

Sonderdruck aus:

# Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Leo Pusse

Export als Bestimmungsfaktor der Beschäftigung  
Ökonometrische Analysen auf makroökonomischer Ebene

31. Jg./1998

**1**

## **Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)**

Die MittAB verstehen sich als Forum der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Es werden Arbeiten aus all den Wissenschaftsdisziplinen veröffentlicht, die sich mit den Themen Arbeit, Arbeitsmarkt, Beruf und Qualifikation befassen. Die Veröffentlichungen in dieser Zeitschrift sollen methodisch, theoretisch und insbesondere auch empirisch zum Erkenntnisgewinn sowie zur Beratung von Öffentlichkeit und Politik beitragen. Etwa einmal jährlich erscheint ein „Schwerpunkt-heft“, bei dem Herausgeber und Redaktion zu einem ausgewählten Themenbereich gezielt Beiträge akquirieren.

### *Hinweise für Autorinnen und Autoren*

Das Manuskript ist in dreifacher Ausfertigung an die federführende Herausgeberin  
Frau Prof. Jutta Allmendinger, Ph. D.  
Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung  
90478 Nürnberg, Regensburger Straße 104  
zu senden.

Die Manuskripte können in deutscher oder englischer Sprache eingereicht werden, sie werden durch mindestens zwei Referees begutachtet und dürfen nicht bereits an anderer Stelle veröffentlicht oder zur Veröffentlichung vorgesehen sein.

Autorenhinweise und Angaben zur formalen Gestaltung der Manuskripte können im Internet abgerufen werden unter [http://doku.iab.de/mittab/hinweise\\_mittab.pdf](http://doku.iab.de/mittab/hinweise_mittab.pdf). Im IAB kann ein entsprechendes Merkblatt angefordert werden (Tel.: 09 11/1 79 30 23, Fax: 09 11/1 79 59 99; E-Mail: [ursula.wagner@iab.de](mailto:ursula.wagner@iab.de)).

### **Herausgeber**

Jutta Allmendinger, Ph. D., Direktorin des IAB, Professorin für Soziologie, München (federführende Herausgeberin)  
Dr. Friedrich Buttler, Professor, International Labour Office, Regionaldirektor für Europa und Zentralasien, Genf, ehem. Direktor des IAB  
Dr. Wolfgang Franz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Mannheim  
Dr. Knut Gerlach, Professor für Politische Wirtschaftslehre und Arbeitsökonomie, Hannover  
Florian Gerster, Vorstandsvorsitzender der Bundesanstalt für Arbeit  
Dr. Christof Helberger, Professor für Volkswirtschaftslehre, TU Berlin  
Dr. Reinhard Hujer, Professor für Statistik und Ökonometrie (Empirische Wirtschaftsforschung), Frankfurt/M.  
Dr. Gerhard Kleinhenz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Passau  
Bernhard Jagoda, Präsident a.D. der Bundesanstalt für Arbeit  
Dr. Dieter Sadowski, Professor für Betriebswirtschaftslehre, Trier

### **Begründer und frühere Mitherausgeber**

Prof. Dr. Dieter Mertens, Prof. Dr. Dr. h.c. mult. Karl Martin Bolte, Dr. Hans Büttner, Prof. Dr. Dr. Theodor Ellinger, Heinrich Franke, Prof. Dr. Harald Gerfin, Prof. Dr. Hans Kettner, Prof. Dr. Karl-August Schäffer, Dr. h.c. Josef Stingl

### **Redaktion**

Ulrike Kress, Gerd Peters, Ursula Wagner, in: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), 90478 Nürnberg, Regensburger Str. 104, Telefon (09 11) 1 79 30 19, E-Mail: [ulrike.kress@iab.de](mailto:ulrike.kress@iab.de); (09 11) 1 79 30 16, E-Mail: [gerd.peters@iab.de](mailto:gerd.peters@iab.de); (09 11) 1 79 30 23, E-Mail: [ursula.wagner@iab.de](mailto:ursula.wagner@iab.de); Telefax (09 11) 1 79 59 99.

### **Rechte**

Nachdruck, auch auszugsweise, nur mit Genehmigung der Redaktion und unter genauer Quellenangabe gestattet. Es ist ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages nicht gestattet, fotografische Vervielfältigungen, Mikrofilme, Mikrofotos u.ä. von den Zeitschriftenheften, von einzelnen Beiträgen oder von Teilen daraus herzustellen.

### **Herstellung**

Satz und Druck: Tümmels Buchdruckerei und Verlag GmbH, Gundelfinger Straße 20, 90451 Nürnberg

### **Verlag**

W. Kohlhammer GmbH, Postanschrift: 70549 Stuttgart; Lieferanschrift: Heßbrühlstraße 69, 70565 Stuttgart; Telefon 07 11/78 63-0; Telefax 07 11/78 63-84 30; E-Mail: [waltraud.metzger@kohlhammer.de](mailto:waltraud.metzger@kohlhammer.de), Postscheckkonto Stuttgart 163 30. Girokonto Städtische Girokasse Stuttgart 2 022 309. ISSN 0340-3254

### **Bezugsbedingungen**

Die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ erscheinen viermal jährlich. Bezugspreis: Jahresabonnement 52,- € inklusive Versandkosten; Einzelheft 14,- € zuzüglich Versandkosten. Für Studenten, Wehr- und Ersatzdienstleistende wird der Preis um 20 % ermäßigt. Bestellungen durch den Buchhandel oder direkt beim Verlag. Abbestellungen sind nur bis 3 Monate vor Jahresende möglich.

### **Zitierweise:**

MittAB = „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ (ab 1970)  
Mitt(IAB) = „Mitteilungen“ (1968 und 1969)  
In den Jahren 1968 und 1969 erschienen die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ unter dem Titel „Mitteilungen“, herausgegeben vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit.

**Internet:** <http://www.iab.de>

# Export als Bestimmungsfaktor der Beschäftigung

## Ökonometrische Analysen auf makroökonomischer Ebene

Leo Pusse\*

Der Artikel beleuchtet aus makrotheoretischer Sicht anhand ökonometrischer Analysen den Zusammenhang von Export und Beschäftigung. Im Brennpunkt steht die Frage, warum die von der starken Exportentwicklung der letzten Jahre zu erwartende Beschäftigungsmultiplikatorwirkung bisher ausgeblieben ist.

Auf produktionstheoretischer Grundlage werden zunächst die unmittelbaren Erklärungsgrößen der Beschäftigung abgeleitet. Erweitert wird das theoretische Modell u.a. um den Export als mittelbarer Bestimmungsfaktor.

Die sich anschließende Analyse beschäftigt sich eingangs mit dem bivariaten Zusammenhang zwischen Export und Beschäftigung, der unter speziellen Voraussetzungen durchaus gerechtfertigt sein kann. Die Werte der üblichen Teststatistiken und offensichtliche Instabilitäten der Parameterschätzungen – demonstriert insbesondere durch Analysen auf Basis der Flexiblen-Kleinste-Quadrate-Methode (FLS) – führen zur Verwerfung des bivariaten Modells.

Ausgewählte multiple Modellansätze liefern dagegen akzeptable Resultate. Neben dem Export kristallisieren sich als signifikante Erklärungsgrößen die (nachfragebestimmte) Auslastung, das Faktorpreisverhältnis und die Kapitalvariable heraus. Diese besitzt für die Bestimmung der Beschäftigung offenbar die größte Bedeutung, gleichwohl erweist sich der Erklärungswert des Exports als beträchtlich.

Die neben dem Export identifizierten Einflußgrößen vermögen grundsätzlich die partiellen Beschäftigungseffekte des Exports zu verstärken, abzumildern oder in ihr Gegenteil zu verkehren. Wie die Beschäftigung werden auch sie i.d.R. vom Export beeinflusst, je nach Höhe des entsprechenden Exportmultiplikators. Empirische Multiplikatoranalysen auf der Basis von Näherungswerten deuten indes auf erhebliche Instabilitäten der relevanten Exportmultiplikatoren hin, die als Hauptgründe dafür verantwortlich zu machen sind, daß in den Beobachtungszeiträumen die totalen Beschäftigungseffekte des Exports deutlich variierten und sogar negativ werden konnten.

### Gliederung

- 1 Problemstellung
- 2 Formale Zusammenhänge
  - 2.1 Unmittelbare Bestimmungsfaktoren der Beschäftigung
  - 2.2 Einbeziehung des Exports und anderer mittelbarer Bestimmungsfaktoren
- 3 Empirische Analyse
  - 3.1 Der bivariate Zusammenhang
    - 3.1.1 OLS-Analyse
    - 3.1.2 FLS-Analyse
  - 3.2 Die Multikausalanalyse
  - 3.3 Multiplikatoreffekte
- 4 Zusammenfassung und Ausblick
- 5 Anhang
  - 5.1 Variablenliste, Zeitreihen-Übersicht
  - 5.2 Tests auf Integration

### Literatur

### 1 Problemstellung

Seit dem konjunkturellen Einbruch im Jahre 1993 wird die wirtschaftliche Aufwärtsentwicklung in Deutschland hauptsächlich mit dem starken Anwachsen der Auslandsnachfrage begründet. Tatsächlich ist der Export(Warenhandel) mittlerweile, d.h. im Jahre 1997, auf ein Rekordniveau in Höhe von rd. 887 Mrd DM angestiegen. Die Importe stiegen in dieser Zeit ebenfalls stark an, sie blieben jedoch hinter der Exportentwicklung zurück, so daß der Außenhandelsüberschuß von Jahr zu Jahr zunahm (1997: rd. 131 Mrd DM). Nichts deutet darauf hin, daß diese Außenhandelsdynamik in den kommenden Monaten nachläßt (vgl. Autoren-gemeinschaft, in diesem Heft). Auch die zur Zeit virulente „Asien-Krise“ dürfte die guten Exportaussichten der deutschen Wirtschaft kaum ernsthaft tangieren, lediglich rund 5 % der deutschen Ausfuhren gehen in die asiatischen Krisenländer. So wird die deutsche Wirtschaft ihren Rang als zweiter „Export-Weltmeister“ hinter den USA sicherlich bis auf weiteres halten können. Dabei liegt – was den Anteil der Exporte am Bruttoinlandsprodukt angeht – Deutschland weit vor den USA und auch Japan (Deutschlands Exportquote (Waren und Dienste) ist mehr als doppelt so hoch wie die Japans oder die der USA).

Die Inanspruchnahme des Produktionsfaktors Arbeit ging dagegen seit 1993 in jedem Jahr zurück. Diese Feststellung gilt unabhängig von der Messung des Arbeitseinsatzes, also sowohl für die Zahl der Erwerbstätigen als auch für das Arbeitsvolumen. Im Durchschnitt lag die jährliche Erwerbstätigenabnahme bei knapp 1 % und die Abnahme des Arbeitsvolumens bei rd. 1,4 % (Statistisches Bundesamt, Berechnungen des IAB). Offensichtlich reichte die gesamtwirt-

\* Prof. Dr. Leo Pusse ist wiss. Mitarbeiter im IAB und apl. Professor der Universität Freiburg/Br. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung des Autors.

schaftliche Multiplikatorwirkung der jährlichen Exportzuwächse auf die Produktion nicht aus, um die Beschäftigungsschwelle (vgl. Pusse 1990, 1996; Schnur 1990) zu überschreiten.<sup>1</sup> Offenbar wurde die partielle Multiplikatorwirkung der Exporte auf den Arbeitseinsatz durch die Entwicklung von anderen Bestimmungsfaktoren in einem Ausmaß kompensiert, daß insgesamt ein jährlicher Beschäftigungsabbau eintrat.<sup>2</sup>

Die vorliegende Analyse setzt sich als Ziel, den Export als Bestimmungsfaktor für den Arbeitseinsatz wirtschaftstheoretisch zu begründen und empirisch zu identifizieren<sup>3</sup>. Darüber hinaus soll untersucht werden, ob im Zeitverlauf möglicherweise unterschiedliche Reaktionsmuster zwischen der Exportentwicklung und der Beschäftigung existieren und worauf diese Unterschiede zurückgeführt werden können. Dabei stehen die globalen, makroökonomischen Größen und ihre Interdependenz im Blickpunkt. Lösungsansätze, die auf der Struktur insbesondere des Außenhandels oder der Wirtschaft<sup>4</sup> beruhen, bleiben in dieser Arbeit außer Betracht.

Zunächst werden die unmittelbaren Bestimmungsgründe der Beschäftigung aufgezeigt, d.h. diejenigen, die sich auf ausschließlich produktions-theoretischer Basis (Produktionssphäre) ergeben. Später wird der Export als Erklärungsgröße explizit mitberücksichtigt. In der sich anschließenden empirischen Analyse werden in einem ersten Schritt verschiedene monokausale, aber sachlogisch durchaus begründbare Regressions-schätzungen mit Beschäftigung als abhängiger und Export als unabhängiger Variablen vorgestellt. Doch unzureichende statistische Prüfmaße lassen die Notwendigkeit multikausaler Ansätze offenbar werden. Vier multivariate Ansätze, die sich aus einer Vielzahl getesteter Hypothesen vorrangig als ökonomisch plausibel und statistisch akzeptabel herauskristallierten, werden in einem zweiten Schritt insbesondere im Hinblick auf die Bedeutung der Variablen für die Beschäftigungserklärung diskutiert. Schließlich wird anhand von Näherungsrechnungen aufgezeigt, wie stark und warum sich die Multiplikatoreffekte des Exports verändert haben.

