	96.6	111.1	113.0	126.9	129.2	139.9	159.5	157.6
Insgesamt	451.5	668.6	802.9	909.8	885.2	1344.8	1923.0	2339.8	2638.1	2395.5

Anmerkungen und Quellen siehe Tabelle 3a.

**Tabelle 3c: Personalausgaben der Hoheits- und Kämmererverwaltungen der Länder (einschl. Stadtstaaten und West-Berlin) nach  
Arten<sup>1)</sup>  
1951-1960  
- in Mill. DM -**

Ausgabeart	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960 <sup>4)</sup>
Beamtenbezüge	2085.5	2404.5	3012.6	3421.4	3687.8	4165.5	4582.4	5118.9	5153.6	4353.1
Angestelltenver- gütungen	1476.3	1423.3	1382.2	1346.5	1483.2	1686.5	1870.0	2022.9	2080.6	1767.2
Arbeiterlöhne	285.6	305.1	334.8	343.4	379.8	389.6	423.6	468.2	482.6	418.9
Sonstige Personal- ausgaben <sup>2)</sup>	101.9	129.1	147.2	161.5	179.4	208.2	234.1	257.2	258.3	209.0
Versorgungsbezüge <sup>3)</sup>	866.9	1046.3	1167.8	1262.3	1405.3	1608.4	1705.7	1809.3	1850.4	1541.1
Insgesamt	4816.3	5308.2	6044.5	6534.9	7135.5	8057.8	8815.7	9676.5	9825.5	8287.2

Anmerkungen und Quellen siehe Tabelle 3a.

**Tabelle 3d: Personalausgaben der Hoheits- und Kämmerciverwaltungen der Gemeinden/Gemeindeverbände nach Arten<sup>1)</sup>**  
**1951-1960**  
**- in Mill. DM -**

Ausgabeart	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960 <sup>4)</sup>
Beamtenbezüge	688.0	802.5	885.4	935.9	970.5	1102.2	1202.5	1288.6	1208.3	886.0
Angestelltenvergütungen	892.8	1001.7	1114.7	1206.8	1310.8	1512.4	1689.5	1784.8	1821.6	1485.2
Arbeiterlöhne	501.2	554.7	604.9	651.3	708.6	819.3	900.8	1023.3	1081.2	886.9
Sonstige Personalausgaben <sup>2)</sup>	69.7	78.0	113.4	129.0	145.3	154.2	168.8	181.0	185.2	74.8
Versorgungsbezüge <sup>3)</sup>	329.8	375.0	420.9	448.4	460.9	506.1	527.6	545.9	550.5	440.8
<b>Insgesamt</b>	<b>2481.5</b>	<b>2811.9</b>	<b>3139.2</b>	<b>3371.3</b>	<b>3596.0</b>	<b>4094.1</b>	<b>4489.2</b>	<b>4823.6</b>	<b>4846.8</b>	<b>3773.8</b>

Anmerkungen und Quellen siehe Tabelle 3a.

**Tabelle 4a: Personalausgaben der Gebietskörperschaften nach Arten (insgesamt)<sup>1)</sup>**  
**1961-1969**  
**- in Mill. DM -**

Ausgabeart	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969
Beamtenbezüge <sup>2)</sup>	10263.4	11229.6	12454.5	13466.8	15327.2	17072.5	18111.1	19294.9	21749.7
Angestelltenvergütungen	5668.3	6259.2	6914.7	7622.7	8674.0	9797.6	10509.9	11222.2	12642.1
Arbeiterlöhne	2597.9	2933.8	3301.0	3670.1	4245.3	4714.6	4896.4	5132.7	5897.3
Sonstige Personalausgaben	703.5	767.4	855.1	964.7	1056.4	1171.9	1276.2	1350.9	1821.4
Versorgungsbezüge <sup>3)</sup>	4814.3	5384.3	5944.9	6427.3	7077.7	7510.5	8062.1	8566.4	9590.3
Insgesamt	24047.4	26574.3	29470.2	32151.6	36380.6	40267.1	42855.7	45567.1	51700.2

1) Einschließlich Wirtschaftsunternehmen ohne eigene Rechtspersönlichkeit.

2) Einschließlich der Bezüge der Soldaten.

3) Einschließlich der Versorgungsleistungen für das Personal nach GG 131, die in den vorangegangenen Jahren als Sachausgaben verbucht wurden.

*Quellen:* Statistisches Bundesamt(Hrsg.): Fachserie L, Finanzen und Steuern, Reihe 1, Haushaltswirtschaft von Bund, Ländern und Gemeinden, II Jahresabschlüsse Öffentliche Finanzwirtschaft 1959 bis 1962, 1963, 1964, 1967, 1969, Stuttgart und Mainz 1964, 1966, 1967, 1970, 1972.



**Tabelle 4b: Personalausgaben des Bundes nach Arten<sup>1)</sup>**  
**1961-1969**  
**- in Mill. DM -**

Ausgabeart	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969
Beamtenbezüge <sup>2)</sup>	2250.2	2746.5	3208.2	3514.7	4034.6	4622.1	4916.8	5083.6	5737.8
Angestelltenvergütungen	702.0	795.8	898.1	998.4	1131.3	1283.6	1374.9	1429.7	1587.8
Arbeiterlöhne	453.6	569.1	664.1	769.3	909.5	1041.6	1087.6	1121.4	1298.5
Sonstige Personalausgaben	158.2	172.2	192.3	208.8	197.9	238.8	251.6	262.0	419.4
Versorgungsbezüge <sup>3)</sup>	1734.0	2023.1	2181.7	2377.6	2584.5	2563.3	2812.5	3028.0	3380.6
Insgesamt	5298.0	6306.7	7144.4	7868.8	8857.8	9749.4	10443.4	10924.7	12423.5

Anmerkungen und Quellen siehe Tabelle 4a.

**Tabelle 4c: Personalausgaben der Länder nach Arten<sup>1)</sup>**  
**1961-1969**  
**- in Mill. DM -**

Ausgabeart	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969
Beamtenbezüge <sup>2)</sup>	6602.4	6978.1	7616.5	8200.0	9349.8	10307.6	10927.9	11809.4	13345.9
Angestelltenver- gütungen	2639.9	2876.7	3168.4	3476.0	3950.3	4440.0	4765.7	5084.5	5667.8
Arbeiterlöhne	610.0	661.9	726.9	792.8	916.2	981.9	1014.1	1069.1	1208.0
Sonstige Personal- ausgaben	312.7	346.1	392.8	464.1	530.7	579.9	663.0	717.1	996.5
Versorgungsbezüge <sup>3)</sup>	2370.5	2599.7	2920.6	3164.3	3527.6	3887.5	4135.9	4375.0	4926.3
Insgesamt	12535.5	13462.5	14825.2	16097.2	18274.6	20196.9	21506.6	23055.1	26144.5

Anmerkungen und Quellen siehe Tabelle 4a.

**Tabelle 4d: Personalausgaben der Gemeinden/Gemeindeverbände nach Arten<sup>1)</sup>**  
**1961-1969**  
**- in Mill. DM -**

Ausgabeart	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969
Beamtenbezüge <sup>2)</sup>	1410.8	1505.0	1629.8	1752.1	1942.8	2142.8	2266.4	2401.9	2666.0
Angestelltenvergütungen	2326.4	2586.7	2848.2	3148.3	3592.4	4074.0	4369.3	4708.0	5386.5
Arbeiterlöhne	1534.3	1702.8	1910.0	2108.0	2419.6	2691.1	2794.7	2942.2	3390.8
Sonstige Personalausgaben	232.6	249.1	270.0	291.8	327.8	353.2	361.6	371.8	405.5
Versorgungsbezüge <sup>3)</sup>	709.8	761.5	842.6	885.4	965.6	1059.7	1113.7	1163.4	1283.4
Insgesamt	6213.9	6805.1	7500.6	8185.6	9248.2	10320.8	10905.7	11587.3	13132.2

Anmerkungen und Quellen siehe Tabelle 4a.

Tabelle 5a: Personalausgaben der Gebietskörperschaften nach Arten (insgesamt)<sup>1)</sup>  
1970-1980  
- in Mill. DM -

Ausgabeart	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980
Beamtenbezüge <sup>2)</sup>	20398	23948	26389	30217	34866	38202	40670	43721	46589	49682	53682
Bezüge der Soldaten	4536	5261	6031	6683	7831	8112	8304	8699	9217	9561	10242
Angestelltenvergütungen	14927	18756	21538	25506	29539	32486	34173	36458	39132	42060	45657
Arbeiterlöhne	7264	8689	9815	11420	12978	14172	14870	15555	16709	17868	19299
Sonstige Personalausgaben <sup>3)</sup>	3890	4526	4956	5484	6698	6872	6997	7233	7845	8663	9428
Versorgungsbezüge	10468	12278	13247	14705	16928	18357	19285	20497	21545	22727	24264
Insgesamt	61484	73457	81974	94014	108839	118201	124328	132164	141037	150561	162571

1) Einschließlich Krankenhäuser mit kaufmännischem Rechnungswesen, teilweise geschätzt.

2) Ohne Bezüge der Soldaten.

3) Bei den Gemeinden bis 1973 ohne Aufwendungen für Abgeordnete.

Quellen: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Fachserie L, Finanzen und Steuern, Reihe 1, Haushaltswirtschaft von Bund, Ländern und Gemeinden, II Jahresabschlüsse Öffentliche Finanzwirtschaft 1971, 1973, Stuttgart und Mainz 1974, 1976; Dasselbe: Fachserie 14, Finanzen und Steuern, Reihe 3.1, Rechnungsergebnisse des öffentlichen Gesamthaushalts 1975, 1977, 1979, 1980, Stuttgart und Mainz 1978, 1980, 1982, 1982.

Tabelle 5b: Personalausgaben des Bundes nach Arten<sup>1)</sup>  
 1970-1980  
 - in Mill. DM -

Ausgabeart	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980
Beamtenbezüge <sup>2)</sup>	1921	2206	2453	2799	3219	3461	3668	3891	4098	4307	4611
Bezüge der Soldaten	4536	5261	6031	6683	7831	8112	8304	8699	9217	9561	10242
Angestelltenvergütungen	1821	2182	2423	2751	3067	3243	3325	3440	3547	3707	3921
Arbeiterlöhne	1695	2013	2287	2642	2976	3146	3294	3463	3608	3809	4050
Sonstige Personalausgaben	979	1132	1221	1374	1526	1659	1657	1731	1840	1994	2161
Versorgungsbezüge	3663	4324	4645	5136	5538	5921	6093	6336	6555	6889	7259
Insgesamt	14614	17118	19060	21385	24157	25542	26342	27559	28865	30267	32244

Anmerkungen und Quellen siehe Tabelle 5a.

Tabelle 5c: Personalausgaben der Länder nach Arten<sup>1)</sup>  
1970-1980  
- in Mill. DM -

Ausgabeart	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980
Beamtenbezüge	15480	18282	20271	23359	27359	30301	32533	35061	37470	40023	43304
Angestelltenver- gütungen	6712	8621	9844	11719	13694	15082	15890	16895	17929	19314	20945
Arbeiterlöhne	1660	2017	2292	2728	3177	3654	3939	4098	4229	4529	4902
Sonstige Personal- ausgaben	2443	2884	3180	3527	3968	3896	3822	4112	4524	5050	5490
Versorgungsbezüge	5355	6272	6792	7608	8623	9368	9986	10672	11236	11889	12798
Insgesamt	31649	38076	42380	48940	56821	62301	66168	70839	75389	80805	87439

Anmerkungen und Quellen siehe Tabelle 5a.

**Tabelle 5d: Personalausgaben der Gemeinden/Gemeindeverbände nach Arten<sup>1)</sup>**  
**1970-1980**  
**- in Mill. DM -**

Ausgabeart	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980
Beamtenbezüge	2998	3460	3664	4059	4288	4440	4499	4769	5020	5352	5767
Angestelltenvergütungen	6395	7953	9270	11036	12778	14160	14958	16124	17657	19039	20791
Arbeiterlöhne	3910	4659	5235	6050	6825	7373	7637	7995	8872	9530	10347
Sonstige Personalausgaben <sup>3)</sup>	468	510	554	584	1203	1317	1518	1390	1481	1619	1777
Versorgungsbezüge	1451	1682	1810	1961	2766	3068	3206	3489	3753	3949	4207
Insgesamt	15221	18264	20534	23689	27861	30357	31818	33766	36783	39489	42888

Anmerkungen und Quellen siehe Tabelle 5a.

**Tabelle 6a: Personalausgaben der Gebietskörperschaften nach Arten (insgesamt)<sup>1)</sup>**  
**1981-1987**  
**- in Mill. DM -**

Ausgabeart	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
Beamtenbezüge <sup>2)</sup>	57120	59657	61703	62534	64758	67051	69395
Bezüge der Soldaten	10969	10882	11304	11688	12300	12753	13303
Angestelltenvergütungen	47635	49039	50078	50969	53700	56576	58996
Arbeiterlöhne	20375	20493	21151	21444	22398	23540	24359
Sonstige Personalausgaben	10873	10983	11172	11755	11188	12104	13397
Versorgungsbezüge	25536	26191	26733	26554	27467	28489	29574
Insgesamt	172508	177244	182143	184945	191811	200514	209024

1) Einschließlich Krankenhäuser mit kaufmännischem Rechnungswesen, teilweise geschätzt.

2) Ohne Bezüge der Soldaten.

**Quellen:** Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Fachserie 14, Finanzen und Steuern, Reihe 3.1, Rechnungsergebnisse des öffentlichen Gesamthaushalts 1981, 1982, 1983, 1984, Stuttgart und Mainz, 1983, 1984, 1985, 1986; Dasselbe: Anlage 2 zum Schreiben vom 23. 2. 1987, Anlage zum Schreiben vom 4. 12. 1987, Anlage zum Schreiben vom 17. 3. 1989 und Anlage zum Schreiben vom 14. 5. 1990 an den Verfasser.



**Tabelle 6b: Personalausgaben des Bundes nach Arten<sup>1)</sup>**  
**1981-1987**  
**- in Mill. DM -**

Ausgabeart	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
Beamtenbezüge <sup>2)</sup>	4912	5083	5238	5320	5508	5669	5866
Bezüge der Soldaten	10969	10882	11304	11688	12300	12753	13303
Angestelltenvergütungen	4094	4160	4241	4262	4366	4533	4661
Arbeiterlöhne	4268	4357	4442	4484	4610	4830	4981
Sonstige Personalausgaben	2323	2379	2424	2475	2584	2696	2854
Versorgungsbezüge	7517	7537	7490	7227	7301	7458	7606
Insgesamt	34083	34398	35139	35456	36670	37939	39271

Anmerkungen und Quellen siehe Tabelle 6a.

**Tabelle 6c: Personalausgaben der Länder nach Arten<sup>1)</sup>**  
**1981-1987**  
**- in Mill. DM -**

Ausgabeart	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
Beamtenbezüge	46079	48220	49915	50550	52356	54182	56020
Angestelltenvergütungen	21279	21625	22087	22360	23894	25007	25601
Arbeiterlöhne	5161	5107	5284	5319	5724	5963	6190
Sonstige Personalausgaben	6701	6765	6886	7292	6439	6973	7803
Versorgungsbezüge	13575	14119	14603	14698	15361	15995	16730
Insgesamt	92794	95835	98777	100219	103774	108121	112344

Anmerkungen und Quellen siehe Tabelle 6a.

**Tabelle 6d: Personalausgaben der Gemeinden/Gemeindeverbände<sup>1)</sup>**  
**1981-1987**  
**- in Mill. DM -**

Ausgabeart	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
Beamtenbezüge	6129	6354	6550	6664	6894	7200	7509
Angestelltenvergütungen	22262	23254	23750	24347	25440	27036	28734
Arbeiterlöhne	10946	11029	11425	11641	12064	12747	13188
Sonstige Personalausgaben	1849	1839	1862	1988	2165	2435	2740
Versorgungsbezüge	4444	4535	4640	4629	4805	5036	5238
Insgesamt	45631	47011	48227	49270	51368	54454	57409

Anmerkungen und Quellen siehe Tabelle 6a.

