

Fachhochschule  
Pforzheim

**Hochschule  
für Gestaltung  
Technik und  
Wirtschaft**



*Pforzheim University  
of Applied Sciences*

**BEITRÄGE DER  
FACHHOCHSCHULE PFORZHEIM**

---

**Helmut Wienert**

**Lohn, Zins, Preise und Beschäftigung –  
Eine empirische Analyse  
gesamtwirtschaftlicher Zusammenhänge  
in Deutschland**

---

**Nr. 113**

**Herausgeber:** Prof. Dr. Ansgar Häfner, Prof. Dr. Norbert Jost,  
Prof. Dr. Karl-Heinz Rau, Prof. Dr. Roland Scherr,  
Prof. Dr. Christa Wehner, Prof. Dr. Rainer Maurer  
(geschäftsführend; maurer@fh-pforzheim.de)

**Sekretariat:** Frau Alice Dobrinski  
Fachhochschule Pforzheim,  
Tiefenbronner Str. 65  
75175 Pforzheim  
dobrinski@vw.fh-pforzheim.de  
Telefon: 07231/28-6201  
Telefax: 07231/28-6666

**Ausgabe:** August 2004

**Helmut Wienert**

**Lohn, Zins, Preise und Beschäftigung –  
Eine empirische Analyse gesamtwirtschaftlicher  
Zusammenhänge in Deutschland**

Prof. Dr. Helmut Wienert  
Fachhochschule Pforzheim  
Fachbereich 7  
Fachbereich 7  
[wienert@fh-pforzheim.de](mailto:wienert@fh-pforzheim.de)

## Inhaltsverzeichnis

Zusammenfassung .....	2
1. Vorbemerkung .....	3
2. Regressionstechnik als methodische Grundlage der Zeitreihenanalyse .....	4
3. Spezifikation der Schätzfunktionen .....	10
3.1. Form der Schätzfunktionen .....	10
3.2. Schätztechnische Überlegungen .....	16
4. Daten und Stützzeitraum .....	20
4.1. Verwendete Daten .....	20
4.2. Auswahl des Stützzeitraums .....	22
4.3. Mittelwerte und Wachstumstrends .....	24
4.4. Einfachkorrelationen .....	28
5. Geschätzte Funktionen .....	31
5.1. Schätzfunktionen für die Güternachfrage .....	31
5.1.1. Konsumausgaben der Haushalte .....	31
5.1.2. Konsumausgaben des Staates .....	37
5.1.3. Bruttoinvestitionen .....	39
5.1.4. Außenwirtschaftliche Verflechtungen .....	42
5.1.5. Gesamtnachfrage und Produktion .....	50
5.2. Schätzfunktionen für Preise und Löhne .....	52
5.2.1. Preise .....	52
5.2.2. Löhne .....	56
5.3. Schätzfunktionen für Beschäftigung und Arbeitslosigkeit .....	60
5.3.1. Beschäftigung .....	60
5.3.2. Arbeitslose .....	63
5.3.3. Inflation und Arbeitslosigkeit .....	67
6. Fazit .....	70
Literaturverzeichnis .....	73

## Zusammenfassung

Mit Hilfe ökonometrischer Methoden werden grundlegende Beziehungen zwischen makroökonomischen Variablen in der Bundesrepublik Deutschland empirisch bestimmt. Die Verbrauchsausgaben erweisen sich als konjunkturstabilisierende Kraft, während die Exporte und mehr noch die Investitionen als Zyklusverstärker wirken. Die Entwicklung des Preisniveaus hängt im Kern von den Lohnstückkosten ab, die von der anhaltenden Massenarbeitslosigkeit kaum beeinflusst werden, obwohl von ihnen spürbare Entlastungseffekte ausgehen könnten: Blieben die Lohnstückkosten über 5 Jahre konstant, so würde die Arbeitslosigkeit um rund 20 % sinken, und die Zahl der Beschäftigten würde kräftig steigen, weil die Erwerbsbeteiligung bei sich verbessernder Situation auf dem Arbeitsmarkt zunimmt. Wachstum schafft also nach wie vor Beschäftigung, allerdings nur, wenn die Lohnentwicklung dafür Raum lässt. Die zentrale Rolle der Lohnpolitik für mehr Beschäftigung wird durch eine Re-interpretation der „Phillips-Kurve“ unterstrichen: Der inverse Zusammenhang von Inflationsrate und Arbeitslosenquote ist eine statistische Illusion, die aus der Kombination von zyklisch reversiblen Kreisbewegungen und längerfristigen Trends entsteht.

## Summary

In this paper fundamental relations between different macroeconomic variables of the German economy are determined based on econometric models. The results show that consumer spending tends to stabilize economic cycles, whereas export trade and (even more) capital spending tend to boost cycles. The price level is mainly determined by unit labour costs, which (in spite of mass unemployment) have not decreased. The estimations show that unit labour costs hold constant over a period of 5 years could help to decrease unemployment by approximately 20 %. Following this, economic growth will increase the rate of employment, only if wage policy is flexible enough. The importance of this policy as a mean to increase employment is analyzed by a reinterpretation of the Phillips curve. It is shown that the inverse link between the inflation rate and the rate of unemployment is in fact a statistical illusion, caused by a combination of cyclical movements and long run trends.

## 1. Vorbemerkung

Grundlegende gesamtwirtschaftliche Zusammenhänge werden üblicherweise in Form eines Kreislaufs abgebildet, in dem aggregierte Zahlungs- und Leistungsströme zwischen Kreislaufpolen (Unternehmen, Haushalte, Staat und Ausland) zirkulieren. Aus der Kontenform dieses Grundmodells ist die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung (VGR) abgeleitet, die die Geld- und Güterströme eines Landes zahlenmäßig erfasst. Die Erklärung der Ursachen dieser Ströme ist Aufgabe der makroökonomischen Einkommens- und Beschäftigungstheorie, die dazu eine Vielzahl von Modellen unterschiedlicher Komplexität entwickelt hat. Grob gesprochen lassen sich Modelle mit eher klassischer oder mit eher keynesianischer Grundstruktur unterscheiden, wobei für klassische Ansätze flexible Preise und Tendenzen zum Gleichgewicht auf allen Märkten typisch sind, während keynesianische Modelle in der Regel von (temporären) Preisstarrheiten und Ungleichgewichtslagen ausgehen.

Bei beiden Modelltypen stehen Lohn- und Preisniveau, Zinsen und Wechselkurs sowie die Höhe der Produktion, des Konsums, der Investitionen und der Beschäftigung im Mittelpunkt. Will man sich über Entwicklung und aktuellen Zustand einer Volkswirtschaft informieren, muss man sich folglich auf diese Variablen konzentrieren. Damit ist die Zielsetzung der Ausarbeitung umrissen: Es geht darum, die grundlegenden Eigenarten dieser Variablen für die Bundesrepublik Deutschland zu charakterisieren, deren empirische (also aus Beobachtung erwachsenen) Bestimmungsgründe mit Hilfe ökonometrischer Methoden herauszufiltern sowie Zusammenhänge zwischen ihnen aufzuzeigen, und zwar in einer Weise, die auch von nicht speziell dafür vorgebildeten Lesern nachvollzogen werden kann. Aus diesem Grund werden nicht nur die ökonomischen Hypothesen, sondern auch die methodischen Instrumente zu ihrer Prüfung möglichst elementar entwickelt.

Die Arbeit ist wie folgt aufgebaut: Zunächst werden in die zum Verständnis unverzichtbaren methodischen Grundlagen der empirischen Zeitreihenanalyse erläutert. Anschließend werden die benutzten Schätzfunktionen begründet und die verwendeten Daten vorgestellt, danach werden die empirischen Ergebnisse der

Schätzungen und deren ökonomische Interpretation behandelt. Abschließend werden die wichtigsten Ergebnisse zusammengefasst.

## **2. Regressionstechnik als methodische Grundlage der Zeitreihenanalyse**

Marktwirtschaftlich organisierte Volkswirtschaften sind u.a. durch raschen Strukturwandel und konjunkturelle Schwankungen der wirtschaftlichen Aktivität gekennzeichnet. Beispiele für die Veränderung der Wirtschaftsstruktur sind das Vordringen der Dienstleistungen zu Lasten der Industrie, das Aufkommen neuer Produkte und Produktionstechniken oder die Verlagerung von Arbeitsplätzen, die mit relativ gering qualifizierten Arbeitskräften besetzt sind, in Länder mit geringen Arbeitskosten. Solche Prozesse treiben das gesamtwirtschaftliche Wachstum, sind recht langfristiger Natur und in der Regel auch nicht reversibel. Konjunkturelle Prozesse sind dagegen zyklisch wiederkehrende Abweichungen von der langfristigen Wachstumstendenz und damit kurz- bis mittelfristiger Natur. Beide Komponenten – Wachstum und Konjunktur – sind untrennbar miteinander verbunden und prägen die Entwicklung jeder wirtschaftsstatistischen Zeitreihe.

Die Analyse von Zeitreihen und das Aufdecken von Beziehungen zwischen zwei oder mehreren in ihrer zeitlichen Abfolge erfassten Variablen setzen Grundkenntnisse ökonometrischer Methoden voraus. Ökonometrie bedeutet im Wortsinne „Wirtschaftliche Dinge messen“. Konkret kann durch die Ökonometrie eine ökonomische Hypothese, also die Vermutung eines ökonomischen Zusammenhangs, der lediglich in allgemeiner Form vorgegeben ist („A hängt ab von B“), empirisch (d.h. durch Konfrontation mit den Daten) auf ihre Funktionsform (z.B. lineare Abhängigkeit) geprüft und numerisch bestimmt werden (= Funktions- und Parameterschätzung). Zugleich kann dabei der „Wahrheitsgehalt“ der Hypothese überprüft werden (= Hypothesentest).

Die grundlegende Vorgehensweise der Ökonometrie soll an einer einfachen „keynesianischen“ Konsumfunktion verdeutlicht werden. Aufgrund von Plausibilitätsüberlegungen soll ein Zusammenhang zwischen den zusammengefassten Konsumausgaben (C, von engl. „consumption“) aller Haushalte eines Landes



und den zusammengefassten verfügbaren Einkommen dieser Haushalte ( $Y$ , von engl. „yield“) angenommen werden. Die zu testende, funktional wegen bestimmter ökonomisch erwünschter Eigenschaften als linear spezifizierte Hypothese lautet dann allgemein (mit  $t$  = Zeitindex):

$$C_t = C_0 + c \cdot Y_t$$

$C_0$  wird dabei als positiver, einkommensunabhängiger „Basiskonsum“ (= autonomer Konsum) bezeichnet,  $c$  als *marginale* Konsumquote, die den Anteil beschreibt, der von einer zusätzlichen Einkommenseinheit für Konsumgüterkäufe verausgabt wird (mit  $0 < c < 1$ ). Teilt man die Gleichung durch  $Y_t$ , so ergibt sich die *durchschnittliche* Konsumquote als

$$\frac{C_t}{Y_t} = \frac{C_0}{Y_t} + c$$

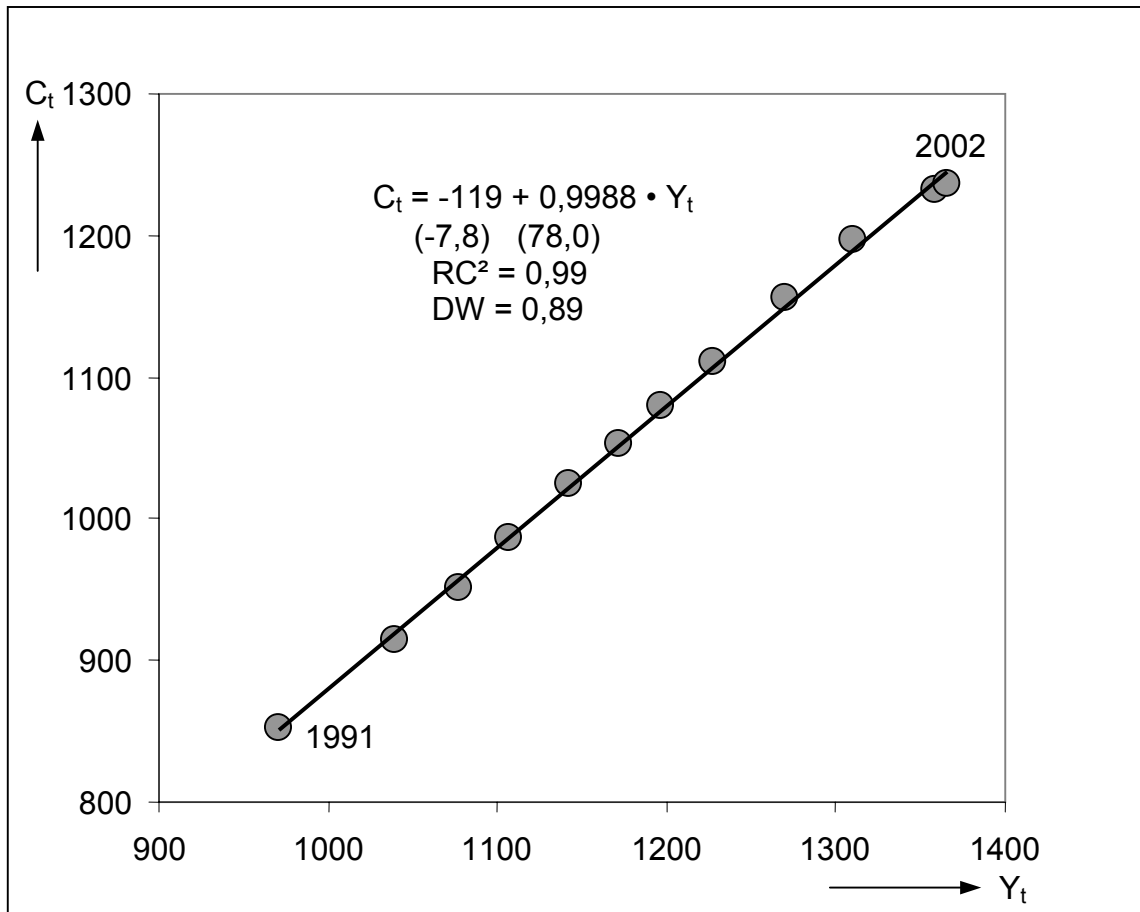
Wegen  $C_0 > 0$  ist die durchschnittliche Konsumquote größer als die marginale, mit wachsendem Einkommen sinkt sie aber auf den Grenzwert  $c$  ab. Reiche Gesellschaften bekommen nach dieser Hypothese ein Konsumproblem, weil die durchschnittliche Sparquote (die sich mit der durchschnittlichen Konsumquote zu 1 ergänzt) steigt.

Die Parameter  $C_0$  und  $c$  der Gleichung sollen mit Hilfe von Zahlen für Deutschland im Zeitraum von 1991 bis 2002 bestimmt werden. Die Wertepaare ( $C_t$  und  $Y_t$ ) geben die vom Statistischen Bundesamt ermittelten Größen der Variablen in einem bestimmten Jahr des betrachteten Zeitraums an und können in einem  $C/Y$ -Diagramm als Punkte dargestellt werden (vgl. Schaubild 1). Wenn der vermutete lineare Zusammenhang zuträfe, müssten die Punkte auf einer Geraden liegen. Dies ist näherungsweise auch der Fall; die Daten „streuen“ allerdings etwas. Streng betrachtet müsste damit die Hypothese eines linearen Zusammenhangs zwischen Konsum und Einkommen verworfen werden. Allerdings war ja von vornherein zu erwarten, dass die Messwerte von Konsum und Einkommen auch von „zufälligen“ Einflüssen (z.B. unsystematischen Messfehlern) abhängen.

Schaubild 1

**Konsumausgaben und Verfügbares Einkommen**

Deutschland, 1991 bis 2002, in Mrd. €



Zur Erläuterung der Regressionsparameter und Prüfmaße vgl. Text.

Aus diesem Grund ist es sinnvoll, eine begrenzte Abweichung der beobachteten Werte von den theoretisch zu erwartenden Werten zuzulassen. Dies geschieht formal dadurch, dass die Konsumfunktion um eine zusätzliche Variable ( $u_t$ ) erweitert wird, die zufällige Abweichungen widerspiegeln soll:

$$C_t = C_0 + c \cdot Y_t + u_t$$

Für die Restgröße  $u_t$  werden bestimmte wahrscheinlichkeitstheoretisch begründete Eigenschaften unterstellt. Die wichtigsten Annahmen sind:

- $u_t$  ist eine Zufallsvariable (= stochastische Variable), ihr Mittelwert über den gesamten betrachteten Zeitraum ist Null,

- die  $u_t$ -Werte haben zudem eine konstante Varianz („Homoskedastizität“); die Streuung um den konstanten Mittelwert weist also im Zeitablauf keine Schwankungen auf,
- die  $u_t$ -Werte sind nicht korreliert mit den Werten der erklärenden Variablen (hier  $Y_t$ ), und sie sind auch untereinander nicht korreliert ( $u_t$  hängt also nicht systematisch von z.B.  $u_{t-1}$  oder  $u_{t-2}$  ab),
- die Restgrößen müssen relativ klein sein, damit die Annahme des „unwesentlichen“ Einflusses zutreffend ist.

Aus diesen Anforderungen folgt, dass  $u_t$  kein Auffangbecken für fehlende erklärende Variablen sein kann, denn eine fehlerhafte Erfassung der gesuchten „wahren Beziehung“ wird in der Regel zur Verletzung mindestens einer der Annahmen führen. Die durch Einfügen von  $u_t$  erfolgte Erweiterung der deterministischen Funktion durch eine stochastische Variable wird als **Regressionsmodell** bezeichnet. Ziel des Modells ist es, die Regressionsparameter mit Hilfe der Daten (die als zufällige Stichprobe der Grundgesamtheit interpretiert werden) möglichst gut zu schätzen (= „Regressionschätzung“), und zwar dadurch, dass die ermittelten Restgrößen der Schätzung ( $u_t$  = „Residuen“) möglichst klein werden.

Das bekannteste und am häufigsten verwendete Verfahren zur Bestimmung der Regressionsparameter ist die Methode der kleinsten Fehlerquadrate (engl. ordinary least squares, **OLS-Schätzung**). Dabei werden die Parameter der Gleichung durch einen mathematischen Lösungsalgorithmus so geschätzt, dass die Summe der quadrierten Restgrößen (letztere entsprechen grafisch dem senkrechten Abstand der Beobachtungspunkte von der geschätzten Linie) minimiert wird – die Regressionsgerade (= Trendlinie) passt sich dadurch „optimal“ an die Datenpunkte an. Wendet man dieses Verfahren auf die Daten von Schaubild 1 an, so ergeben sich die Regressionsparameter  $C_0 = -117$  für den Basiskonsum und  $c = 0,9988$  für die marginale Konsumquote<sup>1</sup>. Die sich daraus ergebende Trendlinie ist in Schaubild 1 eingezeichnet.

---

<sup>1</sup> Der „Basiskonsum“ ist also nicht – wie theoretisch gefordert – größer als Null, so dass sich zugleich auch die theoretische Erwartung einer sinkenden durchschnittlichen Konsumquote nicht bestätigt. Mögliche Ursachen dafür brauchen an dieser Stelle nicht diskutiert zu werden, da es hier ausschließlich um die Erläuterung der Schätztechnik geht.

Um die „Güte“ der Schätzung angeben zu können, sind verschiedene statistische Prüfmaße üblich. Der **Korrelationskoeffizient**  $R$  misst die Gesamtanpassung der beobachteten Wertepaare an die Linie perfekter Übereinstimmung (d.h., wie nah die Beobachtungswerte bei der Regressionsgeraden liegen) und nimmt Werte zwischen 1 (vollständige Übereinstimmung der geschätzten und beobachteten Werte) und -1 (vollständig inverser Verlauf) an; bei Werten um 0 ist keine Beziehung feststellbar. Durch Quadrieren ( $R^2$ ) wird das Vorzeichen irrelevant und die Ausprägung in Richtung 1 oder 0 schärfer, so dass  $R^2$  das gebräuchlichere Maß zur Angabe der Güte der Schätzung ist; es wird als **Bestimmtheitsmaß** bezeichnet und gibt mit 100 multipliziert an, wie viel Prozent der Varianz (= Durchschnitt der quadrierten Abweichungen vom arithmetischen Mittel) der abhängigen Variablen durch die unabhängigen Variablen erklärt worden ist.

Es liegt auf der Hand, dass sich das Bestimmtheitsmaß mit jeder zusätzlich in die Schätzgleichung aufgenommenen erklärenden Variablen (= unabhängigen Variablen) verbessert. Wenn man die Anpassungsgüte von Gleichungen mit unterschiedlich vielen erklärenden Variablen vergleichen möchte, ist es daher erforderlich, das Bestimmtheitsmaß um die unterschiedliche Zahl der Freiheitsgrade der Schätzprozedur zu korrigieren; man spricht dann vom korrigierten Bestimmtheitsmaß ( $RC^2$ ), aber auch dafür gilt: Je näher das Maß bei 1 liegt, umso besser ist die Anpassung der Schätzwerte an die Ursprungswerte. Im Fall von Schaubild 1 muss von einer sehr guten Anpassung gesprochen werden, denn das korrigierte Bestimmtheitsmaß entspricht näherungsweise dem Wert 1. Allerdings ist zu beachten, dass das Bestimmtheitsmaß bei Längsschnittdaten (= Beobachtungen von Variablen im Zeitablauf) recht hoch ist, sofern die Zeitreihen gemeinsamen Trends folgen. Bei Querschnittdaten (= Beobachtungen von verschiedenen Variablen, die alle zu einem bestimmten Zeitpunkt erhoben worden sind) oder Längsschnittdaten ohne ausgeprägte Trends (z.B. Veränderungsraten) fallen die Werte üblicherweise deutlich niedriger aus.

$RC^2$  misst die Güte der Gesamtschätzung, aber nicht den Erklärungsbeitrag der einzelnen zur Erklärung herangezogenen Variablen. Mit Hilfe der aus einer bestimmten Art der Wahrscheinlichkeitsverteilung gewonnenen „**t-Werte**“ für die Regressionsparameter lassen sich Aussagen darüber treffen, ob die verwendete

ten erklärenden (unabhängigen) Variablen bei normalverteilten Störgrößen  $u_t$  einen merklichen Erklärungsbeitrag für den Verlauf der zu erklärenden (abhängigen) Variablen liefern. Bei betragsmäßigen<sup>2</sup> t-Werten von über 2,0 kann man bei großen Stichproben (= viele Beobachtungswerte) mit 95%-iger Wahrscheinlichkeit, bei t-Werten von über 2,6 sogar mit 99%-iger Wahrscheinlichkeit davon ausgehen, dass die geprüfte Variable einen signifikanten Einfluss auf die zu erklärende Variable hat – in der vorliegenden Schätzung werden solche Werte mit -7,8 (Absolutglied) bzw. 78,0 (Steigungsparameter) weit übertroffen. Die t-Werte werden in dieser Arbeit wie üblich in Klammern unter den geschätzten Parametern ausgewiesen und entsprechen dem Verhältnis: „Schätzparameter zu Standardabweichung“ (je größer dieser Wert, umso besser).

Die Residuen der Schätzung müssen wie erwähnt bestimmten Anforderungen genügen, insbesondere sollten sie untereinander nicht korreliert sein. Als Test auf Autokorrelation der Restgrößen wird am häufigsten der **Durbin-Watson-Test** verwendet, der allerdings nur auf Autokorrelation 1. Ordnung prüft (also systematische Abhängigkeiten von  $u_t$  und  $u_{t-1}$ ). Die Teststatistik kann Werte von 0 bis 4 annehmen. Der ermittelte Wert sollte möglichst in der Nähe von 2 liegen, weil bei 2 keine Autokorrelation 1. Ordnung der Residuen der Schätzung vorliegt, Werte im Bereich 2 bis 0 zeigen zunehmend positive, Werte im Bereich 2 bis 4 zunehmend negative Autokorrelation 1. Ordnung an. Ganz grob gesprochen kann bei großen Stichproben davon ausgegangen werden, dass Werte im Bereich 1,5 bis 2,5 *gegen* problematische Autokorrelation der nicht erklärten Reste der Schätzung sprechen. Im vorliegenden Fall ergibt sich ein DW-Wert von 0,89 – ein Indiz dafür, dass die Vorzeichen der geschätzten  $u_t$ -Werte nicht zufällig schwanken, sondern positiv autokorreliert sind<sup>3</sup>. Dies könnte ein Hinweis darauf sein, dass die gesuchte tatsächliche Beziehung nichtlinear ist (was nach Schaubild 1 allerdings unplausibel erscheint) oder dass andere Erklärungsvariablen, z.B. die Veränderung des Vermögens der Haushalte, im Regressionsmodell fehlen.