Im empirischen Teil wird auf die statistischen Daten und Verfahren des Freiburger Ökonometriemodells (Lüdeke, Hummel, Rüdel 1989) zurückgegriffen, d.h. insbesondere auf die Auswahl und die statistische Definition der Variablen dieses Modells. Das Freiburger Modell ist als Quartalsmodell auch für mittelfristige Zusammenhänge konzipiert und berücksichtigt neben den kreislauftheoretischen Zusammenhängen

und Erklärungsansätzen eine ausdrücklich produktions-theoretische Basis in Form einer Produktionsfunktion. Namentlich diese Basis erscheint geeignet, die wirtschaftstheoretische Verbindung zwischen Export, inländischer Produktion und Beschäftigung explizit herzustellen.

## 2 Formale Zusammenhänge

### 2.1 Unmittelbare Bestimmungsfaktoren der Beschäftigung

Grundlage für die Herleitung der unmittelbaren Bestimmungsfaktoren der Beschäftigung ist die Produktionssphäre, d.h. modellmäßig die gesamtwirtschaftliche Produktionsfunktion. In ihrer modernen Form erklärt sie die Produktionshöhe mit dem Einsatz der beiden Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital. Korrekturfaktoren für den spezifischen Auslastungsgrad der Produktionsfaktoren sowie den Stand der Produktionstechnik können zusätzlich berücksichtigt werden. Des weiteren ist z.B. eine Disaggregation der Funktionsvariablen möglich. Diese rein produktions-theoretische Betrachtungsweise läßt zunächst die Marktverhältnisse bezüglich der Produktionsfaktoren und bezüglich des Produktmarktes außer Betracht.

Zur Herleitung einer allgemeinen Funktion für die Erklärung der Beschäftigung (Beschäftigungsfunktion) soll zunächst auf den definitorischen Zusammenhang zwischen der Beschäftigung (A) einerseits und der Höhe der Produktion (Y) sowie der Produktivität ( $\Pi$ ) zurückgegriffen werden:

$$A = \frac{Y}{\Pi}$$

$\Pi$  ist je nachdem, ob A in Stunden (Arbeitsvolumen) oder in Personen definiert wird, als Stundenproduktivität ( $\Pi_{ST}$ ) oder als Personenproduktivität ( $\Pi_p$ ) zu verstehen, wobei gilt:

$$\Pi_p = \Pi_{ST} \cdot Z$$

Z = durchschnittlich geleistete Arbeitszeit.

In einer früheren Arbeit des Autors wurde gezeigt, daß für den relativ allgemeinen Fall homogener Produktionsfunktionen die Produktivität auf die Produktion und die Kapitalintensität  $\left(\frac{K}{A}\right)$  und den technischen Fortschritt (t) zurückgeführt werden kann<sup>5</sup>:

$$\Pi = Y^{1-\frac{1}{r}} \left( f \left( \frac{K}{A} \right), t \right)^{\frac{1}{r}}$$

Durch Einsetzen erhält man für die Beschäftigung:

$$A = Y^{\frac{1}{r}} \left( f \left( \frac{K}{A} \right), t \right)^{-\frac{1}{r}}$$

Ohne den ausdrücklichen Einbezug von weiteren Variablen, wie z.B. der Auslastung der Produktionsfaktoren, hängt die Beschäftigung – je nach vorgegebener Produktion und Kapitalintensität – parametrisch von der Art der Skalenerträge, speziell vom jeweiligen Wert der Skalanelastizität (r) ab. Der technische Fortschritt wirkt ceteris paribus auf die Beschäftigung negativ, je nach seiner quantitativen Manifestation. Allgemeiner formuliert, wird also die Beschäftigung bei gegebener Produktion und Kapitalintensität von den Parametern der Produktionsfunktion, d.h. ihrer Gestalt und Lage (Produktionstechnologie), bestimmt. Zur Veranschaulichung sei auf das folgende Schaubild (Produktionsfunktion) verwiesen:

<sup>1</sup> Wirtschaftsstrukturelle und regionale Gesichtspunkte bleiben in dieser makroökonomischen Arbeit ausgeblendet, die sich im empirischen Teil auf Westdeutschland bezieht. Zur unterschiedlichen Entwicklung insbesondere des Arbeitsmarktes in beiden Teilen Deutschlands vgl. Autoren-gemeinschaft, in diesem Heft.

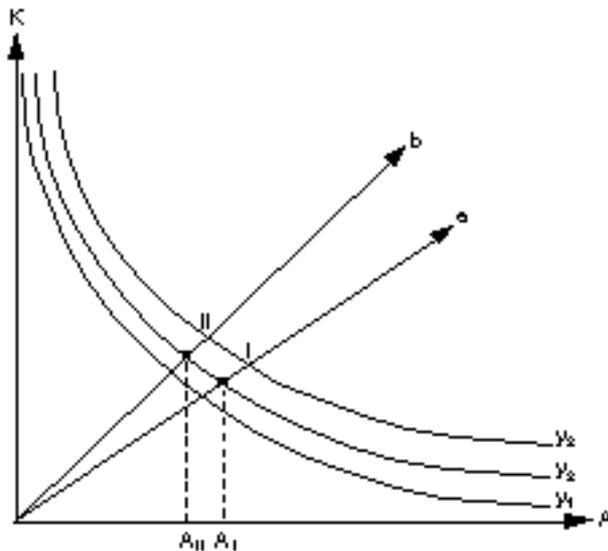
<sup>2</sup> Es ist allerdings hinsichtlich der Multiplikatorwirkung des Exports zu berücksichtigen, ob die Posten der Dienstleistungsbilanz miteinfaßt sind. So sind die Dienstleistungseinnahmen – bei indes negativem Gesamtsaldo – seit 1993 ebenfalls Jahr für Jahr auf rd. 143 Mrd DM in 1997 angestiegen (Deutsche Bundesbank).

<sup>3</sup> Qualitative und empirische Analysen von IAB-Mitarbeitern zur Thematik Außenwirtschaft und Beschäftigung liegen bereits vor: Louda 1975, 1976; Werner 1979, 1986. In Ergänzung zu den Ergebnissen dieser Studien soll in der vorliegenden Arbeit insbesondere der ökonomische Modellansatz verfolgt werden.

<sup>4</sup> Der Schwerpunkt der deutschen Exportwaren liegt auf industriellen Fertigwaren. So vereinigen die Industriesektoren Elektrotechnik, Maschinen-, Kraftfahrzeugbau und Chemie gut die Hälfte der Ausfuhren auf sich. Bei struktureller Betrachtung wäre die Weiterentwicklung gerade dieser Sektoren von großer Bedeutung.

<sup>5</sup> Bei speziellen homogenen Produktionsfunktionen, wie z.B. der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion, sind auch Funktionsformen möglich, in denen die Kapitalvariable direkt und nicht die Kapitalintensität auftaucht. Vgl. zur Herleitung: Pusse 1984, S. 39ff, zur Produktivitätserklärung; Pusse 1998.

## Schaubild: Produktionsfunktion



Mit festliegender Produktionshöhe (z.B.  $y_2$  lt. Schaubild) und festliegender Kapitalintensität (Fahrstrahl a) liegt die Höhe der Beschäftigung fest (z.B.  $A_I$ ). Bei höherer Kapitalintensität (z.B. b), die gemäß dem Kostenminimierungsprinzip auch einem höheren Faktorpreisverhältnis entspricht, ist eine geringere Beschäftigung ( $A_{II}$ ) erforderlich (Faktorsubstitution), um die Produktion  $y_2$  zu erstellen. Die höhere Produktion  $y_3$  impliziert indes bei gegebener Kapitalintensität auch mehr Beschäftigung. Die endogene Bestimmung der optimalen Produktionsmenge erfolgt im theoretischen Grundmodell gemäß dem Gewinnmaximierungsprinzip. Optimaler Einsatz des Faktors Arbeit beruht also modellmäßig einmal auf optimaler Faktorkombination, nach der sich die Kapitalintensität bestimmt, ein andermal auf optimaler Festlegung der Produktionshöhe. Entsprechende Kalküle berücksichtigen die Faktorpreise, den Produktpreis und vor allem die Parameter der Produktionsfunktion, insbesondere Substitutionselastizität, Stand des technischen Fortschritts.

### 2.2 Die Einbeziehung des Exports und anderer mittelbarer Bestimmungsfaktoren

Die erklärenden Variablen gemäß der im vorigen Abschnitt abgeleiteten allgemeinen Beschäftigungsfunktion (zu „kurzfristigen Beschäftigungsfunktionen“ vgl. z. B. Spitznagel 1976) stellen in der realen Welt und in den vorherrschenden Theoriesystemen keine exogenen Größen dar, sondern werden ihrerseits durch andere ökonomische Größen in aller Regel modell-endogen bestimmt. So wird der Wert der Kapitalintensität je nach der Substitutionselastizität der jeweiligen Produktionsfunktion mit dem Faktorpreisverhältnis der Produktionsfaktoren variieren – eine Tendenz zu ökonomischer Effizienz vorausgesetzt. Die Höhe der Faktorpreise wird ihrerseits von den Verhältnissen auf den Faktormärkten bestimmt. Auch die Höhe der Produktion resultiert aus Optimierungskalkülen, in die namentlich der Produktpreis eingeht.

Bei makroökonomischer Betrachtungsweise bleiben die mikroökonomischen Optimierungskalküle in aller Regel aller-

dings außer Betracht. Im Vordergrund stehen meist die kreislauftheoretischen Definitionsgleichungen und Zusammenhänge sowie Gleichgewichtsbedingungen. Auf diese Weise kommt der Export als (verwendungsmäßig) definitorischer Bestandteil der gesamtwirtschaftlichen Produktion, des Bruttoinlandsprodukts (BIP), explizit ins Spiel. Über Funktionsgleichungen für den gesamtwirtschaftlichen Kapitalstock bzw. die gesamtwirtschaftliche Kapitalintensität können die Faktorpreise explizit als mittelbare Erklärungsgrößen der Beschäftigung erfaßt werden. Interessanterweise erklärt das Freiburger Modell die gesamtwirtschaftliche Produktion nicht als Summe der Nachfragekomponenten, sondern über die Produktionsfunktion, d.h. über den Einsatz der Produktionsfaktoren. Die Abweichungen der Produktionsfunktionswerte von der tatsächlichen Produktion wird allerdings durch Indikatoren der Nachfrageentwicklung bestimmt (Lüdeke, Hummel, Rüdell 1989, S. 13ff).

Durch Zusammenfassung der relevanten Definitionsgleichungen, Gleichgewichtsbedingungen, technischen und ökonomischen Funktionsgleichungen eines umfassenden Modells läßt sich also in aller Regel mindestens eine funktionale Bestimmungsgleichung für die Beschäftigung entwickeln, in der der Export explizit als erklärende Variable auftaucht. Die Art und Anzahl der übrigen Erklärungsvariablen hängt vom Auflösungsgrad ab. Wenn durch iteratives Ersetzen von Endogenen schließlich nur noch exogene Variable Erklärungsgrößen darstellen, liegt die finale Form eines ursprünglich dynamischen Modellsystems vor oder die reduzierte Form eines ursprünglichen statischen Modellsystems.

Für den Fall, daß die neben dem Export relevanten Bestimmungsgrößen linear abhängig sind vom Export oder zumindest mit ihm genau korreliert sind, könnte die Erklärung der Beschäftigung auf den Export beschränkt werden. Mit einer Einfachkorrelationsanalyse zwischen Beschäftigung und Export ließe sich dann adäquat die (Gesamt-)Wirkung auf die Beschäftigung eruieren.<sup>6</sup> Eine entsprechende bivariate Regressionsfunktion würde im Reaktionskoeffizienten das (Gesamt-)Ausmaß an Beschäftigungsänderungen aufzeigen aufgrund einer Exporterhöhung um eine Einheit. Implizit wären auch die Wirkungen miterfaßt, die von den übrigen relevanten Erklärungsgrößen ausgehen. Der Reaktionskoeffizient würde jedoch nicht die partielle Wirkung einer Exportsteigerung auf die Beschäftigung zum Ausdruck bringen, d.h. unter der Bedingung, daß die übrigen Variablen konstant bleiben. Auch könnte die bivariate Beziehung zwischen Beschäftigung und Export als Reduzierte-Form-Gleichung eines interdependenten (statischen) Mehrgleichungssystems sinnvoll gedeutet werden, das den Export als einzige Exogene oder Repräsentanten mehrerer exogener Einflußgrößen enthält. Auch in diesem Falle wäre der Reaktionskoeffizient des Exports nicht als Partialeffekt einer Exportänderung zu interpretieren.

Ob allerdings a priori von einer exakten linearen Abhängigkeit oder exakten Korrelation zwischen den Erklärungsfaktoren der Beschäftigung auszugehen ist, ist wirtschaftstheoretisch keineswegs plausibel und stellt eine Aufgabe der empirischen Forschung dar. Im Abschnitt 3 soll deshalb im ersten Schritt der monokausale Erklärungsansatz empirisch analysiert, ggf. als Fehlspezifikation problematisiert und durch multiple Erklärungsansätze ersetzt werden, in denen neben dem Export weitere Erklärungsfaktoren identifiziert werden. Aufgrund empirischer Regressionsanalysen dieser Funktionsgleichungen lassen sich Aussagen treffen über die partielle Wirkung des Exports auf die Beschäftigung. Sie stellen aber auch die Basis dafür dar, die Multiplikatorwirkung des Exports auch auf die Wirkungen der vom Export induzierten

<sup>6</sup> Eine analoge Problematik liegt bei der Erklärung von Produktivität und Beschäftigungsschwelle vor. Vgl. Pusse 1990.