**Tabelle 7a: Vollzeitbeschäftigte Beamte, Angestellte und Arbeiter  
des Bundes (in Tsd.)<sup>1)</sup>  
(1950-1988)**

Jahr	insgesamt	Verwaltung				Wirtschaftsunternehmen			
		zusammen	Beamte	Angestellte	Arbeiter	zusammen	Beamte	Angestellte	Arbeiter
1950	62.4	59.9	32.0	13.6	14.3	2.5	0.1	0.4	2.0
1955	115.5	111.5	64.7	26.5	20.3	4.0	0.1	0.6	3.3
1960	211.4	206.8	74.1	66.7	66.0	4.6	0.1	0.8	3.7
1961	233.6	229.1	75.6	75.7	77.7	4.5	0.1	0.8	3.7
1962	246.9	242.4	77.6	80.9	83.9	4.5	0.1	0.7	3.7
1963	263.5	259.0	83.0	85.0	91.0	4.5	0.1	0.8	3.6
1964	277.0	272.7	88.7	87.6	96.4	4.3	0.1	0.7	3.5
1965	286.8	282.5	89.7	91.7	101.1	4.3	0.1	0.8	3.4
1966	292.1	287.9	90.7	94.5	102.7	4.2	0.1	0.8	3.3
1967	301.9	297.9	95.2	97.2	105.5	4.0	0.0	0.7	3.3
1968	296.0	291.8	93.2	94.8	103.8	4.2	0.0	0.7	3.5
1969	300.8	296.5	94.6	96.5	105.4	4.3	0.1	0.7	3.5
1970	305.1	300.7	96.2	97.7	106.8	4.4	0.1	0.7	3.6
1971	312.6	308.2	98.8	100.4	109.0	4.4	0.1	0.7	3.6
1972	317.9	313.7	101.5	101.7	110.5	4.2	0.1	0.7	3.4
1973	319.3	315.4	104.4	101.6	109.4	3.9	0.0	0.7	3.2
1974	320.0	316.1	106.8	99.9	109.4	3.9	0.1	0.7	3.1
1975	322.0	318.1	109.0	99.3	109.8	3.9	0.1	0.7	3.1
1976	319.6	316.0	109.9	96.9	109.2	3.6	0.0	0.7	2.9
1977	314.9	311.3	108.9	94.1	108.3	3.6	0.0	0.7	2.9
1978	315.2	311.6	109.6	93.2	108.8	3.6	0.0	0.7	2.9
1979	316.3	312.7	110.9	92.9	108.9	3.6	0.0	0.7	2.9
1980	316.2	312.6	111.1	92.6	108.9	3.6	0.0	0.7	2.9
1981	317.8	314.3	112.7	92.2	109.4	3.5	0.0	0.7	2.8
1982	317.1	313.7	114.1	90.7	108.8	3.4	0.0	0.7	2.7
1983	315.6	312.4	114.9	90.0	107.5	3.2	0.0	0.7	2.5
1984	313.7	310.6	114.5	88.9	107.1	3.1	0.0	0.6	2.4
1985	312.9	309.9	114.0	88.9	107.0	3.0	0.0	0.6	2.3
1986	311.8	308.8	113.2	88.9	106.7	3.0	0.0	0.6	2.4
1987	313.1	309.5	113.5	88.9	107.1	3.6	0.0	0.7	2.8
1988	312.2	308.2	114.5	88.1	105.5	4.0	0.0	0.7	3.2

1) Bereinigte Daten.

Quelle: Statistisches Bundesamt (Hrsg): Fachserie 14, Finanzen und Steuern, Reihe 6, Personal des öffentlichen Dienstes 1981, Stuttgart und Mainz 1983; dasselbe: Fachserie 14, Finanzen und Steuern, Reihe 6, Personal des öffentlichen Dienstes 1987, Stuttgart und Mainz 1989; Breidenstein: Personal im Bundesdienst am 30. Juni 1988, in: Wirtschaft und Statistik, Heft 2, 1989.

**Tabelle 7b: Vollzeitbeschäftigte Beamte, Angestellte und Arbeiter  
der Länder (in Tsd.)<sup>1)</sup>  
(1950-1987)**

Jahr	insgesamt	Verwaltung				Wirtschaftsunternehmen			
		zusammen	Beamte	Angestellte	Arbeiter	zusammen	Beamte	Angestellte	Arbeiter
1950	722.2	640.6	321.8	235.6	83.1	81.6	7.2	11.1	63.3
1955	853.9	767.7	440.9	230.2	96.6	86.2	8.3	8.3	69.7
1960	949.6	874.4	510.9	263.6	99.9	75.2	8.6	8.6	58.0
1961	971.1	897.6	521.5	275.8	100.3	73.5	8.4	8.7	56.4
1962	993.7	922.0	533.6	286.6	101.8	71.7	8.6	8.7	54.4
1963	1020.8	949.7	552.6	295.3	101.8	71.1	8.5	8.8	53.8
1964	1045.5	977.1	566.8	307.4	102.9	68.4	8.3	8.9	51.2
1965	1070.2	1004.5	584.3	315.6	104.6	65.7	8.2	8.9	48.6
1966	1095.0	1031.6	602.4	324.8	104.4	63.4	8.0	8.9	46.5
1967	1126.3	1062.5	627.1	332.6	102.8	63.8	8.2	9.8	45.8
1968	1135.5	1073.8	639.4	333.0	101.4	61.7	7.9	9.7	44.1
1969	1171.7	1111.4	667.3	342.4	101.7	60.3	7.8	9.6	42.9
1970	1209.9	1149.6	687.7	358.9	103.0	60.3	7.9	9.3	43.1
1971	1267.6	1206.5	719.8	380.1	106.6	61.1	7.9	9.5	43.7
1972	1318.5	1258.8	750.7	399.4	108.7	59.7	7.6	9.6	42.5
1973	1368.4	1308.9	777.0	420.1	111.8	59.5	7.7	9.5	42.3
1974	1409.2	1349.8	796.8	436.8	116.2	59.4	7.3	9.7	42.4
1975	1440.2	1380.9	833.0	433.9	114.0	59.3	7.4	9.8	42.1
1976	1467.6	1409.6	860.7	435.8	113.1	58.0	7.3	9.7	41.0
1977	1480.8	1424.3	882.8	430.9	110.6	56.5	7.2	9.4	39.9
1978	1513.8	1456.4	904.7	438.7	113.0	57.4	7.3	9.6	40.5
1979	1552.0	1494.5	924.6	451.7	118.2	57.5	7.4	9.8	40.3
1980	1567.9	1509.7	937.1	455.9	116.7	58.2	7.4	9.9	40.9
1981	1582.8	1524.4	949.1	457.3	118.0	58.4	7.6	10.5	40.4
1982	1589.5	1531.3	961.2	451.4	118.8	58.2	7.6	10.5	40.0
1983	1586.5	1529.0	956.4	452.7	119.9	57.5	7.6	10.3	39.6
1984	1577.8	1518.6	946.5	451.8	120.4	59.2	7.7	10.6	40.9
1985	1571.7	1511.2	936.4	453.1	121.7	60.5	7.8	10.7	42.0
1986	1559.5	1498.7	924.5	452.9	121.3	60.8	7.8	10.7	42.3
1987	1548.3	1487.3	916.9	450.5	119.9	61.0	7.8	10.8	42.5

Anmerkungen und Quellen siehe Tabelle 7a.

**Tabelle 7c: Vollzeitbeschäftigte Beamte, Angestellte und Arbeiter  
der Gemeinden (GV) (in Tsd.)<sup>1)</sup>  
(1950-1987)**

Jahr	insgesamt	Verwaltung				Wirtschaftsunternehmen			
		zusammen	Beamte	Angestellte	Arbeiter	zusammen	Beamte	Angestellte	Arbeiter
1950	543.2	432.2	99.4	184.5	148.3	111.0	6.0	24.1	80.9
1955	605.3	484.3	119.0	201.8	160.3	121.0	5.6	28.0	87.4
1960	641.9	520.1	111.6	229.8	178.7	121.8	4.1	31.5	86.2
1961	651.6	535.0	113.9	240.9	180.2	116.6	3.9	31.3	81.4
1962	661.9	550.8	117.6	250.8	182.4	111.1	3.6	30.5	77.0
1963	681.9	569.8	119.8	261.7	188.3	112.1	3.6	31.3	77.2
1964	695.5	587.0	122.5	273.1	191.4	108.5	3.6	31.3	73.6
1965	710.8	604.5	125.4	283.7	195.4	106.3	3.5	31.5	71.3
1966	725.4	622.0	130.3	294.1	197.6	103.4	3.4	30.9	69.1
1967	731.0	631.4	132.9	300.7	197.8	99.6	3.3	30.5	65.8
1968	718.7	624.7	131.6	305.4	187.7	94.0	3.5	29.7	60.8
1969	739.9	645.2	134.0	314.7	196.5	94.7	3.2	30.3	61.2
1970	757.9	669.0	135.4	333.4	200.2	88.9	3.0	28.6	57.3
1971	780.0	696.3	138.0	352.2	206.1	83.7	2.8	26.8	54.1
1972	801.9	720.5	135.8	375.8	208.9	81.4	2.7	25.8	52.9
1973	816.1	742.1	136.9	394.5	210.7	74.0	2.5	23.7	47.8
1974	825.1	753.6	132.1	407.9	213.6	71.5	2.5	22.8	46.2
1975	850.1	776.5	131.6	424.9	220.0	73.6	2.4	24.1	47.1
1976	847.0	775.3	129.2	430.3	215.8	71.7	2.3	23.6	45.8
1977	852.5	781.9	130.0	441.7	210.2	70.6	2.7	23.0	44.9
1978	869.8	802.1	132.0	451.0	219.1	67.7	2.2	22.2	43.3
1979	901.6	831.8	135.1	467.6	229.1	69.8	2.1	22.2	45.5
1980	920.4	851.9	137.3	483.4	231.2	68.5	2.2	21.9	44.4
1981	936.2	868.2	140.8	493.8	233.7	68.0	2.1	22.1	43.8
1982	933.0	864.7	143.4	492.1	229.2	68.3	2.1	22.2	44.0
1983	930.3	862.7	144.8	487.8	230.1	67.6	2.2	21.5	44.0
1984	936.9	869.8	144.7	490.2	234.9	67.1	2.0	21.6	43.5
1985	952.4	885.2	145.2	500.0	240.0	67.2	2.0	21.8	43.4
1986	971.4	900.9	146.7	511.4	242.8	70.5	2.3	22.8	45.4
1987	996.0	925.6	148.5	526.4	250.8	70.4	2.2	22.8	45.4

Anmerkungen und Quellen siehe Tabelle 7a.

**Tabelle 8a: Teilzeitbeschäftigte Beamte, Angestellte und Arbeiter  
des Bundes (in Tsd.)<sup>1)</sup>  
1950-1988**

Jahr	insgesamt	Verwaltung				Wi-unternehmen
		zusammen	Beamte	Ange-stellte	Arbeiter	zusammen
1950	0.9	0.9	---	0.1	0.8	0.0
1955	1.4	1.4	---	0.2	1.2	0.0
1960	2.7	2.7	---	0.4	2.3	0.0
1961	2.5	2.5	---	0.4	2.1	0.0
1962	2.9	2.9	---	0.7	2.2	0.0
1963	3.5	3.5	---	1.0	2.5	0.0
1964	3.9	3.9	---	1.4	2.5	0.0
1965	4.7	4.7	---	2.0	2.7	0.0
1966	5.1	5.1	---	2.2	2.9	0.0
1967	5.6	5.6	---	2.5	3.1	0.0
1968	5.6	5.6	---	2.7	2.9	0.0
1969	6.1	6.1	0.0	3.1	3.0	0.0
1970	7.0	7.0	0.0	4.0	3.0	0.0
1971	8.0	8.0	0.0	4.8	3.2	0.0
1972	8.9	8.9	0.1	5.5	3.3	0.0
1973	9.6	9.6	0.1	6.3	3.2	0.0
1974	10.4	10.4	0.1	6.9	3.4	0.0
1975	11.2	11.2	0.2	7.5	3.5	0.0
1976	11.5	11.5	0.2	7.8	3.5	0.0
1977	11.7	11.7	0.2	8.1	3.4	0.0
1978	12.3	12.3	0.3	8.6	3.4	0.0
1979	12.9	12.9	0.3	9.2	3.4	0.0
1980	13.5	13.5	0.3	9.7	3.5	0.0
1981	14.1	14.1	0.4	10.2	3.5	0.0
1982	15.0	15.0	0.5	11.0	3.5	0.0
1983	16.2	16.2	0.6	11.6	4.0	0.0
1984	17.0	17.0	0.6	12.1	4.3	0.0
1985	17.5	17.5	0.8	12.6	4.2	0.0
1986	18.9	18.8	0.8	13.0	4.9	0.1
1987	19.4	19.3	1.0	13.6	4.8	0.1
1988	20.2	20.1	1.1	14.1	4.8	0.1

Anmerkungen und Quellen siehe Tabelle 7a.

**Tabelle 8b: Teilzeitbeschäftigte Beamte, Angestellte und Arbeiter  
der Länder (in Tsd.)<sup>1)</sup>  
(1950-1987)**

Jahr	insgesamt	Verwaltung				Wirtschaftsunternehmen			
		zusammen	Beamte	Angestellte	Arbeiter	zusammen	Beamte	Angestellte	Arbeiter
1950	17.8	15.2	---	8.2	7.0	2.6	---	0.0	2.6
1955	28.0	25.0	---	14.0	11.0	3.0	---	0.0	3.0
1960	54.2	50.2	---	26.4	23.8	4.0	---	0.1	3.9
1961	60.1	56.1	---	29.6	26.5	4.0	---	0.1	3.9
1962	65.6	61.8	0.5	33.3	28.0	3.8	---	0.1	3.7
1963	71.2	67.5	0.3	37.6	29.6	3.7	---	0.2	3.5
1964	76.1	72.1	0.5	41.0	30.6	4.0	---	0.2	3.8
1965	82.3	78.2	0.7	45.7	31.8	4.1	---	0.2	3.9
1966	87.9	84.5	0.8	50.5	33.2	3.4	0.0	0.2	3.2
1967	92.2	89.0	1.1	53.8	34.1	3.2	0.0	0.2	3.0
1968	97.5	94.7	1.6	59.6	33.5	2.8	---	0.3	2.5
1969	106.9	104.4	2.4	66.0	36.0	2.5	0.0	0.3	2.2
1970	124.4	121.4	6.4	78.1	36.9	3.0	---	0.4	2.6
1971	142.3	139.3	10.7	89.8	38.8	3.0	0.0	0.4	2.6
1972	150.8	148.1	14.4	95.1	38.6	2.7	0.0	0.5	2.2
1973	171.0	167.9	20.9	105.6	41.4	3.1	0.0	0.6	2.5
1974	178.7	175.2	21.7	111.2	42.3	3.5	0.0	0.7	2.8
1975	183.6	180.7	26.6	114.2	39.9	2.9	0.0	0.7	2.2
1976	202.3	199.4	33.9	126.4	39.1	2.9	0.0	0.8	2.1
1977	205.8	202.5	33.5	130.8	38.2	3.3	0.0	0.7	2.6
1978	221.3	218.1	39.4	141.3	37.4	3.2	0.0	0.8	2.4
1979	243.5	240.4	44.1	155.5	40.8	3.1	0.0	0.9	2.2
1980	255.6	252.4	55.4	156.4	40.6	3.2	0.0	1.0	2.2
1981	270.4	267.2	62.9	163.3	41.0	3.2	0.0	1.1	2.1
1982	283.6	280.4	89.2	151.6	39.6	3.2	0.0	1.2	2.0
1983	301.4	297.7	99.9	157.8	40.0	3.7	0.0	1.5	2.2
1984	317.9	314.2	107.5	166.3	40.4	3.7	0.0	1.5	2.2
1985	343.1	339.2	121.9	176.3	41.0	3.9	0.0	1.6	2.3
1986	362.2	358.2	130.8	187.0	40.3	4.0	0.0	1.7	2.2
1987	361.7	357.7	139.6	178.4	39.6	4.0	0.0	1.6	2.4

Anmerkungen und Quellen siehe Tabelle 7a.



**Tabelle 8c: Teilzeitbeschäftigte Beamte, Angestellte und Arbeiter  
der Gemeinden (GV) (in Tsd.)<sup>1)</sup>  
(1950-1987)**

Jahr	insgesamt	Verwaltung				Wirtschaftsunternehmen			
		zusammen	Beamte	Angestellte	Arbeiter	zusammen	Beamte	Angestellte	Arbeiter
1950	30.8	28.7	---	3.7	25.0	2.1	---	0.1	2.0
1955	43.5	40.0	---	6.0	34.5	3.5	---	0.2	3.3
1960	71.9	66.4	---	10.1	56.3	5.5	---	0.3	5.2
1961	80.0	74.4	---	12.1	62.3	5.6	---	0.3	5.3
1962	95.0	89.3	1.7	16.9	70.7	5.7	---	0.3	5.4
1963	102.5	96.7	1.6	18.7	76.4	5.8	---	0.4	5.4
1964	109.2	103.3	1.5	21.2	80.6	5.9	---	0.5	5.4
1965	118.4	112.4	1.5	24.4	86.5	6.0	0.0	0.6	5.4
1966	128.7	122.6	1.4	27.8	93.4	6.1	0.0	0.7	5.4
1967	130.8	124.9	1.4	29.1	94.4	5.9	0.0	0.7	5.2
1968	135.4	129.2	1.2	29.4	98.6	6.2	0.0	0.7	5.5
1969	145.5	138.8	1.2	35.5	102.1	6.7	0.0	0.9	5.8
1970	162.3	155.2	1.2	42.7	111.3	7.1	0.0	1.0	6.1
1971	175.6	168.4	1.1	49.9	117.4	7.2	0.0	1.1	6.1
1972	185.4	178.5	1.0	54.6	122.9	6.9	0.0	1.2	5.7
1973	201.8	194.7	1.0	62.4	131.3	7.1	0.0	1.3	5.8
1974	206.4	199.7	1.1	65.7	132.9	6.7	0.0	1.2	5.5
1975	214.8	208.4	1.0	71.0	136.4	6.4	0.0	1.4	5.0
1976	215.8	209.3	1.1	72.5	135.7	6.5	0.0	1.4	5.1
1977	217.4	211.0	1.3	73.2	136.5	6.4	0.0	1.2	5.2
1978	223.9	217.8	1.4	79.7	136.7	6.1	0.0	1.2	4.9
1979	231.8	225.7	1.4	84.6	139.7	6.1	0.0	1.3	4.8
1980	236.2	230.7	1.8	88.7	140.2	5.5	0.0	1.3	4.2
1981	249.5	243.6	2.0	97.2	144.5	5.9	0.0	1.5	4.4
1982	254.3	248.3	2.4	102.2	143.7	6.0	0.0	1.6	4.5
1983	253.5	247.6	2.7	103.8	141.1	5.9	0.0	1.5	4.4
1984	260.1	254.3	3.1	109.7	141.5	5.8	0.0	1.6	4.2
1985	268.6	262.9	3.8	115.4	143.7	5.7	0.0	1.6	4.1
1986	283.4	276.6	4.6	126.1	145.9	6.8	0.0	1.8	5.0
1987	279.1	273.0	4.9	128.6	139.7	6.1	0.0	1.8	4.3

Anmerkungen und Quellen siehe Tabelle 7a.