---

<sup>2</sup> Die t-Werte weisen jeweils das Vorzeichen des Schätzparameters auf.

<sup>3</sup> Es ist also wahrscheinlicher, dass auf ein positives  $u_t$  ein weiteres positives Residuum folgt als ein negatives.

### 3. Spezifikation der Schätzfunktionen

#### 3.1. Form der Schätzfunktionen

Die einfachste Form des Zusammenhangs zwischen zwei oder mehr Variablen ist eine lineare Beziehung (mit dem Spezialfall der proportionalen Beziehung, in der das Absolutglied der linearen Beziehung Null ist<sup>4</sup>). Wegen dieser Einfachheit wirft sie die geringsten schätztechnischen Probleme auf und dementsprechend dominiert sie in der Ökonometrie. Die in der Schätzgleichung verwendeten Variablen können dabei von unterschiedlicher Art sein (z.B. linear oder logarithmisch skalierte Niveaus, erste Differenzen, Potenzen oder Veränderungsraten), so dass mit Hilfe linearer Schätzansätze durch Transformation der Grunddaten recht komplexe Funktionsverläufe abgebildet werden können. Die Auswahl der konkreten Schätzansätze hängt dabei sowohl von schätztechnischen Restriktionen als auch ökonomischen Erwägungen ab.

Marktwirtschaftlich organisierte Wirtschaftssysteme weisen wegen des anreizbedingten Produktivitätsfortschritts<sup>5</sup> typischerweise ein trendmäßiges Wachstum vieler Variablen auf. Da sich gesamtwirtschaftlich zentrale Größen aus naheliegenden Gründen nicht beliebig auseinander entwickeln können, sind proportionale Beziehungen der Veränderungsraten empirisch recht häufig anzutreffen; wachsen alle Variablen (wie in einfachen „klassischen“ Wachstumsmodellen) langfristig im Gleichschritt, so ist die Beziehung sogar 1:1. Stellt man zur Illustration wieder die Konsumausgaben und die verfügbaren Einkommen dar, diesmal aber als Beziehung der Veränderungsraten ( $\Delta C$  bzw.  $\Delta Y$ ), so ergibt sich das in Schaubild 2 wiedergegebene Bild. Offensichtlich handelt es sich (wie nach der Schätzgleichung von Schaubild 1 auch zu erwarten) um eine proportionale Beziehung, da die Gerade praktisch durch den Koordinatenursprung geht<sup>6</sup>: Die Konsumausgaben wachsen beim geschätzten Steigungsparameter von 1 im Gleichschritt mit dem verfügbaren Einkommen, was nicht überraschen kann,

---

<sup>4</sup> Eine Regression ohne Absolutglied wird ökonometrisch als homogene Regression bezeichnet, eine mit Absolutglied als heterogene Regression.

<sup>5</sup> Produktivität ist das Verhältnis Output/Input, also z.B. Arbeitsproduktivität = Erzeugung je Arbeiter oder je geleisteter Arbeiterstunde.

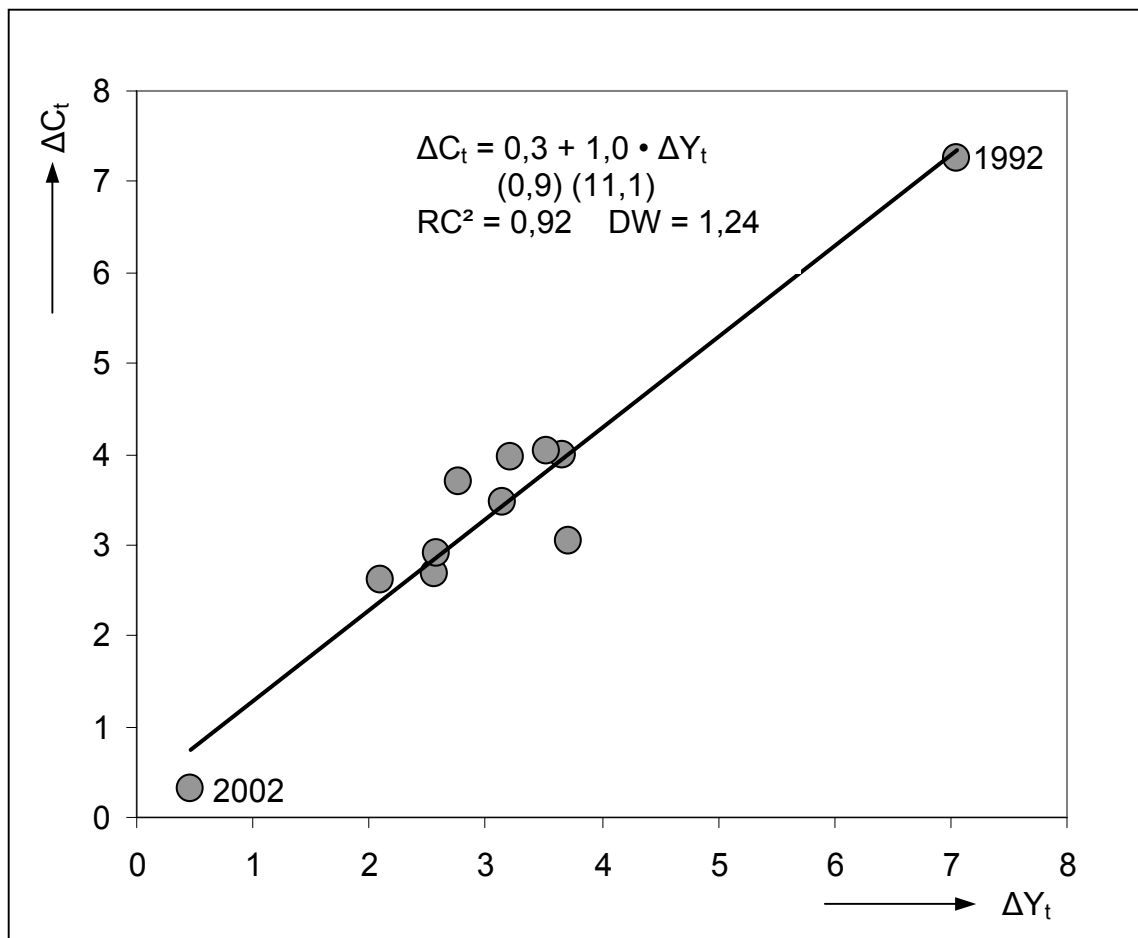
<sup>6</sup> Der mit 0,3 geschätzte Parameter für das Absolutglied ist nicht nur sehr gering, sondern wegen des niedrigen t-Werts von 0,9 statistisch auch nicht signifikant.

wenn man erwartet, dass die Sparquote der Haushalte im Zeitverlauf konstant ist. Allerdings weist Schaubild 2 auch auf die Grenzen solcher aus wenigen Daten geschätzter Aussagen hin: das Ergebnis ist offensichtlich in erheblichem Umfang von den zwei „Extremwerten“ der Jahre 1992 und 2002 bestimmt<sup>7</sup>.

Schaubild 2

### Veränderungsraten von Konsumausgaben und Verfügbarem Einkommen

1992 bis 2002, in % gegenüber Vorjahr



Das Verhältnis zweier Veränderungsraten lässt sich ökonomisch anschaulich als „**Elastizität**“ interpretieren (= relative Veränderung der Wirkung bezogen auf die relative Veränderung der Ursache). Bei Verwendung von Veränderungsraten gibt der Schätzkoeffizient einer proportionalen Beziehung unmittelbar den Wert der Elastizität an. Hat sich die geschätzte Beziehung in der Vergangenheit als zeit-

<sup>7</sup> Die Schätzung ohne die „Randwerte“ (also 1993 bis 2001) ergibt  $\Delta C_t = 1,24 + 0,705 \cdot \Delta Y_t$ ; das Bestimmtheitsmaß sinkt auf 0,48.

stabil erwiesen und spricht nichts dagegen, dies auch für die Zukunft zu vermuten, so lassen sich mit Hilfe von Elastizitäten sehr einfach „Daumenformel-Prognosen“ erstellen. Um dies mit einem fiktiven Beispiel zu verdeutlichen: Ist etwa festgestellt worden, dass das Steueraufkommen um durchschnittlich 1,5 % wächst, wenn das gesamtwirtschaftliche Einkommen um 1 % zunimmt, und wird ein Konjunkturaufschwung prognostiziert, der die (nominellen) Einkommen um 4 % steigen lässt, so kann der Finanzminister überschlägig mit 6 % mehr Steuereinnahmen rechnen. Ganz offensichtlich schwankt das Steueraufkommen wegen des Koeffizienten von 1,5 *stärker* als das Einkommen, man kann auch sagen, es reagiert prozyklisch: Bei Einkommenszuwächsen im Konjunkturaufschwung nimmt es kräftiger als das Einkommen zu, bei möglichen Einkommensrückgängen im Abschwung sinkt es aber auch rascher<sup>8</sup>.

Lineare Beziehungen zwischen Veränderungsrate müssen nicht proportional sein, die Regressionsgerade wird sogar häufig *nicht* durch den Koordinatenursprung verlaufen, sondern die Ordinate bei positiven oder negativen Werten schneiden. Zur ökonomischen Interpretation dieses Sachverhalts ist es sinnvoll, das Wachstumsratendiagramm in eine zeitabhängige *Konjunkturschwung* der betrachteten Reihen (verallgemeinernd als  $\Delta X$  und  $\Delta Y$  bezeichnet, wobei  $\Delta$  wie in Schaubild 2 für die prozentuale jährliche Veränderungsrate steht) zu transformieren.  $\Delta Y$  sei dabei der (in Schaubild 3 in der linken Hälfte grau dargestellte) Durchschnittszyklus, gemessen z.B. durch die Veränderungsrate des Bruttoinlandsprodukts (BIP),  $\Delta X_1$  eine zyklisch überproportional schwankende Reihe (z.B. die Veränderungsrate der Investitionen),  $\Delta X_2$  dagegen eine Reihe, die zyklisch weniger stark schwankt als das BIP (z.B. die Veränderungsrate des Staatsverbrauchs).

Mit Hilfe der 45°-Linie wird die  $\Delta Y$ -Schwankung jeweils von der Ordinate des linken Diagramms auf die Abszisse des rechten Diagramms gespiegelt, anschlie-

---

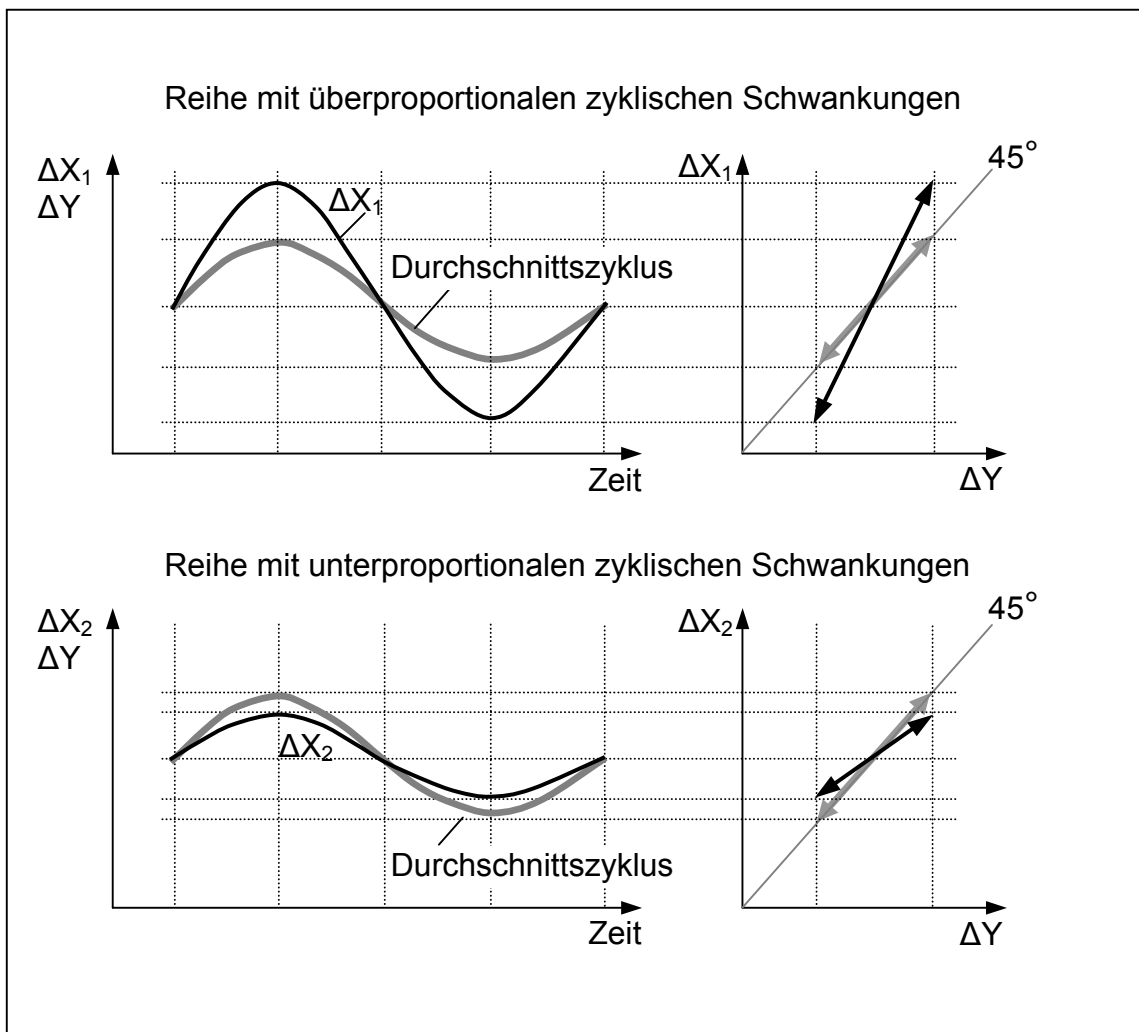
<sup>8</sup> Da in der langjährigen Grundtendenz Einkommenszuwächse auftreten, weisen die Steuern eine „eingebaute“ Tendenz zum überproportionalen Anstieg auf, wenn nicht regelmäßig Steuersenkungen beschlossen werden. Die Ursache hierfür ist der progressive Steuertarif: Mit wachsenden Einkommen nimmt der marginale und in der Folge auch der durchschnittliche Steuersatz zu. Auch wenn das Einkommen nicht real, sondern ausschließlich durch Inflationsausgleich steigt, greift dieser Mechanismus.



ßend werden die  $\Delta X_1$ - bzw.  $\Delta X_2$ -Werte von der Ordinate des linken auf die Ordinate des rechten Diagramms übertragen. Als Ergebnis zeigt sich, dass ein Steigungsparameter von größer als Eins nicht nur überproportionale zyklische Schwankungen anzeigt, sondern auch mit einem negativen Absolutglied (Schnittpunkt mit der Ordinate) einhergeht. Umgekehrt weist eine unterproportional schwankende Reihe einen Steigungsparameter von kleiner als Eins und ein positives Absolutglied aus. Man beachte, dass die Wachstumsraten in beiden Fällen über einen vollständigen Zyklus gesehen genau so hoch sind wie die des Referenzzyklus (des BIP); die *langfristige* (= durchschnittliche) Elastizität ist also 1; der geschätzte Steigungsparameter gibt folglich die *kurzfristige* (= partielle) Elastizität an.

Schaubild 3

**Interpretation des Wachstumsratendiagramms als Konjunkturschwingung**



Diese für das Verständnis des Zusammenwirkens der Parameter wichtige Aussage sei wieder an einem fiktiven Beispiel verdeutlicht: Das BIP wachse im Trend um 3 % je Jahr. Wird für die Veränderungsrate der Bruttoinvestitionen (BI) in Abhängigkeit von der des BIP die Gleichung  $\Delta BI = -3 + 2 \cdot \Delta Y$  geschätzt, so wachsen beide Reihen langfristig mit 3 % (die Investitionsquote ist also konstant). Eine kurzfristige Steigerung des BIP-Wachstums auf 4 % würde die Investitionen gemäß der geschätzten Beziehung auf eine Wachstumsrate von 5 % hochtreiben, die absolute *Veränderung* der Zuwachsraten der Investitionen (5 % - 3 % = 2 % = partielle Elastizität) wäre doppelt so hoch wie die des BIP.

Natürlich ist es auch möglich, dass die durchschnittlichen Zuwachsraten Abweichungen gegenüber dem gesamtwirtschaftlichen Wachstum aufweisen. Nimmt man in Ergänzung des Beispiels an, dass die Investitionen im Trend um 1%-Punkt langsamer wachsen als das BIP (also um 2 statt um 3 % je Jahr), die zyklische Reaktion aber doppelt so stark wie die des BIP bleibt, so würde sich die Schätzfunktion  $\Delta BI = -4 + 2 \cdot \Delta Y$  ergeben (die Regressionsgerade verschiebt sich also nach unten). Dies bedeutet, dass sich im Absolutglied einer Veränderungsratenbeziehung zweier Zeitreihen zwei Effekte niederschlagen: Zum einen der Ausgleich für einen von 1 abweichenden Steigungsparameter (vor allem Ausdruck des Zyklus), zum anderen Abweichungen im durchschnittlichen Wachstum (Unterschiede im Trend). Um die zyklische Komponente im Absolutglied zu identifizieren, muss man die Mittelwertdifferenz zwischen abhängiger Variable ( $\Delta BI$ ) und unabhängiger Variable ( $\Delta Y$ ), im Beispiel also 2% - 3% vom geschätzten Absolutglied abziehen:  $-4 - (-1) = -3$ .

Mit Hilfe von Veränderungsraten lassen sich nach den bisherigen Ausführungen interessante kurz- und langfristige Bezüge zwischen Variablen identifizieren. Ihre Verwendung in ökonometrischen Modellen ist wegen der für OLS-Schätzungen zu unterstellenden Anforderungen bezüglich der Verteilung der Werte einer zufälligen Stichprobe allerdings problematisch<sup>9</sup>, so dass es sich empfiehlt, die ökonomisch interessanten Elastizitäten alternativ mit Hilfe von Logarithmen zu ermit-

---

<sup>9</sup> Zeitreihen mit Veränderungsraten weisen häufig eine Cauchy-Verteilung auf, die keine höheren Momente besitzt. Schätzungen mit OLS liefern dann keine sinnvoll interpretierbaren Ergebnisse.

teln. Basis dafür ist die Überlegung, dass eine Zeitreihe mit konstanten Zuwachsraten einem exponentiellen Trend folgt, der durch Logarithmierung linearisiert wird. Ist die Zeitreihe zudem von einer anderen Zeitreihe log-linear abhängig, so liegt nach Logarithmieren folgende Funktionsform vor:

$$X_t = a_0 \cdot e^{a_1 \cdot t} \cdot Y_t^{a_2} \quad \rightarrow \quad \ln X_t = \ln a_0 + a_1 \cdot t + a_2 \cdot \ln Y_t$$

Der Schätzparameter  $a_1$  entspricht dem Absolutglied einer linearen Wachstumsratenbeziehung,  $a_2$  dem zugehörigen Steigungsparameter, wie sich durch Bildung der ersten Differenzen der Logarithmen von  $X_t$  zeigen lässt:

$$\begin{aligned} \ln X_t - \ln X_{t-1} &= \ln a_0 - \ln a_0 + a_1 \cdot t - a_1 \cdot (t-1) + a_2 \cdot \ln Y_t - a_2 \cdot \ln Y_{t-1} \\ &= a_1 + a_2 \cdot (\ln Y_t - \ln Y_{t-1}) \\ &= \ln \left( \frac{X_t}{X_{t-1}} \right) = a_1 + a_2 \cdot \ln \left( \frac{Y_t}{Y_{t-1}} \right) \end{aligned}$$

Die ersten Differenzen natürlicher Logarithmen entsprechen dem Logarithmus des Veränderungsfaktors ( $X_t/X_{t-1}$ ), der für nicht allzu stark von 1 (= keine Veränderung) abweichende Werte näherungsweise einer durch 100 geteilten Veränderungsrate entspricht. Beträgt das Wachstum beispielsweise 10 %, so entspricht dies einem Veränderungsfaktor von 1,10 und der natürliche Logarithmus von 1,10 ist 0,095, was mit 100 multipliziert näherungsweise 10 % ergibt. Analog würde ein Rückgang um 10 % einem Veränderungsfaktor von 0,90 entsprechen und der natürliche Logarithmus davon ist -0,105, was nach Multiplikation mit 100 wieder näherungsweise -10 % ergibt.

Damit sind die beiden Funktionsformen, die in dieser Arbeit verwendet werden, vorgestellt: die ersten Differenzen der natürlichen Logarithmen mit Absolutglied sowie die alternative Spezifikation dieser Schätzgleichung durch die Logarithmen der Variablen mit Absolutglied und linearem Trend. In beide Grundformen können naturgemäß weitere erklärende Variablen in unverzögerter und verzögerter Form aufgenommen werden.

### 3.2. Schätztechnische Überlegungen

Welcher der beiden entwickelten Schätzansätze ökonometrisch angemessen ist hängt vor allem davon ab, ob die verwendeten Reihen stationär oder nichtstationär sind, also einen Trend aufweisen, und falls ja, welcher Art dieser Trend ist. Grob gesprochen ist eine Zeitreihe stationär, wenn sie um einen konstanten Mittelwert mit konstanter Varianz und Kovarianz schwankt. Nichtstationäre Reihen sind folglich durch steigende oder fallende Mittelwerte und/oder steigende oder fallende Varianz/Kovarianz gekennzeichnet. Ob bei einer Zeitreihe ein Trend vorliegt ( $Y_t$  also systematisch positiv oder negativ von  $Y_{t-1}$  abhängt), ist durch grafische Inspektion oder mit Hilfe von Korrelogrammen<sup>10</sup> relativ einfach feststellbar, schwierig ist aber die Entscheidung, ob es sich dabei um einen Trend im Mittelwert oder um einen Trend in der Varianz handelt<sup>11</sup>.

Diese auf den ersten Blick nur „schätztechnische“ Unterscheidung hat eine erhebliche *ökonomische* Bedeutung, weil zufällige Störungen (= „Schocks“, „Innovationen“) bei Mittelwerttrends nur einen vorübergehenden Einfluss auf die Zeitreihe ausüben (die Störung klingt aus, die Reihe findet zum langfristigen Trend zurück), bei Trends in der Varianz wirken zufällige Abweichungen dagegen nachhaltig auf alle folgenden Werte durch – es gibt keinen prognostizierbaren langfristigen Gleichgewichtspfad. *Ökonometrisch* ist die Frage prinzipiell mit Hilfe von **Einheitswurzeltests**<sup>12</sup>, in der Regel in Form des ADF-Tests (Augmented Dickey-Fuller-Test) oder des Phillips-Perron-Tests, zu entscheiden: Kann die Annahme einer Einheitswurzel widerlegt werden, handelt es sich um einen Trend im Mittelwert (= deterministischer Trend; solche Reihen werden als *trendstationär* bezeichnet, weil man durch Trendbereinigung eine stationäre Reihe erhält<sup>13</sup>), kann sie nicht widerlegt werden, ist von einem Trend in der Varianz auszugehen

<sup>10</sup> Dabei wird die Zeitreihe mit sich selbst um jeweils eine zusätzliche Periode verzögert korreliert. Liegt ein Trend vor, so hat der vorhergehende Wert systematischen Einfluss auf die Höhe des folgenden Werts, die Korrelationskoeffizienten werden deshalb mit wachsender Verzögerung bei steigendem Trend immer kleiner.