Veränderungen der übrigen Funktionsvariablen zurückzuführen. Darauf aufbauend soll untersucht werden, worin die Gründe für Instabilität der Multiplikatorwirkung des Exports auf die Beschäftigung liegen könnten.

Es wurden die unterschiedlichsten multikausalen Beschäftigungsfunktionen entwickelt, die durch die neben dem Export weitere Berücksichtigung von Variablen des Freiburger Modells plausiblen, sozusagen „Teilreduzierte-Form-Gleichungen“, jedoch nicht Finale-Form-Gleichungen des Modells „nachempfunden“ werden können.<sup>7</sup> Bei letzteren wären die (unverzögert) endogenen Erklärungsvariablen eliminiert, so daß explizit sichtbare ökonomische Interdependenz und damit ökonomische Plausibilität verlorengehe. Durch die Anlehnung an die wirtschaftstheoretische Struktur, die Variablen und den Datensatz eines empirisch bewährten Modells sollte ein Mindestmaß an wirtschaftstheoretischer Konsistenz und Datenkompatibilität sichergestellt werden.

### 3 Empirische Analyse

Im folgenden werden zunächst die Regressions-schätzungen monokausaler Export-Beschäftigungsfunktionen sowie unterschiedlicher multikausaler Export-Beschäftigungsfunktionen dargestellt, analysiert und interpretiert. Bei der einfachen Form werden Parameterstabilitätsprüfungen durch Gegenüberstellung spezifischer Schätzungen für unterschiedliche Zeiträume vorgenommen. Darüber hinaus wird mit Hilfe der sog. Flexiblen-Kleinste-Quadrate-Methode (FLS) nach Hinweisen für stabile oder eher instabile (insbesondere sich systematisch verändernde) Parameter gesucht.

Dieser sich abzeichnenden Parameter-Instabilität aufgrund von fehlender formaler Berücksichtigung weiterer Erklärungsvariablen wurde durch zahlreiche multiple Regres-

<sup>7</sup> Zur Spezifikation ökonometrischer Modellformen vgl. Gruber, Bd. 2, 1997.

sionsansätze Rechnung getragen. Ausgewählte statistisch und ökonomisch plausible empirische Ergebnisse werden im Teil 3.2 dargestellt. Die empirischen Tests und Regressionsergebnisse entstammen den Endberichten von Forschungsaufträgen des IAB an den Leiter und Mitarbeiter des Lehrstuhls für Ökonometrie und Statistik der Universität Freiburg (Lüdeke 1997; Knüpling 1997; Pfaff 1997).

Im Teil 3.3 schließt sich eine empirische Analyse der Multiplikatoreffekte des Exports auf die Beschäftigung auf Basis der unter 3.2 erhaltenen Koeffizientenberechnungen an. Das gesamte nutzbare statistische Datenmaterial erstreckt sich auf den Zeitraum 1960 bis 1994 und ausschließlich auf Westdeutschland. Es handelt sich um Quartalsdaten. Die Wertgrößen wie Export oder Kapital stellen reale Größen dar, und zwar auf der Basis konstanter Preise von 1991. Der Export umfaßt Waren und Dienste, gemäß dem Inlandskonzept jedoch nicht Erwerbs- und Vermögenseinkommen aus dem Ausland.

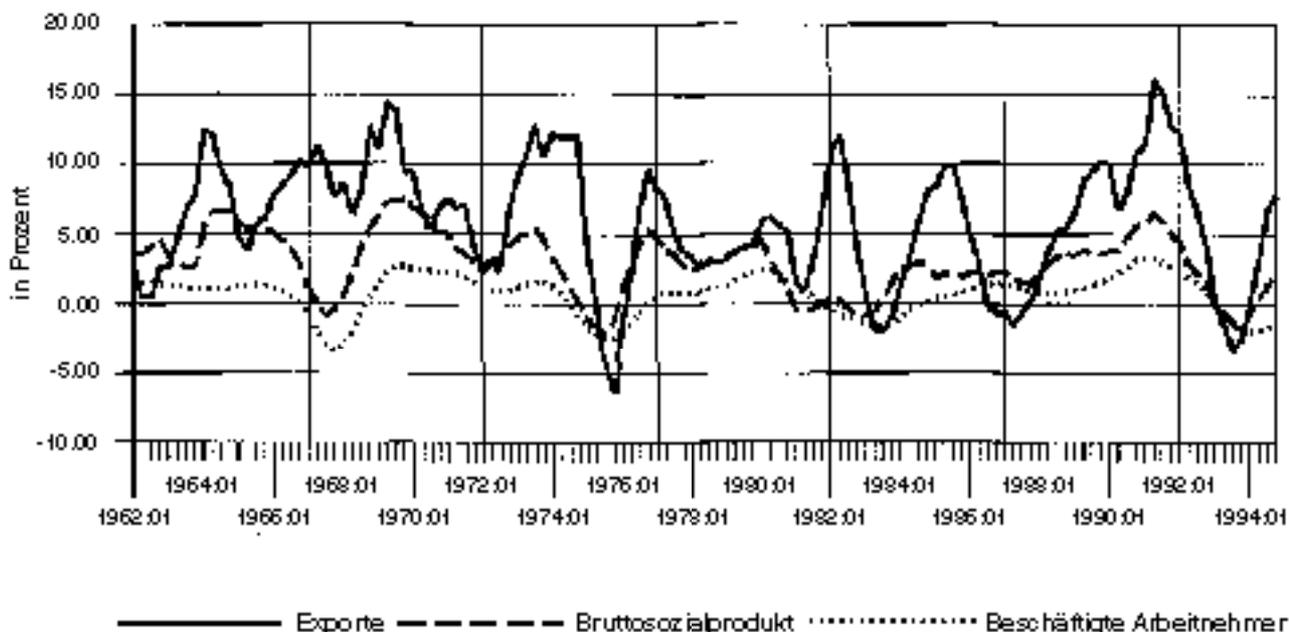
Sowohl die bivariaten als auch die multivariaten Ansätze wurden dem Regressionsverfahren unterworfen. Alle Variablen wurden deshalb auch Integrationstests unterzogen. Da es hier als ausreichend angesehen wird, mit konsistenten Schätzern zu arbeiten, genügt es, Stationarität des Regressanden nachzuweisen. Die Testergebnisse auf Integration für die Beschäftigungsvariable, d.h. die Zahl der Erwerbstätigen bzw. das Arbeitsvolumen, werden im Anhang ausgewiesen.

#### 3.1 Der bivariate Zusammenhang

##### 3.1.1 OLS-Analyse

Die Quantifizierung der Beziehung zwischen der Beschäftigung und ausschließlich dem Export erfolgt auf der Basis des linearen Regressionsmodells mit der Beschäftigung ( $A_t$ ) als abhängiger Variablen zum Zeitpunkt  $t$  und ausschließlich dem Export ( $Ex_t$ ) als unabhängiger oder exogener Variablen zum

### Jahreswachstumsraten



Zeitpunkt  $t$ , in dem außerdem der Einfluß einer additiven Zufallsstörvariablen ( $u_t$ ) erfaßt ist. Es wird davon ausgegangen, daß die üblichen Voraussetzungen des Regressionsmodells, insbesondere bezüglich der Zufallsvariablen erfüllt sind (Gruber I, 1997, S. 138 ff). Formal gilt also:

$$A_t = \alpha_0 + \alpha_1 Ex_t + u_t; \quad \alpha_0, \alpha_1 = \text{feste Parameter}$$

Der Koeffizient  $\alpha_1$  gibt an, um wieviel Einheiten sich die Beschäftigung ändert, wenn sich der Export um eine Einheit erhöht – vom Zufallsstöreinfluß abgesehen. Der Parameter  $\alpha_0$  stellt eine Niveaunkonstante dar. Im (Ex, A) Diagramm hat der Achsenabschnitt die Höhe  $\alpha_0$  und die Steigerung der durch obige Gleichung repräsentierten Geraden den Wert  $\alpha_1$ .

Die Festlegung der Teilzeiträume erfolgte auf Grundlage der Wachstumsraten des Bruttosozialprodukts (siehe Abbildung „Jahreswachstumsraten“), sie sollten einen vollen Konjunkturzyklus umfassen. So ergaben sich folgende Abgrenzungen:

- Gesamtzeitraum: 1964 Q1 - 1994 Q4
- Teilzeitraum I: 1967 Q3 - 1975 Q3
- Teilzeitraum II: 1975 Q4 - 1982 Q4
- Teilzeitraum III: 1983 Q1 - 1987 Q4
- Teilzeitraum IV: 1988 Q1 - 1993 Q4

Für die verschiedenen Schätzzeiträume ergaben sich die in Tabelle 1 ausgewiesenen empirischen Werte für die Parameter und Teststatistiken. Die statistischen Prüfmaße lassen die geschätzten Regressionskoeffizienten zwar nicht als statistisch unakzeptabel erscheinen, doch offensichtlich variieren sie recht deutlich und systematisch im Zeitverlauf: die Niveaunkonstante hat im Gesamtzeitraum den Wert 20244, nimmt aber von 18439 im ersten Teilzeitraum auf 19662 im letzten Teilzeitraum zu. Der Reaktionskoeffizient nimmt dagegen im Zeitverlauf ab. Von 48,9 auf etwa 28, bei einem Wert von 24,8 für den Gesamtzeitraum.

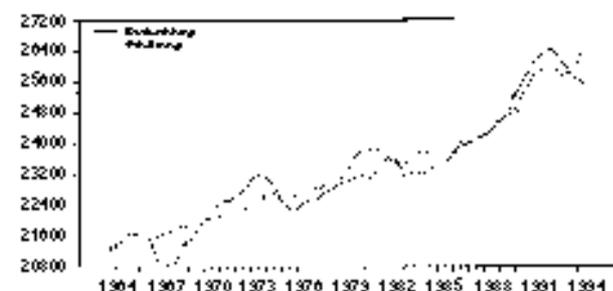
**Tabelle 1: Beschäftigte Arbeitnehmer in Abhängigkeit vom Export**

$$ERAG1N_t = \alpha + \beta \cdot EXPG3N + u_t^*$$

Zeitraum	$\hat{\alpha}$	t-Wert	$\hat{\beta}$	t-Wert	SEE	R <sup>2</sup>
1964Q1 - 1994Q4	20244,30	230,69	24,81	38,45	408,50	0,92
1967Q3 - 1975Q3	18439,14	48,07	48,92	10,01	371,67	0,76
1975Q4 - 1982Q4	18476,13	31,21	40,88	7,97	317,77	0,70
1983Q1 - 1987Q4	19508,91	21,92	27,58	4,55	240,84	0,53
1988Q1 - 1993Q4	19662,34	67,17	28,67	20,02	188,01	0,95

\* Zur Variablenbenennung vgl. im Anhang 5.1

**Schaubild 1: Schätzanpassung 1964Q1 - 1994Q4 gem. Tabelle 1**



Dieselben Variablen wurden zusätzlich unter der Verwendung von Wachstumsraten einer Regressionsanalyse unterworfen,

mit den Ergebnissen laut Tabelle 2 und illustriert an Hand des Schaubildes 2. Angesichts der empirischen Werte, insbesondere für die  $t$ -Statistik und das Bestimmtheitsmaß, sollte jedoch von einem stringenten Zusammenhang zwischen dem in Wachstumsraten transformierten Variablen eher nicht ausgegangen werden. Offensichtlich werden vor allem die Ausschläge in der tatsächlichen Entwicklung von den Schätzwerten (siehe Schaubild) in nicht hinreichender Güte nachvollzogen.

**Tabelle 2: Beschäftigte Arbeitnehmer in Abhängigkeit vom Export (Wachstumsraten)**

$$JWERA_t = \alpha + \beta \cdot JWEXP_t + u_t^*$$

Zeitraum	$\hat{\alpha}$	t-Wert	$\hat{\beta}$	t-Wert	SEE	R <sup>2</sup>
1964Q1 - 1994Q4	-0,115	-0,54	0,127	4,54	1,41	0,144
1967Q3 - 1975Q3	-0,367	-0,52	0,113	1,45	1,87	0,060
1975Q4 - 1982Q4	0,211	0,52	0,076	1,12	1,33	0,044
1983Q1 - 1987Q4	0,133	0,43	0,050	0,81	1,13	0,035
1988Q1 - 1993Q4	-0,210	-1,11	0,238	10,93	0,55	0,844

\* Zur Variablenbenennung vgl. im Anhang 5.1

**Schaubild 2: Schätzanpassung 1964Q1 - 1994Q4 gem. Tabelle 2**



\* Zur Variablenbenennung vgl. im Anhang 5.1

Bei statistischer Definition und Messung der Beschäftigung nicht durch Personen, sondern durch das Arbeitsvolumen, deuten die Regressionsergebnisse (vgl. Tabelle 3 und Schaubild 3) im Vergleich zur Pro-Kopf-Betrachtung – gemessen vornehmlich am Bestimmtheitsmaß – auf einen noch weniger stark ausgeprägten statistischen Zusammenhang hin. Auch lassen sich auf Basis der geschätzten Niveaunkonstanten und Steigung für die einzelnen Zeiträume keinerlei eindeutige Tendenzen ablesen. Insbesondere der negative Wert der Steigerung für den Gesamtzeitraum nährt den Zweifel an der Hypothese des bivariaten Zusammenhangs zwischen Beschäftigung, diesmal gemessen als Arbeitsvolumen, und dem Export. Dabei stellt der das Arbeitsvolumen erklärende Ansatz auf das a priori sensiblere Meßkonzept ab. Das Volumen folgt insbesondere den konjunkturellen Bewegungen in stärkerem Maße als die Zahl der Erwerbstätigen.