**Tabelle 9a: Index der tariflichen Stundenlöhne in der Privatwirtschaft  
und bei den Gebietskörperschaften  
1980 = 100**

Jahr	Privatwirtschaft		Gebietskörperschaften	
	Index	W-Rate <sup>1)</sup>	Index	W-Rate <sup>1)</sup>
1958	20.0	-----	16.8	-----
1959	20.6	3.0	17.3	3.0
1960	22.0	6.8	19.2	11.0
1961	23.8	8.2	20.9	8.9
1962	26.3	10.5	22.4	7.2
1963	27.9	6.1	23.9	6.7
1964	29.8	6.8	25.1	5.0
1965	32.0	7.4	27.6	10.0
1966	34.4	7.5	29.4	6.5
1967	36.1	4.9	30.5	3.7
1968	37.7	4.4	31.6	3.6
1969	40.2	6.6	35.3	11.7
1970	45.2	12.4	40.5	14.7
1971	51.2	13.3	49.7	22.7
1972	55.8	9.0	56.4	13.5
1973	61.2	9.7	63.8	13.1
1974	68.4	11.8	72.5	13.6
1975	74.6	9.1	79.7	9.9
1976	78.8	5.6	82.9	4.0
1977	84.8	7.6	87.1	5.1
1978	89.0	5.0	91.2	4.7
1979	94.0	5.5	94.7	3.8
1980	100.0	6.4	100.0	5.6
1981	105.7	5.7	103.6	3.6
1982	110.4	4.4	107.6	3.9
1983	114.2	3.4	111.2	3.3
1984	117.5	2.9	112.4	1.1
1985	122.5	4.3	116.1	3.3
1986	127.1	3.8	120.8	4.0
1987	132.5	4.2	124.8	3.3
1988	137.4	3.7	127.0	1.8
1989	142.4	3.6	132.0	3.9

1) in v.H.

*Quelle:* Zusammengestellt und errechnet aus: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Fachserie 16, Löhne und Gehälter, Reihe 4.3, Index der Tariflöhne und Gehälter Januar 1985 - Neuberechnung auf Basis 1980 -, Stuttgart und Mainz 1985; Dasselbe: Fachserie 16, Löhne und Gehälter, Reihe 4.3, Index der Tariflöhne und Gehälter Oktober 1988, Stuttgart 1989; Dasselbe: Fachserie 16, Löhne und Gehälter, Reihe 4.3, Index der Tariflöhne und Gehälter Januar 1990, Stuttgart 1990.

**Tabelle 9b: Index der tariflichen Wochenarbeitszeit der Arbeiter  
in der Privatwirtschaft und bei den Gebietskörperschaften  
1980 = 100**

Jahr	Privatwirtschaft		Gebietskörperschaften	
	Index	W-Rate <sup>1)</sup>	Index	W-Rate <sup>1)</sup>
1958	112.6	-----	114.3	-----
1959	111.1	-1.3	112.5	-1.6
1960	110.2	-0.8	112.5	0.0
1961	110.0	-0.2	112.5	0.0
1962	108.0	-1.8	112.5	0.0
1963	107.2	-0.7	112.5	0.0
1964	105.3	-1.8	110.6	-1.7
1965	104.6	-0.7	110.0	-0.5
1966	103.9	-0.7	110.0	0.0
1967	102.2	-1.6	110.0	0.0
1968	101.9	-0.3	110.0	0.0
1969	101.8	-0.1	107.5	-2.3
1970	101.1	-0.7	107.5	0-0
1971	100.8	-0.3	105.1	-2.2
1972	100.5	-0.3	105.1	0.0
1973	100.3	-0.2	103.8	-1.2
1974	100.2	-0.1	100.0	-3.7
1975	100.1	-0.1	100.0	0.0
1976	100.1	0.0	100.0	0.0
1977	100.0	-0.1	100.0	0.0
1978	100.0	0.0	100.0	0.0
1979	100.0	0.0	100.0	0.0
1980	100.0	0.0	100.0	0.0
1981	100.0	0.0	100.0	0.0
1982	100.0	0.0	100.0	0.0
1983	100.0	0.0	100.0	0.0
1984	100.0	0.0	100.0	0.0
1985	98.6	-1.4	100.0	0.0
1986	97.9	-0.7	100.0	0.0
1987	97.6	-0.3	100.0	0.0
1988	97.4	-0.2	100.0	0.0
1989	96.6	-0.9	98.1	-1.9

1) in v.H.

Quelle: Siehe Tabelle 9a.

**Tabelle 9c: Index der tariflichen Wochenlöhne in der Privatwirtschaft  
und bei den Gebietskörperschaften  
1980 = 100**

Jahr	Privatwirtschaft		Gebietskörperschaften	
	Index	W-Rate <sup>1)</sup>	Index	W-Rate <sup>1)</sup>
1958	22.5	-----	19.2	-----
1959	22.9	1.8	19.5	1.6
1960	24.3	6.1	21.6	10.8
1961	26.1	7.4	23.5	8.8
1962	28.4	8.8	25.2	7.2
1963	29.9	5.3	26.9	6.7
1964	31.4	5.0	27.8	3.3
1965	33.5	6.7	30.4	9.4
1966	35.7	6.6	32.4	6.6
1967	36.9	3.4	33.6	3.7
1968	38.4	4.1	34.8	3.6
1969	40.9	6.5	37.9	8.9
1970	45.7	11.7	43.5	14.8
1971	51.6	12.9	52.2	20.0
1972	56.1	8.7	59.3	13.6
1973	61.4	9.4	67.1	13.2
1974	68.5	11.6	75.3	12.2
1975	74.7	9.1	79.7	5.8
1976	78.9	5.6	82.9	4.0
1977	84.9	7.6	87.1	5.1
1978	89.1	4.9	91.2	4.7
1979	94.0	5.5	94.7	3.8
1980	100.0	6.4	100.0	5.6
1981	105.7	5.7	103.6	3.6
1982	110.4	4.4	107.6	3.9
1983	114.2	3.4	111.2	3.3
1984	117.4	2.8	112.4	1.1
1985	120.8	2.9	116.1	3.3
1986	124.5	3.1	120.8	4.0
1987	129.5	4.0	124.8	3.3
1988	133.2	2.9	127.0	1.8
1989	137.4	3.2	129.5	2.0

1) in v.H.

Quelle: Errechnet aus den Tabellen 9a und 9b.

**Tabelle 10: Index der tariflichen Monatsgehälter in der Privatwirtschaft  
und bei den Gebietskörperschaften  
1980 = 100**

Jahr	Privatwirtschaft		Gebietskörperschaften	
	Index	W-Rate <sup>1)</sup>	Index	W-Rate <sup>1)</sup>
1958	23.1	-----	28.0	-----
1959	23.9	3.5	28.5	1.8
1960	25.5	6.7	30.7	7.7
1961	27.6	8.2	32.7	6.5
1962	29.9	8.3	34.4	5.2
1963	31.5	5.4	36.8	7.0
1964	33.0	4.8	37.9	3.0
1965	35.2	6.7	40.6	7.1
1966	37.5	6.5	42.7	5.2
1967	38.5	2.7	43.9	2.8
1968	39.7	3.1	45.5	3.6
1969	42.2	6.3	48.1	5.7
1970	46.7	10.7	52.0	8.1
1971	52.0	11.3	58.5	12.5
1972	56.6	8.8	63.1	7.9
1973	62.1	9.7	68.4	8.4
1974	69.2	11.4	75.8	10.8
1975	75.5	9.1	80.2	5.8
1976	79.8	5.7	83.0	3.5
1977	85.6	7.3	87.1	4.9
1978	89.7	4.8	91.1	4.6
1979	94.4	5.2	94.7	4.0
1980	100.0	5.9	100.0	5.6
1981	105.5	5.5	103.6	3.6
1982	110.3	4.5	107.6	3.9
1983	114.2	3.5	111.3	3.4
1984	117.5	2.9	112.5	1.1
1985	121.0	3.0	116.1	3.2
1986	124.6	3.0	120.1	3.4
1987	129.7	4.1	124.1	3.3
1988	133.5	2.9	126.3	1.8
1989	137.2	2.8	128.8	2.0

1) in v.H.

Quelle: Siehe Tabelle 9a.

**Tabelle 11: Index für die Beamtenbesoldung des Bundes  
1980 = 100**

Jahr	Beamtenbesoldung (Bund)	
	Index	W-Rate <sup>1)</sup>
1958	30.12	-----
1959	30.12	0.0
1960	31.40	4.3
1961	34.95	11.3
1962	34.95	0.0
1963	37.90	8.4
1964	38.82	2.4
1965	41.31	6.4
1966	43.98	6.5
1967	45.33	3.1
1968	46.18	1.9
1969	48.97	6.0
1970	54.28	10.8
1971	58.96	8.6
1972	62.25	5.6
1973	67.17	7.9
1974	74.69	11.2
1975	79.17	6.0
1976	82.70	4.5
1977	87.06	5.3
1978	90.70	4.2
1979	94.40	4.1
1980	100.00	5.9
1981	103.89	3.9
1982	107.24	3.2
1983	110.22	2.8
1984	111.32	1.0
1985	114.88	3.2
1986	118.90	3.5
1987	122.94	3.4
1988	125.40	2.0
1989	127.62	1.8

1) in v.H.

Quelle: Zusammengestellt und errechnet aus den in Übersicht 1\* aufgeführten Besoldungserhöhungs- und -anpassungsgesetzen.

**Tabelle 12: Einflußgrößen der Zunahme der Aktivitätsbezüge  
für Arbeiter der Gebietskörperschaften**

Jahr	Aktivitäts- bezüge W-Rate <sup>1)</sup>	Stellenver- änderung W-Rate <sup>1)</sup>	Tarifen- wicklung W-Rate <sup>1)</sup>	Restkompo- nente W-Rate <sup>1)</sup>
1962	13.0	1.5	7.2	4.3
1963	12.5	2.9	6.7	2.9
1964	11.2	3.9	3.3	4.0
1965	15.7	1.6	9.4	4.7
1966	11.1	1.0	6.6	3.5
1967	3.9	-0.8	3.7	1.0
1968	4.8	-3.1	3.6	4.3
1969	14.9	2.3	8.9	3.7
1970	23.2	1.4	14.8	7.0
1971	19.6	2.2	20.0	-2.6
1972	13.0	1.0	13.6	-1.6
1973	16.4	0.7	13.2	2.5
1974	13.6	1.1	12.2	0.3
1975	9.2	0.8	5.8	2.6
1976	4.9	-1.4	4.0	2.3
1977	4.6	-1.7	5.1	1.2
1978	7.4	1.7	4.7	1.0
1979	6.9	3.2	3.8	-0.1
1980	8.0	0.0	5.6	2.4
1981	5.6	0.9	3.6	1.1
1982	0.6	-0.9	3.9	-2.4
1983	3.2	-0.1	3.3	0.0
1984	1.4	1.0	1.1	-0.7
1985	4.4	1.0	3.3	-0.2
1986	5.1	1.0	4.0	0.1
1987	3.5	0.6	3.3	-0.4

1) in v.H.

*Quelle:* Zusammengestellt und errechnet aus den Tabellen 4a, 5a, 6a, 7a, 7b, 7c, 8a, 8b, 8c und 9c.

**Tabelle 13:Einflußgrößen der Zunahme der Aktivitätsbezüge  
für Angestellte der Gebietskörperschaften**

Jahr	Aktivitäts- bezüge W-Rate1)	Stellenver- änderung W-Rate1)	Tarifent- wicklung W-Rate1)	Restkompo- nente W-Rate1)
1962	10.4	4.5	5.2	0.7
1963	10.5	4.1	7.0	-0.6
1964	10.2	4.1	3.0	3.1
1965	13.8	3.7	7.1	3.0
1966	13.0	3.4	5.2	4.4
1967	7.3	2.5	2.8	2.0
1968	6.8	0.6	3.6	2.6
1969	12.7	3.3	5.7	3.7
1970	18.1	5.3	8.1	4.7
1971	25.7	5.7	12.5	7.5
1972	14.8	5.2	7.9	1.7
1973	18.4	4.7	8.4	5.3
1974	15.8	3.1	10.8	1.9
1975	10.0	1.8	5.8	2.4
1976	5.2	1.0	3.5	0.7
1977	6.7	0.5	4.9	1.3
1978	7.3	2.2	4.6	0.5
1979	7.5	3.5	4.0	0.0
1980	8.6	1.9	5.6	1.1
1981	4.3	1.7	3.6	-1.0
1982	2.9	-0.9	3.9	-0.1
1983	2.1	0.0	3.4	-1.3
1984	1.8	0.7	1.1	0.0
1985	5.4	1.6	3.2	0.6
1986	5.4	1.9	3.4	0.1
1987	4.3	0.8	3.3	0.2

1) in v.H.

*Quelle:* Zusammengestellt und errechnet aus den Tabellen 4a, 5a, 6a, 7a, 7b, 7c, 8a, 8b, 8c und 10.



**Tabelle 14:Einflußgrößen der Zunahme der Aktivitätsbezüge  
für Beamte des Bundes**

Jahr	Aktivitäts- bezüge W-Rate <sup>1)</sup>	Stellenver- änderung W-Rate <sup>1)</sup>	Tarifent- wicklung W-Rate <sup>1)</sup>	Restkompo- nente W-Rate <sup>1)</sup>
1971	14.8	2.7	8.6	3.5
1972	11.2	2.8	5.6	2.8
1973	14.1	2.8	7.9	3.4
1974	15.0	2.4	11.2	1.4
1975	7.5	2.1	6.0	-0.6
1976	6.0	0.7	4.5	0.8
1977	6.1	-0.9	5.3	1.7
1978	5.3	0.7	4.2	0.4
1979	5.1	1.2	4.1	-0.2
1980	7.1	0.2	5.9	1.0
1981	6.5	1.5	3.9	1.1
1982	3.5	1.3	3.2	-1.0
1983	3.1	0.7	2.8	-0.4
1984	1.6	-0.4	1.0	1.0
1985	3.5	-0.4	3.2	0.7
1986	2.9	-0.7	3.5	0.1
1987	2.8	0.3	3.4	-0.9

1) in v.H.

*Quelle:* Zusammengestellt und errechnet aus den Tabellen 4b, 5b, 6b, 7a, 8a und 11.

**Tabelle 15a: Vollzeitbeschäftigte Beamte und Angestellte der Hoheits- und Kammereiverwaltungen  
des Bundes nach Laufbahngruppen**

Stichtag	Beamte				Angestellte			
	Höherer Dienst	Gehobener Dienst	Mittlerer Dienst	Einfacher Dienst	Höherer Dienst	Gehobener Dienst	Mittlerer Dienst	Einfacher Dienst
2.09.1950	1814	7613	16106	6323 <sup>1)</sup>	1441	3451	7178	1024
2.10.1952 <sup>2)</sup>	3244	10003	20685	13846	2282	5814	10957	1323
2.10.1953 <sup>2)</sup>	4157	11403	22806	13558	2655	7033	12844	1569
2.10.1954 <sup>2)</sup>	4678	12261	25436	16458	2828	7525	13467	1728
2.10.1955	4941	12831	26992	16366	2842	7625	13726	2064
30.06.1956 <sup>3)</sup>	5352	15373	27135	2034 <sup>4)</sup>	3084	9802	18273	5235
30.06.1957 <sup>3)</sup>	6074	16987	27275	2204	3125	10746	21280	5376
30.06.1958 <sup>3)</sup>	6754	18665	27277	2349	3280	12135	26244	7460
30.06.1959 <sup>3)</sup>	7220	19728	27503	2527	3369	13453	32349	9027

1) Einschließlich Beamtenanwärter.

2) Ohne das bis 1954 beim Bund ausgewiesene Personal der Versorgungsverwaltung (Behörden und Einrichtungen der Kriegsopferversorgung), die durch Bundesgesetz vom 12. März 1951 Teil der Länderverwaltung wurde. Die Sachkosten dieser Verwaltung fielen jedoch bis zum 31. März 1955 voll dem Bund zur Last.

3) Ohne Vollzugsdienst des Bundesgrenzschutzes und ohne das militärische Personal der Streitkräfte.

4) Der starke Rückgang des einfachen Dienstes geht auf die Nichtberücksichtigung des Vollzugsdienstes des Bundesgrenzschutzes zurück, der für die Höhe des einfachen Dienstes ausschlaggebend war.