<sup>11</sup> Für eine formale Darstellung vgl. z.B. Stier (2001), S. 281ff.

<sup>12</sup> Beim Einheitswurzeltest wird der Parameter  $\rho$  der Regression  $y_t = \rho \cdot y_{t-1} + u_t$  darauf geprüft, ob er signifikant von 1 verschieden ist. Ist das nicht der Fall, folgt die Variable  $y_t$  einem (nichtstationären) „random walk“-Prozess mit positiver ( $\rho > 1$ ) oder negativer ( $\rho < 1$ ) „drift“.

<sup>13</sup> Statt einer Trendbereinigung kann alternativ eine Trendvariable zur Abbildung des Trends in die Regression aufgenommen werden. Vgl. z.B. Eckey/Kosfeld/Dreger (2001), S. 226.

(= stochastischer Trend, solche Reihen werden als *differenzstationär* bezeichnet, weil man durch Übergang zu ersten oder höheren Differenzen eine stationäre Reihe erhält).

Die interessanten ökonomischen Implikationen (Schocks beeinflussen eine Reihe nur vorübergehend oder dauerhaft) sowie die Entwicklung standardisierter Testprozeduren haben Einheitswurzelprozessen in der neueren ökonometrischen Literatur eine erhebliche Aufmerksamkeit beschert. Einheitswurzeln sind bei endlichen Stichproben allerdings sehr schwer gegen Wurzeln abzugrenzen, die *in der Nähe* von Eins liegen. Dies bedeutet in der Praxis, dass die ambitionierte Unterscheidung zwischen trend- und differenzstationären Reihen mit der nötigen Sicherheit nicht möglich ist<sup>14</sup>. Aber selbst wenn dies möglich wäre, verbliebe immer noch ein Problem, denn auch differenzstationäre Reihen können (wie trendstationäre Reihen) einem langfristigen Gleichgewichtspfad folgen, von dem sie durch Schocks nur vorübergehend abgelenkt werden, sofern sie *kointegriert* sind.

Das auf Granger<sup>15</sup> zurückgehende Standardbeispiel zur Erläuterung des Begriffs der **Kointegration** ist ein Straßentunnel: Die Zahl der ein- und ausfahrenden Autos kann starken zeitlichen Schwankungen unterliegen und damit stochastische Mittelwerttrends aufweisen, während die Differenz aus ein- und ausfahrenden Autos aus naheliegenden Gründen stets den Mittelwert Null haben wird, also stationär ist<sup>16</sup>. Gibt es eine solche stationäre Linearkombination von zwei Variablen mit stochastischen Trends, so werden sie als kointegriert bezeichnet. Voraussetzung dafür ist, dass sie den gleichen Integrationsgrad aufweisen, also durch Differenzbildung vom gleichen Grad (in der Regel  $t-1$ ) stationär werden. Ein häufig herangezogenes Beispiel für ökonomisch gehaltvolle Kointegrationsbeziehungen ist die „Kaufkraftparitätstheorie“: Der Wechselkurs wird sich danach langfristig immer so entwickeln, dass Unterschiede der nationalen Inflationsraten ausgeglichen werden. Der nominale Wechselkurs und das Verhältnis der Preis-

---

<sup>14</sup> Vgl. Stier (2001), S. 307ff.

<sup>15</sup> Clive Granger hat zusammen mit Robert Engle den Nobelpreis für Ökonomie des Jahres 2003 erhalten.

<sup>16</sup> Vgl. Ronning (1996), S. 98.

niveaus zweier Länder weisen folglich immer gemeinsame Trends auf, eine Regression der beiden Reihen wird deshalb stets stationäre Residuen erbringen. Empirisch vielfach bestätigt ist auch die „Quantitätstheorie“ des Geldes: Das Preisniveau eines Landes wird sich danach langfristig stets so wie die Geldmenge entwickeln, auch wenn der Zusammenhang kurzfristig mehr oder weniger eng sein kann – eine Regression der beiden Reihen wird aus diesem Grund wiederum stets stationäre Residuen erbringen.

Stationäre Residuen sind für die Schätzung der Beziehung zwischen zwei (oder mehreren) Variablen mit Hilfe von OLS von zentraler Bedeutung, weil sonst die Annahme, dass die Residuen einem Zufallsprozess folgen, verletzt ist. Kombiniert mit der ebenfalls bedeutsamen Frage der Kointegrationsbeziehung der einbezogenen Variablen sind dann die in Übersicht 1 verzeichneten denkmöglichen Fälle zu unterscheiden. Zur empirischen Identifikation der Fälle können Stationaritätstests und Tests auf Kointegration dienen, allerdings lässt die Trennschärfe dieser Tests in der Praxis sehr zu wünschen übrig:

- Das übliche Verfahren, Stationarität festzustellen, sind wie schon erwähnt Einheitswurzeltests. Soweit diese Tests Nichtstationarität diagnostizieren, können sie bei begrenzter Zahl der Beobachtungswerte allerdings – wie ebenfalls schon erwähnt – nicht eindeutig zwischen Trend- und Differenzenstationarität diskriminieren.
- Das übliche Verfahren, Kointegration festzustellen, ist die Engle-Granger-Methode<sup>17</sup> oder der Johansen-Test<sup>18</sup>. Da Kointegration die Feststellung von Differenzenstationarität voraussetzt, dies aber empirisch nur schwer möglich ist, sind Kointegrationsbeziehungen in der ökonometrischen Praxis ebenfalls selten eindeutig zu identifizieren.

---

<sup>17</sup> Zunächst wird dabei mit dem Einheitswurzeltest der Integrationsgrad ermittelt, dann werden die Reihen mit gleichem Integrationsgrad aufeinander regressiert und die Residuen wieder mit dem Einheitswurzeltest auf Stationarität geprüft. Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger (2001), S. 244. Für eine detailliertere Darstellung siehe z.B. Enders (1995), S. 373 ff.

<sup>18</sup> Bei diesem Test sind ökonomisch z.T. schwer zu begründende Vorfestlegungen zu treffen (Aufnahme von Absolutglied und/oder einer Trendvariablen sowie die Entscheidung über die relevante Zahl der einzubeziehenden Lags). Vgl. z.B. Quantitative Micro Software (1997), S. 506ff. sowie Enders (1995), S. 396ff.

## Übersicht 1

**Zur Zulässigkeit von OLS-Schätzungen bei Zeitreihen mit unterschiedlichen Eigenschaften**

1. Die abhängige Variable  $Y_t$  und die unabhängige Variable  $X_t$  sind stationär. Dann sind auch die Residuen der Schätzung stationär. Die Beziehung kann mit Hilfe von OLS geschätzt werden.
2.  $Y_t$  und  $X_t$  sind trendstationär, die Residuen der Schätzung sind stationär. Die Beziehung kann mit Hilfe von OLS geschätzt werden.
3.  $Y_t$  und  $X_t$  sind trendstationär, die Residuen der Schätzung sind nichtstationär. Die Beziehung kann nicht mit Hilfe von OLS geschätzt werden; die beiden Reihen sind zunächst durch Trendbereinigung stationär zu machen. Alternativ kann versucht werden, durch Einführung einer Trendvariablen Stationarität der Residuen zu erreichen.
4.  $Y_t$  und  $X_t$  sind differenzstationär, integriert von gleicher Ordnung und die Residuen ihrer Regression sind stationär. Die beiden Reihen sind dann kointegriert und die Beziehung kann mit Hilfe von OLS geschätzt werden.
5.  $Y_t$  und  $X_t$  sind differenzstationär, integriert von gleicher Ordnung und die Residuen ihrer Regression sind nichtstationär. Die beiden Reihen sind dann nicht kointegriert und die Beziehung kann nicht mit Hilfe von OLS geschätzt werden. Durch Differenzbildung ist zunächst Stationarität der Variablen herzustellen.
6.  $Y_t$  und  $X_t$  sind differenzstationär, aber integriert von unterschiedlicher Ordnung. Die Beziehung kann nicht mit Hilfe von OLS geschätzt werden; die beiden Reihen sind zunächst durch geeignete Differenzbildung stationär zu machen.
7.  $Y_t$  ist trendstationär,  $X_t$  ist differenzstationär oder umgekehrt, die Residuen ihrer Regression sind nichtstationär. Die Beziehung kann nicht mit Hilfe von OLS geschätzt werden. Die trendstationäre Reihe ist zunächst durch Trendbereinigung, die differenzstationäre Reihe durch Differenzbildung stationär zu machen.
8.  $Y_t$  ist trend- oder differenzstationär,  $X_t$  ist stationär oder umgekehrt. Die Beziehung kann nicht mit OLS geschätzt werden. Durch Trendbereinigung oder Differenzbildung ist zunächst Stationarität der Variablen herzustellen.

Mit Bezug auf Enders (1995, S. 219f.) erweiterte Liste.

Damit steht man vor einem Dilemma: Um mit OLS schätzen zu können, kommen prinzipiell nichtstationäre Niveaus, trendbereinigte Werte (alternativ: Einführung einer Trendvariablen) oder die ersten (gelegentlich auch zweiten) Differenzen in Frage<sup>19</sup>. Empirisch ist aber nicht eindeutig zu entscheiden, welche Wahl richtig ist. Da das Fehlerrisiko bei *fälschlicher* Verwendung von ersten Differenzen (d.h. die Reihe ist nicht – wie angenommen – differenz-, sondern trendstationär) deutlich geringer ist als das Fehlerrisiko bei *fälschlicher* Verwendung von Niveaus<sup>20</sup> (d.h. die Reihe ist nicht wie angenommen trend-, sondern differenzstationär), wird als Basisfall von den ersten Differenzen der Logarithmen ausgegangen; zur Kontrolle der Übereinstimmung von kurz- und langfristigen Beziehungen wird aber stets geprüft, ob die in Abschnitt 3.1 begründete alternative Spezifikation mit den Niveaus der Logarithmen und linearem Trend ähnliche Schätzergebnisse erbringt.

In beiden Fällen ist nach Übersicht 1 jeweils zu prüfen, ob die Residuen der Regressionsschätzung stationär sind, das OLS-Verfahren also unverzerrte Schätzwerte ergibt. Ist dies der Fall und stimmen die Schätzparameter beider Schätzungen überein, kann davon ausgegangen werden, dass der unbekannte datenerzeugende Prozess ohne systematische Fehler abgebildet worden ist, also alle für die Erklärung relevanten Variablen einbezogen worden sind und auch kein stochastischer „Antriebsmotor“ in den Residuen der Schätzung übersehen worden ist.

## **4. Daten und Stützzeitraum**

### **4.1. Verwendete Daten**

Die verwendeten Daten beruhen überwiegend auf dem harmonisierten Europäischen System der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen auf Preisbasis des Jahres 1995 (ESVG 95) für die Bundesrepublik Deutschland und wurden – soweit nicht anders angegeben – vom Stab des Sachverständigenrats zur Begut-

---

<sup>19</sup> Erst nach mehr als zweimaliger Differenzbildung stationäre Reihen kommen in der ökonomischen Praxis nicht vor.

<sup>20</sup> Vgl. Kähler (2004), S. 41.



achtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR)<sup>21</sup> für 1970 bis 1991 für den Gebietsstand „Alte Bundesländer“ und für 1991 bis 2002 für den Gebietsstand „Gesamtdeutschland“ als Jahresdaten<sup>22</sup> zusammengestellt. Durch die Überlappung der Zeitreihen im Jahr 1991 ist durch einfache Verknüpfung eine weitgehende Ausschaltung des Gebietssprungs möglich; die Daten für die alten Bundesländer bis 1990 wurden also durch Multiplikation mit dem Quotienten „Gesamtdeutschland 1991 / Alte Bundesländer 1991“ auf das gesamtdeutsche Niveau „angehoben“. Die für die Interpretation wichtige praktische Konsequenz dieses Verknüpfungsverfahrens ist, dass die Veränderungsraten bis 1990 denen der Alten Bundesländer entsprechen, danach den für Gesamtdeutschland ermittelten. Einbezogen werden drei Arten von gesamtwirtschaftlichen Variablen: (inflationbereinigte) Nachfrageindikatoren, Kosten- bzw. Preisindikatoren und Beschäftigungsindikatoren. Die wichtigsten verwendeten Zeitreihen sind<sup>23</sup>:

- Das reale Bruttoinlandsprodukt ( $Y^r$ ),
- die realen Konsumausgaben der Privaten Haushalte<sup>24</sup> ( $C^r_{HH}$ ),
- die realen Konsumausgaben des Staates ( $C^r_{ST}$ ),
- die realen Bruttoinvestitionen ( $BI^r$ ),
- die realen Exporte ( $EX^r$ ) und Importe ( $IM^r$ ),
- das gesamtwirtschaftliche Preisniveau<sup>25</sup> ( $P$ ),
- der durchschnittliche Jahreslohn je Beschäftigten<sup>26</sup> ( $L_B$ )
- die Umlaufrendite als Indikator für den Kapitalmarktzins ( $I$ ),
- der Wechselkurs des Euro gegenüber dem US-Dollar ( $WK_{\text{€}}$ ),

---

<sup>21</sup> Der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung ist das wichtigste Beratungsgremium der Bundesregierung in volkswirtschaftlichen Fragen. Er erstellt ein jeweils im November vorgelegtes Jahresgutachten, in dem die konjunkturelle Entwicklung diagnostiziert und für das folgende Jahr prognostiziert wird, zudem werden darin grundsätzliche wirtschaftspolitische Herausforderungen und Fehlentwicklungen angesprochen. Die verwendeten Zeitreihen können von der Homepage des SVR beim Statistischen Bundesamt als Zip-Datei heruntergeladen werden; verwendeter Datenstand: Februar 2004.

<sup>22</sup> In der VGR sind auch Vierteljahresdaten verfügbar, mit denen insbesondere Zeitverzögerungen wesentlich genauer als mit Jahresdaten analysiert werden können. Für die hier verfolgte Fragestellung bieten Jahresdaten insbesondere den Vorteil der Übersichtlichkeit der Grundentwicklungen.

<sup>23</sup> Die Liste enthält also nicht alle Variablen, die im Laufe des Untersuchungsgangs verwendet werden, sondern nur die in der nachfolgenden Korrelationsmatrix verzeichneten. Sie dient zugleich dazu, die Art der verwendeten Variablen zu illustrieren.

<sup>24</sup> Privaten Haushalte einschließlich Organisationen ohne Erwerbscharakter.

<sup>25</sup> Gemessen als Deflator des BIP.

<sup>26</sup> Errechnet als Lohn- und Gehaltssumme je Arbeitnehmer

- die Zahl der Erwerbstätigen (ET),
- die Zahl der Arbeitslosen (AL),
- die Arbeitslosenquote<sup>27</sup> (ALQ).

Die Daten sind übliche (= metrisch skalierte) Niveaugrößen, aus denen Logarithmen bzw. erste Differenzen der Logarithmen (die – wie gezeigt – mit 100 multipliziert als Veränderungsrate interpretiert werden können) berechnet werden. Trotz der begrenzten Aussagekraft von Einheitswurzeltests wurden alle verwendeten Zeitreihen sowohl in metrischer als auch in logarithmischer Skalierung auf Stationarität überprüft. In allen Fällen ergab sich, dass die Zeitreihen nichtstationär sind und dass von **Differenzenstationarität** auszugehen ist. Die Zeitreihen sind zudem alle integriert vom Grade 1, d.h. durch Übergang auf erste Differenzen wird aus einer nichtstationären eine stationäre Reihe.

#### 4.2. Auswahl des Stützzeitraums

Die verwendeten Daten liegen mit wenigen Ausnahmen für die Jahre 1970 bis 2002 vor. Prinzipiell ist ein möglichst langer Beobachtungszeitraum erwünscht, denn je mehr Daten in die Schätzung einbezogen werden können (= je größer die Stichprobe ist), desto zuverlässiger werden die Schätzparameter im statistischen Sinne. Dem steht allerdings entgegen, dass innerhalb langer Stützzeiträume ökonomisch begründete **Strukturbrüche** nicht selten sind, was die Schätzergebnisse verzerren kann. Ein Beispiel für einen solchen Strukturbruch ist die Freigabe der zuvor politisch fixierten Wechselkurse nach dem Zusammenbruch des Festkurssystems von Bretton Woods im Jahr 1973, zumal sich unabhängig davon im gleichen Jahr die Erdölpreise verfünffachten („Erste Ölpreisexplosion“).

Für Deutschland hatte die Freigabe des Wechselkurses der D-Mark eine kräftige Aufwertung gegenüber den Währungen der Handelspartner zur Folge, so dass die Exportwirtschaft in Schwierigkeiten geriet und sich umstrukturieren musste. In der Folge stieg die zuvor praktisch unbekannte Arbeitslosigkeit kräftig an, u.a.

---

<sup>27</sup> Hier errechnet als  $\text{Arbeitslose} / (\text{Arbeitslose} + \text{Erwerbstätige})$ .

auch deshalb, weil von den Gewerkschaften versucht wurde, die durch die Ölpreisexplosion nun deutlich höheren Lebenshaltungskosten in die Löhne zu überwälzen. Aus diesen Überlegungen heraus erscheint es nicht sinnvoll, Daten vor 1973 in die empirische Analyse einzubeziehen.

Bei der Abgrenzung des Untersuchungszeitraums sind auch **konjunkturelle Bewegungen** zu berücksichtigen. Beginnt die Untersuchung beispielsweise mit einem Boomjahr und endet mit einem Krisenjahr, so kann in einer statistischen Zeitreihe eine sonst nicht vorhandene „Abwärtstendenz“ erzeugt werden. Um solche konjunkturbedingten Verzerrungen zu vermeiden, sollte der Untersuchungszeitraum möglichst vollständige Zyklen umfassen. Als Zyklusindikator wird hier der Einfachheit halber die Veränderungsrate des realen BIP gegenüber dem Vorjahr verwendet. Schaubild 4 zeigt Schwankungen in einer Bandbreite von -1 bis +6 %. Deutlich ausgeprägt sind die Konjunkturunbrüche der Jahre 1975, 1982 und 1993, die jeweils einen kräftigen Anstieg der Arbeitslosigkeit zur Folge hatten. Auch das Jahr 2002 ist in eine Reihe mit den genannten schweren Krisenjahren zu stellen, zumal wenn man berücksichtigt, dass das BIP im Jahr 2003 knapp unter die Null-Linie fiel.

Insgesamt scheint der Zeitraum 1975 bis 2002 drei vollständige „große“ Zyklen zu umfassen. Da innerhalb der so abgegrenzten Zyklen jeweils eine kleine Abschwächungsphase anzutreffen ist, spricht man auch von der M-Form der Zyklen<sup>28</sup>. Zählt man die „Zwischentiefs“ mit, so enthält der Stützzeitraum 6 „kleine“ Zyklen von im Durchschnitt 4 Jahren Dauer<sup>29</sup>. Nimmt man hinzu, dass der Startzeitpunkt 1975 die Jahre vor der Wechselkursfreigabe ausschließt, so scheint die Spanne von 1975 bis 2002 ein angemessener Untersuchungszeitraum zu sein. Er lässt sich zudem gut in zwei Teilzeiträume von jeweils drei „kleinen“ Zyklen einteilen: 1975 bis 1987 und 1987 bis 2002. Eine solche Zweiteilung ist nützlich, um die Zeitstabilität der geschätzten Regressionsparameter zu prüfen.

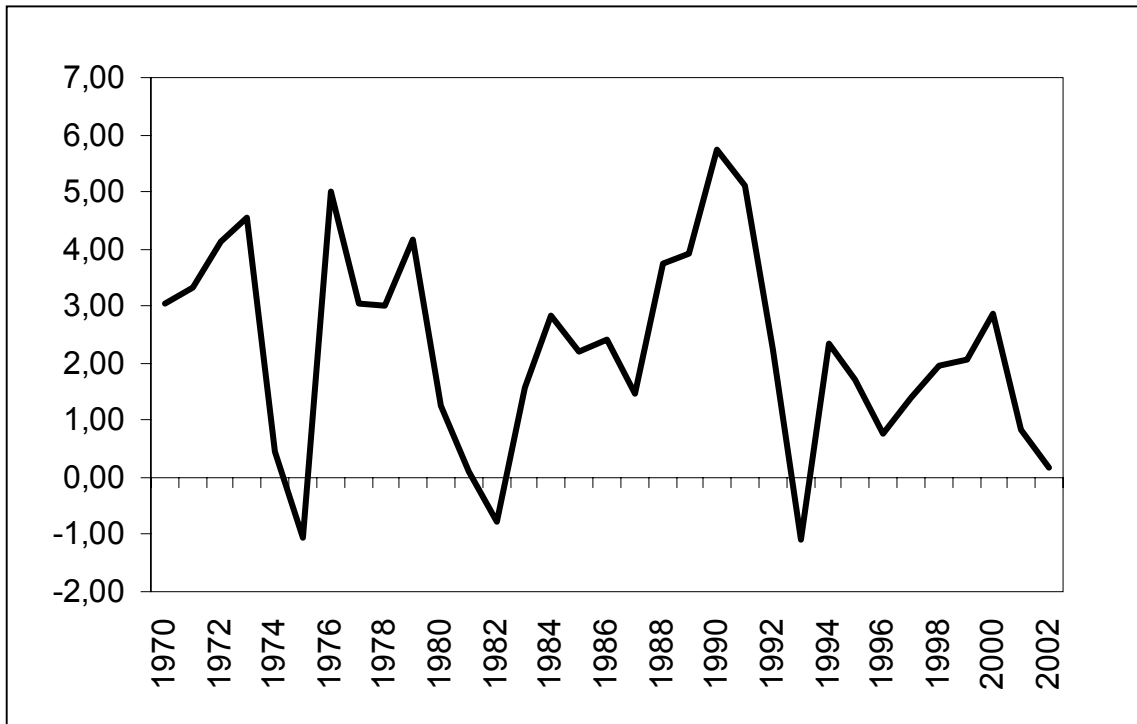
---

<sup>28</sup> Die Bezeichnung geht auf ein ehemaliges Mitglied des Sachverständigenrats (Ernst Helmstädter) zurück. Vgl. Helmstädter (1989).

<sup>29</sup> Für eine genauere Zyklenbestimmung müssten saisonbereinigte Quartalswerte herangezogen werden.

Schaubild 4

**Veränderung des realen BIP**  
1970 bis 2002; in % gegenüber dem Vorjahr



#### 4.3. Mittelwerte und Wachstumstrends

Für einen ersten Überblick über die Eigenschaften der wichtigsten Datensätze bieten sich Mittelwerte an. Mittelwerte geben darüber Aufschluss, wie groß eine bestimmte Variable im Durchschnitt des Untersuchungszeitraums von 1975 bis 2002 gewesen ist. Zusätzliche Informationen gibt der Median, der dadurch charakterisiert ist, dass es eine gleich große Anzahl von Beobachtungen gibt, die größer und kleiner als der Median sind<sup>30</sup>. Liegen Mittelwert und Median nahe bei einander, so weist die Reihe typischerweise keine oder symmetrisch verteilte „Ausreißer“ auf. Zur Identifikation des Schwankungsbereichs einer Zeitreihe dienen Maximal- und Minimalwerte, bei den hier vornehmlich verwendeten Zeitreihen mit einem ausgeprägtem Wachstumstrend geben sie allerdings in der Regel nur den Start- und Endwert an. Aus diesem Grund ist es sinnvoll, zusätzlich die

<sup>30</sup> Die Beobachtungswerte werden also der Größe nach geordnet, und dann wird deren Mitte bestimmt.

jahresdurchschnittlichen Veränderungsrate der einbezogenen Zeitreihen im Untersuchungszeitraum zu berechnen<sup>31</sup>. Die Ergebnisse zeigt Tabelle 1.