**Tabelle 3: Arbeitsstunden in Abhängigkeit vom Export**

$$ERBG1N_t = \alpha + \beta \cdot EXPG3N + u_t^*$$

Zeitraum	$\hat{\alpha}$	t-Wert	$\hat{\beta}$	t-Wert	SEE	R <sup>2</sup>
1964Q1 - 1994Q4	10776,88	184,43	-1,88	-6,71	272,00	0,269
1967Q3 - 1975Q3	10561,60	42,35	1,21	0,38	241,62	0,005
1975Q4 - 1982Q4	9797,66	45,95	4,13	2,24	114,45	0,157
1983Q1 - 1987Q4	9303,07	37,55	5,22	3,09	67,05	0,347
1988Q1 - 1993Q4	9453,52	41,36	4,51	4,04	146,79	0,426

\* Zur Variablenbenennung vgl. im Anhang 5.1

Schaubild 3: Schätzanpassung 1964Q1 - 1994Q4 gem. Tabelle 3



\* Zur Variablenbenennung vgl. im Anhang 5.1

Für die Wachstumsraten des Arbeitsvolumens und des Exports erhält man die Regressionsergebnisse der Tabelle 4 mit dem entsprechendem Schaubild. Zu Skepsis hinsichtlich der empirischen Relevanz des Ansatzes 4 geben insbesondere die geringen Werte für das Bestimmtheitsmaß Anlaß. Darüber hinaus läßt sich insbesondere beim Reaktionsparameter eine gewisse Tendenz zur systematischen Veränderung wie bei den Ansätzen 1 und 2 ausmachen.

Tabelle 4: Arbeitsstunden in Abhängigkeit vom Export (Wachstumsraten)

$$JWERB_t = \alpha + \beta \cdot JWEXP_t + u_t^*$$

Zeitraum	$\hat{\alpha}$	t-Wert	$\hat{\beta}$	t-Wert	SEE	R <sup>2</sup>
1964Q1 - 1994Q4	-1,293	-5,49	0,179	5,82	1,56	0,217
1967Q3 - 1975Q3	-2,503	-3,29	0,258	3,07	2,00	0,233
1975Q4 - 1982Q4	-1,286	-3,04	0,236	3,30	1,40	0,287
1983Q1 - 1987Q4	-0,532	-1,94	0,093	1,68	1,01	0,135
1988Q1 - 1993Q4	-1,319	-4,84	0,246	7,87	0,79	0,738

\* Zur Variablenbenennung vgl. im Anhang 5.1

Schaubild 4: Schätzanpassung 1964Q1 - 1994Q4 gem. Tabelle 4



\* Zur Variablenbenennung vgl. im Anhang 5.1

Als Fazit der Regressionsanalysen auf Basis eines bivariaten Zusammenhangs zwischen der Beschäftigung und dem Export stellt sich heraus: Offenbar ist dieser erste Ansatz nicht genügend genau spezifiziert. Andere relevante Bestimmungsgrößen als der Export bleiben außer Betracht, so daß die wirtschaftslogische und statistische Struktur zwischen den ökonomischen Variablen verlorengeht. Möglicherweise kann (mit aller Vorsicht) als Ergebnis festgehalten werden, daß sich die (positive) Gesamtwirkung des Exports auf die Beschäf-

tigung von Konjunkturzyklus zu Konjunkturzyklus abgeschwächt hat. Das hieße aber noch nicht, daß der *partielle* Einfluß des Exports auf die Beschäftigung abgenommen haben muß, weil andere Bestimmungsgrößen der Beschäftigung die Wirkung des Exports konterkariert haben können.

### 3.1.2 FLS-Analyse

Die bisherigen Analyseergebnisse lassen den Verdacht auf Instabilität des ausschließlich bivariaten Zusammenhangs zwischen Beschäftigung und Export aufkommen. Im folgenden soll weiter nach Hinweisen für diese Hypothese der Parameterinstabilität gesucht werden. Dazu soll die sog. Flexible-Kleinste-Quadrate-Methode (FLS) herangezogen werden (Kalaba, Tesfatsion 1988, 1989, 1990; Schneider 1991). Diese Methode stellt ein noch kaum verbreitetes, relativ neues Schätzverfahren für variable Regressionskoeffizienten dar. Es basiert auf dem klassischen linearen Regressionsansatz mit einer stochastischen Störvariablen (Meßfehler). Der Meßfehler im Sinne des FLS-Modells kann grundsätzlich dadurch vermindert werden, daß auch die Regressionskoeffizienten je nach den zu jedem Zeitpunkt vorliegenden Beobachtungswerten modifiziert werden („dynamischer Fehler“). Je mehr die Koeffizienten variieren, d.h. je größer der dynamische Fehler ausfällt, desto kleiner wird der Meßfehler und umgekehrt. Bei einem dynamischen Fehler von Null erhält man die klassischen Kleinste-Quadrate-Koeffizienten.

Das Modell der FLS-Methode (nach Pfaff 1997) läßt sich folgendermaßen formal beschreiben:

$$(1F) \quad y_t = x_t' \beta_t + u_t; \quad t = 1, \dots, T,$$

wobei der Regressand  $y_t$  auf den  $(1 \times K)$ -Zeilenvektor  $x_t'$  mit  $K$  Regressoren zurückgeführt wird.  $u_t$  bezeichnet einen Störterm oder residualen Meßfehler,  $\beta_t$  einen  $(K \times 1)$ -Spaltenvektor der (unbekannten) Koeffizienten.

Für den residualen Meßfehler und die Veränderungen der Koeffizienten sollte gelten, daß letztere im Zeitverlauf und ersterer in jedem Zeitpunkt möglichst klein sind:

$$(2F) \quad y_t - x_t' \beta_t \approx 0; \quad t = 1, \dots, T$$

$$(3F) \quad \beta_{t+1} - \beta_t \approx 0; \quad t = 1, \dots, T$$

Das Schätzproblem besteht in der Bestimmung einer optimalen Sequenz von Koeffizienten, die den Bedingungen (2F) und (3F) genügen. Für eine gegebene Koeffizientensequenz (B) können die beiden Fehlerarten definiert werden:

$$(4F) \quad r_M^2(B, T) = \sum_{t=1}^T [y_t - x_t' \beta_t]^2$$

$\hat{=}$  residualer Meßfehler

$$(5F) \quad r_D^2(B, T) = \sum_{t=1}^T [\beta_{t+1} - \beta_t]' D [\beta_{t+1} - \beta_t]$$

$\hat{=}$  dynamischer Fehler

Dabei stellt  $D$  eine positiv definite  $(K \times K)$ -Skalierungsmatrix dar. Der geometrische Ort aller Kombinationen beider Fehlerarten wird als „residuale Effizienzlinie“ bezeichnet, wenn für eine Koeffizientensequenz  $B$ , die auf dieser Ef-

fizienzlinie liegt, keine andere Koeffizientensequenz existiert, die sowohl den Meßfehler als auch den dynamischen Fehler verringert.

Die Bestimmung der „residualen Effizienzlinie“ erfolgt auf dem Wege der Minimierung der Funktion:

$$(6F) \quad C(B; \mu, T) = r_M^2(B, T) + \mu r_D^2(B, T),$$

wobei  $\mu$  einen Gewichtungsfaktor darstellt. Der Wert von  $\mu$  gibt die Gewichtung von Koeffizientenvariationen wieder, die den Meßfehler  $r_M^2$  verringern – eventuell bis zum Wert Null. Für  $\mu \rightarrow \infty$  ergibt sich die normale OLS-Lösung (feste Koeffizienten).

Im folgenden wird als erstes die Regressionsbeziehung zwischen der Zahl der Erwerbstätigen und dem Export einer FLS-Analyse unterzogen. Die Ergebnisse finden sich in Tabelle 5. Wie oben ausgeführt, hängen die Ergebnisse für die Koeffizientenschätzungen und statistischen Kennziffern von dem Wert für den Gewichtungsfaktor  $\mu$  ab. In der Tabelle wird jedoch lediglich auf drei Werte abgestellt: Eine sehr kleine Ausprägung von 0,001, eine mittlere von 1,0 sowie eine sehr hohe von 1000. Die zum Minimierungsproblem gehörige residuale Effizienzlinie wird im Schaubild 5 wiedergegeben. Diese zeigt für eine hohe Gewichtung durch  $\mu$ , d.h. eine hohe „Bestrafung“ des dynamischen Fehlers, hohe residuale Meßfehler an. Diese Tatsache deutet auf Spezifikationsfehler der li-

nearen einfachen Regressionshypothese zwischen Beschäftigung und Export hin.

Wie aufgrund des Minimierungskonzeptes der FLS-Methode zu erwarten, nimmt die Variation der Regressionskoeffizienten gemessen an der Standardabweichung und dem Variationskoeffizienten mit (stark) steigendem  $\mu$  ab. Im vorliegenden Falle nimmt auch das arithmetische Mittel des FLS-Achsenabschnittes mit  $\mu$  ab, während der FLS-Reaktionskoeffizient zunimmt.

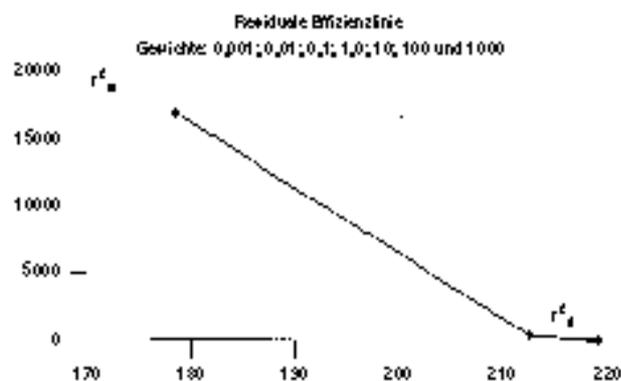
Wie sich die FLS-Werte für die Konstante und den Reaktionskoeffizienten im Zeitverlauf ändern – in Abhängigkeit von  $\mu$  – zeigen die Diagramme gemäß Schaubild 5a. Die jeweiligen Koeffizientensequenzen stimmen grundsätzlich überein. Bei der Konstanten ist unabhängig vom Gewichtungsfaktor etwa im Jahre 1967 ein Einbruch zu verzeichnen, der danach wettgemacht wird und von einer „Konvergenz“ auf einen (nahezu) festen Wert abgelöst wird. Anders verhält sich der Reaktionskoeffizient. Bei ihm ist etwa im Jahre 1967 ein Einbruch zu verzeichnen, der jedoch von einer langfristig ansteigenden Tendenz abgelöst wird, die etwa in den Jahren 1973, 1980 und 1992 von (relativen) Maxima und in etwa in den Jahren 1975, 1984, 1994 von (relativen) Minima überlagert wird. Nach diesen Ergebnissen würde die Beschäftigungsreaktion auf den Export in konjunkturellen Aufstiegsphasen ansteigen und in konjunkturellen Schwächephasen abnehmen. Die Frage ist, ob dieser Effekt allein eine Folge der sich verändernden Partialwirkung des Exports darstellt oder der Einfluß anderer Bestimmungsfaktoren dermaßen konjunkturspezifisch durchschlägt.

**Tabelle 5: FLS-Ergebnisse für den Einfachregressionszusammenhang zwischen Erwerbstätigen und Export**

Zusammenhang zwischen den Erwerbstätigen und dem Export Stützzeitraum: erstes Quartal 1964 bis viertes Quartal 1994				
$E_t^{FLS} = \beta_{1t}^{FLS} + \beta_{2t}^{FLS} X_t$				
Koeffizient	Arithmetisches Mittel	Standardabweichung	Variationskoeffizient	$\mu =$
$\beta_{1t}^{FLS}$	21234,4793	0,1875	0,00000882	0,001
	21234,4918	0,1875	0,00000882	1,0
	21228,5335	0,1686	0,00000794	1000
$\beta_{2t}^{FLS}$	14,8663	6,9800	0,4695	0,001
	14,8662	6,9800	0,4695	1,0
	14,8995	6,8995	0,4622	1000

Die zum bisherigen Vorgehen analoge Analyse der Abhängigkeit des Arbeitsvolumens vom Export zeitigt, wie der Tabelle 6 zu entnehmen ist, prinzipiell ähnliche Ergebnisse: Mit der Höhe des Gewichtungsfaktors nimmt die Konstante im Mittel zu, während der Reaktionskoeffizient kleiner wird. Es verringert sich gemäß dem Schätzprinzip mit die Standardabweichung und der Variationskoeffizient der Regressionsparameter. Bei relativ hoher „Bestrafung“ des dynamischen Fehlers ergibt sich ebenfalls, wie bei den Ergebnissen auf Basis der Zahl der Beschäftigten, ein sehr hoher Meßfehler (siehe residuale Effizienzlinie gem. Schaubild 6). Aufgrund dieser Tatsache läßt sich wiederum ein Verdacht auf Fehlspezifikation des gewählten Erklärungsansatzes ableiten.