**Quellen:** Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Statistik der Bundesrepublik Deutschland Band 55, Band 84, Band 124, Band 142, Band 186 und Band 221, Stuttgart und Köln 1952, 1954, 1955, 1956, 1957 und 1959; Dasselbe: Fachserie L, Finanzen und Steuern, Reihe 4, Personal von Bund, Ländern und Gemeinden 1958 und 1959, Stuttgart und Mainz 1961.

**Tabelle 15b: Vollzeitbeschäftigte Beamte und Angestellte der Verwaltung des Bundes nach Laufbahngruppen (einschl. Auszubildende)**

Stichtag	Beamte				Angestellte			
	Höherer Dienst	Gehobener Dienst	Mittlerer Dienst	Einfacher Dienst	Höherer Dienst	Gehobener Dienst	Mittlerer Dienst	Einfacher Dienst
2.10.1960 <sup>1)</sup>	7898	21243	28296	2602	3533	7874	45395	9781
2.10.1963 <sup>1)</sup>	9319	25646	30104	2710	3920	9616	62600	8838
2.10.1966 <sup>1)</sup>	10736	28481	32750	2968	3960	11401	71610	7556
2.10.1969 <sup>1)</sup>	12173	29828	33379	3215	3932	11823	73455	7251
2.10.1972 <sup>1)</sup>	13770	31143	35113	3356	4133	13675	77604	6278
30.06.1974 <sup>1)</sup>	14468	32456	36431	3640	3902	13724	77400	4890
30.06.1977	15498	34136	52460	7234	3653	13500	72816	4147
30.06.1980 <sup>2)</sup>	15350	33754	58408	3527	3863	12911	71629	4256
30.06.1983 <sup>2)</sup>	16001	35391	60000	3506	3456	12298	70671	3593
30.06.1986 <sup>2)</sup>	15813	35674	58172	3502	3470	11745	70384	3276
30.06.1987 <sup>2)</sup>	15930	35771	58302	3479	3546	11562	70708	3109

1) Ohne Vollzugsdienst des Bundesgrenzschutzes.

2) Bereinigte Daten.

**Quellen:** Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Fachserie L, Finanzen und Steuern, Reihe 4, Personal des öffentlichen Dienstes 30. Juni 1974, Stuttgart und Mainz 1976; Dasselbe: Fachserie 14, Finanzen und Steuern, Reihe 6, Personal des öffentlichen Dienstes 1986, 1987, Stuttgart und Mainz 1988, 1989; Anlagen zum Brief des Statistischen Bundesamtes vom 10.09.1986 an den Verfasser.

Tabelle 16a: Vollzeitbeschäftigte Beamte und Angestellte der Hoheits- und Kammereiverwaltungen der Länder (einschl. Hansestädte, ohne West-Berlin) nach Laufbahngruppen

Stichtag	Beamte				Angestellte			
	Höherer Dienst	Gehobener Dienst	Mittlerer Dienst	Einfacher Dienst	Höherer Dienst	Gehobener Dienst	Mittlerer Dienst	Einfacher Dienst
2.09.1950	43335	175165	93742	11634 <sup>1)</sup>	10796	47016	106411	32232
2.10.1952 <sup>2)</sup>	49739	190327	102115	13918	9693	36457	103560	28814
2.10.1953 <sup>2)</sup>	55846	197197	107468	14087	9763	39836	110944	26665
2.10.1954 <sup>2)</sup>	64627	202209	110633	13465	10163	42613	112015	28612
2.10.1955	67431	202911	112120	13668	9868	43080	105569	27807

1) Einschließlich Beamtenanwärter.

2) Einschließlich Versorgungsverwaltung, die bis 1954 beim Bund ausgewiesen war, da er für die Kosten dieser Landesbeamten aufkam.

Quellen: Siehe Tabelle 15a.

**Tabelle 16b: Vollzeitbeschäftigte Beamte und Angestellte der Verwaltung (einschl. Krankenhäuser mit kaufm. Rechnungswesen) der Länder nach Laufbahngruppen (einschl. Auszubildende)**

Stichtag	Beamte				Angestellte			
	Höherer Dienst	Gehobener Dienst	Mittlerer Dienst	Einfacher Dienst	Höherer Dienst	Gehobener Dienst	Mittlerer Dienst	Einfacher Dienst
2.10.1960	102932	249288	149606	8044	14461	41415	178978	26881
2.10.1963	123218	262803	158864	7721	18355	49049	203189	24781
2.10.1966	148647	275671	170283	7796	19997	62130	219744	22935
2.10.1969	173451	305655	179281	8881	25024	65815	228070	23471
2.10.1972	239962	317382	193787	10551	37262	83876	251741	26513
30.06.1974	263354	337300	205245	8411	40823	95774	274875	25249
30.06.1977	287686	380638	215079	8614	41219	98201	269195	22280
30.06.1980 <sup>1)</sup>	306575	395992	236053	8777	46317	108937	285070	25485
30.06.1983 <sup>1)</sup>	290953	414659	242037	8786	55797 <sup>2)</sup>	100484 <sup>2)</sup>	275848	20601
30.06.1986 <sup>1)</sup>	274527	396852	244391	8749	55241	98083	281329	18240
30.06.1987 <sup>1)</sup>	272567	391202	244341	8814	54827	96491	281502	17685

1) Bereinigte Daten.

2) In Nordrhein-Westfalen und Hamburg wurden BAT IIA"S"-Stellen in IIA-Stellen umgewandelt und somit dem höheren Dienst zugeordnet.

Quellen: Siehe Tabelle 15b.

**Tabelle 17a: Vollzeitbeschäftigte Beamte und Angestellte der Hoheits- und Kämmererverwaltungen  
der Gemeinden nach Laufbahngruppen**

Stichtag	Beamte				Angestellte			
	Höherer Dienst	Gehobener Dienst	Mittlerer Dienst	Einfacher Dienst	Höherer Dienst	Gehobener Dienst	Mittlerer Dienst	Einfacher Dienst
2.09.1950 <sup>1)</sup>	14430	39325	40466	5140 <sup>2)</sup>	7160	25786	94353	57201
2.10.1952 <sup>3)</sup>	15795	43842	40929	3527	7613	29524	98098	42841
2.10.1953 <sup>4)</sup>	15990	43162	39281	2831	8136	28211	87504	40130
2.10.1954 <sup>4)</sup>	15747	44248	40472	3012	8321	30343	88890	42113
2.10.1955 <sup>4)</sup>	16246	46085	41206	2833	8683	32090	90842	42491

1) Gemeinden mit 1000 und mehr Einwohnern.

2) Einschließlich Beamtenanwärter.

3) Gemeinden mit 3000 und mehr Einwohnern; einschließlich 2389 Beamten und 10576 Ange-  
stellten von

Sparkassen in Schleswig-Holstein, Nordrhein-Westfalen und Bayern.

4) Gemeinden mit 10000 und mehr Einwohnern.

Quellen: Siehe Tabelle 15a.

**Tabelle 17b: Vollzeitbeschäftigte Beamte und Angestellte der Verwaltung (einschl. Krankenhäuser mit kaufm. Rechnungswesen) der Gemeinden nach Laufbahngruppen (einschl. Auszubildende)**

Stichtag	Beamte				Angestellte			
	Höherer Dienst	Gehobener Dienst	Mittlerer Dienst	Einfacher Dienst	Höherer Dienst	Gehobener Dienst	Mittlerer Dienst	Einfacher Dienst
2.10.1960	11658	50263	46335	2646	9714	25621	154603	38135
2.10.1963	12928	56378	47619	2364	10952	30503	183015	35748
2.10.1966	15749	62595	49562	1737	12675	38122	208303	33249
2.10.1969	15596	65823	49207	1689	13842	41489	226615	31235
2.10.1972	19149	66648	47749	1556	16904	56275	269565	31021
30.06.1974	21466	67568	41757	1318	20288	64727	291637	31341
30.06.1977	19467	70225	39173	1156	22726	76061	317855	25040
30.06.1980 <sup>1)</sup>	21310	72693	42317	947	26331	85127	343630	28356
30.06.1983 <sup>1)</sup>	21567	75665	46796	735	28713	86663	349283	23179
30.06.1986 <sup>1)</sup>	21257	76157	48227	1033	31713	91298	362031	26353

1) Bereinigte Daten.

Quellen: Siehe Tabelle 15b.

**Tabelle 18: Vollzeitbeschäftigte Beamte der Verwaltung des Bundes  
nach Besoldungsgruppen (ohne Auszubildende)**

Besoldungs- gruppen	1968 <sup>1)</sup>	1974 <sup>1)</sup>	1977	1980 <sup>2)</sup>	1983 <sup>2)</sup>	1986 <sup>2)</sup>	1987 <sup>2)</sup>
B(R3-R10,C4,H4)	1239	2358	2442	2561	2665	2677	2715
A16(R2,C3,H3)	1016	1155	1334	1370	1401	1405	1410
A15(R1,C2,H2)	2206	4025	4436	4714	4822	4863	4904
A14(C1,H1)	3489	4685	5076	4650	4774	4872	4795
A13	3249	2013	1977	1851	2216	1829	1915
A13"S"-A15"S"	1011	3715	4130	4419	4494	4546	4651
A12	3145	4236	4540	5275	5512	5637	5740
A11	5811	9061	9345	9255	9526	9540	9515
A10	9501	8973	9032	8364	8460	8292	8438
A9	7098	2531	4378	3897	4121	5217	4923
A9"S",A10"S"	1337	4481	5971	7164	7320	7264	7620
A8	5985	10796	12283	13538	14112	14276	14281
A7	11285	10769	13190	14306	15767	16236	16353
A6	7963	3044	6079	8913	10777	11749	11488
A5	5278	4526	12249	6656	4906	4673	4198
A5"S",A6"S"	298	1055	1128	1268	1277	1318	1383
A4	1157	1484	5204	1471	1486	1439	1485
A3	1015	611	600	385	460	729 <sup>3)</sup>	584 <sup>3)</sup>
A2,A1	603	468	292	383	265	---	---

1) Ohne Vollzugsdienst des Bundesgrenzschutzes.

2) Bereinigte Daten.

3) Einschließlich A1 und A2.

Quelle: Siehe Tabelle 15b.



**Tabelle 19: Vollzeitbeschäftigte Beamte der Verwaltung (einschl. Krankenhäuser mit kaufm. Rechnungswesen) der Länder nach Besoldungsgruppen (ohne Auszubildende)**

Besoldungs- gruppen	1968	1974	1977	1980 <sup>1)</sup>	1983 <sup>1)</sup>	1986 <sup>1)</sup>	1987 <sup>1)</sup>
B(R3-R10,C4,H4)	1586	3463	3658	13049	13857	13689	13703
A16(R2,C3,H3)	6229	17343	20433	22363	23799	23949	24086
A15(R1,C2,H2)	11200	39864	53982	58683	60010	59857	59998
A14(C1,H1)	54786	64488	60689	69367	69713	70703	71043
A13 <sup>2)</sup>	68463	101811	112275	104429	81604	69166	67751
A13"S"-A15"S" <sup>2)</sup>	2075	41602	49922	57426	86678	96033	95582
A12	52949	175065	184483	183172	176707	152084	150081
A11	162107	35903	39111	45379	46934	48124	48531
A10	31883	25832	35680	37838	40973	41481	41825
A9	20499	22548	31610	26702	29936	28487	27918
A9"S"	14519	56478	52597	61748	61297	66028	67850
A8	43108	54508	56057	59506	62386	65586	68166
A7	51279	29795	32572	37855	45923	52813	51191
A6	25609	19354	22587	26865	28231	26875	25416
A5	29696	26579	36610	28105	23083	16283	14870
A5"S"	432	3408	3922	4449	4516	4988	5141
A4	3273	2843	2669	2296	2590	2376	2341
A3	2731	1424	1361	1445	1127	1366 <sup>3)</sup>	1304 <sup>3)</sup>
A2,A1	1164	645	650	498	543	---	---

1) Bereinigte Daten.

2) Lehrer an Grund-, Haupt- und Sonderschulen, die früher irrtümlicherweise dem Höheren Dienst zugeordnet waren, wurden ab 1983 dem gehobenen Dienst zugeordnet.

3) Einschließlich A1 und A2.

Quelle: Siehe Tabelle 15b.

**Tabelle 20: Vollzeitbeschäftigte Beamte der Verwaltung (einschl. Krankenhäuser mit kaufm. Rechnungswesen) der Gemeinden nach Besoldungsgruppen (ohne Auszubildende)**

Besoldungs- gruppen	1968	1974	1977	1980 <sup>1)</sup>	1983 <sup>1)</sup>	1986 <sup>1)</sup>
B(R3-R10,C4,H4)	1202	1709	1758	2272	2327	2340
A16(R2,C3,H3)	684	1736	1763	2108	2129	2168
A15(R1,C2,H2)	2030	5145	4753	5298	5381	5317
A14(C1,H1)	6995	6305	5608	5962	6247	6621
A13	5615	6454	5566	5601	5431	4778
A13"S"-A15"S"	853	4216	4468	5291	5679	6079
A12	7736	12376	12231	12361	12510	12949
A11	16303	21585	21232	21221	21393	21769
A10	22062	13545	13947	14547	16570	16578
A9	11674	8851	10556	12377	11679	12593
A9"S"	3741	8596	6008	6571	6973	6642
A8	12872	8789	7450	7672	8635	9689
A7	12654	8898	8162	9049	10723	12765
A6	10325	5353	5163	6658	6836	6869
A5	6645	6071	8342	7393	8720	7634
A5"S"	338	725	675	591	516	584
A4	656	336	243	187	122	138
A3	436	133	107	97	54	243 <sup>2)</sup>
A2,A1	200	76	94	50	32	---

1) Bereinigte Daten.

2) Einschließlich A1 und A2.

Quelle: Siehe Tabelle 15b.

**Tabelle 21: Vollzeitbeschäftigte Angestellte der Verwaltung des Bundes  
nach Vergütungsgruppen (ohne Auszubildende)**

Vergütungs- gruppen	1968	1974	1977	1980	1983	1986	1987
AT, BAT I	75	130	621 <sup>1)</sup>	108	136	172	102
BAT Ia	210	408	3952 <sup>2)</sup>	325	319	302	322
BAT Ib	839	1432	1292	1357	1408	1387	1426
BAT IIa, IIb, II	2779	1930	1887	2055	1593	1609	1696
BAT IIa"S", II"S"	---	438	544	557	686	612	599
BAT III, KR XII	382	2200	2298	2263	2241	2248	2253
BAT IVa, KR X, XI	1863	2877	2915	2795	2684	2497	2472
BAT IVb, KR IX	5187	4729	4610	4500	4565	4421	4462
BAT Va, Vb, KR VII, VIII	4102	3446	3099	2792	2122	1967	1776
BAT Vb"S"	---	1200	2529	2998	4085	4075	4182
BAT Vc, KR VI	2843	8336	7858	7962	7407	7215	7434
BAT VIa, VIb KR IV, V	13520	15930	14956	15230	16581	16060	15890
BAT VII, KR III	41876	42047	41194	37499	35413	34515	34290
BAT VIII	14150	9736	6020	7531	6036	5216	5472
BAT VIII"S"	---	69	57	35	19	21	15
BAT IXa, KR II	1968	1197	12303 <sup>3)</sup>	858	987	892	850
BAT IXb, IX KR I	3939	3102	24984 <sup>4)</sup>	2858	2310	2048	2018
BAT X	868	510	357	359	277	240	226

1) Nur AT.

2) BAT I, Ia.

3) BAT IXa, IX.

4) Nur BAT IXb.

Quelle: Siehe Tabelle 15b.

**Tabelle 22: Vollzeitbeschäftigte Angestellte der Verwaltung (einschl. Krankenhäuser mit kaufm. Rechnungswesen) der Länder nach Vergütungsgruppen (ohne Auszubildende)**

Vergütungs- gruppen	1968	1974	1977	1980	1983	1986	1987
AT, BAT I	406	978	4774 <sup>1)</sup>	3600	3501	2755	2684
BAT Ia	323	1274	2179 <sup>2)</sup>	1501	1853	2405	2617
BAT Ib	2291	6383	8168	9331	11205	12958	13314
BAT IIa, IIb, II	17277	29769	24974	30842	38041 <sup>3)</sup>	36088	35073
BAT IIa"S", II"S"	---	1708	4543	8283	2446 <sup>3)</sup>	3199	2985
BAT III, KR XII	2568	15771	16675	17838	15671	17248	17914
BAT IVa, KR X, XI	11900	18049	19831	20825	21399	22646	21052
BAT IVb, KR IX	24172	30186	30941	32752	31615	30764	30353
BAT Va, Vb, KR VII, VIII	24451	28719	25455	26110	27921	22775	22898
BAT Vb"S"	---	2015	9712	11185	10119	12094	14681
BAT Vc, KR VI	11044	41496	41973	42496	41341	41761	41090
BAT VIa, VIb KR IV, V	56624	79407	78488	84425	89058	93293	94320
BAT VII, KR III	103448	102544	100890	101534	96001	92013	91194
BAT VIII	40288	35345	22827	20091	19133	15247	14849
BAT VIII"S"	---	247	3683	3846	191	646	1724
BAT IXa, KR II	487	3016	4081 <sup>4)</sup>	5430	5616	4836	4554
BAT IXb, IX KR I	18869	18518	12630 <sup>5)</sup>	14065	10750	8884	9192
BAT X	2214	1093	1781	817	1166	2372	771

1) Nur AT.