Tabelle 1

**Maßzahlen für ausgewählte makroökonomische Variable, 1975 bis 2002**

Variable	Einheit	Mittelwert	Median	Maximum	Minimum	Trend <sup>1)</sup>
BIP	Mrd. €	1479	1408	1990	987	2,2
Privater Verbrauch	Mrd. €	843	807	1137	537	2,2
Staatsverbrauch	Mrd. €	301	301	388	191	1,8
Bruttoinvestitionen	Mrd. €	342	313	444	264	1,9
Export	Mrd. €	332	278	723	132	5,2
Import	Mrd. €	323	265	632	141	4,7
Preisindex	1995=100	76,6	77,8	106,1	38,6	2,7
Jahreslohn	1000 €	20,7	19,9	32,7	7,4	3,8
Umlaufrendite	% p.a.	6,9	6,6	10,6	4,3	-0,13 <sup>2)</sup>
Wechselkurs	\$ je €	1,008	1,053	1,364	0,665	1,2
Erwerbstätige	Mill.	35,7	35,9	38,9	32,3	0,8
Arbeitslose	Mill.	3,1	3,6	4,4	1,4	3,5
Arbeitslosenquote	%	8,8	9,8	11,7	4,5	0,23 <sup>2)</sup>

Eigene Berechnungen nach Angaben des Sachverständigenrats zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR). –1) Jahresdurchschnittliche Veränderungsrate 1975 bis 2002. –2) Jährliche absolute Veränderung in Prozentpunkten.

Da das BIP im Prinzip der Summe der Teilkomponenten entspricht ( $Y = C_{HH} + C_{ST} + BI + EX - IM$ ), lassen sich aus den Mittelwerten deren Anteile am gesamten BIP errechnen. Im Untersuchungszeitraum ist der Konsum der Privaten Haushalte mit 57 % das bedeutendste Teilelement des BIP gewesen, der

<sup>31</sup> Durch einen halblogarithmischen Schätzansatz  $\ln(x) = a_0 + a_1 \cdot t$ . Der mit 100 multiplizierte Parameter  $a_1$  gibt dann wegen  $x = e^{a_0} \cdot e^{a_1 \cdot t}$  die durchschnittliche Veränderungsrate an. Dieses Verfahren vermeidet konjunkturbedingte Verzerrungen, wie sie beim Rechengang über End- und Basisjahr möglich sind.

Staatsverbrauch erreichte 20 %, die realen Bruttoinvestitionen 23 % und Export und Import von Waren und Diensten hielten sich mit rund 22 % ungefähr die Waage. Der überwiegende Teil der Bruttoinvestitionen (63 % im Durchschnitt des Untersuchungszeitraums) sind Abschreibungen auf den vorhandenen Kapitalstock, nur noch 37 % sind – den Kapitalstock erweiternde – Nettoinvestitionen (unter denen die Maschinen im Vergleich zu den Bauten eine immer größere Rolle spielen).

Addiert man die Mittelwerte der Komponenten des BIP (= 1495 Mrd. €) und vergleicht diesen Wert mit dem Mittelwert des BIP (1479 Mrd. €), so ergibt sich eine geringe Abweichung, die dadurch bedingt ist, dass die Nachfragekomponenten der Jahre 1975 bis 1990 ebenso wie das BIP *einzel*n über den gesamtdeutschen Verkettungsfaktor auf das gesamtdeutsche Niveau angehoben worden sind. Das BIP ist also *nicht* die Summe der verknüpften Werte der Komponenten, sondern formal das Ergebnis der davon unabhängigen Verknüpfung der westdeutschen BIP-Reihe mit der gesamtdeutschen BIP-Reihe. Wegen dieser Vorgehensweise sind Abweichungen methodisch möglich; dass sie auch tatsächlich auftreten liegt vor allem am Export: er war in den alten Bundesländern strukturell höher als in Gesamtdeutschland, weil Exporte Westdeutschlands nach 1990 wegen Kapazitätsgrenzen in die neuen Bundesländer umgelenkt worden waren und die Wirtschaft Ostdeutschlands trotz (möglicherweise auch wegen) aller politischen Hilfestellungen bis heute relativ exportschwach geblieben ist.

Mit Blick auf die jahresdurchschnittlichen Veränderungsdaten fällt zunächst auf, dass das BIP mit einer Rate von 2,2 % im internationalen Vergleich relativ langsam wächst. Ein Grund dafür ist, dass die Bevölkerung wegen der niedrigen Geburtenraten trotz kräftiger Zuwanderung langsamer als in vielen anderen Ländern wächst. Aber auch je Kopf gerechnet ist das gesamtwirtschaftliche Wachstum vergleichsweise gering, was sich durch das nur unterdurchschnittliche Wachstum der Investitionen (1,9 % je Jahr; die Investitionsquote fällt also) erklären lässt. Noch langsamer wächst nur der Staatsverbrauch (1,8 %), ein wichtiger Grund dafür ist das Bestreben, die Staatsverschuldung (gemessen als Anteil am BIP) zurückzuführen. Verglichen mit den bisher genannten Zuwachsraten sind die

Steigerungen im Außenhandel mit real rund 5 % je Jahr auffallend groß; als Folge nehmen die Export- und Importquoten nahezu im Gleichschritt zu.

Der allgemeine Preisanstieg im Untersuchungszeitraum lag bei 2,7 %, die Lohn- und Gehaltssumme je Beschäftigten nahm mit 3,8 % stärker zu – die Reallöhne je Beschäftigten sind also um reichlich 1 % je Jahr gestiegen. Da zugleich die Zahl der geleisteten Stunden je Beschäftigten um 0,5 % zurückgegangen ist, sind die nominalen Stundenlöhne um rund 4,3 %, die realen Stundenlöhne um 1,6 % je Jahr gestiegen. Einschließlich der Arbeitgeberbeiträge zu den gesetzlichen Sozialversicherungen fielen im Jahr 2002 rund 33 000 € je Beschäftigten an Lohn- und Gehaltszahlungen an. Bei rund 1500 effektiv geleisteten Stunden im Jahr (ein im internationalen Vergleich recht niedriger Wert) entspricht dies durchschnittlichen Lohnkosten von 23 Euro je Stunde.

Am Beispiel der Umlaufrendite (= Kapitalmarktzins) kann der Unterschied zwischen Mittelwert und Median verdeutlicht werden. Der Mittelwert ist mit 6,9 % höher als der Median mit 6,6 %. Der Mittelwert wird durch die zinstreibenden hohen Inflationsraten zu Beginn des Untersuchungszeitraums geprägt, während sich im Median die relativ lange Phase niedriger Zinsen und Preissteigerungsraten in den letzten acht Jahre niederschlägt. Wegen dieses Zeitprofils ist die Umlaufrendite die einzige Reihe in Tabelle 1, die einen trendmäßigen *absoluten* Rückgang aufweist (um 0,13 Prozentpunkte je Jahr). Geht man vom Median (6,6 %) aus, so lag der Zins nach Abzug der Inflationsrate (= Realzins) bei 3,9 % – eine mit höheren Risiken als eine Geldanlage in Staatsanleihen behaftete Investition musste also im Untersuchungszeitraum real eine Rendite von mehr als 3,9 % erbringen, um sich zu rentieren. Diese relativ hohe (wenngleich international nicht unübliche) Messlatte dürfte neben hohen Arbeitskosten mit ein Grund dafür sein, dass die Investitionstätigkeit in Deutschland im Untersuchungszeitraum relativ gedrückt war.

Der Wechselkurs der D-Mark (ab 1999 des Euro) gegenüber dem US-Dollar unterlag im Untersuchungszeitraum starken Schwankungen; der Wert unserer Währung fiel z.B. von 1,36 \$/€ im Jahr 1995 auf nur noch 0,90 \$/€ im Jahr 2001. Insgesamt hat die heimische Währung im Untersuchungszeitraum aber an Wert

gewonnen, und zwar um etwas mehr als 1 % je Jahr, was im Einklang mit der Kaufkraftparitätstheorie damit begründet werden kann, dass die Inflation im Dollar-Raum höher war als im Euro-Raum.

Die Zahl der Erwerbstätigen in Deutschland lag im Durchschnitt der Jahre 2000 bis 2002 bei 38,8 Mill. Menschen; gemessen an der Gesamtbevölkerung von 82,4 Mill. entspricht dies einer Erwerbsbeteiligungsquote von 47 % (was im internationalen Vergleich relativ wenig ist). Aus dem jahresdurchschnittlichen Zuwachs von 0,8 % ergibt sich durch Vergleich mit der Zuwachsrate der Produktion (= BIP) ein BIP-Zuwachs je Erwerbstätigen von  $2,2 - 0,8 = 1,4$  %. In diesem beachtlichen Zuwachs je Kopf steckt allerdings auch unerwünschte „Entlassungsproduktivität“, denn die Zahl der als arbeitslos registrierten Menschen ist im Untersuchungszeitraum um erschreckende 3,5 % je Jahr gestiegen. Der im Vergleich zum Medianwert (3,6 Mill.) mit 3,1 Mill. deutlich niedrigere Mittelwert für die Zahl der Arbeitslosen ergibt sich daraus, dass zu Beginn des Untersuchungszeitraums eine aus heutiger Sicht extrem niedrige Arbeitslosigkeit zu verzeichnen war.

#### **4.4. Einfachkorrelationen**

Einen ersten Eindruck über Zusammenhänge zwischen den Variablen kann eine sogenannte Korrelationsmatrix geben, in der in Zeilen- und Spaltenköpfen jeweils alle betrachteten Variablen aufgeführt sind, sodass die Matrix symmetrisch über die Diagonalfelder ist. In die Matrixfelder werden die Koeffizienten der Einfachkorrelation ( $R$ ) der jeweiligen Variablen eingetragen. Da es – wie in Abschnitt 3.1 gezeigt – gute Gründe gibt, die ersten Differenzen der Logarithmen der Variablen zu verwenden, werden diese auch für die Berechnung der Korrelationsmatrix verwendet. Der Übersichtlichkeit halber sind in Tabelle 2 nur die Korrelationskoeffizienten aufgenommen worden, die Werte von  $|R| > 0,6$  aufweisen, und damit starke Hinweise auf bivariate Beziehungen geben. Da die grau unterlegten Diagonalfelder naturgemäß den Wert 1 haben müssen, wird zur optischen Trennung der Matrixhälften auf den Eintrag verzichtet.



Tabelle 2

**Korrelationsmatrix ausgewählter Variablen<sup>1)</sup>**

	Y <sup>r</sup>	C <sub>HH</sub> <sup>r</sup>	C <sub>ST</sub> <sup>r</sup>	BI <sup>r</sup>	EX <sup>r</sup>	IM <sup>r</sup>	P	L	I	WK <sub>€</sub>	ET	AL
Y <sup>r</sup>		0,70		0,86	0,63	0,79					0,70	-0,74
C <sub>HH</sub> <sup>r</sup>				0,72		0,64						
C <sub>ST</sub> <sup>r</sup>												
BI <sup>r</sup>						0,76					0,61	-0,64
EX <sup>r</sup>						0,66					0,62	
IM <sup>r</sup>												
P								0,82				
LB												
I												
WK <sub>€</sub>												
ET												-0,78
AL												

Eigene Berechnungen. Variablenabkürzung im Text S. 21f.-1) Erste Differenzen der Logarithmen der Ursprungswerte;

Auffällig ist der a priori auch zu vermutende positive Zusammenhang zwischen den nominalen Variablen: **Preise und Stundenlöhne** weisen einen Korrelationskoeffizienten von 0,82 auf. Korrelationen besagen nichts über Kausalitäten. Eine Möglichkeit, diese Frage mit statistischen Methoden zu prüfen, ist der Granger-Test auf Kausalität. Vereinfacht gesagt werden dabei zwei Reihen y und x miteinander verglichen. Zunächst wird y durch *vergangene* Werte von y (also ausschließlich aus sich selbst heraus = „autoregressiv“) erklärt, und dann wird geprüft, ob *vergangene* Werte von x die Erklärung verbessern können. Sofern dies in statistisch signifikanter Weise der Fall ist, wird Kausalität vermutet, weil x zeitlich vorlief. Im konkreten Fall kann die Hypothese, dass die Preisentwicklung die Lohnentwicklung *nicht* bestimmt, mit 26 % Wahrscheinlichkeit zurückgewiesen werden, die Alternativhypothese, dass die Lohnentwicklung die Preisentwicklung *nicht* bestimmt, wird aber ebenfalls zurückgewiesen (mit 78 %). Statistisch signifikante Lag-Beziehungen liegen also in beiden Fällen nicht vor; offensichtlich handelt es sich um einen *interdependenten* Zusammenhang.

Für den **Zins** wird üblicherweise ein Einfluss auf die Investitionstätigkeit und damit indirekt auch ein Einfluss auf die Höhe der Produktion und der Beschäftigung

angenommen. Die Einfachkorrelation ergibt eine von den Finanzierungskosten her unplausible *positive* Beziehung (die Zinsen sind bei guter Konjunkturlage höher als bei schlechter,  $R = 0,38$ ); was als Hinweis dafür gelten kann, dass die Konjunkturlage empirisch gewichtiger als die Finanzierung ist. Für die Berechnung von Tabelle 2 ist allerdings auch für den Zins die erste Differenz der Logarithmen verwendet worden (also quasi die Veränderungsrate des Zinses). Setzt man den Zinssatz selbst in Beziehung zur Veränderung der Investitionen, so ergibt sich zwar ein negatives Vorzeichen, allerdings liegt der Korrelationskoeffizient so nahe bei Null, dass statistisch von Insignifikanz auszugehen ist. Für das Niveau der Zinsen zeigt sich zudem der ökonomisch unmittelbar einleuchtende Gleichlauf mit der Inflationsrate ( $R = 0,78$ ), da Kapitalgeber naturgemäß (auch) einen Ausgleich für den Wertverlust des Geldes fordern.

Auffällig sind enge positive Korrelationen zwischen den **Nachfragekomponenten** und dem BIP, was wegen ihrer Interdependenzen auch a priori zu erwarten ist. Besonders hervorstechend ist die Korrelation zwischen dem BIP und den Investitionen ( $R = 0,86$ ), obwohl deren Anteil am BIP wesentlich kleiner ist als der des Privaten Verbrauchs. Offensichtlich sind die Investitionen *Triebkraft* konjunktureller Bewegungen, während der Private Verbrauch eher davon abgeleitet variiert. Der Granger-Test auf Kausalität bietet zwar Hinweise in diese Richtung, allerdings sind die Alternativhypothesen nicht eindeutig zu unterscheiden, was die Grenzen solch einfacher „Kausalitätstests“ aufzeigt. Ökonomisch unmittelbar plausibel und bei 90%-iger Sicherheit auch Granger-kausal ist die starke Abhängigkeit der Importe vom BIP. Überraschen könnte dagegen, dass *kein* Wechselkurseinfluss nachweisbar ist; die Wirkungszusammenhänge sind hier offensichtlich komplexer als mit einfachen Korrelationsrechnungen aufzeigbar.

Bei den **Arbeitsmarktvariablen** fällt die a priori plausible enge positive Beziehung zwischen dem realen BIP und der Zahl der Erwerbstätigen auf. Von den Teilaggregaten des BIP scheinen vor allem die Investitionen und die Exporte Einfluss auf die Veränderung der Zahl der Erwerbstätigen zu nehmen. Der negative Zusammenhang von Erwerbstätigen und Arbeitslosen kann nicht überraschen, da c.p. eine kündigungsbedingte Abnahme der Zahl der Erwerbstätigen automatisch eine Zunahme der Zahl der registrierten Arbeitslosen bewirkt.

## 5. Geschätzte Funktionen

### 5.1. Schätzfunktionen für die Güternachfrage

#### 5.1.1. Konsumausgaben der Haushalte

Die Konsumausgaben der Privaten Haushalte (= Privater Verbrauch)<sup>32</sup> sind wie erwähnt die mit Abstand bedeutendste gesamtwirtschaftliche Nachfragekomponente. Als erklärende Variable bietet sich wie in Schaubild 1 gezeigt das verfügbare Einkommen der Haushalte an. Anders als dort soll hier nicht der nominale, sondern der *reale* Konsum (also die Konsumausgaben nach Ausschaltung des Preisanstiegs) erklärt werden, da wegen des unmittelbaren Bezugs zur Höhe der Beschäftigung die realen Größen von vorrangigem Interesse sind. Dementsprechend wird zur Erklärung vom realen verfügbaren Einkommen der Haushalte ( $Y^{IV}$ ) ausgegangen. Die Schätzung mit Hilfe der ersten Differenz der Logarithmen ( $d\ln$ ) ergibt für 1975 bis 2002 die Gleichung:

$$\begin{array}{ll} d\ln(C_{HH}^r) = 0,007 + 0,73 \cdot d\ln(Y^{IV}) & RC^2 = 0,80 \\ (3,7) \quad (10,4) & DW = 1,82 \end{array}$$

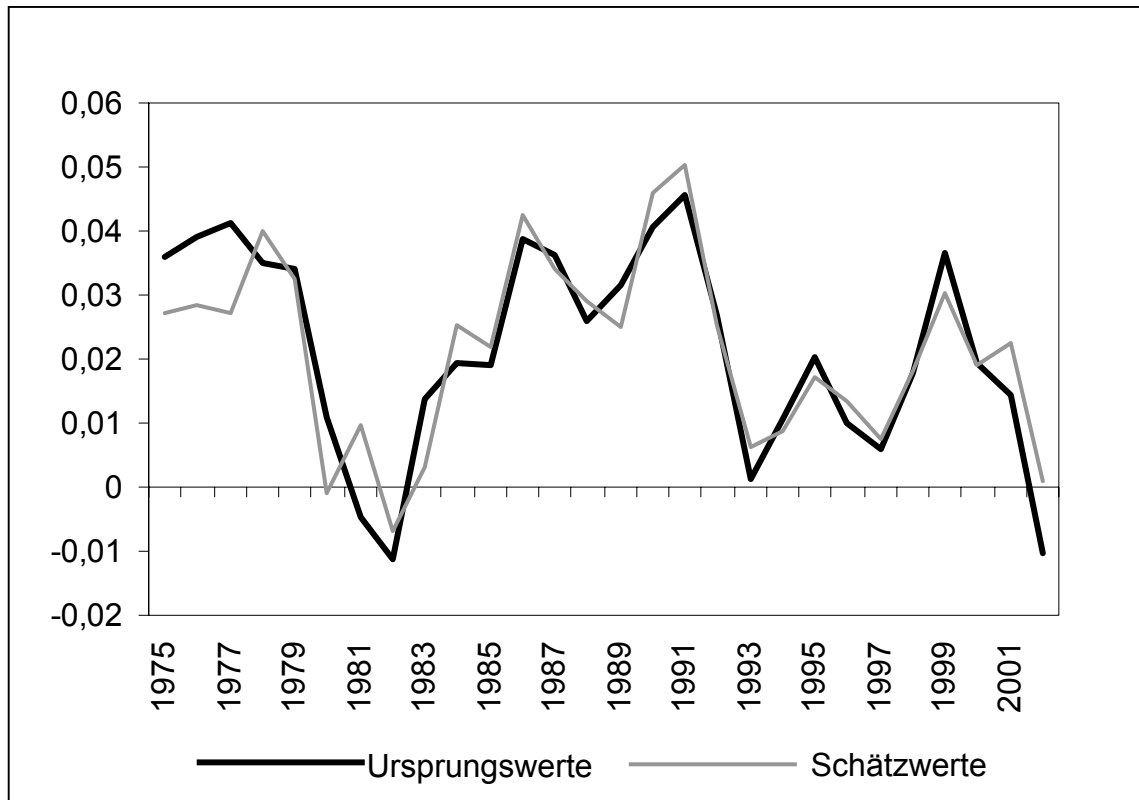
Die Regressionsparameter sind ausweislich der t-Werte bei 99 % Wahrscheinlichkeit gesichert. Das Bestimmtheitsmaß ( $RC^2 = 0,80$ ) könnte im Vergleich mit dem Wert in Schaubild 1 zunächst enttäuschen, muss wegen der wesentlich höheren Varianz der ersten Differenzen im Vergleich zu den Niveaus aber dennoch als recht gut angesehen werden (vgl. auch Schaubild 5). Der DW-Wert spricht wie gefordert *gegen* Autokorrelation der Residuen, allerdings testet die DW-Statistik wie erwähnt nur gegen Autokorrelation erster Ordnung. Zieht man deshalb ergänzend den Breusch-Godfrey-LM-Test auf Autokorrelation höherer Ordnung (= höherer Lag-Länge) heran, so wird die Null-Hypothese (keine Autokorrelation) auch bei großer Lag-Zahl angenommen. Der Einheitswurzeltest zeigt zudem, dass die Residuen der Schätzung auf dem 99-%-Niveau stationär sind, so dass die Gleichung insgesamt die üblichen statistischen Anforderungen erfüllt.

---

<sup>32</sup> Einschließlich der Privaten Organisationen ohne Erwerbscharakter (z.B. Verbände und Kirchen).

Schaubild 5

**Reale Private Konsumausgaben**  
1975 bis 2002; Erste Differenz der Logarithmen



Ökonomisch ist die Schätzfunktion wie in Abschnitt 3.1 gezeigt als *Wachstumsratenbeziehung* zu interpretieren, die Konsumausgaben wuchsen danach jedes Jahr im Durchschnitt mit einer „Grundrate“ von rund 0,7 % (Absolutglied multipliziert mit 100), die durch Auf- oder Abschläge von 0,73 % je Prozentpunkt der Veränderung der Realeinkommen modifiziert worden ist. Die Grundrate lässt sich als „dynamische Variante“ des Basiskonsums der einfachen keynesianischen Konsumfunktion<sup>33</sup> interpretieren. Die zyklische Interpretation bestätigt, dass der Private Verbrauch im Zusammenspiel von Absolutglied und Steigungsparameter ein *Konjunkturstabilisator* ist: Sinkt das reale Einkommen der Haushalte in einer konjunkturellen Schwächephase z.B. um 1 %, so federt der Private Verbrauch den Rückgang ab, da er näherungsweise gleich bleibt ( $0,7 + 0,73 \cdot -1 = -0,03$  %); im Boom, wenn die Einkommen real z.B. um 4 % wachsen, steigt der Private

<sup>33</sup> Die einfachste Form der keynesianische Konsumfunktion entspricht der in Schaubild 1 dargestellten Spezifikation  $C = C_0 + c \cdot Y$ .

Verbrauch um  $0,7 + 0,73 \cdot 4 = 3,6$  % und damit schwächer als die Gesamtnachfrage. Der private Verbrauch ist also eindeutig eine die Konjunkturschwankungen glättende Variable.

Betrachtet man die Mittelwerte der Veränderungsraten, so sind Aussagen über die durchschnittliche Konsum- bzw. Sparquote möglich. Im Mittel nahmen die realen verfügbaren Einkommen von 1975 bis 2002 um 2,1 % je Jahr zu<sup>34</sup>, die realen Konsumausgaben wuchsen mit 2,2 % aber geringfügig stärker, so dass die Sparquote (die im Mittel bei reichlich 10 % lag) über den gesamten Zeitraum gesehen etwas gefallen ist. Das keynesianische Gespenst einer langfristig steigenden Sparquote durch „Sättigung“ beim Konsum wird also von den Daten nicht bestätigt.

Angesichts des recht langen Stützzeitraums stellt sich die Frage, wie zeitstabil die geschätzte Beziehung ist. Nach den üblichen Testverfahren<sup>35</sup> ergeben sich keine Hinweise auf Zeitinstabilitäten. Unterteilt man den Gesamtzeitraum dennoch wie in Abschnitt 4.2 begründet in zwei ähnlich große Teile mit jeweils drei „kleinen“ Konjunkturzyklen, so ergeben sich für den Zeitraum von 1975 bis 1987 die (statistisch jeweils hochsignifikanten) Parameterwerte  $a_0 = 0,009$  und  $a_1 = 0,70$ , für den Zeitraum von 1987 bis 2002 aber die Werte  $a_0 = 0,005$  und  $a_1 = 0,76$ . Der Konsum hätte danach an konjunkturstabilisierender Kraft verloren, da der Einfluss der Einkommensänderung zu Lasten des „autonomen“ Konsumanstiegs zugenommen hat – die Unterschiede sind allerdings nicht stark genug ausgeprägt, um die Schätzung für den gesamten Stützzeitraum als nicht mehr zutreffende Beschreibung des Zusammenhangs zu hinterfragen.