**Schaubild 5: Residuale Effizienzlinie für den Zusammenhang zwischen Erwerbstätigen und Export**



In den Diagrammen des Schaubilds 6a wird die jeweilige Veränderung der FLS-Koeffizienten im Zeitverlauf und bei alternativer Gewichtung wiedergegeben. In etwa unabhängig vom Wert des Gewichtungsfaktors  $\mu$  verläuft die Konstante tatsächlich nahezu stabil – abgesehen vom Einbruch um das Jahr 1967. Dagegen variiert der Reaktionskoeffizient im Zeitverlauf relativ stark, gleichwohl nach dem selben Muster unabhängig vom Gewichtungsfaktor. Ausgehend von Höchstwerten bricht der Reaktionskoeffizient um 1967 ein, steigt in den konjunkturellen Aufschwungphasen an und nimmt in den Abschwungphasen ab – allerdings mit einer deutlich sichtbar stärkeren Variabilität als im Falle der Erwerbstätigenzahl als Beschäftigungsmaß. Dieses Phänomen ließe sich plausibel damit erklären, daß bei boomender Wirtschaft eine Erhöhung des Beschäftigungsgrades u.a. durch die Einführung oder Ausweitung von Überstunden mit Produktivitätsfortschritten erfolgt und in Abschwungphasen u.a. die Reduzierung des Arbeitseinsatzes durch Abbau von Überstunden und Einführung oder Ausweitung von Kurzarbeit mit Produktivitätsverlusten vollzogen wird.

Schaubild 5a: Geglättete FLS-Koeffizientenpfade des Zusammenhangs zwischen Erwerbstätigen und dem Export (siehe Tab. 5)

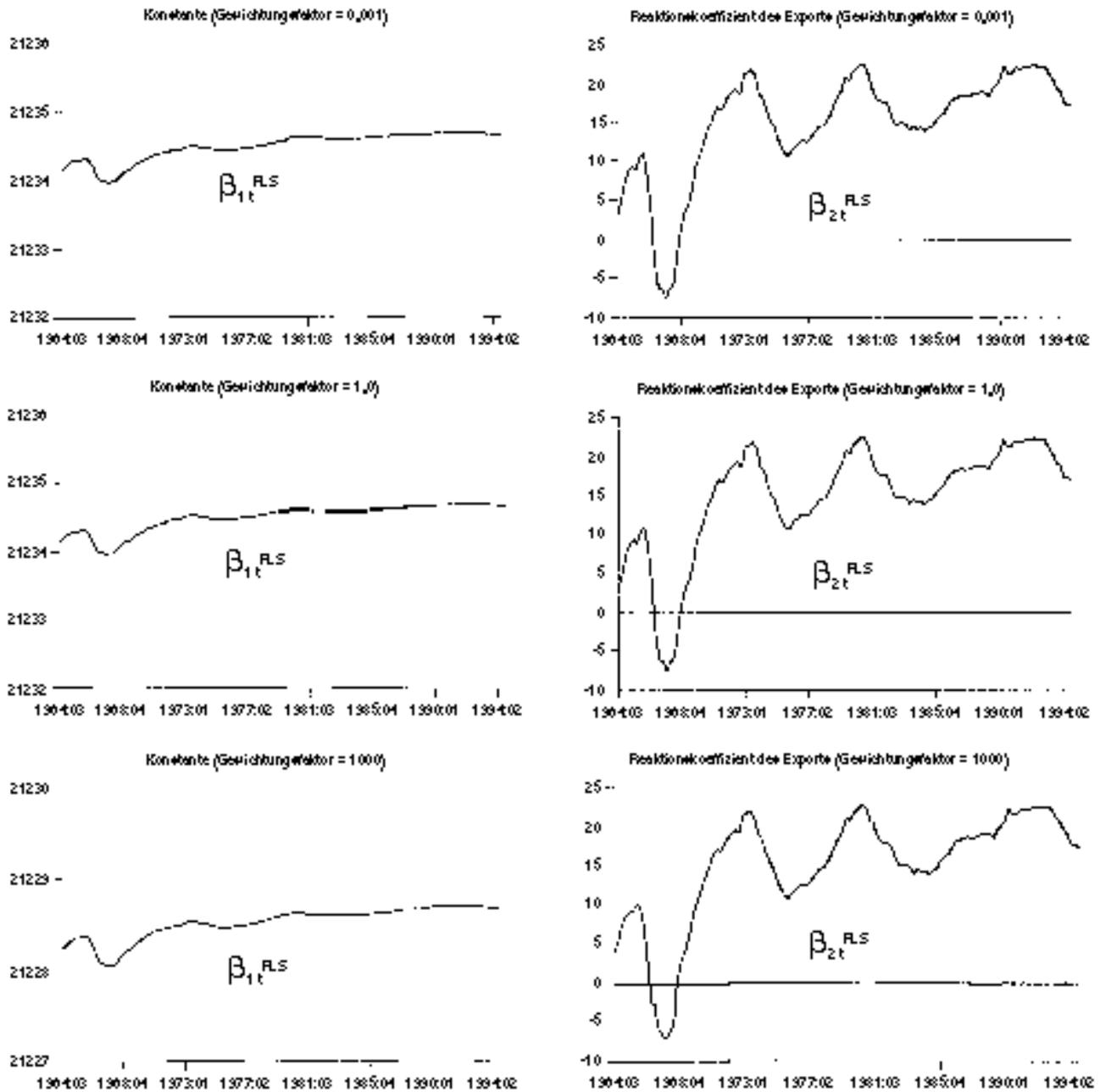


Tabelle 6: FLS-Ergebnisse für den Einfachregressionszusammenhang zwischen Arbeitsvolumen und Export

Zusammenhang zwischen den Arbeitsvolumen und dem Export  
Stützzeitraum: erstes Quartal 1964 bis viertes Quartal 1994

$$A_t^{FLS} = \delta_{1t}^{FLS} + \delta_{2t}^{FLS} X_t$$

Koeffizient	Arithmetisches Mittel	Standardabweichung	Variationskoeffizient	$\mu =$
$\delta_{1t}^{FLS}$	10223,4561	0,1203	0,00001176	0,001
	10223,5455	0,1203	0,00001176	1,0
	10268,3891	0,1202	0,00001170	1000
$\delta_{2t}^{FLS}$	2,8939	4,9641	1,7154	0,001
	2,8929	4,9636	1,7158	1,0
	2,4443	4,7320	1,9359	1000

Schaubild 6: Residuale Effizienzlinie für den Zusammenhang zwischen Arbeitsvolumen und Export

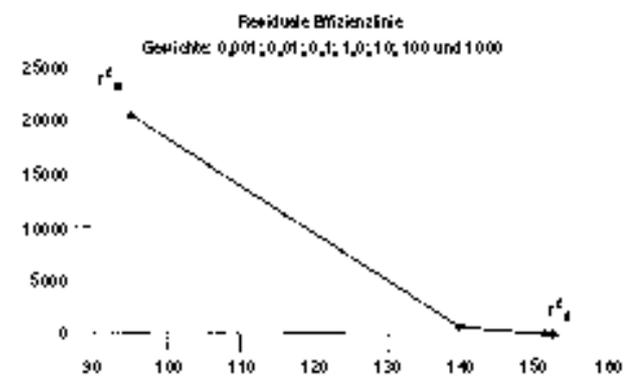
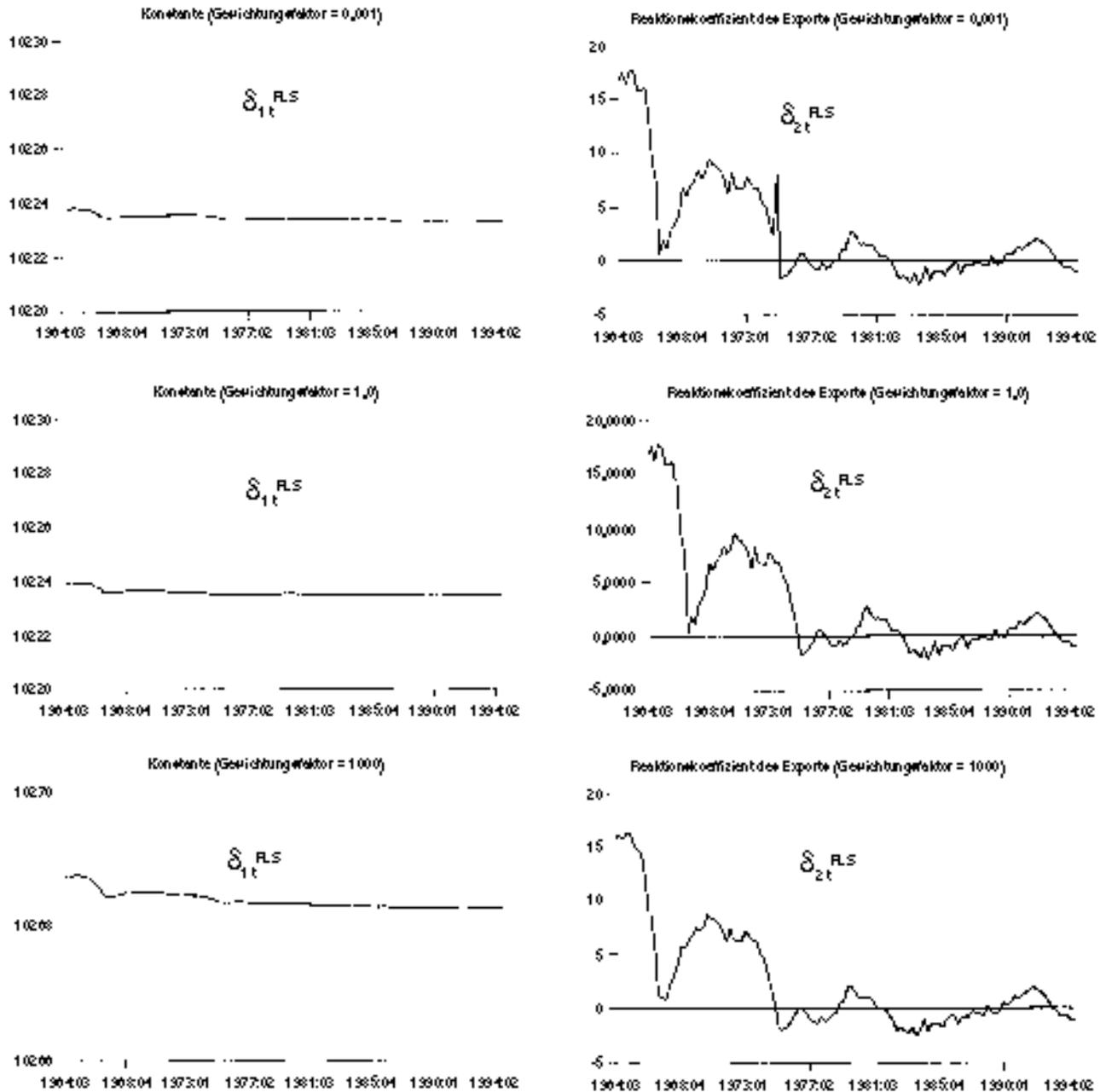


Schaubild 6a: Geglättete FLS-Koeffizientenpfade des Zusammenhangs zwischen Arbeitsvolumen und dem Export (siehe Tab. 6)



Festzuhalten bleibt, daß die Ergebnisse der FLS-Analyse des bivariaten Zusammenhangs zwischen Beschäftigung und Export erstens für relativ hohe Variabilität insbesondere des Reaktionskoeffizienten und dessen konjunkturspezifische Ausprägung Hinweise geben, zweitens Anlaß geben, den einfachen Erklärungsansatz als Fehlspezifikation zu deuten. Der Verdacht der Fehlspezifikation wird auch durch das FLS-Resultat genährt, das mit hoher Gewichtung der Koeffizientenvariabilität die Meßfehlerkomponente relativ hoch wird. Demgegenüber müßte also eine Modellspezifikation zum Zusammenhang von Beschäftigung einerseits und Export andererseits zusätzliche Erklärungsgrößen explizit mit einbeziehen.

### 3.2 Die Multikausalanalyse

Die vorangehenden Abschnitte haben gezeigt, daß die ausschließliche Rückführung der Beschäftigung auf den Export

überwunden werden müßte. Der Verdacht auf unvollständige Spezifikation der monokausalen Beschäftigungsfunktion tauchte mehrmals auf. Zum einen führte die Aufteilung des Gesamtbeobachtungszeitraumes in mehrere Schätzzeiträume zu deutlichen Instabilitäten, Unsicherheiten und Unplausibilitäten hinsichtlich der Parameterschätzwerte, zum anderen belegte die FLS-Methode erstens die Hypothese der systematischen Variabilität der Funktionsparameter auf anschauliche Weise und zweitens die Vermutung der Modellfehlspezifikation für den Fall der Einfachregression mit festen Parametern.

Die Modellspezifikation für den Zusammenhang zwischen Beschäftigung und Export müßte daher zusätzliche Bestimmungsfaktoren explizit berücksichtigen. Im Hinblick auf dieses Ziel wurde aus Gründen der sachlogischen und statistischen Konsistenz auf die Variablen, Datensätze und die grundlegenden Erklärungshypothesen eines einzigen ökonomischen

mischen Gesamtmodells zurückgegriffen, und zwar auf die des Freiburger Modells. Das Hypothesengefüge dieses Modells berücksichtigt ungeachtet seiner – von der Datenbasis her gesehen – eher kurzfristigen Konzeption, die eine ausgesprochen keynesianisch nachfrageorientierte Modellkonstruktion erwarten ließe, als zentralen Bestandteil eine Produktionsfunktion, auf deren Ergebnis nicht nur z. B. die Erklärung der Faktornachfrage, sondern auch die Bestimmung der gesamtwirtschaftlichen Verwendung (Nachfrage) basiert (Lüdeke u.a. 1989, S. 13 ff). Da es in diesem Beitrag um die Erklärung der Beschäftigung geht, erschien diese Akzentuierung des Freiburger Modells als besonders brauchbar.