2) BAT I, Ia.

3) In Nordrhein-Westfalen und Hamburg wurden BAT IIa"S"-Stellen in IIa-Stellen umgewandelt. Daher mit den vorausgehenden Jahren nicht mehr vergleichbar.

4) BAT IXa, IX.

5) Nur BAT IXb.

Quelle: Siehe Tabelle 15b.

**Tabelle 23: Vollzeitbeschäftigte Angestellte der Verwaltung (einschl. Krankenhäuser mit kaufm. Rechnungswesen) der Gemeinden nach Vergütungsgruppen (ohne Auszubildende)**

Vergütungs- gruppen	1968	1974	1977	1980	1983	1986
AT, BAT I	604	2412	4491 <sup>1)</sup>	2371	2926	3577
BAT Ia	514	2136	4123 <sup>2)</sup>	2996	3456	4089
BAT Ib	2084	4690	6163	6821	7637	8846
BAT IIa, IIb, II	7889	10248	10630	14075	14634	15159
BAT IIa"S", II"S"	---	567	756	575	833	1239
BAT III, KR XII	1995	8857	10062	10835	12090	12969
BAT IVa, KR X, XI	6171	11075	13903	15046	16555	16255
BAT IVb, KR IX	11245	18619	21723	24160	24435	28298
BAT Va, Vb, KR VII, VIII	20495	23268	28088	32761	31077	30680
BAT Vb"S"	---	1839	5941	7404	10728	11820
BAT Vc, KR VI	9793	39210	43610	46473	47485	48346
BAT VIa, VIb KR IV, V	53791	87414	96347	113655	118045	124475
BAT VII, KR III	80213	84070	88387	94099	92191	91806
BAT VIII	58378	55851	51599	42868	37725	35169
BAT VIII"S"	---	667	1605	726	648	499
BAT IXa, KR II	2031	378	10635 <sup>3)</sup>	7243	6920	4924
BAT IXb, IX KR I	20001	20504	66624 <sup>4)</sup>	14504	11033	9675
BAT X	3517	2712	2267	1847	1456	6599

1) Nur AT.

2) BAT I, Ia.

3) BAT IXa, IX.

4) Nur BAT IXb.

Quelle: Siehe Tabelle 15b.

Tabelle 24: Preisindizes

Jahr	Preisindex (1976=100)					
	Staatsausgaben		Private letzte inländische Verwend- ung		Staatliche Nach- frage am Markt	
	Index	W-Rate <sup>1)</sup>	Index	W-Rate <sup>1)</sup>	Index	W-Rate <sup>1)</sup>
1950	31.2	----	41.4	----	22.4	----
1951	34.7	11.2	45.4	9.7	25.3	13.0
1952	36.6	5.5	46.6	2.6	27.3	7.8
1953	37.0	1.1	45.8	-1.7	28.3	3.7
1954	37.3	0.8	45.8	0.0	28.9	2.0
1955	38.0	1.9	46.7	2.0	30.0	3.8
1956	39.5	3.9	47.7	2.1	32.0	6.9
1957	40.8	3.3	49.1	2.9	33.1	3.5
1958	42.3	3.7	50.5	2.9	34.8	5.0
1959	43.0	1.7	51.2	1.4	36.1	3.6
1960	44.5	3.5	53.0	3.5	38.0	5.3
1960	44.2	----	52.6	----	37.8	----
1961	46.6	5.4	54.7	4.0	40.3	6.7
1962	48.7	4.5	57.0	4.2	42.9	6.3
1963	50.7	4.1	58.8	3.2	45.5	6.1
1964	52.4	3.4	60.3	2.6	47.0	3.4
1965	54.6	4.2	62.2	3.2	49.2	4.6
1966	56.6	3.7	64.3	3.4	51.2	4.0
1967	57.6	1.8	65.0	1.1	51.6	0.9
1968	59.3	3.0	65.8	1.2	53.3	3.2
1969	62.1	4.7	67.7	2.9	57.2	7.5
1970	67.1	8.1	71.6	5.8	63.6	11.2
1971	73.1	8.9	75.9	6.0	71.2	11.9
1972	77.3	5.7	79.9	5.3	75.4	5.9
1973	83.2	7.6	85.0	6.4	82.1	8.9
1974	91.0	9.4	91.1	7.2	91.2	11.1
1975	96.3	5.8	96.0	5.4	96.5	5.7
1976	100.0	3.8	100.0	4.2	100.0	3.7
1977	104.0	4.0	103.6	3.6	104.4	4.4
1978	107.5	3.4	106.9	3.2	108.6	3.9
1979	112.7	4.8	111.5	4.3	114.3	5.3
1980	120.0	6.5	118.4	6.2	122.0	6.7
1981	126.4	5.3	125.3	5.8	127.8	4.8
1982	131.0	3.6	130.9	4.5	131.6	3.0
1983	134.7	2.8	134.8	3.0	135.1	2.7
1984	137.6	2.2	138.1	2.4	137.5	1.8
1985	140.3	2.0	140.8	2.0	140.4	2.2
1986	141.7	1.0	140.8	0.0	143.4	2.1
1987	143.5	1.3	141.8	0.7	146.6	2.2
1988	145.6	1.5	143.6	1.2	148.7	1.4
1989	149.7	2.8	148.0	3.1	152.3	2.4

1) Wachstumsrate in v.H..

2) Ohne Saarland.

Quelle siehe nächste Seite.

*Quelle:* Zusammengestellt und errechnet aus: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Fachserie 18, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe S. 7, Lange Reihen 1950 bis 1984, Stuttgart und Mainz 1985; dasselbe: Fachserie 18, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe 1, Konten und Standardtabellen 1985, 1986, Stuttgart und Mainz 1986, 1987; dasselbe: Fachserie 18, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe S. 10, Der Staat in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen 1950 bis 1986, Stuttgart und Mainz 1987; Dasselbe: Fachserie 18, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe 3.1, Konten und Standardtabellen 1987, Hauptbericht, Stuttgart und Mainz 1988; Dasselbe: Fachserie 18, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe 1.3, Konten und Standardtabellen 1988, Hauptbericht, Stuttgart 1989; Dasselbe: Fachserie 18, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe 1.2, Konten und Standardtabellen, Vorbericht, Stuttgart 1990.

Tabelle 25: Staatsausgaben und Produktivität

Jahr	Staatsausgaben		Produktivität <sup>1)</sup>	
	absolut Mrd. DM	Wachstums- rate <sup>2)</sup>	absolut	Wachstums- rate <sup>2)</sup>
1950	30700	----	13466	---
1951	36950	20.4	14383	7.0
1952	42840	15.9	15382	6.9
1953	46240	7.9	16308	6.0
1954	49710	7.5	17071	4.7
1955	54660	10.0	18406	7.8
1956	60500	10.7	19251	4.6
1957	70160	16.0	19945	3.6
1958	79900	13.9	20638	3.5
1959	87410	9.4	21990	6.6
1960	95660	9.4	23475	6.8
<hr/>				
1960	99660	----	27968	---
1961	113350	13.7	28862	3.2
1962	129580	14.3	30124	4.4
1963	140380	8.3	30885	2.5
1964	153170	9.1	32916	6.6
1965	170230	11.1	34524	4.9
1966	181590	6.7	35649	3.2
1967	193560	6.6	36806	3.2
1968	211080	9.1	38819	5.5
1969	233330	10.5	41076	5.8
1970	264130	13.2	42651	3.8
1971	304300	15.2	43708	2.5
1972	340990	12.1	45369	3.8
1973	386450	13.3	46983	3.6
1974	444840	15.1	47689	1.5
1975	509090	14.4	48226	1.1
1976	546200	7.3	51107	6.0
1977	582680	6.7	52540	2.8
1978	620760	6.5	53613	2.0
1979	669750	7.9	54917	2.4
1980	722360	7.9	54816	-0.2
1981	766170	6.1	54966	0.3
1982	795980	3.9	55270	0.6
1983	816440	2.6	56906	3.0
1984	848970	4.0	58418	2.7
1985	875450	3.1	59137	1.2
1986	912290	4.2	59697	0.9
1987	949130	4.0	60358	1.1
1988	990770	4.4	62128	2.9
1989	1015340	2.5	63380	2.0

1) Reales Bruttoinlandsprodukt pro Erwerbstätigen. 1950 bis 1960 in Preisen von 1976, 1960 bis 1989 in Preisen von 1980.

2) Wachstumsrate in v.H..

3) Ohne Saarland.

Quelle: Siehe Tabelle 24.



**Tabelle 26: Monatliche Bruttolohn- und Gehaltssumme pro Beschäftigten im  
Staatssektor und in der Privatwirtschaft  
1960-1988**

Jahr	Monatliche Bruttolohn- und Gehaltssumme pro Beschäftigten			
	Staat		Privatwirtschaft	
	absolut <sup>1)</sup>	Wachs-2) tumsrate	absolut <sup>3)</sup>	Wachs-2) tumsrate
1960	679.6	----	489.8	----
1961	731.2	7.6	540.7	10.4
1962	758.8	3.8	596.3	10.3
1963	807.1	6.4	631.3	5.9
1964	847.8	5.0	693.1	9.8
1965	932.3	10.0	754.4	8.8
1966	1008.9	8.2	806.7	6.9
1967	1043.1	3.4	830.6	3.0
1968	1089.0	4.4	885.6	6.6
1969	1204.4	10.6	963.9	8.8
1970	1356.9	12.7	1116.1	15.8
1971	1554.2	14.5	1231.0	10.3
1972	1660.3	6.8	1335.4	8.5
1973	1857.9	11.9	1473.4	10.3
1974	2089.4	12.5	1617.1	9.8
1975	2197.4	5.2	1716.4	6.1
1976	2266.1	3.1	1844.9	7.5
1977	2394.2	5.7	1969.0	6.7
1978	2499.1	4.4	2076.5	5.5
1979	2608.1	4.4	2189.7	5.5
1980	2766.6	6.1	2332.1	6.5
1981	2880.6	4.1	2428.5	4.1
1982	2939.1	2.0	2515.8	3.6
1983	3004.6	2.2	2590.5	3.0
1984	3043.5	1.3	2680.2	3.5
1985	3110.5	2.2	2760.3	3.0
1986	3207.4	3.1	2857.6	3.5
1987	3302.0	2.9	2943.3	3.0
1988	3366.3	1.9	3041.2	3.3

1) Bruttolohn- und Gehaltssumme pro Beschäftigten beim Staat dividiert durch 12.

2) Wachstumsrate in v.H..

3) Bruttolohn- und Gehaltssumme pro Beschäftigten in der Privatwirtschaft dividiert durch 12.

Quelle: Siehe Tabelle 24.

**Tabelle 27: Sachinvestitionen und geleistete Einkommen aus  
unselbständiger Arbeit der Gemeinden  
- Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen -**

Jahr	Einkommen aus unselb- ständiger Arbeit		Sachinvestitionen	
	absolut Mill. DM	W-Rate in v.H.	absolut Mill. DM	W-Rate in v.H.
1950	1910	----	1230	----
1951	2190	14.7	1480	20.3
1952	2510	14.6	1660	12.2
1953	2770	10.4	1990	19.9
1954	2980	7.6	2470	24.1
1955	3220	8.1	3280	32.8
1956	3680	14.3	3710	13.1
1957	4030	9.5	3790	2.2
1958	4480	11.2	3990	5.3
1959	4630	3.3	5000	25.3
1960	4950	6.9	5820	16.4
1960	5050	----	5990	----
1961	5680	12.5	7290	21.7
1962	6240	9.9	9150	25.5
1963	6880	10.3	10980	20.0
1964	7520	9.3	13580	23.7
1965	8600	14.4	13530	-0.4
1966	9610	11.7	13640	0.8
1967	10170	5.8	11320	-17.0
1968	10830	6.5	12860	13.6
1969	12350	14.0	14840	15.4
1970	14380	16.4	19470	31.2
1971	17290	20.2	21600	10.9
1972	19510	12.8	21900	1.4
1973	23140	18.6	22820	4.2
1974	26630	15.1	25680	12.5
1975	29010	8.9	25270	-1.6
1976	30530	5.2	25480	0.8
1977	32750	7.3	24620	-3.4
1978	35290	7.8	27630	12.2
1979	38310	8.6	31660	14.6
1980	41670	8.8	36100	14.0
1981	44400	6.6	33900	-6.1
1982	45670	2.9	29700	-12.4
1983	46850	2.6	26060	-12.3
1984	47950	2.3	25750	-1.2
1985	50070	4.4	26160	1.6
1986	53160	6.2	29480	12.7
1987	55740	4.4	30190	2.4
1988	57300	2.8	31540	4.5
1989	59040	3.0	34340	8.9

1) Ohne Saarland

Quelle: Siehe Tabelle 24.

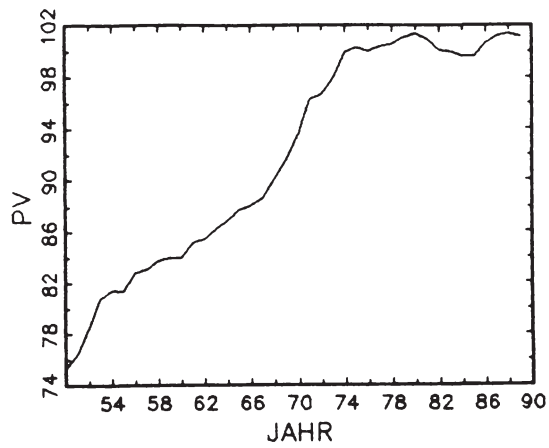
**Tabelle 28: Sachinvestitionen und geleistete Einkommen aus  
unselbständiger Arbeit der Länder  
- Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen -**

Jahr	Einkommen aus unselbständiger Arbeit		Sachinvestitionen	
	absolut Mill. DM	W-Rate in v.H.	absolut Mill. DM	W-Rate in v.H.
1950	3020	----	540	----
1951	3540	17.2	480	-11.1
1952	4120	16.4	480	0.0
1953	4620	12.1	560	16.7
1954	5060	9.5	640	14.3
1955	5660	11.9	870	35.9
1956	6360	12.4	970	11.5
1957	7000	10.1	1020	5.2
1958	7940	13.4	950	-6.9
1959	8150	2.6	1270	33.7
1960	9100	11.7	1600	26.0
1960	10480	15.2	1900	18.8
1961	11760	12.2	2150	13.2
1962	12570	6.9	2590	20.5
1963	13810	9.9	3120	20.5
1964	14960	8.3	3860	23.7
1965	17080	14.2	3990	3.4
1966	18930	10.8	4070	2.0
1967	20130	6.3	3600	-11.5
1968	21760	8.1	3850	6.9
1969	24720	13.6	4330	12.5
1970	29310	18.6	6340	46.4
1971	35430	20.9	6290	-0.8
1972	39630	11.9	6050	-3.8
1973	46240	16.7	6500	7.4
1974	54000	16.8	7810	20.2
1975	59090	9.4	7810	0.0
1976	62870	6.4	7480	-4.2
1977	67540	7.4	7650	2.3
1978	72110	6.8	7850	2.6
1979	77490	7.5	8430	7.4
1980	83900	8.3	9320	10.6
1981	89080	6.2	8740	-6.2
1982	92010	3.3	8700	-0.5
1983	94960	3.2	8510	-2.2
1984	96640	1.8	8740	2.7
1985	99650	3.1	8990	2.9
1986	104010	4.4	9880	9.9
1987	107540	3.4	10080	2.0
1988	110230	2.5	10360	2.8

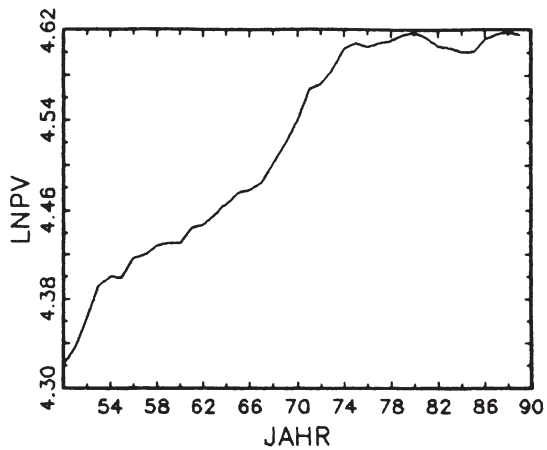
1) Ohne Saarland

Quelle: Siehe Tabelle 24.