Häufig wird vermutet, dass die Konsumenten in konjunkturell schwierigen Zeiten aus „Vorsicht“ weniger ausgeben als normal, während sie in konjunkturell guten Zeiten mit steigenden Einkommen sorgloser umgehen. Ein solches Verhalten hätte zur Folge, dass die durchschnittliche Konsumquote im Zeitablauf nicht (wie bislang geschätzt) anti-, sondern *prozyklisch* schwanken würde. Eine Variable, die solche Stimmungsschwankungen erfassen könnte, ist die Veränderung der

---

<sup>34</sup> Geschätzt als halblogarithmischer Trend.

<sup>35</sup> Z.B. CUSUM-Test, CUSUM-Square-Test, Chow-Strukturbruchtest, Chow-Forecast-Test.

Arbeitslosigkeit. Schätzungen mit Einbeziehung dieser Variablen erbringen zwar das vermutete negative Vorzeichen des Schätzparameters, allerdings ist der Einfluss der Variablen statistisch nicht signifikant. Prozyklisches „Angstsparen“ der Konsumenten scheint empirisch über alle Zyklen hinweg also *keine* Rolle zu spielen, der Konsum ist vielmehr wie gezeigt ein Konjunkturstabilisator<sup>36</sup>. Dies ist mit Blick auf die Arbeitslosigkeit auch letztlich nicht überraschend: Unterstellt, die Arbeitslosen hätten wegen der Einkommenseinbußen eine niedrigere Sparquote (= höhere Konsumquote) als die Beschäftigten, so muss ein Anstieg der Arbeitslosenquote in der Krise einen Rückgang der Sparquote (= Anstieg der Konsumquote) zur Folge haben. Dies ist in der Tat in statistisch signifikanter Weise der Fall: Im Stützzeitraum hatte ein Anstieg der Arbeitslosenquote um 1 Prozentpunkt einen Anstieg der durchschnittlichen Konsumquote von fast 0,4 Prozentpunkten zur Folge.

Ein weiterer, viel genannter „Kandidat“ zur Erklärung der Konsumententwicklung ist der Zins, da teure Gebrauchsgegenstände vielfach auf Kredit gekauft werden. In Frage dafür käme der kurzfristige oder langfristige Realzins (= Zins nach Abzug der Preissteigerungsrate); empirisch erweist sich der kurzfristige Realzins<sup>37</sup> als geeigneter. Im gesamten Stützzeitraum ist der kurzfristige Realzins auf 5 % Signifikanzniveau als Einflussvariable zu identifizieren, ein Anstieg der Realzinsen um 1 %-Punkt hätte danach eine Verminderung des Zuwachses beim Privaten Verbrauch um rund 0,15 %-Punkte zur Folge. Allerdings ist die Signifikanz des Zinses nicht zeitstabil; detailliertere Untersuchungen zeigen, dass vor allem die Jahre 1975 bis 1978 für das Erreichen des Signifikanzniveaus ausschlaggebend sind, also Jahre, in denen die Anpassung der Schätzwerte an die beobachteten Werte relativ schlecht ist (vgl. Schaubild 5). Auf dieser fragilen Basis erscheint es nicht sinnvoll, den Kurzfristzins als zusätzliche Erklärungsvariable in die Schätzung für die Konsumausgaben aufzunehmen. Zusammenfassend bleibt festzuhalten, dass das Verfügbare Einkommen die eindeutig dominante Variable zur

---

<sup>36</sup> Allerdings schließt dies nicht aus, dass das „Angstsparen“ in bestimmten Phasen vorübergehend Bedeutung gehabt hat; man könnte so z.B. erklären, warum im Jahr 2002 der Schätzwert des Privaten Konsums deutlich höher als der Ist-Wert ist.

<sup>37</sup> Gemessen als Fidor = Frankfurt Interbank Offered Rate im 3-Monatsbereich. Der Fidor ist ein Zins für kurzfristige Kredite für Zentralbankgeld zwischen Banken und entspricht von den Schwankungen her den Guthabenzinsen der Kunden von Banken für Termin(einlage)gelder.

Erklärung des Privaten Verbrauchs ist und der Private Verbrauch konjunkturelle Schwankungen der wirtschaftlichen Aktivität dämpft.

Schätzt man zur Kontrolle der erhaltenen Parameter den Zusammenhang von Konsumausgaben und verfügbarem Einkommen nicht mit den ersten Differenzen der Logarithmen, sondern mit deren Niveaus und einem linearen Trend, so ergibt sich für 1975 bis 2002 das von der ökonomischen Interpretation<sup>38</sup> her praktisch deckungsgleiche Ergebnis:

$$\ln(C_{HH}^r) = 1,7 + 0,007 \cdot t + 0,72 \cdot \ln(Y^{rv})$$

(7,0)   (8,3)   (10,4)

RC<sup>2</sup> = 1,00  
DW = 1,03

Vom Bestimmtheitsmaß her bleiben keine Wünsche offen<sup>39</sup>, allerdings weist die DW-Statistik auf starke positive Korrelation der Residuen hin, was für temporäre Abweichungen von der langfristigen Grundtendenz spricht. Die Einheitswurzeltests für die Grunddaten hatten ergeben, dass die realen Konsumausgaben und das reale verfügbare Einkommen differenzenstationäre Reihen sind, und zwar vom Grad 1 (d.h., der Übergang zu ersten Differenzen macht die Reihen stationär). Solche Reihen können wie erwähnt kointegriert sein, und der Johansen-Test auf Kointegration zeigt dies auch an. Gemäß Übersicht 1 ist eine OLS-Schätzung der Niveaus dann zulässig, wenn die Residuen der Schätzung stationär sind, was nach dem Einheitswurzeltest bei dieser Schätzfunktion zweifelsfrei der Fall ist. Die Autokorrelation erster Ordnung der Schätzung der Niveaus kann zudem durch die Einführung eines MA(1)-Prozesses<sup>40</sup> leicht beseitigt werden. Insgesamt muss die Schätzung mit den Niveauvariablen daher als Bestätigung der mit den ersten Differenzen der Logarithmen geschätzten Konsumfunktion gewertet werden.

<sup>38</sup> Das Absolutglied der Schätzung ist ökonomisch belanglos, der Parameter 0,007 entspricht exakt dem Wert, der mit ersten Differenzen geschätzt worden ist, der Parameter 0,72 weicht praktisch ebenfalls nicht vom Wert für die ersten Differenzen (0,73) ab.

<sup>39</sup> Das ausgewiesene Bestimmtheitsmaß von 1,00 ergibt sich durch Rundung. Ein Wert von exakt 1 ist bei Regressionsschätzungen wegen rechentechnischer Restriktionen nicht möglich.

<sup>40</sup> Ein Moving Average-Prozess (MA) unterstellt, dass die Residuen der ursprünglichen Schätzung systematischen Einfluss auf die künftigen Schätzwerte haben, in ihnen also (prognoserelevante) Informationen enthalten sind, die die Schätzung noch nicht berücksichtigt. Im konkreten Fall führt die Einbeziehung der um eine Periode verzögerten Residuen (MA(1)) zu einem DW-Wert von 2,05, die anderen Schätzparameter werden dadurch nur marginal beeinflusst.

Ein wichtiger Test für die Güte von Schätzfunktionen ist eine Prognose außerhalb des Stützbereichs: Die Funktion in Form der ersten Differenzen der Logarithmen wurde deshalb für den Zeitraum von 1975 bis 1987 geschätzt, und mit den dabei erhaltenen Koeffizienten wurde die Entwicklung des Privaten Verbrauchs in den Jahren 1988 bis 2002 berechnet, wie sie sich ergeben hätte, wenn sich die verfügbaren Einkommen so entwickelt hätten, wie beobachtet (= „statische Prognose“). Da der Prognosezeitraum länger als der Stützzeitraum der Schätzung ist, handelt es sich bei dieser Vorgehensweise (trotz der Verwendung der Ist- an Stelle der Schätzwerte) nicht nur um einen Prognosetest, sondern zugleich um einen sehr harten Test auf Strukturbruch.

Ein für die Beurteilung der Güte von Prognosen übliches statistisches Prüfmaß ist der **Theil'sche Ungleichheitskoeffizient**. Er ist auf Werte zwischen 0 und 1 normiert, wobei 0 die perfekte Übereinstimmung von prognostizierter und tatsächlich beobachteter Reihe angibt, bei 1 liegt dagegen keinerlei systematische Beziehung vor. Im vorliegenden Fall errechnet sich ein Wert von 0,13, was angesichts des sehr langen Prognosezeitraums als außergewöhnlich gut zu bewerten ist. Der Theil'sche Ungleichheitskoeffizient (TU) kann in drei Anteilskomponenten zerlegt werden, die sich zu 1 addieren. Der *Mittelwertfehleranteil* (M) von beobachteter und geschätzter Reihe zeigt an, ob eine systematische Auseinanderentwicklung von Prognose- und Ist-Werten vorliegt (= „bias“), der *Varianzfehleranteil* (V) misst, wie weit sich die Varianz der prognostizierten und der beobachteten Reihe unterscheiden, der *Kovarianzfehleranteil* (K) schließlich erfasst die unsystematischen Fehler, die nicht Mittelwert- und Varianzfehler sind. Aus dieser Zerlegung folgt, dass der Mittelwert- und Varianzfehleranteil möglichst klein, der Kovarianzfehleranteil möglichst hoch sein sollte. Bei der geschätzten Konsumfunktion auf Basis der ersten Differenzen der Logarithmen ist der Kovarianzfehleranteil mit 98 % sehr hoch, so dass von weitgehend unsystematischen Prognosefehlern auszugehen ist:

Variable:  $\ln(C_{HH}^r)$ . Stützzeitraum: 1975-1987; Prognose: 1988-2002

Prüfmaße: TU = 0,13 mit M = 0,02, V = 0,00, K = 0,98



### 5.1.2. Konsumausgaben des Staates

Neben den privaten Konsumausgaben werden in der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung auch staatliche Konsumausgaben (= Staatsverbrauch) ausgewiesen. Darunter versteht man die vom Staat erstellten unentgeltlich abgegebenen Dienstleistungen, z.B. im Rechtswesen und der öffentlichen Verwaltung. Diese sich auf immerhin 20 % des BIP belaufenden Leistungen werden aus buchhalterischen Gründen als staatlicher „Eigenverbrauch“ interpretiert, obwohl ein erheblicher Teil davon als Dienst- bzw. Vorleistungen für die Bürger und Unternehmen erbracht wird.

Für die realen Konsumausgaben des Staates ( $C_{ST}^r$ ) ist anzunehmen, dass sie durch politische Entscheidung innerhalb des finanzpolitischen Handlungsspielraums bestimmt sind. Dies lässt Schwierigkeiten für die ökonometrische Erklärung erwarten, denn politische Ziele und situationsspezifische Entscheidungen sind mit den einbezogenen makroökonomischen Variablen naturgemäß kaum zu erfassen. Als „Kandidat“ zur Erklärung des Staatsverbrauchs kommt zunächst das reale BIP in Frage, denn der Staatsverbrauch könnte z.B. bewusst antizyklisch angelegt sein, um die Konjunkturschwankungen zu verringern. Zudem ist zu vermuten, dass die Konsumausgaben des Staates lohnabhängig sind, da die Erstellung der unentgeltlich abgegebenen Dienstleistungen in der Regel mit erheblichem Personalaufwand verbunden ist. Schließlich käme auch die Zahl der Arbeitslosen als erklärende Variable in Frage, da sie Einfluss auf die Höhe der Sachtransfers des Staates haben könnten. Bildet man den Zyklus durch das reale BIP und die Lohnkosten durch die realen Löhne je Beschäftigten<sup>41</sup> ( $L_B^r$ ) ab, so ergibt sich für 1975 bis 2002 die Gleichung:

$$\ln(C_{ST}^r) = 0,39 \cdot \ln(Y^r) + 0,53 \cdot \ln(L_B^r) + 0,05 \cdot \ln(AL) \quad \begin{array}{l} RC^2=0,20 \\ DW=1,69 \end{array}$$

(2,8)                      (2,5)                      (3,7)

Die Schätzfunktion enthält *kein* Absolutglied, da es sich als nicht signifikant erwies. Das Bestimmtheitsmaß der Schätzung ist recht gering; was dafür spricht,

---

<sup>41</sup> Preisbereinigt mit dem Deflator des BIP.

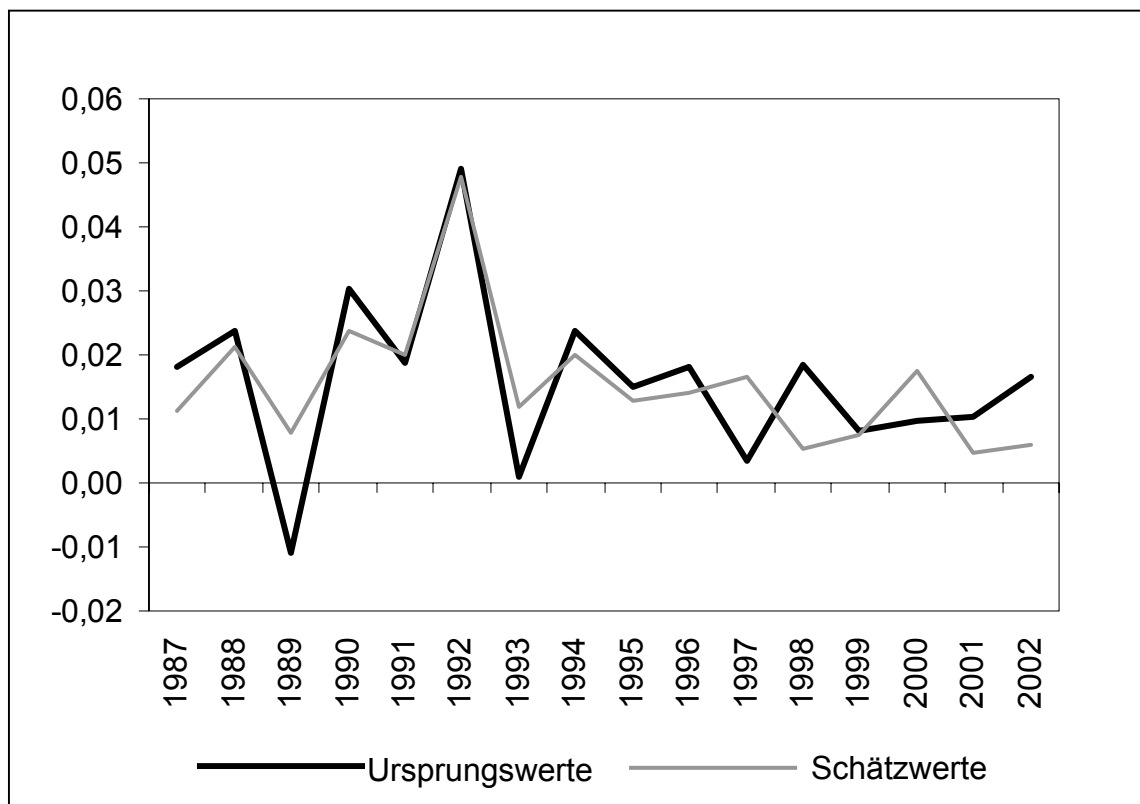
dass der reale Staatsverbrauch in beachtlichem Umfang durch diskretionäre politische Ausgabengestaltung bestimmt ist. Stabilitätstests zeigen zwar keinen Strukturbruch im Untersuchungszeitraum an, und die Untergliederung des Gesamtstützzeitraums in zwei Teile erbringt ähnliche Regressionsparameter, die einbezogenen Variablen sind aber im Zeitraum 1975 bis 1987 nicht signifikant. Geht man für die aktuelle Struktur daher von der Schätzung für 1987 bis 2002 aus, so ergibt sich die Gleichung<sup>42</sup>

$$\ln(C_{ST}^r) = 0,41 \cdot \ln(Y^r) + 0,49 \cdot \ln(L_B) + 0,10 \cdot \ln(AL) \quad RC^2=0,50$$

(2,8)                      (2,5)                      (3,7)                      DW=2,55

Schaubild 6

**Reale Konsumausgaben des Staates**  
1987 bis 2002; Erste Differenz der Logarithmen



<sup>42</sup> Die Alternativspezifikation der Logarithmen der Niveaus erbringt praktisch die gleichen Koeffizienten:  $\ln(C_{ST}^r) = -2,4 + 0,44 \cdot \ln(Y^r) + 0,39 \cdot \ln(L_B) + 0,11 \cdot \ln(AL)$ ; t-Werte: (-3,1); (5,5); (2,9); (6,7);  $RC^2 = 0,99$   $DW = 1,79$ .

Erneut erweist sich das Absolutglied als nicht signifikant, die Residuen sind nach dem Einheitswurzeltest stationär. Die Gleichung ist ökonomisch wie folgt zu interpretieren: Wenn das reale BIP um 1% wächst und sich zugleich nichts bei den realen Löhnen und der Zahl der Arbeitslosen ändern würde, dann würde der reale Staatsverbrauch nur um rund 0,4 % steigen. Ziehen die realen Löhne um 1 % an, so treibt dies kostenseitig den Staatsverbrauch für sich genommen um rund 0,5 % in die Höhe, steigt zudem die Arbeitslosenzahl um 1 %, so kommen nochmals 0,1 % dazu. In einer Boomphase mit einem Wachstum des BIP von z.B. 3%, realen Lohnzuwächsen von 2 % und einem Rückgang der Zahl der Arbeitslosen um 5 % ergäbe sich für den Staatsverbrauch ein Zuwachs um  $0,4 \cdot 3 + 0,5 \cdot 2 + 0,1 \cdot (-5) = 1,7$  %, also ein (verglichen mit dem BIP) stark unterproportionales Wachstum; in der Krise würde die Rechnung bei typischen Werten lauten  $0,4 \cdot (-1) + 0,5 \cdot 0 + 0,1 \cdot 10 = 0,6$  %, was den Befund einer konjunkturstabilisierenden Rolle des Staatsverbrauchs bestätigt.

Zur Prüfung der „ex post“-Prognose wird wegen des gewählten Stützbereichs eine „Rückwärtsprognose“ durchgeführt, die angesichts der relativ schlechten Abbildungsqualität der Gleichung überraschend positiv ausfällt, wenngleich der Varianzfehler wie zu erwarten nicht unbeachtlich ist:

Variable  $\ln(C_{ST}^r)$ . Stützzeitraum: 1987-2002; Prognose: 1975-1986

Prüfmaße: TU = 0,23 mit M = 0,01, V = 0,21, K = 0,78

### 5.1.3. Bruttoinvestitionen

In der makroökonomischen Theorie spielen die Investitionen – trotz ihres verglichen mit dem Konsum relativ geringen Anteils am BIP – eine herausragende Rolle, da sie für die Entwicklung des Kapitalstocks einer Volkswirtschaft und damit letztlich für das Wachstum der Gesamtwirtschaft von zentraler Bedeutung sind. Zudem sind sie auch zyklisch von großem Interesse, da sie in Multiplikator/Akzelerator-Modellen als treibende Kraft von Auf- und Abschwüngen angesehen

hen werden<sup>43</sup>. Als erklärende Variablen für die realen Bruttoinvestitionen<sup>44</sup> kommen Auslastungs- und Kostenindikatoren in Frage. Bei hohem Wachstum des BIP liegen Erweiterungsinvestitionen näher als bei schwachem, bei starkem Lohnkostendruck sind Rationalisierungsinvestitionen wahrscheinlicher als bei schwachem, bei hohen Finanzierungskosten fallen Investitionen schwerer als bei geringen. Die a priori relevanten Indikatoren sind damit das reale BIP, die realen Lohnkosten je Beschäftigten und die Höhe der realen Kapitalmarktzinsen<sup>45</sup>.

Empirisch zeigt sich, dass das reale BIP *die* zentrale Erklärungsvariabel für die Investitionstätigkeit ist; es gelingt im Untersuchungszeitraum nicht, einen signifikanten Einfluss von Lohnkosten und Zinsen nachzuweisen, selbst wenn man mit plausiblen Zeitverzögerungen operiert<sup>46</sup> und das BIP trotz überragender Evidenz als überdeckenden Einfluss ausschließt. Dass der Nachweis mit den verwendeten Daten und Spezifikationen nicht gelingt, bedeutet indes nicht, dass diese Variablen für die Höhe der Investitionen unerheblich sind. Lohn- und Kapitalkosten dürften zweifellos auf die Renditeerwartungen der Investoren und damit auch auf die Investitionstätigkeit einwirken, aber offensichtlich nicht in einer mit den hier verwendeten Datensätzen und Schätzprozeduren zeitstabil berechenbaren Art.

Für 1975 bis 2002 ergibt sich bei stationären Residuen die Gleichung

$$\begin{aligned} d\ln(BI^r) &= -0,028 + 1,96 \cdot d\ln(Y^r) & RC^2 &= 0,73 \\ &(-4,5) \quad (8,6) & DW &= 1,75 \end{aligned}$$

<sup>43</sup> Bei wachsender Produktion versuchen die Unternehmen ein Absinken des Kapitalkoeffizienten zu verhindern. Der Kapitalkoeffizient gibt das Verhältnis Kapitalstock zur Höhe der Produktion an. Da dieser Koeffizient erheblich größer als Eins ist, müssen die den Kapitalstock erweiternden Nettoinvestitionen rascher als das BIP steigen. In der Krise würden nach dieser Argumentation dann die Abschreibungen nicht vollständig re-investiert, die Nettoinvestitionen also negativ werden müssen.

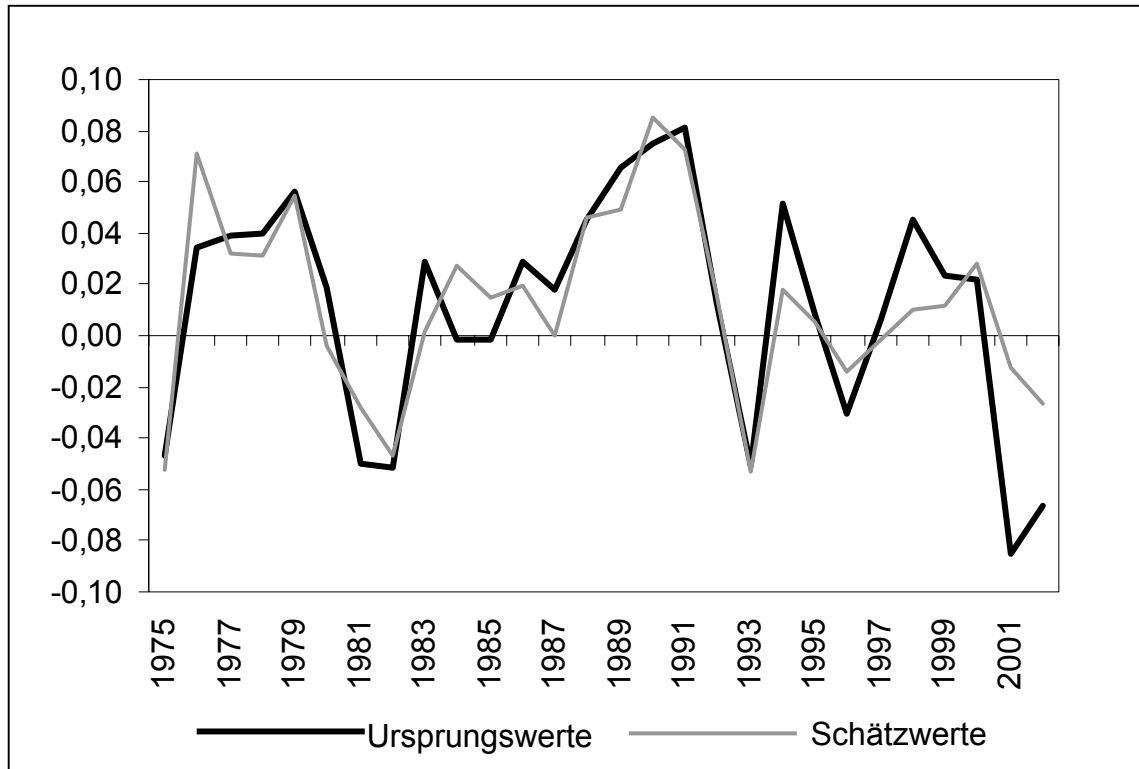
<sup>44</sup> Die gesamten Bruttoinvestitionen setzen sich aus den Bruttoanlageinvestitionen, die wieder in Maschinen und Bauten sowie sonstige Anlagen (v.a. Software) untergliedert werden können, sowie den Lagerinvestitionen zusammen. Bruttoinvestitionen minus Abschreibungen sind wie schon erwähnt die den Kapitalstock verändernden Nettoinvestitionen.