Aus Vereinfachungsgründen wurde auf eine mathematisch stringente Ableitung von Hypothesen für die Erklärung der Beschäftigung aus den strukturellen Einzelhypothesen des Freiburger Modells verzichtet. Statt dessen wurden heuristisch unterschiedliche Beschäftigungsfunktionen gebildet, die der ökonomischen Logik des Modells entsprechen, insbesondere auf seine Erklärungsvariablen zurückgreifen, nicht so sehr jedoch auf die mathematisch-formale Struktur. So spielte auch die exakte Herleitung oder Herausarbeitung von Wirkungslag-Strukturen keine Rolle, da es zunächst auf die prinzipielle Identifizierung der neben dem Export wichtigen simultanen Bestimmungsfaktoren ankommen sollte.

Es sollen im folgenden die plausibelsten Schätzergebnisse vorgestellt werden.<sup>8</sup> Es handelt sich um Regressionsfunktionen mit dem Arbeitsvolumen als der zu erklärenden Variablen. Das Volumen folgt insbesondere den konjunkturellen Bewegungen in stärkerem Maße als die Zahl der Erwerbstätigen. Bei der Messung der Beschäftigung in Personen spielt die (Pro-Kopf-)Produktivität sozusagen die Rolle einer Puffergröße namentlich über die Variation der (durchschnittlich geleisteten) Arbeitszeit (vorne bereits dargelegt, s. Punkt 2.1).<sup>9</sup> Das Arbeitsvolumen fungiert auch in der Produktionsfunktion des Freiburger Modells als relevante Erklärungsgröße der Produktion.

Als Regressand und Regressoren dienen zum einen die Niveaueure, zum anderen die Logarithmen der relevanten Modellvariablen. Es sei auf die Integrationstests im Anhang verwiesen, wonach der Regressand stationär ist. Bei einem stationären Regressand liefert die Kleinste-Quadrate-Methode auch bei integrierten Regressoren (wenigstens) konsistente Schätzwerte. Die Schätzergebnisse sind in den folgenden Tabellen 7-10 sowie den dazugehörigen Anpassungsdiagrammen wiedergegeben.

Als statistisch und ökonomisch plausibelste Ansätze kristallisierten sich einmal die Hypothese mit Export, Kapitalstock und Auslastungsgrad, zum anderen diejenige mit Export, Kapitalstock, Auslastungsgrad und dem Faktorpreisverhältnis heraus, die auch in logarithmierter Form akzeptiert werden konnten – von den etwas „schwächeren“ *t*-Werten einmal abgesehen. Im Ansatz (I) sowohl für Niveaueure als auch für Logarithmen kommt die große Bedeutung ( $\beta$ -Koeffizienten) der Exporte und vor allem des Kapitalstocks zum Vorschein,

<sup>8</sup> So führte z.B. die Spezifizierung des technischen Fortschritts als autonom und faktorungebunden oder die explizite Berücksichtigung von Lohnnebenkosten zu unbrauchbaren Ergebnissen (vgl. Lüdeke 1997).

<sup>9</sup> Zur Bedeutung der Arbeitszeit vgl. auch Teriet 1995; Rübel 1997.

**Tabelle 7: Multiple Regression für das Arbeitsvolumen**

$$(I) \text{ERBG1N} = \text{const.} + a_1 \text{EXPG3N} + a_2 \text{ALFG3N} + a_3 \text{KAPG3N} + u^*$$

1964:1 - 1994:4				
Abhängige Variable: ERBG1N				
Beobachtungen: 124		Regressoren: 4		
R**2: 0.78305		SEE: 149.44226		
Durbin-Watson: 0.3322				
Q-Statistik: 671.2938		Signifikanz-Niveau: 0.0000		
Regressor	Schätzwert	Standardabw.	t-Wert	Beta-Koef
Constant	6674.6694	636.4214	10.4878	0.0000
EXPG3N	<b>7.2598</b>	<b>1.3536</b>	<b>5.3632</b>	<b>0.3526</b>
ALFG3N	49.4271	5.9007	8.3764	0.1153
KAPG3N	-0.2279	0.0276	-8.2664	0.5321

\* Zur Variablenbenennung vgl. im Anhang 5.1

**Schaubild 7: Schätzanpassung 1964Q1 - 1994Q4 gem. Tabelle 7**



\* Zur Variablenbenennung vgl. im Anhang 5.1

**Tabelle 8: Multiple Regression für das Arbeitsvolumen**

$$(II) \text{ERBG1N} = \text{const.} + a_1 \text{EXPG3N} + a_2 \text{ALFG3N} + a_3 \text{KAPG3N} + u^*$$

Abhängige Variable: ERBG1N				
Beobachtungen: 124		Regressoren: 5		
Beobachtungsraum: 1964Q4 - 1994Q4				
R**2: 0.79362		Standard Error of Estimate: 146.37028		
Durbin-Watson: 0.3391				
Q-Statistik: 617.6585		Signifikanz-Niveau: 0.0000		
Regressor	Schätzwert	Standardabw.	t-Wert	Beta-Koef
Constant	6896.3662	629.7794	10.9504	0.0000
EXPG3N	6.4887	1.3621	4.7636	0.3418
ALFG3N	46.5104	5.8990	7.8844	0.1177
KAPG3N	-0.1621	0.0379	-4.2746	0.4105
FPV	-2770.0496	1122.4887	-2.4678	0.1300

\* Zur Variablenbenennung vgl. im Anhang 5.1

**Schaubild 8: Schätzanpassung 1964Q1 - 1994Q4 gem. Tabelle 8**



\* Zur Variablenbenennung vgl. im Anhang 5.1

**Tabelle 9: Multiple Regression für das Arbeitsvolumen Logarithmierte Version\* von (I) gem. Tabelle 7**

Abhängige Variable: ERBG1L  
 Beobachtungen: 124                      Regressoren: 4  
 Beobachtungsraum: 1964:1 - 1994:4  
 R\*\*2:                      0.78224  
 Durbin-Watson: 0.3483  
 Q-Statistik:            681.1324            Signifikanz-Niveau:            0.0000

Regressor	Schätzwert	Standardabw.	t-Wert	Beta-Koef
Constant	10.2960	0.2957	34.8191	0.0000
EXPG3L	0.0998	0.0283	3.5305	0.3686
ALFG3N	0.0048	0.0006	8.1818	0.1004
KAPG3L	-0.2201	0.0429	-5.1317	0.5309

\* Zur Variablenbenennung vgl. im Anhang 5.1

**Schaubild 9: Schätzanpassung 1964Q1 - 1994Q4 gem. Tabelle 9**



\* Zur Variablenbenennung vgl. im Anhang 5.1

**Tabelle 10: Multiple Regression für das Arbeitsvolumen Logarithmierte Version\* von (II) gem. Tabelle 8**

Abhängige Variable: ERBG1L  
 Beobachtungen: 124                      Regressoren: 5  
 Beobachtungsraum: 1964Q1 - 1994Q4  
 R\*\*2:                      0.78754  
 Standard Error of Estimate: 0.01417  
 Durbin-Watson: 0.3498  
 Q-Statistik:            645.8679            Signifikanz-Niveau:            0.0000

Regressor	Schätzwert	Standardabw.	t-Wert	Beta-Koef
Constant	10.0696	0.3214	31.3286	0.0000
EXPG3L	0.0955	0.0282	3.3931	0.3643
ALFG3N	0.0047	0.0006	8.0326	0.1015
KAPG3L	-0.1890	0.0462	-4.0902	0.4708
FPV	-0.1593	0.0925	-1.7229	0.0635

\* Zur Variablenbenennung vgl. im Anhang 5.1

**Schaubild 10: Schätzanpassung 1964Q1 - 1994Q4 gem. Tabelle 10**



während der Auslastungsvariablen mit einem  $\beta$ -Koeffizienten von 0,10 ein relativ kleiner Erklärungsbeitrag zugeordnet werden kann. Die enorme „Erklärungskraft“ der Kapitalgröße – gemessen am dazugehörigen  $\beta$ -Koeffizienten von über 0,5 – kann auch darauf zurückgeführt werden, daß diese Variable auch Ausdruck ist für kapitalgebundenen technischen Fortschritt. Spezifikationen mit ungebundenem, neutralen, autonomen, technischen Fortschritt führten dagegen zu nichtakzeptablen Regressionsergebnissen, die in diesem Beitrag auch nicht ausgewiesen werden. Für den Niveauansatz (II) mit zusätzlicher Berücksichtigung des Faktorpreisverhältnisses lassen sich ebenfalls, bis auf das Durbin-Watson-Maß, akzeptable Regressionsergebnisse erzielen. Die Bedeutung der zusätzlichen Faktorpreisvariablen fällt in etwa in die Größenordnung jener der Auslastung. Als dominant erweist sich wiederum mit einem  $\beta$ -Koeffizienten von 0,41 der Einfluß der Kapitalvariablen. Von großer Bedeutung erweist sich ebenso der Exporteinfluß mit einem partiellen Reaktionskoeffizienten von rd. 6,5 und ein  $\beta$ -Parameter von 0,34.

Das negative Vorzeichen der Kapitalvariablen kann als durchaus kompatibel mit den üblichen ökonomischen Theorievorstellungen gewertet werden<sup>10</sup>. In aus Cobb-Douglas-Produktionsfunktionen abgeleiteten Beschäftigungsfunktionen taucht üblicherweise in diesem Zusammenhang als Parameter das negative Verhältnis der Produktionselastizitäten der beiden Produktionsfaktoren auf (Pusse 1984, S. 42). Da diese nur als positive Größen ökonomisch plausibel sind, erscheint auch der negative Regressionskoeffizient obiger Beschäftigungsfunktionen als akzeptabel.

Der negative Reaktionskoeffizient des Kapitals steht allerdings im (scheinbaren) Gegensatz zur des öfteren geäußerten These, erst nach stärker wachsender Investitionstätigkeit als in den letzten Jahren könnten sich die Exportsteigerungsraten der jüngsten Vergangenheit in tatsächliche Beschäftigungserfolge (per saldo) verwandeln. Höhere Investitionen würden sich in den vorliegenden Beschäftigungsfunktionen in der Auslastungsvariablen<sup>11</sup> positiv widerspiegeln, auf die in den vorliegenden Modellen die Beschäftigung ebenfalls positiv reagiert. Eine Erhöhung der Kapitalvariablen dagegen würde bei einer ceteris-paribus-Betrachtung produktionstheoretisch eine ansteigende Kapitalintensität implizieren, die für sich allein genommen die Beschäftigung senkt. So wirkt auch ein Anstieg des Faktorpreisverhältnisses – Effizienzstreben vorausgesetzt – über eine höhere Kapitalintensität ceteris paribus negativ auf die Beschäftigung. Steigender Export bzw. steigende Auslastung bedeutet produktionstheoretisch dagegen ein höheres Produktionsniveau (eine weiter vom Ursprung entfernt liegende Isoquante, vgl. Schaubild im Abschnitt 2.1) mit ceteris paribus ebenfalls höherer Beschäftigung.

Bei einer stringenten Herleitung einer Produktivitäts- oder Beschäftigungsfunktion aus einer üblichen Cobb-Douglas- oder CES-Funktion und mit dem Faktorpreisverhältnis als erklärende Variable („ökonomische“ Funktionen), das sozusagen an die Stelle der Kapitalintensität der entsprechenden „technischen“ Funktionen tritt, taucht die Kapitalvariable i.a.R. nicht (mehr) auf (vgl. Pusse 1984). Gleichwohl könnte

<sup>10</sup> Inwieweit bei den empirischen Ergebnissen – speziell unter Bezugnahme auf das Rybzynski-Theorem – sektorspezifische Effekte zum Tragen kommen, kann wegen der Verwendung eines makroökonomischen Globalansatzes nicht näher geklärt werden (vgl. Rose 1972, S. 312f, 369, 372).

<sup>11</sup> Der Auslastungsgrad des Freiburger Modells bezieht sich auf die gesamtwirtschaftliche Produktion (Quartalswerte des Bruttoinlandsprodukts). Es ergibt sich aus dem Verhältnis der Beobachtungswerte und den nach einem speziellen Verfahren geglätteten Werten.

sie im Ansatz II ökonomisch durchaus plausibel z. B. als (verbleibender) Indikator für faktorgebundenen, technischen Fortschritt interpretiert werden.

Generell erhält man, was die statistische und sachlogische Bewertung angeht, für die Logarithmenansätze verglichen mit den Niveaansätzen durchaus kompatible Ergebnisse, von den etwas schlechteren statistischen Kennziffern einmal abgesehen. Die Regressionsparameter beim logarithmischen Ansatz sind allerdings anders zu interpretieren als beim Niveaansatz, stellen sie doch partielle Elastizitäten der zu erklärenden Variablen in bezug auf die jeweilige erklärende Variable dar.

Mit den Ergebnissen der Ansätze (I) und (II) liegen brauchbare Beschäftigungsfunktionen vor, die auch den Export explizit als Erklärungsfaktor ausweisen. Modelltheoretisch stellen sie sozusagen „Teilreduzierte-Form-Gleichungen“ eines zumindest umfassend gedachten Ökonomie-Modells dar. Auf Basis ihrer ökonometrischen Struktur läßt sich im folgenden Kapitel der Versuch unternommen, empirische Beschäftigungsmultiplikatoren des Exports zu bestimmen und zu analysieren.