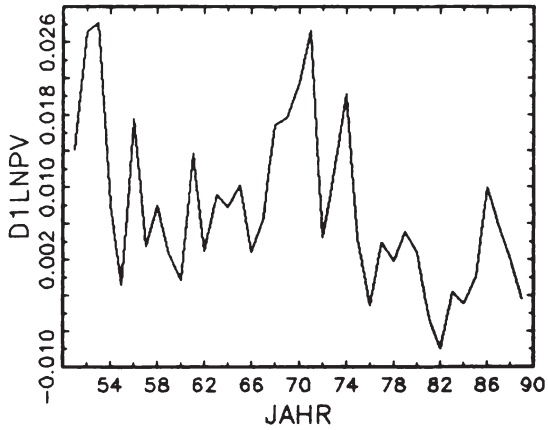
**Plot 1: Relatives Preisverhältnis (PV)  
1950 - 1989**



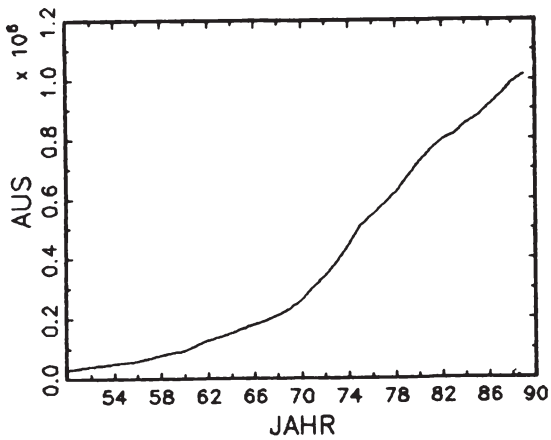
**Plot 2: Logarithmiertes Preisverhältnis (LNPV)  
1950 - 1989**



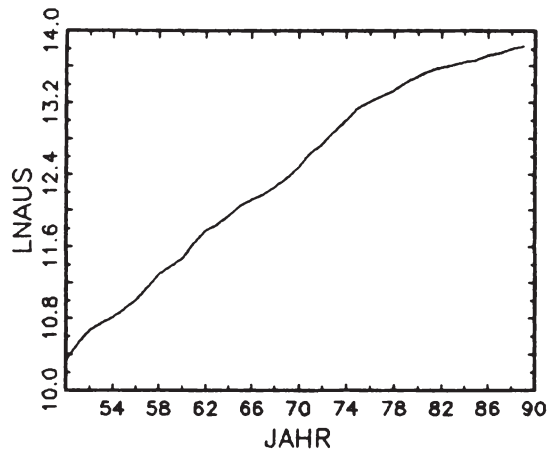
**Plot 3: 1-te Differenz des logarithmierten Preisverhältnisses (D1LNVP)  
1951 - 1989**



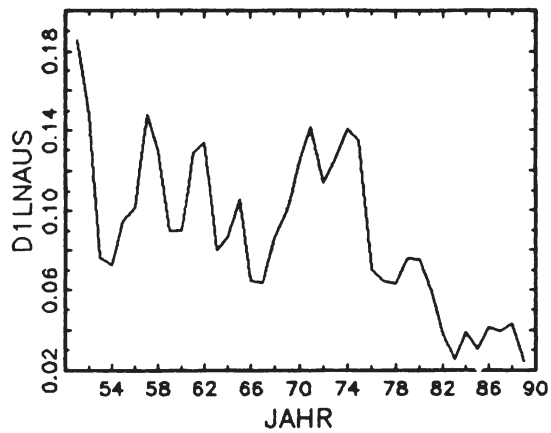
**Plot 4: Staatsausgaben (AUS)  
1950 - 1989**



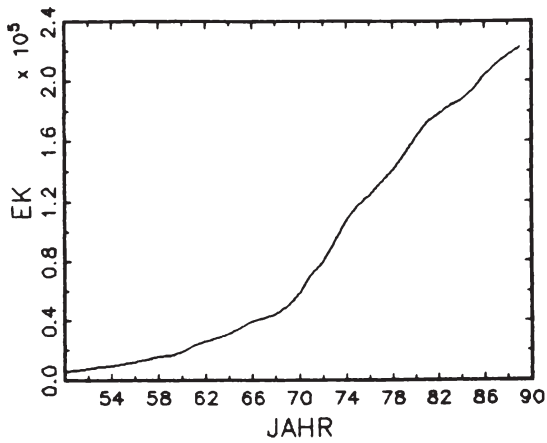
**Plot 5: Logarithmierte Staatsausgaben (LNAUS)  
1950 - 1989**



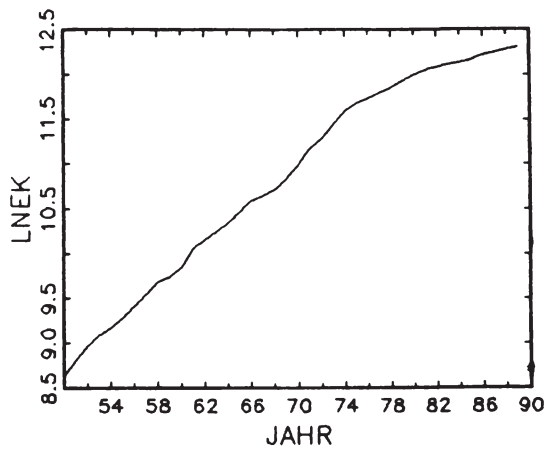
**Plot 6: 1-te Differenz der logarithmierten Staatsausgaben  
(D1LNAUS)  
1951 - 1989**



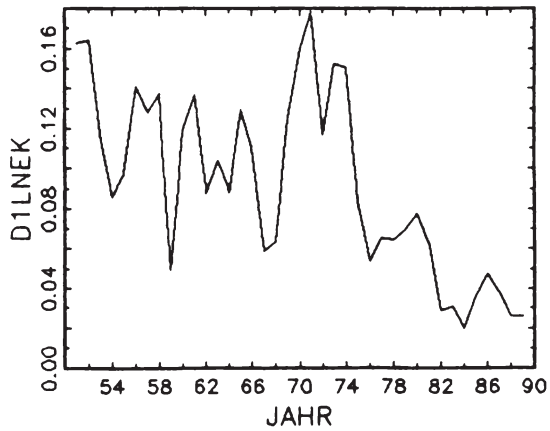
**Plot 7: Geleistete Einkommen aus unselbständiger Arbeit (EK)  
1950 - 1989**



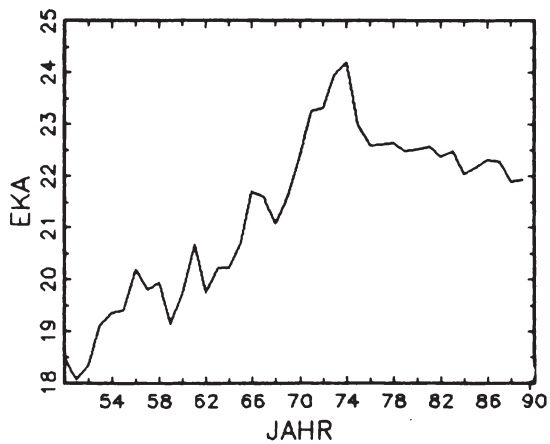
**Plot 8: Logarithmierte geleistete Einkommen aus unselbständiger Arbeit  
(LNEK)  
1950 - 1989**



**Plot 9: 1-te Differenz der logarithmierten geleisteten Einkommen aus  
unselbständiger Arbeit (D1LNEK)  
1951 - 1989**

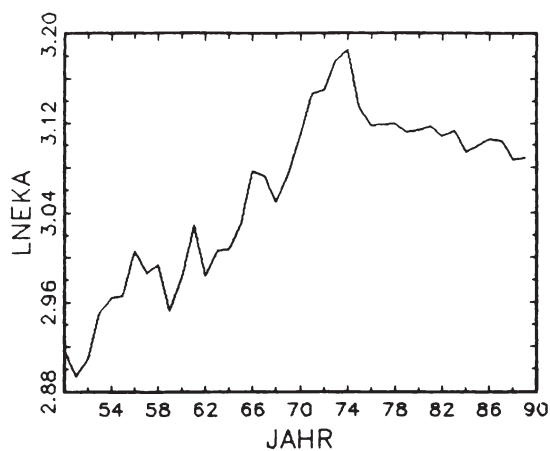


**Plot 10: Personalausgabenanteil (EKA)  
1950 - 1989**

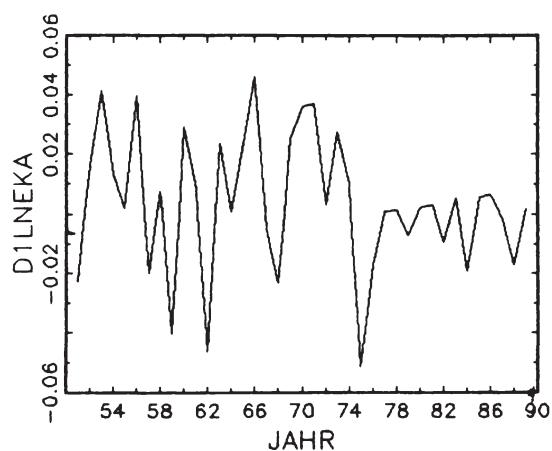




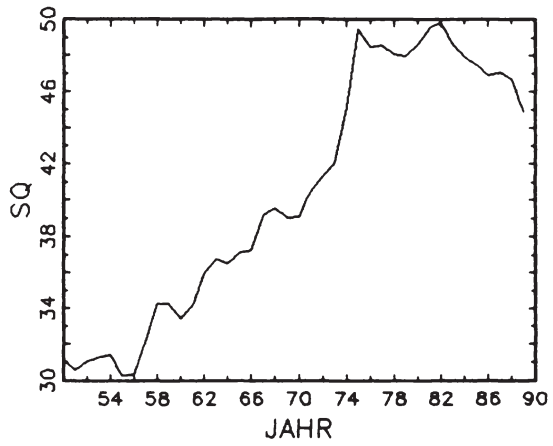
**Plot 11: Logarithmierter Personalausgabenanteil (LNEKA)  
1950 - 1989**



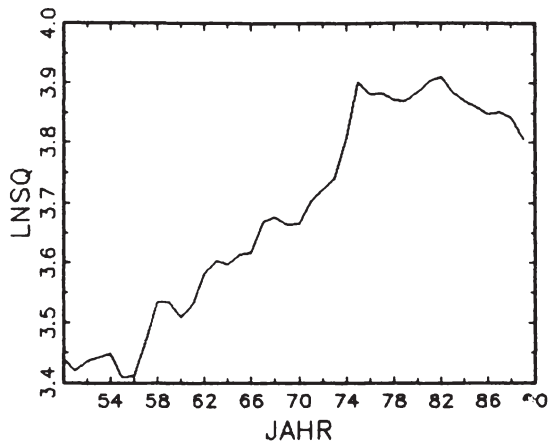
**Plot 12: 1-te Differenz des logarithmierten Personalausgabenanteils  
(D1LNEKA)  
1951 - 1989**



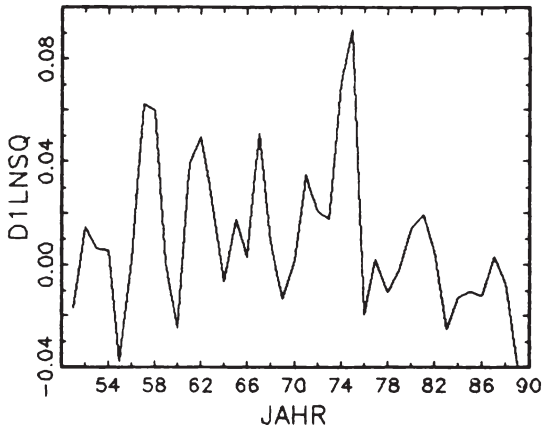
**Plot 13:Staatsquote (SQ)**  
1950 - 1989



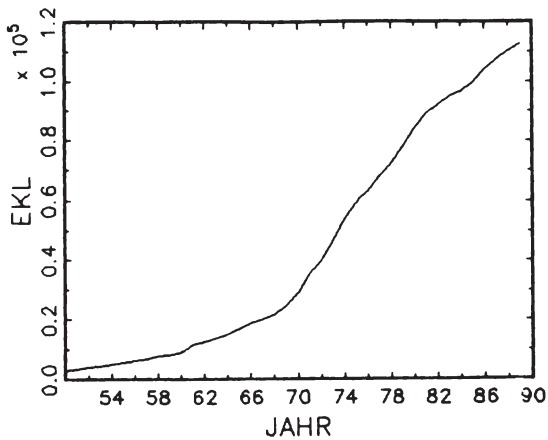
**Plot 14:Logarithmierte Staatsquote (LNSQ)**  
1950 - 1989



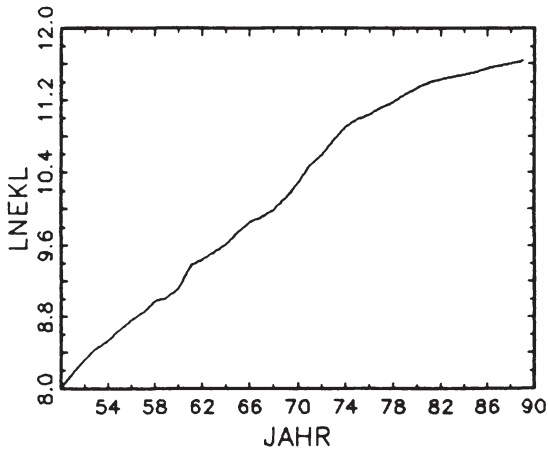
**Plot 15: 1-te Differenz der logarithmierten Staatsquote (D1LNSQ)  
1951 - 1989**



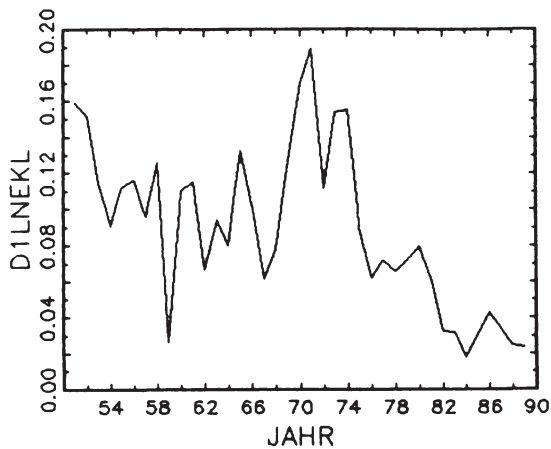
**Plot 16: Geleistete Einkommen aus unselbständiger Arbeit der Länder  
(EKL)  
1950 - 1989**



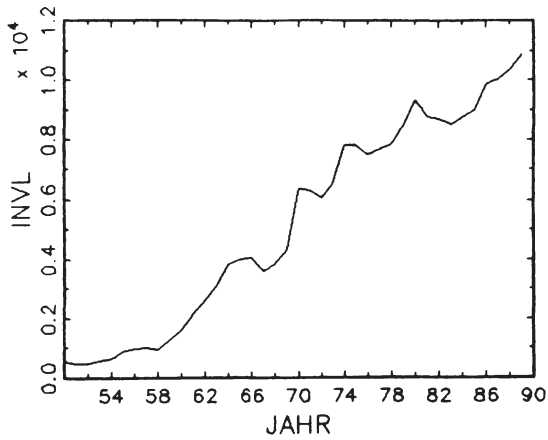
**Plot 17: Logarithmierte geleistete Einkommen aus unselbständiger Arbeit der Länder (LNEKL)  
1950 - 1989**



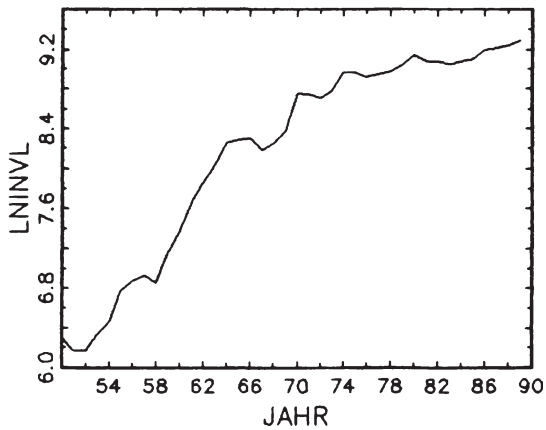
**Plot 18: 1-te Differenz der logarithmierten geleisteten Einkommen aus unselbständiger Arbeit der Länder (D1LNEKL)  
1951 - 1989**



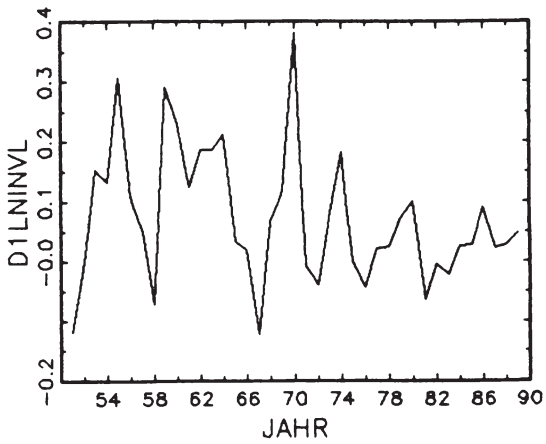
**Plot 19: Investitionsausgaben der Länder (INVL)  
1950 - 1989**



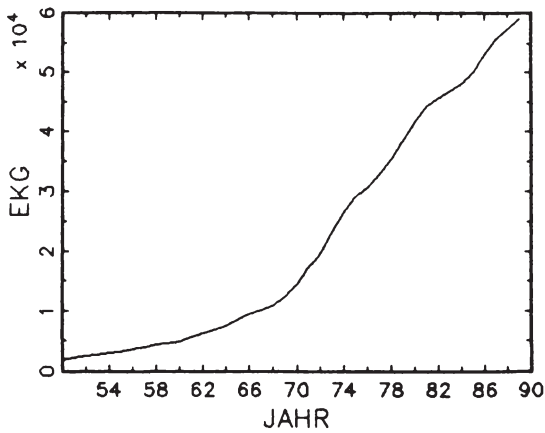
**Plot 20: Logarithmierte Investitionsausgaben der Länder (LNINVL)  
1950 - 1989**