<sup>45</sup> Da Investitionen mit Blick auf erwartete Entwicklungen getätigt werden, wären die *erwarteten* Werte dieser Größen von Interesse; mangels geeigneter Daten wird hier mit den Ist-Werten geschätzt.

<sup>46</sup> Lässt man mehrere Zeitverzögerungen kumuliert zu, so ergeben sich auf dem 90%-Niveau signifikante Einflüsse, allerdings sind die Ergebnisse sehr stark von der Spezifikation und dem Stützzeitraum abhängig. Da es hier nur um robuste Ergebnisse innerhalb des Grunddatensatzes gehen soll, wird auf die Einbeziehung alternativer Zins- und Lohnvariablen sowie alternativer Schätzprozeduren verzichtet.

Schaubild 7

**Reale Bruttoinvestitionen**  
1975 bis 2002; Erste Differenz der Logarithmen



Die Alternativspezifikation der Logarithmen der Niveaus erbringt praktisch die gleichen Koeffizienten<sup>47</sup>. Ökonomisch bedeutet dies, dass die Investitionen im Konjunkturzyklus zwei mal so stark wie die Produktion schwanken<sup>48</sup>. Zudem bliebe die Investitionsquote nur gleich, wenn längerfristig ein BIP-Wachstum von 2,9 % je Jahr erreicht werden würde<sup>49</sup> – da das Wachstum im Untersuchungszeitraum nur 2,2 % p.a. betrug, ist die Investitionsquote also rückläufig gewesen.

Die üblichen Tests auf Strukturbruch deuten für die 1990er Jahre auf Instabilitäten hin, die Schätzung für die beiden Teilzeiträume ergibt, dass das Absolutglied der Schätzung und zugleich der Steigungsparameter etwas zunehmen. Die Reg-

<sup>47</sup>  $\ln(BI^t) = -8,6 - 0,027 \cdot t + 2,04 \cdot \ln(Y^t)$ ; t-Werte (-7,8); (-7,4); (12,7);  $RC^2 = 0,98$   $DW = 0,92$ . Bei log-Niveaus ist die Signifikanz der Koeffizienten für Reallöhne und Zinsen höher als bei log-Differenzen, aber dennoch nicht befriedigend.

<sup>48</sup> Für die Nettoinvestitionen errechnet sich ein Absolutglied von -5,0 und ein Steigungsparameter von 4,2 – sie schwanken also rund doppelt so stark wie die Bruttoinvestitionen.

<sup>49</sup> Bedingung für einen konstante Investitionsquote ist  $d\ln(BI^t) = d\ln(Y^t)$ . Dies gilt nur bei  $-0,028 / (1 - 1,96) = 0,029$ .

ressionsgerade wird also im Untersuchungszeitraum steiler, was praktisch bedeutet, dass die im Vergleich zum BIP prozyklische Variation der Investitionen noch zugenommen hat. Dieser Aspekt sollte indes nicht überbewertet werden, denn die geschätzte Drehung der Regressionsgeraden ist vornehmlich durch den ungewöhnlich starken Einbruch der Bruttoinvestitionen in den Jahren 2001/02 bedingt (vgl. Schaubild 7), von dem abzuwarten bleibt, wie nachhaltig er ist, da er vorrangig auf Lagerabbau zurückgeführt werden kann<sup>50</sup>.

Die „ex post“-Prognose kann bei der Gesamtanpassung zwar nicht völlig überzeugen, allerdings sind die Prognosefehler ausweislich des hohen Kovarianzanteils ganz offensichtlich nicht systematischer Natur:

Variable  $\ln(BI^I)$ . Stützzeitraum: 1975-1987; Prognose: 1988-2002

Prüfmaße: TU = 0,27 mit M = 0,02, V = 0,03, K = 0,95

#### **5.1.4. Außenwirtschaftliche Verflechtungen**

Wären die Leistungen an das Ausland und die Leistungen aus dem Ausland ausgeglichen, so wäre mit dem gesamtwirtschaftlichen Konsum und der Bruttoinvestition nachfrageseitig das BIP determiniert. In der Realität weisen die Leistungsbeziehungen mit dem Ausland aber Überschüsse oder Defizite auf. Zur Abbildung dieser Beziehungen ist es möglich, entweder den Saldo oder die beiden Komponenten, die den Saldo bestimmen (Exporte und Importe), zu schätzen. Da bislang stets erste Differenzen der Logarithmen der Variablen verwendet worden sind, erscheint es konsequent, auch die ersten Differenzen der Logarithmen von Exporten und Importen zu erklären, auch wenn es nicht möglich ist, daraus direkt Rückschlüsse auf die Entwicklung des Saldos der Leistungstransaktionen mit dem Ausland zu ziehen. Für dieses Vorgehen spricht auch, dass bei den Auslandsbeziehungen eine Verknüpfung der Zeitreihen der Alten Bundesländer mit denen für Gesamtdeutschland wesentlich problematischer als bei den bisher be-

---

<sup>50</sup> Die Lagerbestände in Preisen von 1995 wurden in den beiden fraglichen Jahren um 47 Mrd. € vermindert, üblich in konjunkturellen Schwächephasen sind dagegen eher Werte von rund 10 Mrd. €.

trachteten Variablen ist, denn 1991 wurde für die Alten Bundesländer ein Außenhandelsüberschuss von real 110 Mrd. € verzeichnet, für Gesamtdeutschland ergibt sich im gleichen Jahr dagegen nur ein Überschuss von 18 Mrd. €. Auch in einigen Jahren vor 1991 weist die Statistik hohe positive Salden aus, und zwar in Größenordnungen, die nach der Vereinigung nicht wieder erreicht worden sind<sup>51</sup>. Insbesondere die Exportentwicklung weist Verwerfungen auf, die sich in den Differenzen leichter auffangen lässt als in den Volumina.

Zur Abbildung der realen **Exportentwicklung** ist es üblich, auf Mengen- und Preisvariablen zurückzugreifen. Als Indikator der beliefigungsfähigen Marktgröße kann das reale BIP der Welt ( $Y^r_w$ ) oder das reale Welthandelsvolumen ( $WH^r$ ) dienen; entsprechende Angaben werden vom Internationalen Währungsfonds (IWF) seit 1973 ( $Y^r_w$ ) bzw. seit 1980 ( $WH^r$ ) zusammengestellt<sup>52</sup>. Für die preisliche Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Exportwirtschaft käme prinzipiell der Wechselkurs der heimischen Währung (ausgedrückt in \$ je €) in Frage, allerdings wird ein erheblicher Teil des deutschen Außenhandels auch in anderen Währungen als dem US-Dollar abgewickelt. Es ist daher sinnvoller, die für die Jahre ab 1972 vorliegenden Berechnungen der Deutschen Bundesbank über die preisliche Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft heranzuziehen. Basis sind dabei die mit der relativen Bedeutung für den deutschen Außenhandel zusammengefassten, um Differenzen in der allgemeinen Preisentwicklung bereinigten Wechselkurse von neunzehn Industrieländern, mit denen der überwiegende Teil des deutschen Außenhandels abgewickelt wird. Dieser Indikator ist so konstruiert, dass ein Anstieg (= Aufwertung) einen Rückgang der preislichen Wettbewerbsfähigkeit bedeutet. Aus diesem Grund kann der Index der preislichen Wettbe-

---

<sup>51</sup> Für diesen Sachverhalt gibt es drei Erklärungen: Erstens wurden in der VGR der Alten Bundesländer die Lieferungen in die DDR als Exporte gebucht, die Lieferungen aus der DDR als Importe. Schon seit 1987 nahmen die Lieferungen aus den Alten Bundesländern rasch zu, um dann in den Jahren 1989 und 1990 zu einem breiten Strom anzuschwellen, während die Lieferungen aus der DDR in die Alten Bundesländer mangels wettbewerbsfähiger Güter auf einem extrem niedrigen Niveau verharrten. Zweitens hatte sich die Regionalstruktur der Lieferungen der westdeutschen Industrie mit der Grenzöffnung der DDR stark verändert: Der sprunghafte Zuwachs des Bedarfs in den Neuen Bundesländern führte bei voll ausgelasteten Produktionskapazitäten zum vorübergehenden Rückzug aus traditionell belieferten entfernten Auslandsmärkten. Drittens exportierte die europäische Konkurrenz vermehrt nach Ostdeutschland, was wiederum steigende Nachfrage nach Investitionsgütern aus Westdeutschland induzierte.

<sup>52</sup> Die Reihen können von der Homepage des IWF heruntergeladen werden.

werksposition der deutschen Volkswirtschaft auch als „realer effektiver Wechselkurs“ ( $WK^r$ ) interpretiert werden<sup>53</sup>.

Zwischen dem realen Welthandel und dem realen BIP der Welt besteht eine recht enge Beziehung<sup>54</sup>, wobei die Elastizität des Welthandels in Bezug auf das BIP der Welt für den zur Verfügung stehenden Stützzeitraum von 1980 bis 2002 rund 2 beträgt. Wenn das Sozialprodukt – wie im Durchschnitt des Zeitraums – um 3,5 % wächst, so nimmt der Welthandel folglich um 7 % zu. Ursächlich für diese überproportionale Reaktion des Welthandels auf das Sozialprodukt ist die zunehmende internationale Arbeitsteilung, die sich in wachsenden Import- und Exportquoten ausdrückt<sup>55</sup>. Zur Erklärung der deutschen Exporte (Waren und Dienste) erweist sich der Welthandel erwartungsgemäß als besser geeignet als das reale BIP der Welt, so dass diese Variable trotz des verkürzten Stützbereichs verwendet wird<sup>56</sup>. Da sich ein Absolutglied als nicht signifikant erwies, wurde auf die Einbeziehung verzichtet. Die Schätzung einschließlich der Variablen für die preisliche Wettbewerbsfähigkeit und einer Dummy-Variablen (D) für die Jahre 1990 und 1993, die vorübergehende Einflüsse im Zuge der deutschen Vereinigung erfassen soll und die weiter unten näher erläutert wird, ergibt für den Stützzeitraum 1980 bis 2002<sup>57</sup> (bei wiederum auf dem 99%-Niveau stationären Residuen) die Gleichung

$$\ln(EX^r) = 0,77 \cdot \ln(WH^r) - 0,49 \cdot \ln(WK^r) - 0,42 \cdot \ln(WK^r(-1)) + 0,80 \cdot D \quad RC^2 = 0,86$$

$$(11,8) \quad (-5,0) \quad (-4,4) \quad (7,4) \quad DW = 2,00$$

<sup>53</sup> Die Reihe kann von der Homepage der Deutschen Bundesbank heruntergeladen werden. Die Bundesbank ermittelt zudem einen analogen Index für einen breiteren Länderkreis, der zeitlich aber nicht so weit zurückreicht.

<sup>54</sup> Für 1980 bis 2002 ergibt sich bei Verwendung der ersten Differenzen der Logarithmen ein  $RC^2$  von 0,49. Es handelt sich um eine proportionale Beziehung, das Absolutglied der Schätzung ist nicht signifikant.

<sup>55</sup> Die Quoten sind bei Industrieerzeugnissen höher als bei Dienstleistungen, wenngleich sich das Bild in den letzten Jahren auch hier etwas geändert hat. Dies gilt insbesondere für internationale Finanzdienstleistungen; die vom Warenhandel abhängigen Dienstleistungen (vor allem Versicherungen und Transportdienste) wachsen naturgemäß mit dem Warenaustausch.

<sup>56</sup> Da die deutschen Exporte naturgemäß Teil des Welthandels sind, erklären sie sich bei diesem Ansatz teilweise „selbst“. Allerdings ist der Anteil der deutschen Exporte am gesamten Welthandel so gering, dass dieser Einfluss unproblematisch erscheint.

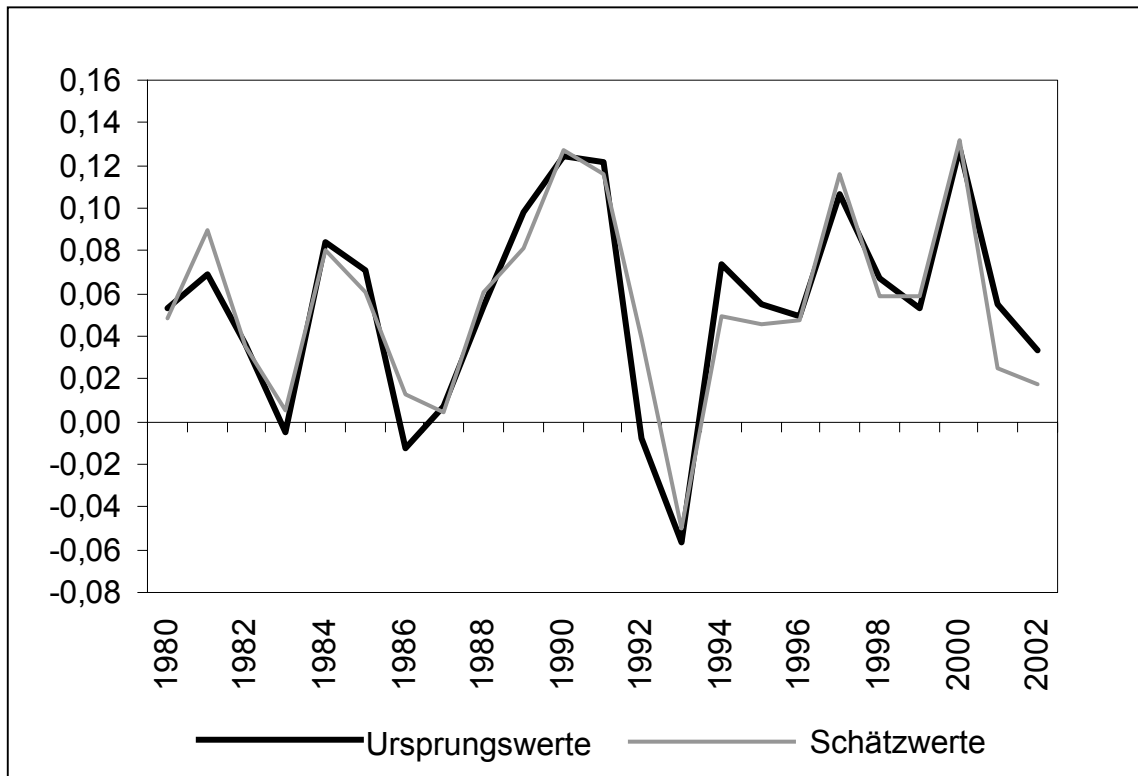
<sup>57</sup> Die Welthandelszahlen liegen wie erwähnt erst ab 1980 vor.



Schaubild 8

**Realer Export**

1980 bis 2002; Erste Differenz der Logarithmen



Die geschätzte Beziehung ist ökonomisch wie folgt zu interpretieren: Wenn der *Welthandel* real um 1 % wächst, nimmt der deutsche Export um knapp 0,8 % zu, Deutschland verliert also Anteile am Welthandel. Dies ist nicht als beunruhigendes Anzeichen für den Verlust von Wettbewerbsfähigkeit auf den Exportmärkten zu sehen; plausibler ist der Verweis auf das geringere wirtschaftliche Wachstum Deutschlands im Vergleich zum Weltdurchschnitt und die damit verbundene geringere Absorptionsfähigkeit (= Importfähigkeit). Auf Dauer kann der Export c.p. nur so rasch wachsen wie der Import, anderenfalls würden wachsende Überschüsse der Leistungsbilanz zu Wechselkursreaktionen führen (Aufwertung der heimischen Währung und damit Erschwerung der Exporte und Erleichterung der Importe), oder die Wechselkursreaktion müsste durch Kapitalexporte verhindert werden.

Ein Beispiel für diesen Vorgang ist Japan, denn Japan hat einen strukturellen Leistungsbilanzüberschuss und ein strukturelles Defizit in der Kapitalverkehrsbi-

lanz (= Nettokapitalexport). In einer alternden Gesellschaft (wie der Japans) kann eine solche Strategie Sinn machen: die gegenwärtig aktive Generation vermeidet die Kosten der Kinderaufzucht und erwirbt als alternative Alterssicherung durch Leistungsbilanzüberschüsse Kapital im Ausland. Der Lebensunterhalt kann dann später aus Zinsen und Kapitalauflösung bestritten werden<sup>58</sup>.

Der *Indikator für die preisliche Wettbewerbsfähigkeit* ist wie erwähnt wie ein realer Wechselkurs konstruiert, ein Anstieg (Aufwertung) hat also einen Verlust an Wettbewerbsfähigkeit zur Folge, so dass das Vorzeichen des Schätzparameters in der Regressionsgleichung negativ sein muss. Empirisch zeigt sich, dass die Entwicklung des Wechselkurses des laufenden Jahres signifikanten Einfluss hat, aber auch die Veränderung des Vorjahres noch mit gleicher Stärke nachwirkt. Steigt der Indikator also real zwei Jahre in Folge mit einer Rate von 1 %, so drückt dies den deutschen Export real um 0,9 %; war der Indikator dagegen im Vorjahr um 1 % gestiegen und fällt im laufenden Jahr um 1% zurück, so kompensieren sich die Auswirkungen. Der Wechselkurseinfluss kann mittelfristig also beachtlich sein, sollte allerdings auf sehr lange Sicht nicht überbewertet werden, denn langfristig ist eine Tendenz zur Kaufkraftparität der Währungen wahrscheinlich, d.h. der reale effektive Wechselkurs dürfte langfristig mehr oder weniger stabil sein<sup>59</sup>.

Die *Dummy-Variable* enthält für die Jahre 1990 bis 1993 die ersten Differenzen der Logarithmen des realen Imports, sonst sind die Werte 0. Ihre Einführung ist mit temporären Veränderungen des Außenhandels im Zuge der deutschen Vereinigung begründet: Im Jahr 1990 und 1991 trieb der Vereinigungsboom auch die Konjunktur in den europäischen Nachbarländern nach oben, was wiederum dazu führte, dass die westdeutschen Exporte in diese Länder stärker als sonst anzogen. Diese Sonderbedingungen liefen im Verlauf des Jahres 1992 aus und schlugen 1993 in eine starke Rezession und Einbruch der deutschen Exporte

---

<sup>58</sup> Allerdings ist dies nur die monetäre Seite: der Realtransfer müsste entweder durch zuwandernde Pflege- und Dienstleistungskräfte oder durch Exodus der japanischen Rentner in arbeitskräftereiche Länder erfolgen.

<sup>59</sup> Im Untersuchungszeitraum nahm der reale effektive Wechselkurs allerdings um -0,3 % p.a. ab, d.h. die Wettbewerbsposition der deutschen Exportwirtschaft hat sich wechselkursbedingt verbessert.

um. Ökonomisch bedeutet der Schätzwert des Dummy-Parameters, dass die Exporte in dieser Zeit je Prozentpunkt der deutschen Importe um 0,8 % höher (1990 bis 1992) beziehungsweise niedriger (1993) als sonst ausfielen<sup>60</sup> – die Deckung des sprunghaft gestiegenen ostdeutschen Bedarfs an Konsum- und Investitionsgütern war also eine europäische „Gemeinschaftsleistung“.

Angesichts des verkürzten Stützzeitraums und der durch eine Dummy-Variable eingefangenen „Störung“ Anfang der 1990er Jahre machen formale Tests über Zeitstabilität der Schätzung wenig Sinn. Da die erhaltenen Koeffizienten aber Werten entsprechen, die auch schon für die 1970er Jahre beobachtet worden sind, besteht kein Anlass, an der Stabilität der Koeffizienten zu zweifeln<sup>61</sup>. Die Prognose außerhalb des Stützbereichs widerspricht dem nicht, der Fehler ist weitgehend unsystematisch:

Variable  $\ln(EX^t)$ . Stützzeitraum: 1987-2002; Prognose: 1980-1986

Prüfmaße:  $TU = 0,19$  mit  $M = 0,04$ ,  $V = 0,16$ ,  $K = 0,80$

Abschließend sei darauf hingewiesen, dass der Export deutlich stärker als das deutsche BIP schwankt, obwohl die Elastizität für den Welthandel auf „nur“ 0,77 geschätzt worden ist. Ursächlich dafür ist, dass der Welthandel rascher expandiert und stärkere Schwankungen als das deutsche BIP aufweist; der Export ist also (wie die Investitionen) eine klar prozyklische Variable<sup>62</sup>. Als Daumenformel für konjunkturelle Prognosen gilt, dass die Weltkonjunktur zwei bis drei mal so stark auf die deutschen Exporte durchschlägt wie die preisliche Wettbewerbsfähigkeit. Eine Aufwertung des Euro in einem konjunkturell freundlichen Umfeld ist also wesentlich leichter zu verkraften als in einem Abschwung.

<sup>60</sup> Die Schätzung ohne die Dummy-Variable ergibt mit einer Elastizität von 0,85 ( $WH^t$ ) bzw. -0,47 ( $WK^t$ ) praktisch die gleichen Parameter,  $RC^2$  fällt mit 0,51 naturgemäß deutlich niedriger aus; auch die DW-Statistik (1,54) verschlechtert sich.

<sup>61</sup> Die Schätzung der Gleichung mit Logarithmen bestätigt im Grundsatz die Ergebnisse, man erhält  $\ln(EX^t) = 4,0 + 0,92 \cdot \ln(WH^t) - 0,17 \cdot \ln(WK^t) - 0,43 \cdot \ln(WK^t(-1)) + 0,63 \cdot D$ ; t-Werte: (5,2); (50,2); (-0,8); (-2,4); (3,1).  $RC^2 = 0,99$ ;  $DW = 0,74$ . Danach wäre der Einfluss der „Mengenkomponente“ (realer Welthandel) betragsmäßig etwas höher, der Einfluss der „Preiskomponente“ (realer Wechselkurs) etwas geringer.

<sup>62</sup> Eine direkte Regression ohne Absolutglied ergibt für den Stützzeitraum 1980 bis 2002 eine Elastizität von rund 2,5.

Die **Importfunktion** enthält analog zur Exportfunktion als Mengenindikator  $Y^r$ , denn das BIP in Deutschland kann als relevantes Marktvolumen interpretiert werden; als Preisindikator wird wieder  $WK^r$  herangezogen. Empirisch zeigt sich, dass die Wechselkursvariable keinen signifikanten Einfluss auf die Importentwicklung hat; die Importe sind also zumindest mit Blick auf  $WK^r$  (und den ebenfalls getesteten Dollar-Kurs) nicht wechselkurselastisch. Zumindest für Rohstoff- und Vormaterialeinfuhren ist dies auch nicht unplausibel, da die Nachfrage dafür allgemein als wenig preiselastisch anzusehen ist. Die Schätzungen ergaben auch keine Signifikanz für das Absolutglied (das ein zeitabhängiges „autonomes“ Wachstum der Importe ausdrücken würde), vielmehr erwies sich die Konjunktur im Inland als die zentrale Erklärungsvariable.