### 3.3 Multiplikatoreffekte

Aufgrund der empirischen Regressionsgleichungen (I) und (II) liegen die partiellen Reaktionskoeffizienten der einzelnen Erklärungsvariablen der Beschäftigung fest (spezifische partielle Beschäftigungswirkungen oder partielle Ableitungen der Beschäftigung). Wenn z. B. der Export um eine Einheit ansteigt, nimmt das Arbeitsvolumen lt. Gleichung (II) in Tabelle 8 um rd. 6,5 Einheiten zu – unter der Voraussetzung, daß die übrigen Variablen konstant bleiben. Doch die direkte Bestimmung der Beschäftigungswirkung einer Exporterhöhung um eine Einheit unter Berücksichtigung aller relevanten, induzierten, zusätzlichen Veränderungen, d. h. die Bestimmung des Multiplikators, erlauben die ausgewählten Ansätze nicht. Es handelt sich nämlich bei den Gleichungen (I) und (II) eben nicht um Reduzierte-Form-Gleichungen, in denen ausschließlich – im statischen Falle – exogene Variable auftauchen, sondern um lediglich sozusagen „Teilreduzierte-Form-Gleichungen“, die auch endogene Größen als Erklärungsfaktoren enthalten. Durch die Existenz dieser Variablen bleibt die Interdependenz sichtbar erhalten.

Für die Quantifizierung des Exportmultiplikators auf Basis dieser „Teilreduzierten-Form-Gleichungen“ können unmittelbar nur die Werte des Reaktionskoeffizienten des Exports herangezogen werden. Den Wert des Multiplikators erhält man erst, wenn die mit ihren jeweiligen geschätzten Reaktionskoeffizienten multiplizierten Gesamtveränderungen der übrigen Erklärungsvariablen, die durch den Export induziert werden, mitberücksichtigt werden. Damit stellt sich der Beschäftigungsmultiplikator nicht „einfach“ als partielle Ableitung der Beschäftigung – als erklärte Variable der reduzierten Form – nach dem Export dar, sondern in multikausaler gemeinsamer Abhängigkeit von (Export-)Multiplikatoren der relevanten endogenen Erklärungsgrößen der Beschäftigung.<sup>12</sup>

<sup>12</sup> Die folgende Multiplikatoranalyse erfolgt zunächst formal und im empirischen Teil ex post. Ein Einsatz des Exports z. B. als Politikinstrument im Rahmen einer Simulation oder Projektion steht hier nicht zur Debatte. Namentlich in diesem Kontext müßte der Lucas-Kritik im Hinblick auf Strukturparameterstabilität Rechnung getragen werden (vgl. Lucas 1976).

<sup>13</sup> Die Erklärung der Instabilität dieser Multiplikatoren würde die Kenntnis der ökonometrischen Struktur der relevanten Funktionsgleichungen für diese Endogenen voraussetzen.

Formal gilt in diesem Zusammenhang:

Es sei  $y =$  Beschäftigung

$x_i =$  endogene Erklärungsvariable,  $i = 1, 2, 3 \dots$

$Ex =$  Export, exogen

Es gelte  $y = f(x_1, x_2, \dots, Ex)$ ; Beschäftigungsgleichung

Allgemein gilt dann für das totale Differential  $dy$ :

$$dy = \frac{\partial f}{\partial x_1} dx_1 + \frac{\partial f}{\partial x_2} dx_2 + \dots + \frac{\partial f}{\partial Ex} dEx$$

Der Beschäftigungsmultiplikator  $M_{y,Ex}$  ist als  $\frac{dy}{dEx}$  definiert. Also gilt:

$$M_{y,Ex} = \frac{dy}{dEx} = \frac{\partial f}{\partial x_1} \frac{dx_1}{dEx} + \frac{\partial f}{\partial x_2} \frac{dx_2}{dEx} + \dots + \frac{\partial f}{\partial Ex}$$

Dabei stellen die  $\frac{\partial f}{\partial x_i}$  und  $\frac{\partial f}{\partial Ex}$  die partiellen Ableitungen

der Beschäftigung dar und  $\frac{dx_i}{dEx}$  die „ $x_i$ -Multiplikatoren“

des Exports ( $M_{x_i,Ex}$ ), wobei  $x_i$  als abhängige und der Export als unabhängige Variable fungieren. Konstanz der partiellen Ableitungen vorausgesetzt, kann also der sich im Zeitverlauf verändernde Beschäftigungsmultiplikator des Exports auf Veränderungen bei den Multiplikatoren des Exports für die übrigen Erklärungsvariablen der Beschäftigungsgleichung zurückgeführt werden.

Lediglich für die angesprochenen partiellen Ableitungen liegen in den geschätzten Regressionsfunktionen empirische Werte vor, für die Totalableitungen (Multiplikatoren) dagegen nicht. Näherungsweise und zur empirischen Illustration sollen für diese die statistischen (historischen) Veränderungen der Variablen ( $\Delta y$ ,  $\Delta x_i$ ,  $\Delta Ex$ ) und die daraus gebildeten Quotienten für die oben gewählten Teilzeiträume (vgl. Abschnitt 3.1.1) herangezogen werden (siehe Tabellen  $M(1)$  und  $M(2)$ ). Mit diesen Berechnungen wird allerdings die Infinitesimalbetrachtungen aufgegeben. Lediglich in einem „streng“-linearen Gleichungssystem besitzen sie volle Geltung.

Ohne den Erkenntniswert der Tabellen  $M(1)$  und  $M(2)$  überstrapazieren zu wollen, scheinen sie doch deutlich zu machen, daß der Beschäftigungsmultiplikator des Exports alles andere als eine stabile Größe darstellt, unabhängig davon, ob die Beschäftigung durch die Zahl der Erwerbstätigen oder das Arbeitsvolumen gemessen wird. Damit kompatibel erweisen sich auch die lt. Beschäftigungsgleichungen (I) und (II) relevanten „Multiplikatoren“ des Exports für die Auslastung, den Kapitalstock und das Faktorpreisverhältnis<sup>13</sup> als eher instabil, wobei die Schwankungen bzgl. der Auslastung und des Faktorpreisverhältnisses besonders ins Auge fallen.

Die Näherungswerte des Exportmultiplikators sowohl für die Erwerbstätigenzahl („ $M_{ET,EX}$ “) als auch für das Arbeitsvolumen („ $M_{AV,EX}$ “) sind lt. Tabelle  $M(2)$  im letzten Beobachtungszeitraum erheblich kleiner, ja sogar negativ geworden. In diesem Zeitraum weisen die Exportmultiplikatoren (Näherungswerte) bzgl. des Kapitalstocks und des Faktorpreisverhältnisses ebenfalls einen Rückgang auf. Unter der Voraussetzung der Übertragbarkeit der empirischen „endlichen“ Werte auf die entsprechenden Multiplikatoren und der Kon-

**Tabelle M(1): Veränderung der Variablen\* in Teilzeiträumen**

	$\Delta Ex$	$\Delta Alf$	$\Delta KAP$	$\Delta FPV$	$\Delta ET$	$\Delta AV$
67Q <sub>3</sub> - 75Q <sub>3</sub>	39,67	-4,29	2536,15	0,0463	1435	-237
75Q <sub>4</sub> - 82Q <sub>4</sub>	36,50	-1,77	2080,15	0,0547	1118	+11
83Q <sub>1</sub> - 87Q <sub>4</sub>	26,88	3,12	1255,53	0,0358	945	+145
88Q <sub>1</sub> - 93Q <sub>4</sub>	74,51	-4,85	2240,86	0,0552	1586	-148

**Tabelle M(2): „Multiplikatoren“ des Exports und ihre Veränderungen\*\***

	$''M''_{ET,Ex}$	$\Delta''M''_{ET,Ex}$	$''M''_{AV,Ex}$	$\Delta''M''_{AV,Ex}$	$''M''_{ALF,Ex}$	$\Delta''M''_{ALF,Ex}$	$''M''_{KAP,Ex}$	$\Delta''M''_{KAP,Ex}$	$''M''_{FPV,Ex}$ [•1000]	$\Delta''M''_{FPV,Ex}$ [•1000]
67Q <sub>3</sub> - 75Q <sub>3</sub>	36,17		-5,97		-0,108		63,93		1,17	
75Q <sub>4</sub> - 82Q <sub>4</sub>	30,63	-5,54	+0,30	+6,27	-0,048	+0,060	56,99	-6,94	1,50	+0,33
83Q <sub>1</sub> - 87Q <sub>4</sub>	35,16	+4,53	+5,39	+5,09	+0,116	+1,164	46,71	-10,28	1,33	-0,17
88Q <sub>1</sub> - 93Q <sub>4</sub>	21,29	-13,87	-1,99	-7,38	-0,065	-0,181	30,07	-16,64	0,74	-0,59

\* Variablenbezeichnung in Anlehnung an die Variablenliste lt. Anhang. Dimensionen wie dort – abgesehen von „M“<sub>FPV,Ex</sub>. „M“ besagt, daß endliche Veränderungen ( $\Delta$ ) für Teilzeiträume verwendet wurden.

\*\* Gegenüber dem Vor-Teilzeitraum

stanz aller partiellen Reaktionskoeffizienten, deren Schätzungen vorliegen, wird der Vorzeichenwechsel des Multiplikators bzgl. der Beschäftigung nur durch eine hinreichende Verminderung des Multiplikators bzgl. der Auslastung erklärbar. In der Tat weist lt. Tabelle M (2) der entsprechende Näherungswert für den letzten Teilzeitraum einen verhältnismäßig starken Rückgang bis in den negativen Bereich auf.

#### 4 Zusammenfassung und Ausblick

Aufgabe der vorliegenden Untersuchung war es, mittels einer makroökonomischen Analyse die Bedeutung des Exports für die Erklärung der Beschäftigung aufzuzeigen. Dabei sollte auch geklärt werden, warum in den letzten Jahren trotz massiver Exporterfolge der deutschen Wirtschaft eine Verbesserung der Beschäftigungslage nicht eintrat.

Als Ausgangspunkt wurde die monokausale Betrachtungsweise gewählt, die unter gewissen Voraussetzungen als durchaus angemessen, jedenfalls als erster heuristischer Schritt gewertet werden kann. Sie erwies sich jedoch nicht als problemadäquat. Statistische Testgrößen und ökonomische Implikationen der Ergebnisse unterschiedlicher Regressionsverfahren ließen die Hypothese des bivariaten Zusammenhangs als unbrauchbar erscheinen.

Dagegen lieferten Regressionsanalysen auf Basis von Multikausalansätzen durchaus akzeptable Resultate. Dabei wurde zur Bildung plausibler Hypothesen, insbesondere der Auswahl geeigneter Variablen inkl. Datenmaterial, eine Anlehnung an das Freiburger Ökonometrie-Modell vorgenommen.

Qualitativ besagen die Ergebnisse, daß – neben dem Export und der (nachfrageorientierten) Auslastung – der Kapitaleinsatz und das Faktorpreisverhältnis statistisch signifikanten und wirtschaftstheoretisch plausiblen Einfluß besitzen. Rein quantitativ kommt insbesondere dem Kapitalstock, eine Variable, die auf Seiten der Produktion (oder des Angebots) die Höhe der Kapitalintensität beeinflusst, ein relativ großer Er-

klärungswert zu. Allerdings kann davon ausgegangen werden, daß mit dieser Größe auch die Wirkung des faktorgebundenen technischen Fortschritts miterfaßt wurde. Alle diese Variablen bestimmen also die Entwicklung der Beschäftigung, manche gegebenenfalls stärker als der Export. Und die Entwicklung eben dieser neben den Export relevanten Erklärungsgrößen kann dazu führen, daß die partiell positiven Beschäftigungseffekte überkompensiert werden, so daß der Gesamteffekt von Exportsteigerungen negativ ausfällt.

Die sich anschließenden Multiplikatoranalysen weisen anhand entsprechender empirischer Näherungsgrößen sowohl für den Beschäftigungsmultiplikator des Exports als auch für die Multiplikatoren des Exports hinsichtlich der übrigen Erklärungsgrößen der Beschäftigung erhebliche zeitliche Instabilitäten nach. Auf diese dürften somit die in der Realität zu beobachtenden, deutlich variierenden Beschäftigungseffekte des Exports bis hin ins Negative im wesentlichen zurückzuführen sein.

Der vorliegenden Untersuchung zum Thema „Export und Beschäftigung“ werden sich weiterführende Arbeiten anschließen und sich eingehend z.B. mit der Struktur des Exports, ihrer Entwicklung und ihren Bestimmungsgründen (auch im Hinblick auf die deutsche Vereinigung) beschäftigen müssen. Insbesondere sollte auch die explizite Berücksichtigung des Imports in einem der nächsten Analyseschritte erfolgen<sup>14</sup>. Allerdings wird mit steigender Anzahl der Variablen und Komplexität der faktische Einsatz eines umfassenden Modells unumgänglich, in dem auch dynamische Prozesse (auf der Basis von Lag-Strukturen) darstellbar sind. Mit Hilfe eines Wirtschaftsstruktur-Modells wird es darüber hinaus möglich sein, die wirtschaftssektoralen Unterschiede und Entwicklungen hinsichtlich z.B. Kapitalintensität, Arbeitsproduktivität sowie Import- und Exportintensität und deren Einfluß auf die Beschäftigung explizit zum Ausdruck zu bringen. Letztendlich gilt es auch, die Verbindungen zum Kapitalmarkt deutlich herauszuarbeiten, durch den die Kapitalverflechtungen mit dem Ausland, insbesondere z.B. die Ströme der Direktinvestitionen (vgl. z.B. Batz 1997; Deitmers 1982; Werner 1986, S. 30 ff), abgebildet werden können.