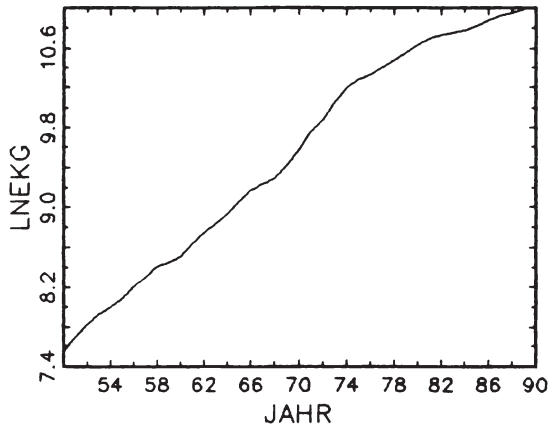
**Plot 21: 1-te Differenz der logarithmierten Investitionsausgaben der  
Länder (D1LNINVL)  
1951 - 1989**



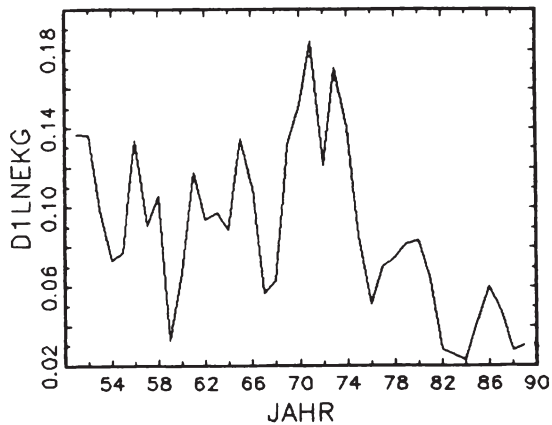
**Plot 22: Geleistete Einkommen aus unselbständiger Arbeit der Gemeinden  
(EKG)  
1950 - 1989**



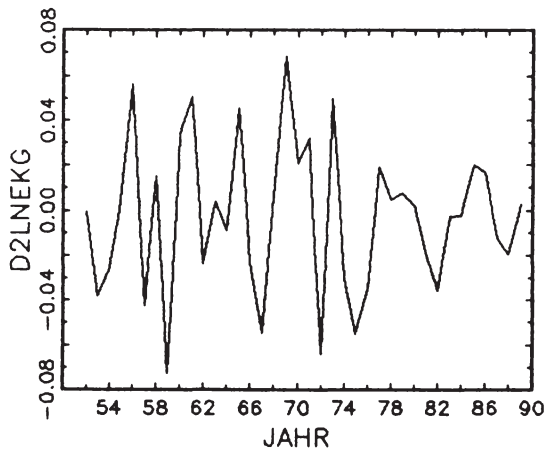
**Plot 23: Logarithmierte geleistete Einkommen aus unselbständiger Arbeit der Gemeinden (LNEKG) 1950 - 1989**



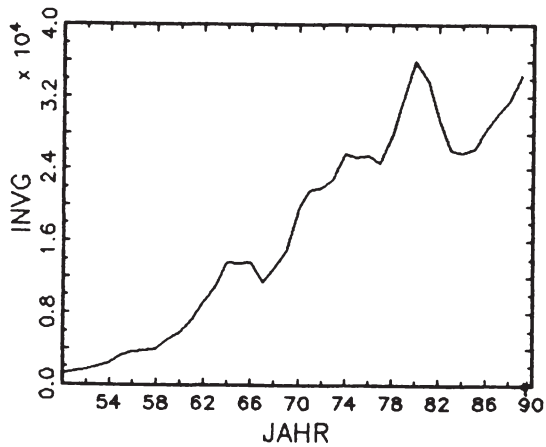
**Plot 24: 1-te Differenz der logarithmierten geleisteten Einkommen aus unselbständiger Arbeit der Gemeinden (D1LNEKG) 1951 - 1989**



**Plot 25: 2-te Differenz der logarithmierten geleisteten Einkommen aus  
unselbständiger Arbeit der Gemeinden (D2LNEKG)  
1952 - 1989**

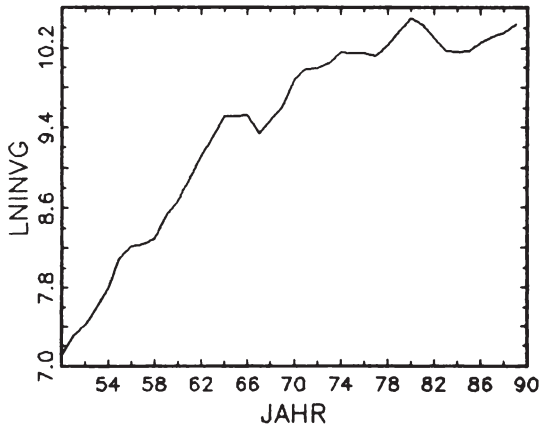


**Plot 26: Investitionsausgaben der Gemeinden (INVG)  
1950 - 1989**

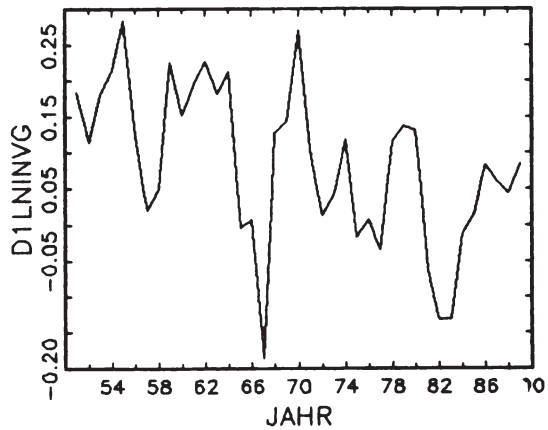




**Plot 27: Logarithmierte Investitionsausgaben der Gemeinden (LNINVG)  
1950 - 1989**



**Plot 28: 1-te Differenz der logarithmierten Investitionsausgaben der  
Gemeinden (D1LNINVG)  
1951 - 1989**



## **L I T E R A T U R V E R Z E I C H N I S**

- Akaike, H. (1969)**, Fitting Autoregressive Models for Prediction. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, Vol. 21, S. 243-247.
- Andel, N. (1985)**, Buchbesprechung zu: Heller, P.S. and Tait, A.A., Government Employment and Pay: Some International Comparisons. *Finanzarchiv*, N.F. Bd. 43, S. 515-517.
- Andel, N. (1990)**, *Finanzwissenschaft*, 2. Aufl., Tübingen.
- Andreae, C.-A., Büchel, H. und Wilflingseder, C. (1980)**, Öffentlicher Dienst II: Besoldung, in: Albers, W. u.a. (Hrsg.), *Handwörterbuch der Wirtschaftswissenschaft (HdWW)*, Bd. 5, S. 532-545.
- Bamberg, G., Schittko, U.K. (1979)**, *Einführung in die Ökonometrie*, Stuttgart, New York.
- Bartels, H. (1963)**, Preisindices in der Sozialproduktsberechnung. *Wirtschaft und Statistik*, N.F. 15. Jg., S. 15-18.
- Baumol, W.J. (1967)**, Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis. *American Economic Review*, Vol. 57, S. 415-426.
- Baumol, W.J. and Oates, W.E. (1975)**, *The Theory of Environmental Policy, Externalities, Public Outlays, and the Quality of Life*, London et al.
- Beach, C. and MacKinnon, J.G. (1978)**, A Maximum Likelihood Procedure for Regression with Autocorrelated Errors. *Econometrica*, Vol. 46, S. 51-58.
- Beck, M.A. (1979)**, Public Sector Growth. A Real Perspective. *Public Finance*, Vol. 34, S. 313-356.
- Berry, W.D. and Lowery, D. (1987)**, *Understanding United States Government Growth. An Empirical Analysis of the Postwar Area*, New York et al.
- Blankart, B. (1975)**, Zur ökonomischen Theorie der Bürokratie. *Public Finance*, Vol. 30, S. 166-185.

**Box, G.E.P. and Pierce, D.A. (1970)**, Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 65, S. 1509-1526.

**Breidenstein, W. (1989)**, Personal im Bundesdienst am 30. Juni 1988. *Wirtschaft und Statistik*, N.F. 41. Jg., S. 86-89.

**Breton, A. and Wintrobe, R. (1975)**, The Equilibrium Size of a Budget-Maximizing Bureau. A Note on Niskanen's Theory of Bureaucracy. *Journal of Political Economy*, Vol. 83, S. 195-207.

**Breusch, T.S. and Pagan, A.R. (1980)**, The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. *Review of Economic Studies*, Vol. 47, S. 239-253.

**Brinkmann, T. (1972)**, Die Haushalts- und Personalkostensituation der Gemeinden. *Berichte des Deutschen Industrieinstituts zur Wirtschaftspolitik*, 6. Jg., Nr. 7.

**Brown, C.V. and Jackson, R.M. (1982)**, *Public Sector Economics*, 2nd Edition, Oxford.

**Chiang, A.C. (1984)**, *Fundamental Methods of Mathematical Economics*, 3rd Edition, Auckland et al.

**Crumfinger, A. (1989)**, Öffentliche Finanzen 1988. *Wirtschaft und Statistik*, N.F. 41. Jg., S. 250-257.

**Cullis, J.G. and Jones, P.R. (1984)**, The Economic Theory of Bureaucracy, X-Inefficiency and Wagner's Law: A Note. *Public Finance*, Vol. 39, S. 191-201.

**Deutsche Bundesbank, Hrsg. (1972)**, Die Personalausgaben der Gebietskörperschaften seit 1961. *Monatsberichte der Deutschen Bundesbank*, 24. Jg., Nr. 7, S. 22-28.

**Deutsche Bundesbank, Hrsg. (1990)**, Die Ausgaben der Gebietskörperschaften seit dem Jahre 1982. *Monatsberichte der Deutschen Bundesbank*, 42. Jg., Nr. 7, S. 40-49.

**Dhrymes, P.J. (1980)**, *Econometrics, Statistical Foundations and Applications*, New York, Heidelberg, Berlin.

**Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979)**, Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, S. 427-431.

**Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1981)**, Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Econometrica*, Vol. 49, S. 1057-1072.

**Dielmann, T. E. and Pfaffenberger, R.C. (1989)**, Small Sample Properties of Estimation in the Autocorrelated Error Model: A Review and Some Additional Simulations. *Statistische Hefte*, Bd. 30, S. 163-183.

**Dietz, O. (1983)**, Finanzen von Bund und Ländern 1950 bis 1981. *Wirtschaft und Statistik*, N.F. 35. Jg., S. 132-140.

**Doan, T.A. (1990)**, User's Manual RATS, Version 3.10, Evanston.

**Durbin, J. and Watson, G.S. (1950)**, Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression I. *Biometrika*, Vol. 37, S. 409-428.

**Durbin, J. and Watson, G.S. (1951)**, Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression II. *Biometrika*, Vol. 38, S. 159-178.

**Ellrott, H. (1977)**, Zur Entwicklung und Struktur der Beamtenbezahlung - Ein Index der Beamtengehälter. Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung Essen, Mitteilungen, 28. Jg., S. 243-256.

**Erbsland, M. (1986)**, X-Ineffizienz in privaten und öffentlichen Produktionsprozessen, in: Wille, E. (Hrsg.), *Konkrete Probleme öffentlicher Planung*, Frankfurt, Bern, New York, S. 67-97.

**Felderer, B. (1976/77)**, Die reale Staatsquote. *Finanzarchiv*, N.F. Bd. 35, S. 405-434.

**Felderer, B. (1979)**, Inflation, Wagnersches Gesetz und Stagnation. *Finanzarchiv*, N.F. Bd. 37, S. 223-269.

**Fomby, T.B., Hill, R.C. and Johnson, S. R. (1984)**, *Advanced Econometric Methods*, New York et al.

**Frey, B.S. (1981)**, *Theorie demokratischer Wirtschaftspolitik*, München.

**Frisch, R. and Waugh, V. (1933)**, Partial Time Regressions As Compared With Individual Trends. *Econometrica*, Vol. 1, S. 387-401.

**Fürst, G. (1971).** Was ist Menge, was ist Preis? Probleme der Deflationierung von Werten. Allgemeines Statistisches Archiv, Bd. 55, S. 10-22.

**Fuller, W.A. (1976),** Introduction to Statistical Time Series, New York.

**Gärtner, M. und Henri, E.W. (1983),** Konjunktur und realer Wechselkurs. Eine Kausalitätsanalyse für neun OECD-Länder. Kredit und Kapital, 16. Jg., S. 98-116.

**Görzig, B. (1975),** Die Verteilungswirkungen der Inflation auf den privaten und öffentlichen Sektor, Göttingen.

**Gottmann, J.M. (1981),** Time-Series Analysis. A Comprehensive Introduction for Social Scientists, Cambridge et al.

**Granger, C.W.J. (1969),** Investigation Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. Econometrica, Vol. 37, S. 424-438.

**Granger, C.W.J. (1982),** Generating Mechanisms, Models and Causality, in: Hildenbrand, W. (Ed.), Advances in Econometrics, Cambridge, S. 237-253.

**Granger, C.W.J. and Newbold, P. (1986),** Forecasting Economic Time Series, 2nd Edition, New York et al.

**Gretschmann, K. (1981),** Steuerungsprobleme der Staatswirtschaft, Berlin.

**Guilkey, D.K. and Salemi, M.K. (1982),** Small Sample Properties of Three Tests for Granger Causal Ordering in a Bivariate Stochastic System. Review of Economics and Statistics, Vol. 64, S. 668-680.

**Hake, L. (1985),** Indizes der Lohnstatistik auf Basis 1980. Wirtschaft und Statistik, N.F. 37. Jg., S. 681-689.

**Hake, L. (1986),** Zur Entwicklung der Verdienste in der Privatwirtschaft und im öffentlichen Dienst. Wirtschaft und Statistik, N.F. 38. Jg., S. 841-847.

**Hannan, E.J. and Quinn, B.G. (1979),** The Determination of the Order of an Autoregression. Journal of the Royal Statistical Society, Series B, Vol. 41, S. 190-195.

**Hartung J., Elpelt, B. und Klösener, K.-H. (1987)**, Statistik. Lehr- und Handbuch der angewandten Statistik, 6. Aufl., München, Wien.

**Hesse, H. (1980)**, Nutzen-Kosten-Analyse I: Theorie, in: Albers, W. u.a. (Hrsg.), Handwörterbuch der Wirtschaftswissenschaft (HdWW), Bd. 5, Stuttgart u.a., S. 361-382.

**Hsiao, C. (1979a)**, Autoregressive Modelling of Canadian Money and Income Data. Journal of the American Statistical Association, Vol. 74, S. 553-560.

**Hsiao, C. (1979b)**, Causality Tests in Econometrics. Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 1, S. 321-346.

**Hsiao, C. (1981)**, Autoregressive Modelling and Money Income Causality Detection. Journal of Monetary Economics, Vol. 7, S. 85-106.

**Judge, G.G. et al. (1988)**, Introduction to the Theory and Practice of Econometrics, 2nd Edition, New York et al.

**King, M.L. (1981)**, The Durbin-Watson Bounds Test and Regression Without an Intercept. Australian Economic Papers, Vol. 20, S. 161-170.

**Kirchgässner, G. (1981)**, Einige neuere statistische Verfahren zur Erfassung kausaler Beziehungen zwischen Zeitreihen, Göttingen.

**Klein, M. (1983)**, Deflationierung der staatlichen Leistungen und Preisentwicklungen im öffentlichen Sektor, in: Wille, E. (Hrsg.), Konzeptionelle Probleme öffentlicher Planung, Frankfurt, Bern, New York, S. 85-126.

**Kmenta, J. (1986)**, Elements of Econometrics, 2nd Edition, New York, London.

**Koschick, P. (1978)**, Die Investitionsquote der öffentlichen Haushalte unter dem Druck der Folgekosten. Der Finanzminister des Landes Nordrhein-Westfalen (Hrsg.), o.O.

**Kramer, G. (1971)**, On the Durbin-Watson Bounds Test in the Case of Regression Through the Origin. Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 185, S. 345-358.

**Kugler, P. (1982)**, Some Remarks on Causality Detection by Autoregressive Modelling. Statistische Hefte, Bd. 23, S. 258-274.

**Leibenstein, H. (1976)**, X-Efficiency, Technical Efficiency and Incomplete Information Use: A Comment. *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 25, S. 311-316.

**Leibenstein, H. (1978a)**, General X-Efficiency Theory and Economic Development, New York, London, Toronto.

**Leibenstein, H. (1978b)**, On the Basic Proposition of X-Efficiency Theory. *American Economic Review*, Vol. 68, S.203-211.

**Leibenstein, H. (1984)**, Motivations and Constraints in the Supply-Cost of Government Services: A Game Theoretic Analysis, in: *Proceedings of the 38th Congress of the International Institute of Public Finance*, Copenhagen 1982, Detroit, Michigan, S. 223-240.

**Lenk, R. (1981)**, Herstellungskosten und Folgelasten öffentlicher Investitionen. Materialband Gemeindeinvestitionen. Ergänzung zu dem im Auftrag des Finanzministeriums des Landes Nordrhein-Westfalen durchgeführten Gutachten. Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung, München.