Als Schätzgleichung mit stationären Residuen ergibt sich für 1975 bis 2002<sup>63</sup>:

$$\begin{array}{ll} \ln(IM^r) = 2,12 \cdot \ln(Y^r) & RC^2 = 0,62 \\ (11,6) & DW = 1,14 \end{array}$$

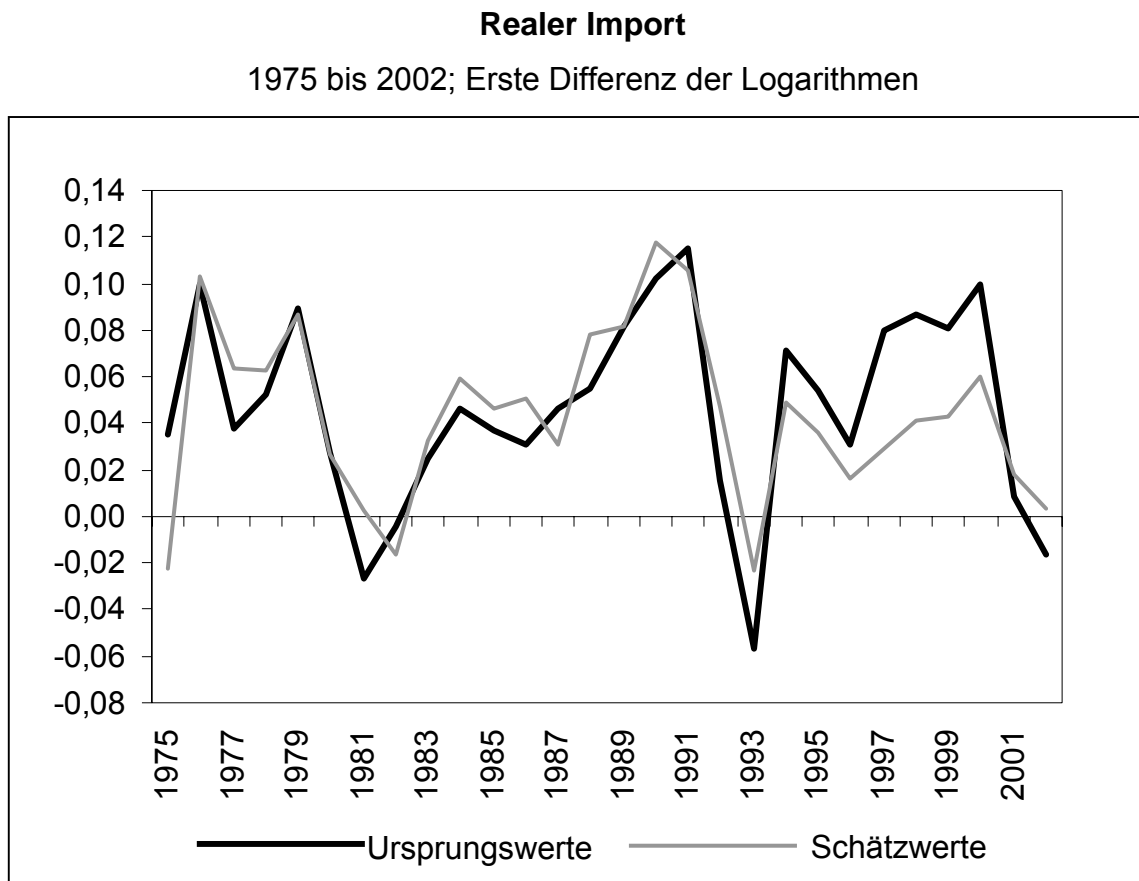
Der niedrige DW-Wert weist auf Autokorrelation 1. Ordnung in den Residuen hin; Autokorrelationen höherer Ordnung liegen nicht vor. Die Autokorrelation 1. Ordnung kann durch einen MA(1)-Prozess beseitigt werden; da sich der geschätzte Elastizitätsparameter für das BIP dadurch praktisch nicht verändert, wird darauf verzichtet. Die geschätzte Elastizität der Importe in Bezug auf das deutsche BIP liegt im Stützzeitraum 1975 bis 2002 also bei reichlich 2; die Unterteilung des Stützzeitraums in zwei Abschnitte ergibt, dass sich die Elastizität von 1,8 auf 2,4 erhöht hat. Eine Ursache dafür könnte sein, dass die „Importintensität“ der verschiedenen Nachfragekomponenten unterschiedlich ist, und sich deren Anteil verändert hat. In der Tat ergibt sich eine Verbesserung der Anpassungsqualität der Schätzung, wenn man statt des BIP dessen Teilkomponenten (den Privaten

---

<sup>63</sup> Die Alternativspezifikation mit den Log-Niveaus ergibt  $\ln(IM^r) = -9,5 + 2,09 \cdot \ln(Y^r)$ ; t-Werte (-20,4); (32,8);  $RC^2 = 0,98$ ;  $DW = 0,15$ . Mit Blick auf die Mengenelelastizität ergibt sich wieder ein Wert von reichlich 2, der DW-Wert spricht dafür, dass relevante Erklärungsvariable fehlen. Bezieht man den (nominalen) \$-Kurs ein, so ergibt sich ein mit einem t-Wert von 3,5 statistisch abgesicherter Schätzparameter von 0,22. Da ein erheblicher Teil der Einfuhren aus Dollar-notierten Rohstoffen besteht, ist dies auf den ersten Blick nicht unplausibel, allerdings ist der überschlüssig durch die t-Werte angezeigte Erklärungsbeitrag für die Gesamtschätzung relativ gering. Die Signifikanz ergibt sich zudem ausschließlich aus dem zweiten Teilstützzeitraum.

Verbrauch, die Bruttoinvestitionen und den Export) als Erklärende verwendet, allerdings verschärft sich damit zugleich das Problem der Parameterinstabilität im Stützzeitraum, was dagegen spricht, die Regressoren als Ausdruck unterschiedlicher Importintensitäten zu interpretieren, da solche Unterschiede relativ zeitstabil sein dürften.

Schaubild 9



Genauere Untersuchungen der Parameterschwankungen zeigen, dass vor allem die Jahre 1997 bis 2000 mit ihren sehr hohen Importvolumina entscheidend sind. Für diese Jahre können Sonderfaktoren geltend gemacht werden: 1997 und 1998 führten die Währungskrisen in Südostasien zu einer dramatischen Abwertung der dortigen Währungen und zu interner Rezession, so dass die Exporte aus diesen Ländern kräftig zunahmen, darunter auch die nach Deutschland. Hinzu kam, dass das Exportsortiment dieser Länder gut auf den 1999 und 2000 zu beobachtenden Informationstechnik-Boom abgestimmt war. Beide Faktoren sind mit hoher Wahrscheinlichkeit vorübergehender Natur, so dass es sich empfiehlt,

auch künftig vom geschätzten Elastizitätskoeffizienten von reichlich 2 auszugehen.

Die ex post-Prognose zeigt insgesamt zufriedenstellende Ergebnisse und insbesondere keinerlei Anzeichen für systematische Prognosefehler, was allerdings auch nicht überraschen kann, da es sich bei Importelastizitäten in der Größenordnung von 2 um einen empirisch vielfach bestätigten Wert handelt:

Variable  $\ln(IM^f)$ . Stützzeitraum: 1975-1987; Prognose: 1988-2002

Prüfmaße:  $TU = 0,21$  mit  $M = 0,00$ ,  $V = 0,04$ ,  $K = 0,96$

Abschließend sei betont, dass die Importe stark überproportional mit dem BIP schwanken. Ursächlich dafür sind die deutlich stärkeren Ausschläge in der Produktion von Gütern (die nur rund ein Drittel des BIP ausmachen) im Vergleich zur Produktion von Diensten (zwei Drittel des BIP) bei erheblich höheren Importquoten in der Güterproduktion.

### 5.1.5. Gesamtnachfrage und Produktion

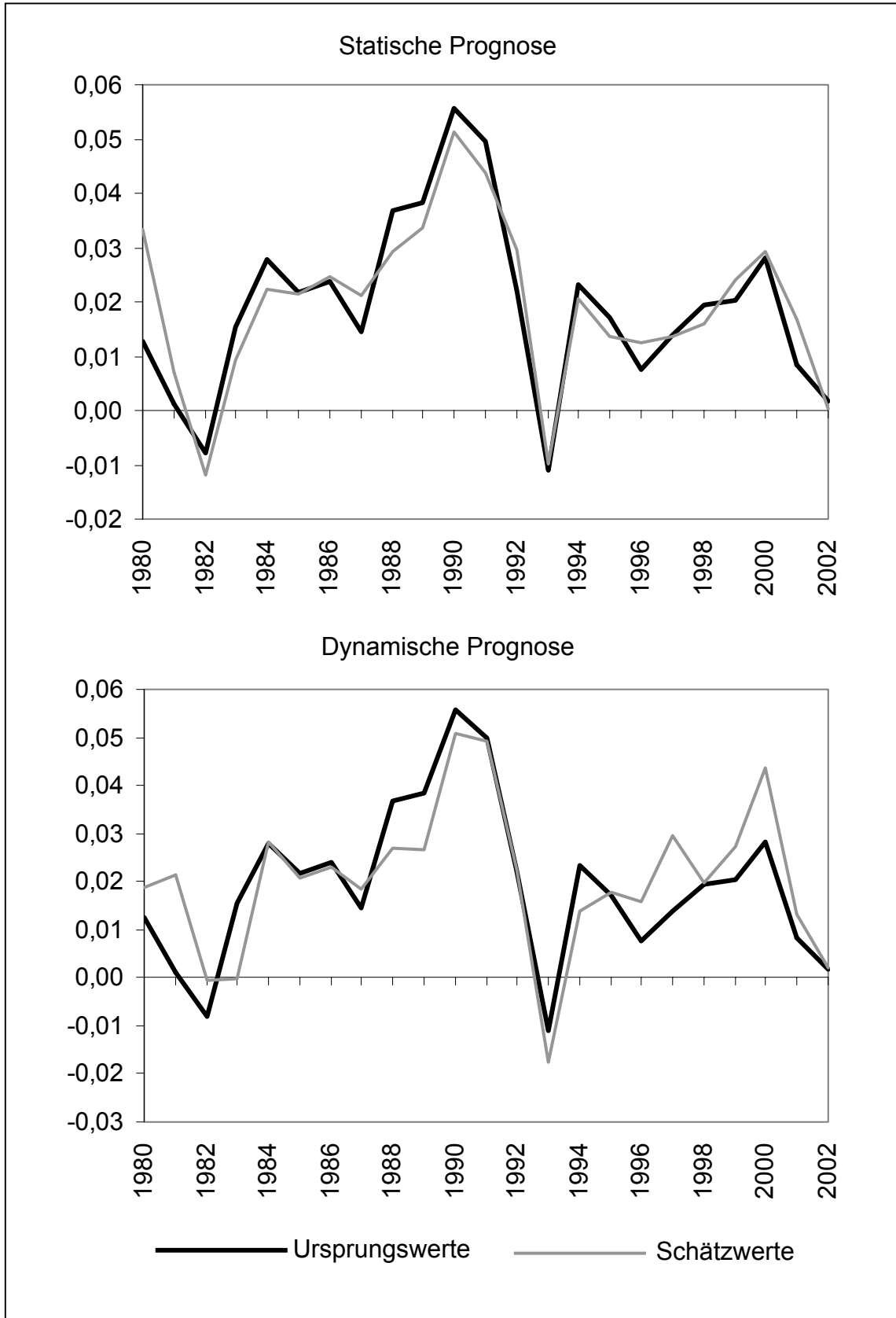
Mit der Schätzung der Komponenten des BIP ist naturgemäß auch die Gesamtnachfrage und damit (bei hinreichender Produktionskapazität) zugleich die Höhe der Produktion bestimmt. Wären die metrischen Niveaus geschätzt worden, so ergäbe sich  $Y^f$  einfach als Identität aus  $C_{HH}^f + C_{ST}^f + BI^f + EX^f - IM^f$ , und man könnte die Schätzwerte für  $C_{HH}^f$  usw. addieren und den tatsächlichen Werten von  $Y^f$  gegenüberstellen. Da die Log-Differenzen geschätzt worden sind, können die Teilkomponenten nicht einfach addiert werden, vielmehr müssen zunächst die logarithmischen Niveaus ermittelt werden. Diese werden metrisch transformiert, addiert, die Summe wird logarithmiert und dann wird die erste Differenz der Logarithmen dieser Summe gebildet. Dies geschieht im Rahmen eines Modells, das aus den fünf Schätzgleichungen für die Nachfragekomponenten und der erwähnten Identität „BIP = Summe der Komponenten“ besteht.

Es gibt zwei Möglichkeiten, ein solches Modell zu berechnen. Die erste ist die aus der ex post-Prognose schon bekannte *statische* Simulation. Dabei werden

Schaubild 10

**Reales BIP**

1980 bis 2002; Erste Differenz der Logarithmen



wie erwähnt die tatsächlich realisierten Werte des Stützzeitraums als erklärende Variablen eingesetzt, so dass dieses Verfahren keine Prognosefehler in den erklärenden Variablen zulässt und daher „bessere“ Ergebnisse erbringt als das sogenannte *dynamische* Modell. Bei diesem Modell werden nicht die tatsächlich realisierten, sondern die geschätzten Werte für die Prognose verwendet. Schaubild 10 zeigt die Ergebnisse der beiden Verfahren.

Für die statische Modellprognose kann ohne Einschränkung von einer befriedigenden Erklärung für den Stützzeitraum 1980 bis 2002 gesprochen werden<sup>64</sup>. Bei der dynamischen Lösung gibt es in einzelnen Jahren z.T. erhebliche Abweichungen, insbesondere 1981, 1997 und 2000 wird die tatsächliche Entwicklung deutlich überschätzt. Berücksichtigt man, dass Schätzfehler wieder in das Modell eingehen, so ergibt sich insgesamt aber dennoch eine beachtliche Übereinstimmung des Verlaufs<sup>65</sup>. Die Schätzwerte erreichen im Durchschnitt 90% der Ist-Werte, d.h. sie verlaufen gegenüber der Ursprungsreihe wie üblich etwas gedämpft.

## 5.2. Schätzfunktionen für Preise und Löhne

### 5.2.1. Preise

Die bisher verwendeten Größen waren reale Größen, also um die Inflation bereinigte Produktions- bzw. Nachfragewerte. Unter Inflation versteht man allgemein einen nachhaltigen Anstieg des gesamtwirtschaftlichen Preisniveaus, ausgedrückt durch den Preisindex des BIP („Deflator des BIP“), in dem sich die Preisentwicklung aller Nachfragekomponenten des BIP niederschlägt (also auch die Preise für Investitionsgüter oder Exportgüter), oder den Preisindex des Privaten Verbrauchs<sup>66</sup>, in dem nur der für die Haushalte relevante Preisanstieg erfasst ist.

<sup>64</sup> Die Begrenzung auf 1980 ist durch die Exportfunktion bedingt, da für den realen Welthandel erst Daten ab 1980 genutzt werden konnten. Die „Güte“ der Prognose kann durch lineare Schätzgleichung ohne Absolutglied verdeutlicht werden. Idealerweise ergäbe sich dabei sowohl für den Schätzparameter als auch für das Bestimmtheitsmaß der Wert 1. Im konkreten Fall ergibt sich für Ist-Werte ( $Y^I$ ) und Schätzwerten ( $Y^I_F$ ) die Beziehung  $\ln(Y^I) = 0,98 \cdot \ln(Y^I_F)$ ; t-Wert (17,9);  $RC^2=0,84$ ;  $DW=1,21$ .

<sup>65</sup> Die Schätzgleichung lautet  $\ln(Y^I) = 0,91 \cdot \ln(Y^I_F)$ ; t-Wert (12,8);  $RC^2=0,71$ ;  $DW=1,16$ .

<sup>66</sup> Hier ausgedrückt durch den Deflator der Konsumausgaben der Privaten Haushalte. Eine alternative Ausdrucksform ist der vom Statistischen Bundesamt ermittelte Preisindex für die Kosten der privaten Lebensführung (Verbraucherpreisindex).



Gesamtwirtschaftlich tritt Inflation auf, wenn die zahlungsfähige Nachfrage höher als das Güterangebot ist („demand pull inflation“) oder wenn die Kosten aus dem Ruder laufen („cost push inflation“), z.B. weil die Löhne stärker als die Produktivität steigen oder der Wechselkurs die Importe verteuert. Vorausgesetzt ist dabei allerdings jeweils, dass die Geldpolitik die Inflation durch Ausweitung der Geldversorgung zulässt (= „alimentiert“). Damit sind drei potenzielle Indikatoren zur Erklärung der Inflationsrate in einer Volkswirtschaft genannt: die Nachfrage (gemessen durch die Veränderung des realen BIP<sup>67</sup>), der Kostendruck (gemessen durch die Veränderung der Lohnstückkosten oder durch anziehende Importpreise, weil der Wechselkurs zur Schwäche neigt) und die Ausweitung der Geldmenge.

Empirisch zeigt sich bei Verwendung entsprechender Indikatoren für 1975 bis 2002, dass die Lohnstückkosten (LSK) den überragenden Erklärungsbeitrag für den Preisindex des BIP (P) erbringen, Veränderungen der Nachfrage (Y<sup>r</sup>) eine Rolle spielen und sich Auf- oder Abwertungen des Euro gegenüber dem Dollar (WK\$) niederschlagen; die Geldmenge und das Absolutglied erwiesen sich als nicht signifikant. Die Schätzgleichung mit stationären Residuen lautet<sup>68</sup>:

$$\begin{aligned} \text{dln}(P) = & 0,29 \cdot \text{dln}(Y^r) + 0,45 \cdot \text{dln}(\text{LSK}) + 0,39 \cdot \text{dln}(\text{LSK}(-1)) - 0,04 \cdot \text{dln}(\text{WK}\$) \\ & (5,8) \qquad (6,3) \qquad (6,7) \qquad (-3,7) \end{aligned}$$

mit  $RC^2=0,85$  und  $DW=1,37$ . Die Schätzparameter besagen, dass die Lohnstückkosten schon im Folgejahr zu 84 % in die Preise überwältzt worden sind. Verändert sich das BIP um 1 Prozent, ziehen die Preise zusätzlich um 0,29 Prozent an oder gehen um diesen Wert zurück; eine Aufwertung des Euro gegen-

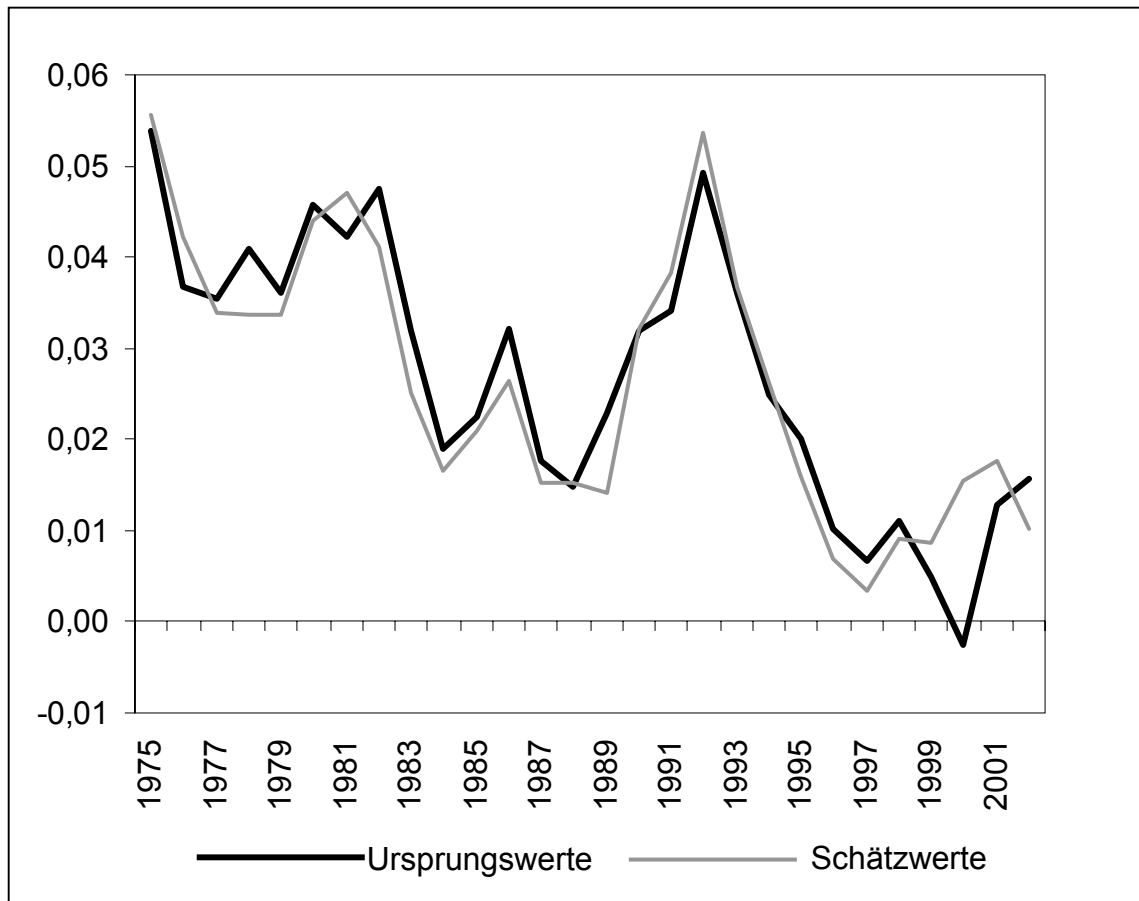
<sup>67</sup> Der „richtige“ Indikator für eine Nachfrageinflation wäre eigentlich die Kapazitätsauslastung, allerdings ist die volkswirtschaftliche Produktionskapazität nicht bekannt, sondern muss mit Hilfe statistischer Verfahren geschätzt werden. Da die Kapazität eine Größe ist, die sich wesentlich stetiger entwickelt als die realisierte Nachfrage, können die Schwankungen der Nachfrage als Kapazitätsauslastungsindikator interpretiert werden. Dieses Verfahren erscheint im Untersuchungszeitraum zulässig, da echte Kapazitätsengpässe (v.a. auf dem Arbeitsmarkt) seit 1975 nicht mehr beobachtet worden sind.

<sup>68</sup> In alternativer Spezifizierung der Logarithmen der Niveaus lautet die Schätzgleichung:  $\ln(P)=5,2+0,51 \cdot \ln(Y^r)+0,80 \cdot \ln(\text{LSK})+0,36 \cdot \ln(\text{LSK}(-1))-0,02 \cdot \ln(\text{WK}\$(-1))$ ; t-Werte (537,5); (4,1); (5,9), (2,9), (-1,4).  $RC^2=1,00$ ;  $DW=0,91$ . Danach wäre der Wechselkurseinfluss nur schwach signifikant; die zentrale Bedeutung der Lohnstückkosten wird allerdings auch durch diese Schätzung bestätigt.

über dem Dollar um 10 % drückt die Preise für sich genommen um 0,4 %, eine Abwertung lässt sie um diesen Satz steigen.

Schaubild 11

**Preisniveau (Deflator des BIP)**  
1975 bis 2002; Erste Differenz der Logarithmen



Der BIP-Parameter drückt nicht nur Schwankungen der Nachfrage aus, denn weil das BIP im längerfristigen Trend um rund 2 % je Jahr steigt, folgt aus dem geschätzten Parameter, dass es einen vom Anstieg der Lohnstückkosten unabhängigen Preisanstieg von  $2 \cdot 0,29$ , also rund 0,6 % je Jahr, gibt, der summarisch auf andere Einflüsse wie z.B. Messfehler zurückgeführt werden kann<sup>69</sup>.

<sup>69</sup> Die Bundesbank hat in einer Untersuchung festgestellt, dass die Inflationsrate durch das Erhebungsverfahren des Statistischen Bundesamtes um ca. 0,75 Prozentpunkte überzeichnet wird, und zwar vor allem wegen unzureichender Berücksichtigung von Qualitätsverbesserungen. Vgl. Hoffmann (1998).