<sup>14</sup> Vgl. zu diesem Beziehungsgeflecht z. B. Maaß, Sell 1997; DIW-Wochenbericht 4/98; Sauernheimer 1996;

## 5 Anhang

### 5.1 Variablenliste, Zeitreihen-Übersicht

#### Variablenliste

ALFG3N	Auslastungsgrad
ERAG1N	Beschäftigte Arbeitnehmer in 1000 Personen
JWERA	Jahreswachstumsrate von ERAG1N
ERBG1N	Arbeitsvolumen, bezahlte Arbeitsstunden, in Mio.
ERBG1L	Arbeitsvolumen, bezahlte Arbeitsstunden, in Mio., logarithmiert
JWERB	Jahreswachstumsrate von ERBG1N
EXPG3N	Exporte, zu Preisen von 1991, Mrd. DM
EXPG3L	Exporte, zu Preisen von 1991, Mrd. DM, logarithmiert
JWEXP	Jahreswachstumsrate von EXPG3N
KAPG3N	Kapitalstock, zu Preisen von 1991, Mrd. DM
KAPG3L	Kapitalstock, zu Preisen von 1991, Mrd. DM, logarithmiert
LNKQ1N	Lohnnebenkostenquote
KAKO3N	Nutzungskosten des Kapitals, zu Preisen von 1991
FPV	Faktorpreisverhältnis (YABH3N/(ERBG1N*KAKO3N))
YABH3N	Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit, zu Preisen von 1991, Mrd. DM

#### Zeitreihen-Übersicht

ALFG3N	1964:01	- 1996:04	Vierteljährlich
Auslastungsgrad Freiburger Konstruktion, Prozent			
BSPG3N	1964:01	- 1994:04	Vierteljährlich
Bruttosozialprodukt, zu Preisen von 1991, Mrd. DM			
ERAG1N	1964:01	- 1994:04	Vierteljährlich
Erwerbstätige: Beschäftigte Arbeitnehmer, 1000 Pers.			
ERBG1N	1964:01	- 1994:04	Vierteljährlich
Arbeitsvolumen, beschäftigte Arbeitnehmer bezahlt, Mio. Std.			
EXPG3N	1964:01	- 1994:04	Vierteljährlich
Exporte, zu Preisen von 1991, Mrd. DM			
FPV	1964:01	- 1994:04	Vierteljährlich
Faktorpreisverhältnis (=100*YABH3N/(ERBG1N*KAKO3N))			
KAKO3N	1964:01	- 1996:04	Vierteljährlich
Nutzungskosten des Kapitals, zu Preisen von 1991			
KAPG3N	1964:01	- 1996:04	Vierteljährlich
Kapitalstock, zu Preisen von 1991, Mrd. DM			
YABH3N	1964:01	- 1994:04	Vierteljährlich
Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit, zu Preisen von 1991; Mrd. DM			

#### 5.2 Tests auf Integration:

Es wurde der Augmented-Dickey-Fuller-Test (ADE) auf Integration verwendet (vgl. z.B. Dolado u.a., 1989; Rüdell, 1989). Bei Bedarf kam zusätzlich ein Test von Perron zum Einsatz (Perron, 1989). Bei dem Perron-Test handelt es sich um einen Test auf Integration einer Zeitreihe, welcher Strukturbrüche in der Reihe berücksichtigt.<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Eine analoge anschauliche Anwendung im Rahmen der Erklärung des Individualverkehrs findet sich bei Schwarz (1996).

\* Zur Variablenbenennung vgl. im Anhang 5.1

#### (a) ERAG1N (Beschäftigte Arbeitnehmer in 1000 Personen)\*

ERAG1N	
Beobachtungsraum: 1964Q1 - 1994Q4	
Augmented Dickey Fuller Test mit Lags = 4	
ADF-TEST: 4.3006***	
Korrigiertes Bestimmtheitsmaß: 0.6137 t-Wert letzter Lag: 2.3141	
Konstante:	1182.825 t-Wert: 4.318
Trend:	2.206 t-Wert: 4.084
QStat: 26.7854 Signifikanzniveau: 0.6829	

Der ADF-Test hat zum Ergebnis, daß die Reihe ERAG1N nicht integriert ist. Der Perron-Test bestätigt dieses Ergebnis.

Perron's Test auf Strukturbrüche bei Einheitswurzeln			
Dependent Variable ERAG1N – Estimation by Least Squares			
Quarterly Data From 1964:01 To 1994:04			
Usable Observations	124	Degrees of Freedom	116
Centered R**2	0.998155	R Bar **2	0.998043
Durbin-Watson Statistic	1.857439		
Q(31-0)	28.531956		
Significance Level of Q	0.59359527		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	2095.0895030	368.0992950	5.69164	0.00000010
2. ERAG1N(1)	0.8985075	0.0178344	50.38058	0.00000000
3. DETTREND	3.1892812	0.5863867	5.43887	0.00000030
4. DL	101.1601485	28.7275604	3.52136	0.00061476
5. DY(1)	0.6186366	0.0837184	7.38950	0.00000000
6. DY(2)	0.0760686	0.1006706	0.75562	0.45140908
7. DY(3)	0.0088984	0.1000175	0.08897	0.92926067
8. DY(4)	0.2626879	0.0871417	3.01449	0.00316227
LAMBDA	0.8	Dickey-Fuller:	-5.6908***	

#### (b) ERBG1N (Arbeitsvolumen, bezahlte Arbeitsstunden, in Mio)\*

ERBG1N	
Beobachtungsraum: 1964Q1 - 1994Q4	
Augmented Dickey Fuller Test mit Lags = 3	
ADF-TEST: -3.4983**	
Korrigiertes Bestimmtheitsmaß: 0.1318 t-Wert letzter Lag: 2.7369	
Konstante:	1244.355 t-Wert: 3.466
Trend:	-0.592 t-Wert: -2.115
Q-Stat: 36.4908 Signifikanzniveau: 0.2286	

Der ADF-Test lehnt die Hypothese der Integration auf dem 5% Niveau ab, ebenso der Perron-Test.

Perron's Test auf Strukturbrüche bei Einheitswurzeln			
Dependent Variable ERBG1N – Estimation by Least Squares			
Quarterly Data From 1964:01 To 1994:04			
Usable Observations	124	Degrees of Freedom	117
Centered R**2	0.936442	R Bar **2	0.933182
Durbin-Watson Statistic	2.002863		
Q(31-0)	43.321367		
Significance Level of Q	0.06915339		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	1934.506385	453.553097	4.26523	0.00004071
2. ERBG1N(1)	0.823797	0.041003	20.09109	0.00000000
3. DETTREND	-1.452767	0.450181	-3.22708	0.00162245
4. DL	79.426274	32.931677	2.41185	0.01742627
5. DY(1)	0.037955	0.085940	0.44165	0.65955920
6. DY(2)	0.323072	0.084922	3.80435	0.00022765
7. DY(3)	0.261444	0.081447	3.21001	0.00171352
LAMBDA	0.8	Dickey-Fuller:	4.297**	

(c) JWERA\*

---

JWERA

Beobachtungsraum: 1964Q1 - 1994Q4

Augmented Dickey Fuller Test mit Lags = 6

ADF-TEST: -3.339\*\*

Korrigiertes Bestimmtheitsmaß: 0.9271 t-Wert letzter Lag: -3.1376

Konstante: 0.025 t-Wert: 1.849

Q-Stat: 29.3978 Signifikanzniveau: 0.548

---

(d) JWERB\*

---

JWERB

Beobachtungsraum: 1964Q1 - 1994Q4

Augmented Dickey Fuller Test mit Lags = 6

ADF-TEST: 4.4007\*\*\*

Korrigiertes Bestimmtheitsmaß: 0.7143 t-Wert letzter Lag: 1.5962

Q-Stat: 31.9492 Signifikanzniveau: 0.4192

---

Bei den in Frage kommenden Regressanden (ERAG1N, ERBG1N, JWERA, JWERB) konnte somit jeweils die Nullhypothese der Integration abgelehnt werden.

### Literatur

Autorengemeinschaft: Bach, H.-U./ Kohler, H./ Magvas, E./ Spitznagel, E. (1998): Der Arbeitsmarkt in der Bundesrepublik Deutschland in den Jahren 1997 und 1998. In diesem Heft.

Batz, U. (1997): Bestimmungsfaktoren deutscher Direktinvestitionen im Ausland. In: IAW-Mitteilungen 4, S 4ff.

Deitmers, J. (1982): Auslandsinvestitionen und inländische Beschäftigung. Frankfurt.

Dolado, J.J./ Jenkinson, T./ Sosvilla-Rivero, S. (1989): Cointegration and Unit Roots: A Survey. Arbeitspapier Nr. 9005, Banco de España.

Gruber, J. (1997): Ökonometrie. Band 1: Einführung in die multiple Regression und Ökonometrie. München.

Derselbe (1997): Ökonometrie. Band 2: Ökonometrische Prognose- und Optimierungsmodelle. München.

Kalaba, R./ L. Tesfatsion (1988): The Flexible Least Squares Approach to Time-Varying Linear Regression. In: Journal of Economic Dynamics and Control 12: 43-8.

Dieselben (1989): Time-Varying Linear Regression via Flexible Least Squares, Computers and Mathematics with Applications. Special Issue on System-Theoretic Methods in Economic Modelling 17: 1215-45.

Dieselben (1990): Flexible Least Squares for Approximately Linear Systems. IEEE transactions on systems, man, and cybernetics, SMC 20: 978-89.

Knüpling, F. (1997): Bestimmungsgründe und Wirkungszusammenhänge von Außenwirtschaft und Beschäftigung. Kointegrationsanalyse, Strukturbruchtests, Einfachregressionen. Unveröffentlichter Bericht. Freiburg.

Louda, D.E. (1975): Außenhandel und Beschäftigung. BeitrAB 14. Nürnberg.

Derselbe (1977): Beschäftigungseffekte des Außenhandels. In: MittAB 3, S. 381ff.

Lucas, R. E. jr. (1976): Econometric Policy Evaluation: A Critique. In: Brunner, K/ Meltzer, A.H. (Hrsg.): The Phillips Curve and Labor Markets, (Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Supplement to the Journal of Monetary Economics). Amsterdam, S. 19-46.

Lucke, Dorothea (1998): Abhängigkeit der deutschen Exporte vom realen Außenwert der D-Mark. DIW-Wochenbericht, Heft 4.

Lüdeke, D./ Hummel, W./ Rüdél, T. (1989): Das Freiburger Modell. Berlin.

Lüdeke, D. (1997): Bestimmungsgründe und Wirkungszusammenhänge von Außenwirtschaft und Beschäftigung. Die wesentlichen direkten und indirekten Einflußgrößen auf die Beschäftigung. Unveröffentlichter Bericht. Freiburg.

Maaß, H./ Sell, F.L. (1997): Lohnzurückhaltung und Wechselkurs – Eine portfoliotheoretische Analyse. Dresdner Beiträge zur Volkswirtschaftslehre Nr. 10/97.

Perron, P. (1987): The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. In: Econometrica, Vol. 57, S. 1361-1402.

Pfaff, B. (1997): Bestimmungsgründe und Wirkungszusammenhänge von Außenwirtschaft und Beschäftigung. Unveröffentlichter Bericht.

Pusse, L. (1984): Arbeitsproduktivität und Beschäftigung. Freiburg.

Derselbe (1988): Produktivität. In: Staatslexikon, 7. Auflage, Band 4. Freiburg, Basel, Wien, S. 586ff.

Derselbe (1990): Überlegungen zur formalen und empirischen Bestimmung der Beschäftigungsschwelle. In: MittAB 1, S. 100ff.

Derselbe (1996): Unterschiedliche Beschäftigungswirkungen des Wirtschaftswachstums in der Türkei und Deutschland. In: Marmara Üniversitesi (Hrsg.): Öneri, Ocak, S. 7ff.

Rose, K. (1972): Theorie der Außenwirtschaft. München.

Rübel, G. (1997): Standortqualität: Der Einfluß von individuellen Arbeitszeiten und Betriebsnutzungszeiten. In: Jb. f. Wirtschaftswissenschaften 48, S. 1-20.

Rüdel, T. (1989): Kointegration und Fehlerkorrekturmodelle. Heidelberg.

Sauernheimer, K. (1996): Außenhandel, Reallöhne und Beschäftigung. In: ORDO 47, S. 50ff.

Schneider, W. (1991): Stability Analysis Using Kalman Filtering, Scoring, EM, and Adaptive EM Method. In: P. Hackl/ A.H. Westlund: Economic Structural Change: Analysis and Forecasting. Berlin, Heidelberg, S. 191ff.

Schnur, P. (1990): Investitionstätigkeit und Produktivitätsentwicklung. Empirische Analyse auf der Basis eines erweiterten Verdoorn-Ansatzes. In: MittAB 1, S. 106ff.

Schwarz, O. (1997): Der relevante Preis für Nachfrageelastizitäten im motorisierten Individualverkehr. In: Jahrbuch der Schweizerischen Verkehrswirtschaft 1996/1997, S. 87ff.

Spitznagel, E. (1976): Ansätze zur Prognose konjunktureller Schwankungen der Nachfrage nach Arbeitskräften. In: Allgemeines Statistisches Archiv 2, S. 175ff.

Teriet, B. (1995): Arbeitsmarktpolitische Aspekte flexibler und individueller Arbeits- und Betriebszeiten. In: Wagner, O. (Hrsg.): Arbeitszeitmodelle. Göttingen, S 223ff.

Werner, H. (1979): Internationale Arbeitsteilung. In: MittAB 4, S. 537ff.

Derselbe (1986): Internationale Arbeitsteilung – Tendenzen, Probleme. In: MittAB 2, S. 289ff.

---

\* Zur Variablenbenennung vgl. im Anhang 5.1