**Lenk, R. und Lang, E. (1981)**, Herstellungskosten und Folgelasten öffentlicher Investitionen. Gutachten im Auftrag des Finanzministeriums des Landes Nordrhein-Westfalen, Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung, München.

**Liu, P.-W. (1982)**, Imperfect Information, Monitoring Cost and Incentives in the Agency Problem. *Zeitschrift für Nationalökonomie und Statistik*, Bd. 42, S. 235-245.

**Ljung, G.M. and Box, G.E.P. (1978)**, On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika*, Vol. 66, S. 297-303.

**Lütkepohl, H. (1986)**, Prognosen aggregierter Zeitreihen, Göttingen.

**Mettelsiefen, B., Pelz, L. und Rahmann, B. (1986)**, Verdienstdynamik im öffentlichen Sektor, Göttingen.

**Mettelsiefen, B., Pelz, L., und Rahmann, B. (1988)**, Verdienstruktur im öffentlichen Sektor, Göttingen.

**Mons, W. und Fuchs, K.W. (1989)**, Gruppierungsplan des Bundeshaushaltes. Loseblattsammlung, München.

**Newbold, P. (1978)**, Feedback Induced by Measurement Errors. *International Economic Review*, Vol. 19, S. 787-791.



**Niskanen, W.A. (1971)**, Bureaucracy and Representative Government, Chicago, New York.

**Niskanen, W.A. (1975)**, Bureaucrats and Politicians. *Journal of Law and Economics*, Vol. 18, S. 617-643.

**Niskanen, W.A. (1979)**, Ein ökonomisches Modell der Bürokratie, in: Pommerehne, W.W. und Frey, B.S. (Hrsg.), *Ökonomische Theorie der Politik*, Berlin, Heidelberg, New York, S. 349-368.

**Oberhauser, A., (1975)**, Stabilitätspolitik bei steigender Staatsquote, Göttingen.

**Olson, M. (1968)**, Die Logik des kollektiven Handelns, Tübingen.

**Orzechowski, W. (1977)**, Economic Models of Bureaucracy: Survey, Extensions and Evidence, in: Borcharding, T.E. (Ed.), *Budgets and Bureaucrats: The Sources of Government Growth*, Durham, S. 229-259.

**Ott, A.E. (1979)**, Grundzüge der Preistheorie, 3. Aufl., Göttingen.

**Peacock, A.T. and Wiseman, J. (1979)**, Approaches to the Analysis of Government Expenditure Growth. *Public Finance Quarterly*, Vol. 7, S. 3-23.

**Pierce, D.A. and Haugh, L.D. (1977)**, Causality in Temporal Systems. *Journal of Econometrics*, Vol. 5, S. 265-293.

**Rahmeyer, F. (1975)**, Preisveränderungen und Erhöhung der Staatsquote. *Konjunkturpolitik*, 21. Jg., S. 232-253.

**Röck, W. (1980)**, Folgeausgaben und Folgekosten öffentlicher Investitionen. *Der Gemeindehaushalt*, 8/1980, S. 177-182.

**Roppel, U. (1979)**, *Ökonomische Theorie der Bürokratie*, Freiburg im Breisgau.

**Sargent, T.J. (1976)**, A Classical Macroeconometric Model for the United States. *Journal of Political Economy*, Vol. 84, S. 207-237.

**Schneeweiß, H. (1974)**, *Ökonometrie*, 2. Aufl., Würzburg, Wien.

**Schulz, U. (1960)**, Neuberechnung eines Index der tariflichen Wochenarbeitszeit in der gewerblichen Wirtschaft und in der öffentlichen Verwaltung. *Wirtschaft und Statistik*, N.F. 12. Jg., S. 462-466.

**Schulz, U. (1974)**, Die Indizes der tariflichen Stundenlöhne, Monatsgehälter und Wochenarbeitszeiten auf Basis 1970. *Wirtschaft und Statistik*, N.F. 26. Jg., S. 760-762.

**Schumann, J. (1987)**, Grundzüge der mikroökonomischen Theorie, 5. Aufl., Berlin u.a.

**Seitz, H. (1986)**, Eine empirische Studie zur Folgekostenproblematik kommunaler Investitionen, in: Wille, E. (Hrsg.), *Konkrete Probleme Öffentlicher Planung*, Frankfurt, Bern, New York, S. 203-221.

**Shibata, R. (1980)**, Asymptotically Efficient Selection of the Order of the Model for Estimating Parameters of a Linear Process. *Annals of Statistics*, Vol. 8, S. 147-164.

**Sims, C.A. (1972)**, Money, Income and Causality. *American Economic Review*, Vol. 62, S. 540-552.

**Sinn, H.-W. (1983)**, Die Inflationsgewinne des Staates, in: Wille, E. (Hrsg.), *Beiträge zur gesamtwirtschaftlichen Allokation*, Frankfurt, Bern, New York, S. 111-166.

**Starbatty, J. (1974/75)**, Der Staat - Inflationsgewinner oder Inflationsverlierer? *Finanzarchiv*, N.F.: Bd. 33, S. 369-386.

**Statistisches Bundesamt, Hrsg. (1952)**, Personal der öffentlichen Verwaltung am 2.9.1950. *Statistik der Bundesrepublik Deutschland*, Bd. 55, Stuttgart, Köln.

**Statistisches Bundesamt, Hrsg. (1955)**, Personalausgaben bei Bund, Ländern und Gemeinden in den Rechnungsjahren 1950 bis 1954. *Wirtschaft und Statistik*, N.F. 7. Jg., S. 265-268.

**Statistisches Bundesamt, Hrsg. (1959)**, Das Personal von Bund, Ländern und Gemeinden. *Statistik der Bundesrepublik Deutschland*, Bd. 221, Stuttgart, Köln.

**Statistisches Bundesamt, Hrsg. (1961)**, Fachserie Finanzen und Steuern, Reihe 4, Personal von Bund, Ländern und Gemeinden 1958 und 1959, Stuttgart, Mainz.

**Statistisches Bundesamt, Hrsg. (1964)**, Personalausgaben von Bund, Ländern und Gemeinden im Rechnungsjahr 1962. *Wirtschaft und Statistik*, N.F. 16. Jg., S. 415-417.

**Statistisches Bundesamt, Hrsg. (1966a)**, Fachserie L, Finanzen und Steuern, Reihe 1, Haushaltswirtschaft von Bund, Ländern und Gemeinden, II Jahresabschlüsse, Öffentliche Finanzwirtschaft 1963, Stuttgart, Mainz.

**Statistisches Bundesamt, Hrsg. (1966b)**, Personalausgaben von Bund, Ländern und Gemeinden 1964 und ihre Entwicklung seit 1961. Wirtschaft und Statistik, N.F. 18. Jg., S. 652-655.

**Statistisches Bundesamt, Hrsg. (1971)**, Fachserie L, Finanzen und Steuern, Personalstrukturerhebung am 2. Oktober 1968, Personal von Bund, Ländern und Gemeinden, Stuttgart, Mainz.

**Statistisches Bundesamt, Hrsg. (1973)**, Fachserie L, Finanzen und Steuern, Reihe 1, Haushaltswirtschaft von Bund, Ländern und Gemeinden, II Jahresabschlüsse, Öffentliche Finanzwirtschaft 1970, Stuttgart, Mainz.

**Statistisches Bundesamt, Hrsg. (1975)**, Personal im öffentlichen Dienst am 30. Juni 1974. Wirtschaft und Statistik, N.F. 27. Jg., S. 259-262.

**Statistisches Bundesamt, Hrsg. (1979)**, Fachserie 14, Finanzen und Steuern, Reihe 6, Personal des öffentlichen Dienstes 30. Juni 1977, Stuttgart, Mainz.

**Statistisches Bundesamt, Hrsg. (1981)**, Fachserie 14, Finanzen und Steuern, Reihe 6, Personal des öffentlichen Dienstes 30. Juni 1979, Stuttgart, Mainz.

**Statistisches Bundesamt, Hrsg. (1982a)**, Fachserie 14, Finanzen und Steuern, Reihe 6, Personal des öffentlichen Dienstes 30. Juni 1980, Stuttgart, Mainz.

**Statistisches Bundesamt, Hrsg. (1982b)**, Personal der öffentlichen Haushalte, Beschäftigte und Ausgaben 1965 bis 1980. Wirtschaft und Statistik, N.F. 34. Jg., S. 918-926.

**Statistisches Bundesamt, Hrsg. (1983)**, Fachserie 14, Finanzen und Steuern, Reihe 3.1, Ergebnisse des öffentlichen Gesamthaushalts 1981, Stuttgart, Mainz.

**Statistisches Bundesamt, Hrsg. (1985)**, Fachserie 18, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe S.7, Lange Reihen 1950 bis 1984, Stuttgart, Mainz.

**Statistisches Bundesamt, Hrsg. (1987a).** Fachserie 18, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe 1, Konten und Standardtabellen 1986, Stuttgart, Mainz.

**Statistisches Bundesamt, Hrsg. (1987b).** Fachserie 18, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe S.10, Der Staat in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen 1950 bis 1986, Stuttgart, Mainz.

**Statistisches Bundesamt, Hrsg. (1988).** Fachserie 18, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe 3.1, Konten und Standardtabellen 1987, Hauptbericht, Stuttgart, Mainz.

**Statistisches Bundesamt, Hrsg. (1989a).** Fachserie 14, Finanzen und Steuern, Reihe 3.1, Rechnungsergebnisse des öffentlichen Gesamthaushalts 1987, Stuttgart.

**Statistisches Bundesamt, Hrsg. (1989b).** Fachserie 14, Finanzen und Steuern, Reihe 6, Personal des öffentlichen Dienstes 1987, Stuttgart.

**Stobbe, A. (1983).** Volkswirtschaftslehre II, Mikroökonomik, Berlin u.a.

**Stöwe, H. (1977).** Ökonometrie, Meisenheim am Glan.

**Stone, R. (1956).** Quantity and Price Indexes in National Accounts, Paris.

**Turnovsky, S.J. (1977).** Macroeconomic Analysis and Stabilization Policy, Cambridge et al.

**Varian, H.R. (1987).** Intermediate Microeconomics. A Modern Approach, New York.

**Vesper, D. (1975).** Die Personalausgaben der Gebietskörperschaften von 1961 bis 1972. Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, Heft 2/1975.

**White, H. (1980).** A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity. *Econometrica*, Vol. 48, S. 817-838.

**Wille, E. (1977).** Mittel- und langfristige Finanzplanung, in: Neumark, F. (Hrsg.), *Handbuch der Finanzwissenschaft*, 3. Aufl., Bd 1, Tübingen, S. 427-474.

**Wille, E. (1982)**, Öffentliche Budgets im Inflationsprozeß. Das Wirtschaftsstudium (WISU), 11. Jg. S. 197-202 u. 249-255.

**Wille, E. (1983)**, Gesamtwirtschaftliche Allokation zwischen "Markt- und Staatsversagen" - ein ordnungspolitischer Überblick, in: Wille, E. (Hrsg.), Beiträge zur gesamtwirtschaftlichen Allokation, Frankfurt, Bern, New York, S. 1-28.

**Wille, E. (1985)**, Öffentliche Sachausgaben versus öffentliche Personalausgaben, in: Häuser K. (Hrsg.), Produktivitätsentwicklung staatlicher Leistungen, Schriften des Vereins für Socialpolitik, N.F. Bd. 145, Berlin, S. 11-122.

**Williamson, O.E. (1964)**, The Economics of Discretionary Behavior: Managerial Objectives in a Theory of the Firm, Englewood Cliffs, N.J.

**Windisch, R. (1980)**, Die Baumolsche "Kostenkrankheit" öffentlicher Dienste I u. II. Das Wirtschaftsstudium (WISU), 9. Jg., S. 559-563 u. 613-615.

**Zellner, A. (1962)**, An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regression and Tests for Aggregation Bias. Journal of the American Statistical Association, Vol. 57, S. 348-368.

## STAATLICHE ALLOKATIONSPOLITIK IM MARKTWIRTSCHAFTLICHEN SYSTEM

- Band 1 Horst Siebert (Hrsg.): Umweltallokation im Raum. 1982.
- Band 2 Horst Siebert (Hrsg.): Global Environmental Resources. The Ozone Problem. 1982.
- Band 3 Hans-Joachim Schulz: Steuerwirkungen in einem dynamischen Unternehmensmodell. Ein Beitrag zur Dynamisierung der Steuerüberwälzungsanalyse. 1981.
- Band 4 Eberhard Wille (Hrsg.): Beiträge zur gesamtwirtschaftlichen Allokation. Allokationsprobleme im intermediären Bereich zwischen öffentlichem und privatem Wirtschaftssektor. 1983.
- Band 5 Heinz König (Hrsg.): Ausbildung und Arbeitsmarkt. 1983.
- Band 6 Horst Siebert (Hrsg.): Reaktionen auf Energiepreissteigerungen. 1982.
- Band 7 Eberhard Wille (Hrsg.): Konzeptionelle Probleme öffentlicher Planung. 1983.
- Band 8 Ingeborg Kiesewetter-Wrana: Exporterlösinstabilität. Kritische Analyse eines entwicklungs-politischen Problems. 1982.
- Band 9 Ferdinand Dudenhöfer: Mehrheitswahl-Entscheidungen über Umweltnutzungen. Eine Untersuchung von Gleichgewichtszuständen in einem mikroökonomischen Markt- und Abstimmungsmodell. 1983.
- Band 10 Horst Siebert (Hrsg.): Intertemporale Allokation. 1984.
- Band 11 Helmut Meder: Die intertemporale Allokation erschöpfbarer Naturressourcen bei fehlenden Zukunftsmärkten und institutionalisierten Marktsubstituten. 1984.
- Band 12 Ulrich Ring: Öffentliche Planungsziele und staatliche Budgets. Zur Erfüllung öffentlicher Aufgaben durch nicht-staatliche Entscheidungseinheiten. 1985.
- Band 13 Ehrentraud Graw: Informationseffizienz von Terminkontraktmärkten für Währungen. Eine empirische Untersuchung. 1984.
- Band 14 Rüdiger Pethig (Ed.): Public Goods and Public Allocation Policy. 1985.
- Band 15 Eberhard Wille (Hrsg.): Öffentliche Planung auf Landesebene. Eine Analyse von Planungskonzepten in Deutschland, Österreich und der Schweiz. 1986.
- Band 16 Helga Gebauer: Regionale Umweltnutzungen in der Zeit. Eine intertemporale Zwei-Regionen-Analyse. 1985.
- Band 17 Christine Pfitzer: Integrierte Entwicklungsplanung als Allokationsinstrument auf Landesebene. Eine Analyse der öffentlichen Planung der Länder Hessen, Bayern und Niedersachsen. 1985.
- Band 18 Heinz König (Hrsg.): Kontrolltheoretische Ansätze in makroökonomischen Modellen. 1985.
- Band 19 Theo Kempf: Theorie und Empirie betrieblicher Ausbildungsplatzangebote. 1985.
- Band 20 Eberhard Wille (Hrsg.): Konkrete Probleme öffentlicher Planung. Grundlegende Aspekte der Zielbildung, Effizienz und Kontrolle. 1986.
- Band 21 Eberhard Wille (Hrsg.): Informations- und Planungsprobleme in öffentlichen Aufgabenbereichen. Aspekte der Zielbildung und Outputmessung unter besonderer Berücksichtigung des Gesundheitswesens. 1986.
- Band 22 Bernd Gutting: Der Einfluß der Besteuerung auf die Entwicklung der Wohnungs- und Baumärkte. Eine intertemporale Analyse der bundesdeutschen Steuergesetze. 1986.
- Band 23 Heiner Kuhl: Umweltressourcen als Gegenstand internationaler Verhandlungen. Eine theoretische Transaktionskostenanalyse. 1987.
- Band 24 Hubert Hornbach: Besteuerung, Inflation und Kapitalallokation. Intersektorale und internationale Aspekte. 1987.
- Band 25 Peter Müller: Intertemporale Wirkungen der Staatsverschuldung. 1987.
- Band 26 Stefan Kronenberger: Die Investitionen im Rahmen der Staatsausgaben. 1988.
- Band 27 Armin-Detlef Rieß: Optimale Auslandsverschuldung bei potentiellen Schuldendienstproblemen. 1988.

- Band 28 Volker Ulrich: Preis- und Mengeneffekte im Gesundheitswesen. Eine Ausgabenanalyse von GKV-Behandlungsarten. 1988.
- Band 29 Hans-Michael Geiger: Informational Efficiency in Speculative Markets. A Theoretical Investigation. Edited by Ehrentraud Graw. 1989.
- Band 30 Karl Sputeck: Zielgerichtete Ressourcenallokation. Ein Modellentwurf zur Effektivitätsanalyse praktischer Budgetplanung am Beispiel von Berlin (West). 1989.

#### **ALLOKATION IM MARKTWIRTSCHAFTLICHEN SYSTEM**

- Band 31 Wolfgang Krader: Neuere Entwicklungen linearer latenter Kovarianzstrukturmodelle mit quantitativen und qualitativen Indikatorvariablen. Theorie und Anwendung auf ein mikroempirisches Modell des Preis-, Produktions- und Lageranpassungsverhaltens von deutschen und französischen Unternehmen des verarbeitenden Gewerbes. 1991.
- Band 32 Manfred Erbsland: Die öffentlichen Personalausgaben. Eine empirische Analyse für die Bundesrepublik Deutschland. 1991.