Die Schätzung für die beiden Teilzeiträume 1975 bis 1987 und 1987 bis 2002 erbringt praktisch unveränderte Koeffizienten; Tests auf Strukturbruch bestätigen, dass der Zusammenhang im Untersuchungszeitraum stabil ist. Die befriedigenden Ergebnisse der ex post-Prognose können daher nicht überraschen:

Variable  $\ln(P)$ . Stützzeitraum: 1975-1987; Prognose: 1988-2002

Prüfmaße:  $TU = 0,16$  mit  $M = 0,00$ ,  $V = 0,02$ ,  $K = 0,98$

Die Preiserklärung über die Lohnstückkosten ist unmittelbar plausibel: Da die Lohnstückkosten das Verhältnis von Lohnsumme je Beschäftigten und Produktion je Erwerbstätigen sind, steigen sie immer dann, wenn die Löhne rascher zunehmen als die Arbeitsproduktivität. Dies geht entweder zu Lasten der Gewinne und/oder der Beschäftigung, oder der Anstieg der Lohnstückkosten kann von den Unternehmen in die Preise überwältzt werden. Voraussetzung für die Überwälzung ist eine hinreichende Ausweitung der Geldmenge; von daher ist es auf den ersten Blick überraschend, dass die Geldmenge *keinen* signifikanten Einfluss auf die Höhe der Inflationsrate hat, wenn man sie zusätzlich in die Preisgleichung einbezieht. Dies bedeutet aber *nicht*, dass die Geldversorgung keinen Einfluss auf die Inflationsrate hätte. Im Gegenteil: Erklärt man die Preise ausschließlich durch die Geldmenge ( $M3$ )<sup>70</sup>, so ergibt sich für 1987 bis 2002<sup>71</sup> die Gleichung<sup>72</sup>.

$$\ln(P) = -0,024 + 0,12 \cdot \ln(M3) + 0,17 \cdot \ln(M3(-1)) + 0,27 \cdot \ln(M3(-2)) + 0,11 \cdot \ln(M3(-3))$$

(-6,0)	(3,7)	(5,6)	(8,8)	(3,5)
--------	-------	-------	-------	-------

<sup>70</sup> Die Geldmenge wird üblicherweise in drei Abgrenzungen ermittelt: M1, M2 und M3 (mit M von engl. money). M1 ist dabei eine enge Abgrenzung, die nur Bargeldbestände und täglich fällige Sichtguthaben der inländischen Nichtbanken umfasst; M3 ist die weiteste Abgrenzung, in der auch Spar- und Termineinlagen sowie Geldmarktpapiere enthalten sind. Zur Preiserklärung ist eine weite Abgrenzung der Liquidität sinnvoll.

<sup>71</sup> Der Zusammenhang von Geldmenge und Preisniveau ist für den ersten Teilstützraum von 1975 bis 1987 mit dem gleichen Ansatz nur unzureichend zu identifizieren. Anfang der 1970er Jahre waren die Inflationsraten nach Ölpreisschub und Lohnabschlüssen von teilweise über 10 % recht hoch und wurden durch Geldverknappung und Rezession zurückgeführt. Offenbar war die Zeitfolge des Durchwirkens geldpolitischer Impulse in dieser Periode anders. Die Alternativspezifikation mit den Logarithmen der Niveaus ergibt  $\ln(P) = -2,8 \cdot t + 0,14 \cdot \ln(M3) + 0,17 \cdot \ln(M3(-1)) + 0,27 \cdot \ln(M3(-2)) + 0,14 \cdot \ln(M3(-3))$ ; t-Werte (16,2); (4,4); (4,6); (7,3), (4,4).  $RC^2 = 1,00$ ;  $DW = 1,51$ .

<sup>72</sup> Die deutsche Geldmenge M3 weist zwei Brüche auf: Zunächst bei der D-Mark-Einführung 1990 in Ostdeutschland, dann nach dem Übergang zum Euro im Jahr 1999. Seit dessen Einführung wird der deutsche Beitrag zu M3 des Euro-Raums als deutsche Geldmenge interpretiert, was methodisch zweifellos problematisch, empirisch aber nicht anders lösbar ist.

mit  $RC^2 = 0,90$  und  $DW = 1,90$ . Eine Ausweitung der Geldmenge um 1 % benötigt danach vier Jahre, um in die Preise durchzuwirken; die Preise sind dann um 0,67 % gestiegen. Dass der Geldmengenausweitungsimpuls nicht vollständig in die Preise durchschlägt, ist durch die Ausweitung der Güterproduktion und die empirisch belegte Verringerung der Umlaufgeschwindigkeit des Geldes ( $v$ ) bedingt, denn grundsätzlich gilt gemäß Quantitätsgleichung<sup>73</sup>  $d\ln(M) + d\ln(v) = d\ln(Y^f) + d\ln(P)$  bzw. aufgelöst nach der Preissteigerungsrate:  $d\ln(P) = d\ln(M) + d\ln(v) - d\ln(Y^f)$ .

Zusammenfassend ist festzuhalten, dass die Geldmenge langfristig einen deutlichen Einfluss auf die Preise hat, und die Lohnstückkosten das wesentliche Element der Umsetzung geldpolitischer Impulse in Preisentwicklungen sind.

### 5.2.2. Löhne

Lohnstückkosten sind das Verhältnis von Lohn- und Gehaltssumme (einschließlich Arbeitgeberbeiträge zur gesetzlichen Sozialversicherung) zum BIP. Die Lohn- und Gehaltssumme setzt sich wiederum aus der Zahl der Beschäftigten und den Löhnen und Gehältern je beschäftigten Arbeitnehmer zusammen, letztere wiederum sind das Produkt aus der Zahl der geleisteten Stunden und dem Stundenlohn.

Ökonomische Bestimmungsgründe der Lohnhöhe sind üblicherweise die Beteiligung der Beschäftigten an der Steigerung der Arbeitsproduktivität und ein Ausgleich für die allgemeine Preissteigerung. Von der Veränderung der Zahl der Arbeitslosen könnte ebenfalls ein Einfluss ausgehen, da die Verhandlungsposition der Gewerkschaften gegenüber den Arbeitgeberverbänden bei wachsender Arbeitslosigkeit schwieriger wird.

---

<sup>73</sup> Die Quantitätsgleichung lautet  $M \cdot v = Y^f \cdot P$ . Auf beiden Seiten der Gleichung stehen die Transaktionswerte einer Periode: Auf der linken Seite werden Sie durch die Geldmenge und ihre „Nutzungsintensität“ (Umlaufgeschwindigkeit) ausgedrückt, auf der rechten Seite als Umsatz (Menge mal Preis). Durch Logarithmieren ergibt sich die additive Verknüpfung, durch Bildung der ersten Differenzen erhält man näherungsweise die Beziehung der prozentualen Veränderungsraten.

Für 1975 bis 2002 ergibt sich folgende Schätzgleichung für die Veränderung der Lohn- und Gehaltssumme je Beschäftigten ( $L_B$ )<sup>74</sup>:

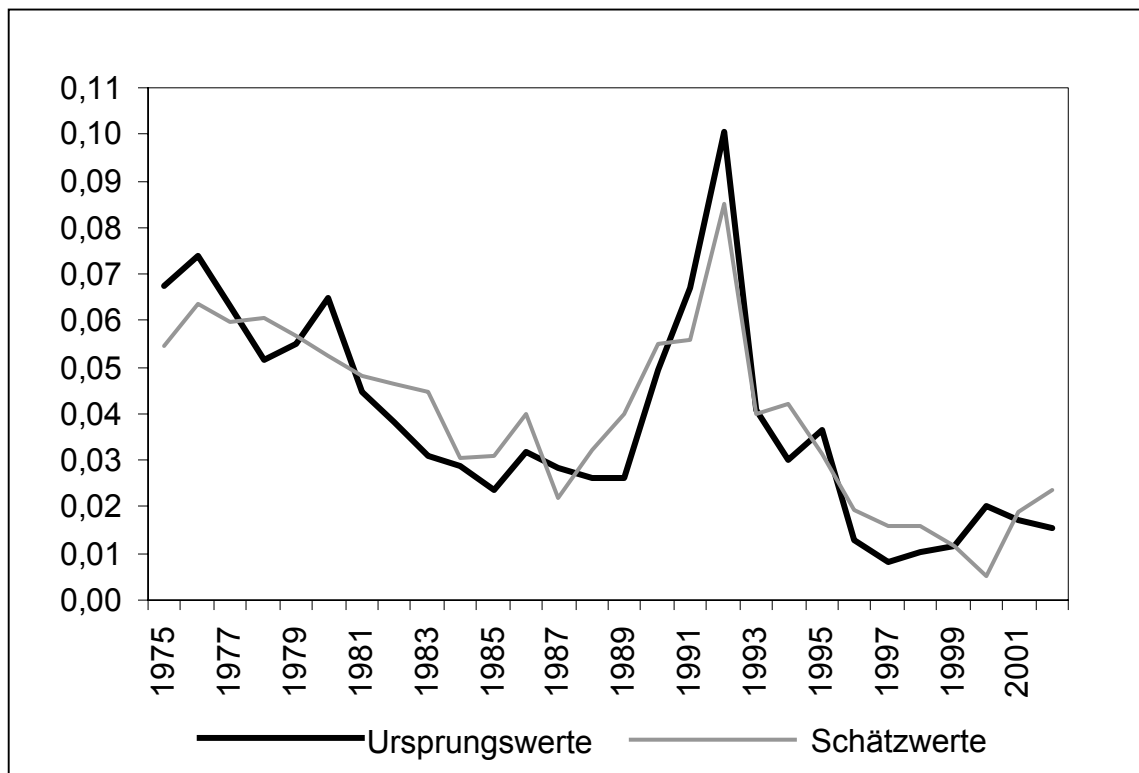
$$\ln(L_B) = 0,67 \cdot \ln(Y^f/ET) + 1,14 \cdot \ln(P) - 0,02 \cdot \ln(AL(-1)) \quad RC^2 = 0,83$$

(5,0)                      (13,0)                      (-2,5)                      DW = 1,44

Ein durch ein Absolutglied ausgedrückter „autonomer“ Lohnanstieg ließ sich ökonometrisch *nicht* identifizieren, der Lohn je beschäftigten Arbeitnehmer ist maßgeblich durch die Arbeitsproduktivität (BIP je Erwerbstätigen =  $Y^f/ET$ ) und den Inflationsausgleich ( $\ln(P)$ ) bestimmt, die Veränderung der Arbeitslosigkeit schlägt sich mit einem Jahr Verzögerung in den Löhnen nieder, aber nur gering: steigt die Arbeitslosigkeit z.B. um 10 %, so liegen die Lohnzuwächse ein Jahr später gerade einmal um 0,2 % niedriger als sonst.

Schaubild 12

**Lohn je Beschäftigten**  
1985 bis 2002; Erste Differenz der Logarithmen



<sup>74</sup> Die Residuen sind auf dem 99%-Niveau stationären. Alternativspezifikation mit den Logarithmen der Niveaus (ohne nicht signifikantem Trend):  $\ln(L_B) = -6,12 + 0,69 \cdot \ln(Y^f/ET) + 1,09 \cdot \ln(P) - 0,04 \cdot \ln(AL(-1))$ ; t-Werte (-15,0); (9,3); (22,9); (5,0).  $RC^2 = 1,00$ ;  $DW = 0,95$ .

Gemessen an den t-Werten ist der Inflationsausgleich die zentrale Bestimmunggröße für die Löhne; der geschätzte Koeffizient von 1,14 zeigt, dass nicht nur ein Ausgleich für die gestiegenen Preise vereinbart worden ist, sondern sogar noch etwas darüber hinaus. Allerdings geht der Produktivitätsfortschritt (reales BIP je Erwerbstätigen) nicht vollständig, sondern nur zu 2/3 in die Löhne ein. Die Schätzwerte sollten daher im Zusammenhang gesehen werden, da die ökonomische Identifizierung von Produktivitätsfortschritt und Inflationsausgleich nicht einfach ist. Was „zu viel“ an Preisausgleich verteilt worden ist, steht naturgemäß nicht mehr für die Produktivitätsverteilung zur Verfügung und umgekehrt. Da die durchschnittliche Veränderungsrate des Preisniveaus im Zeitraum von 1975 bis 2002 mit knapp 3 % fast doppelt so hoch war wie die der Arbeitsproduktivität, halten sich 14 % mehr Inflationsausgleich und 33 % weniger „Produktivitätsausgleich“ ungefähr die Waage. Praktisch bedeutet dies, dass der gesamte Produktivitätszuwachs als Reallohnzuwachs an die Beschäftigten verteilt worden ist.

Die Untergliederung des Stützzeitraums in die zwei Teilperioden von 1975 bis 1987 und von 1987 bis 2002 bestätigt im Grundsatz die Schätzfunktion, zeigt aber an, dass der Einfluss der Veränderung der Arbeitslosigkeit an Gewicht gewonnen hat: der geschätzte Parameter stieg von -0,02 auf -0,08. Ein Anstieg der Arbeitslosigkeit von 10 % bewirkte im Durchschnitt der Jahre 1987 bis 2002 danach um 0,8 Prozent niedrigere Zuwächse bei der Lohnsumme je Beschäftigten. Trotz dieser Modifikation im Zeitverlauf fällt die ex post-Prognose zufriedenstellend aus:

Variable  $\ln(L_B)$ . Stützzeitraum: 1975-1987; Prognose: 1988-2002

Prüfmaße: TU = 0,15 mit M = 0,00, V = 0,01, K = 0,99

Stellt man nicht auf die Löhne je Arbeitnehmer, sondern auf deren Stundenlöhne ( $L_h$ ) ab<sup>75</sup>, so ergibt sich für 1975 bis 2002<sup>76</sup>

<sup>75</sup> Näherungsweise errechnet als Lohn- und Gehaltessumme/Zahl der Arbeitnehmer (= Lohn je Beschäftigten) geteilt durch die Zahl der geleistete Stunden je Erwerbstätigen.

<sup>76</sup> Alternativspezifikation mit den Niveaus der Logarithmen (ohne Absolutglied und nicht signifikantem Trend):  $\ln(L_h) = -4,23 - 0,46 \cdot \ln(h/ET) + 0,58 \cdot \ln(Y'/ET) + 1,34 \cdot \ln(P) - 0,04 \cdot \ln(AL(-1))$ ; t-Werte: (-4,1); (-3,0); (6,9); (21,2); (-4,2).  $RC^2 = 1,00$ ;  $DW = 0,89$ .

$$\ln(L_h) = -0,76 \cdot \ln(h/ET) + 0,66 \cdot \ln(Y^r/ET) + 1,24 \cdot \ln(P) - 0,02 \ln(AL(-1))$$

$$\begin{array}{cccc} (-4,0) & (4,6) & (10,9) & (-2,2) \end{array}$$

mit  $RC^2 = 0,83$ ;  $DW = 1,48$ . Die Untergliederung in die zwei Teilzeiträume ergibt wieder, dass der Einfluss der Veränderung der Arbeitslosigkeit quantitativ zunimmt (Schätzparameter  $-0,08$ ), die ex post-Prognose ist ordentlich:

Variable  $\ln(L_h)$ . Stützzeitraum: 1975-1987; Prognose: 1988-2002

Prüfmaße:  $TU = 0,12$  mit  $M = 0,01$ ,  $V = 0,00$ ,  $K = 0,99$

Interessant ist nicht so sehr die Bestätigung der Schätzergebnisse für die Löhne je Beschäftigten, sondern deren Aufteilung in Stundenlöhne und geleistete Stunden, da in Deutschland im Stützzeitraum eine massive Verkürzung der Wochenarbeitszeit („Kampf um die 35-Stunden-Woche“) stattgefunden hat<sup>77</sup>. Bringt man zur ökonomischen Interpretation der Gleichung  $\ln(h/ET)$  auf die linke Seite, so steht dort der Anstieg der Löhne je Stunde und die Veränderung der Zahl der geleisteten Stunden je Arbeitnehmer, zusammengenommen also das Einkommen je Beschäftigten. Steigen die Stundenlöhne z.B. um 5 % und sinkt gleichzeitig die Zahl der bezahlten Stunden um 2 %, so steigen die Einkommen je Beschäftigten um  $5 \% + 0,76 \cdot (-2) \%$ , also um 3,48 %. Praktisch bedeutet der Schätzkoeffizient für die Stundenzahl, dass die Verringerung der Zahl der geleisteten Stunden je Erwerbstätigen gesamtwirtschaftlich zu drei Vierteln *ohne* Lohnausgleich erfolgt ist, also faktisch von den Beschäftigten in Form von Verzicht auf sonst mögliche Einkommenssteigerungen zu tragen war. Geht man von einer Reduktion von 40 auf 35 Stunden je Woche aus (minus 12,5 %), so errechnet sich eine Einkommensminderung gegenüber einer Situation ohne Arbeitszeitverkürzung von rund 9 %.

Die Schätzfunktion für die Preise hatten die Lohnstückkosten als wichtigste Erklärungskomponente identifiziert: Immer wenn die Löhne rascher als die Arbeitsproduktivität steigen, wächst auch der lohnbedingte Druck auf die Preise. Umge-

---

<sup>77</sup> Als Meilenstein auf dem Weg zur 35-Stunden-Woche muss der Streik des Jahres 1984 gewertet werden.

kehrt gilt aber auch, dass die Lohnentwicklung mit der Preissteigerungsrate „erklärt“ werden kann – offensichtlich handelt es sich bei der Lohn-Preis-Beziehung um einen zirkulären Prozess. Mit Blick auf die zeitliche Dynamik gehen die Preise unverzögert in die Lohngleichung ein, in die Preisgleichung gehen die Löhne dagegen unverzögert *und* verzögert ein. Offensichtlich gelingt es den Unternehmen nur schrittweise, die höheren Lohnkosten in die Preise zu überwälzen, während Preissteigerungen über die jährlichen Tarifabschlüsse direkt in Lohnausgleich umgesetzt werden können. Dies spricht dafür, dass die Löhne der treibende Impuls der Lohn-Preis-Beziehung sind.

### 5.3. Schätzfunktionen für Beschäftigung und Arbeitslosigkeit

#### 5.3.1. Beschäftigung

Die Höhe der Beschäftigung (gemessen an der Zahl der Erwerbstätigen) dürfte nachfrageseitig von der Höhe der Produktion abhängen, angebotsseitig ist ein Einfluss der Lohnkosten (gemessen als Reallohn je Beschäftigten, also der Löhne je Beschäftigten nach Abzug der Inflationsrate;  $L_B^r$ ) und der Kapitalkosten (gemessen als langfristiger Realzins;  $IL^r$ ) zu vermuten. Empirisch zeigt sich, dass der Einfluss der Kapitalkosten nicht für alle getesteten Stützperioden signifikant ist und bei der Alternativspezifikation mit den Niveaus der Logarithmen keinen Erklärungsbeitrag erbringt, sodass auf die Einbeziehung verzichtet wurde. Da sich das Absolutglied ebenfalls nicht als signifikant erwies, wurde es in der Schätzung nicht berücksichtigt. Unter Einbeziehung von Wirkungsverzögerungen ergab sich dann die Gleichung<sup>78</sup>

$$\ln(ET) = 0,36 \cdot \ln(Y^r) + 0,42 \cdot \ln(Y^r(-1)) - 0,37 \cdot \ln(L_B^r) - 0,41 \cdot \ln(L_B^r(-1)) \quad RC^2 = 0,76$$

(4,3)                      (4,7)                      (-2,8)                      (-3,9)                      DW = 1,84

Die Residuen sind nach Einheitswurzeltest stationär. Die Parameter für die beiden Teilzeiträume variieren in der Aufteilung auf unverzögerte und verzögerte Exogene, schwanken in der Summe aber nur wenig. Obwohl Strukturbruchtest

<sup>78</sup> Alternativspezifikation mit den Niveaus der Logarithmen erbrachte folgende Gleichung:  $\ln(ET) = 12,9 + 0,25 \cdot \ln(Y^r) + 0,44 \cdot \ln(Y^r(-1)) - 0,19 \cdot \ln(L_B^r) - 0,55 \cdot \ln(L_B^r(-1))$ ; t-Werte (16,9); (2,3); (3,4); (-1,2); (-4,0).  $RC^2 = 0,98$ ;  $DW = 0,74$ .



nicht positiv ausfallen, deuten die Werte für die ex post-Prognose auf eine vergleichsweise mäßige Übereinstimmung der prognostizierten mit der geschätzten Reihe hin, die Fehler sind allerdings weitgehend nicht systematischer Natur:

Variable  $\ln(ET)$ . Stützzeitraum: 1975-1987; Prognose: 1988-2002

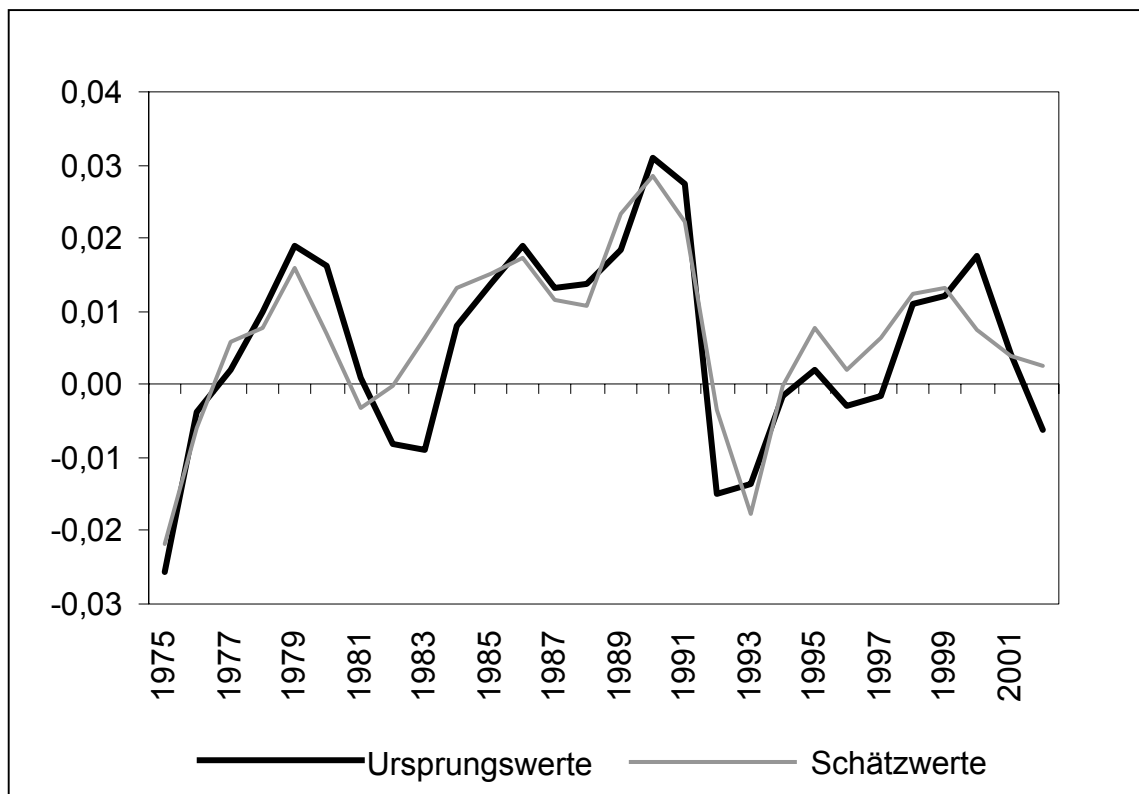
Prüfmaße:  $TU = 0,28$  mit  $M = 0,08$ ,  $V = 0,04$ ,  $K = 0,88$

Ein nachhaltiger Anstieg beim BIP um 1 % führt *ohne* Veränderung bei den realen Lohnkosten zu einem Anstieg der Beschäftigung um 0,78 %. Wächst das BIP wie im Durchschnitt des Stützzeitraums um 2,2 % je Jahr, so nimmt die Beschäftigung c.p. um immerhin 1,72 % p.a. zu. Tatsächlich wuchs sie aber nur um 0,7 %, also um 1 Prozentpunkt weniger. Ursächlich dafür ist der Anstieg der Reallohne, denn ein Anstieg der Löhne um 1 % lässt die Zahl der Erwerbstätigen für sich genommen um 0,78 % sinken.

Schaubild 13

### Zahl der Erwerbstätigen

1975 bis 2002; Erste Differenz der Logarithmen



Das Schätzergebnis spricht dafür, dass positive Beschäftigungseffekte des Wirtschaftswachstums – anders als vielfach vermutet – sehr wohl vorhanden sind, sie aber in der Vergangenheit durch ungefähr gleich starke negative Beschäftigungseffekte von der Lohnseite her kompensiert wurden. Rein rechnerisch würde bei einem realen BIP-Wachstum von mittelfristig 2 % bei stagnierenden Reallohnen ein jährlicher Anstieg der Zahl der Beschäftigten von rund 1,5 % oder 600 000 zu erwarten sein.

Um Arbeitsmarkteffekte in der genannten Größenordnung zu erzielen, bräuchte es eine Lohnpolitik, die darauf verzichtet, die Fortschritte der Arbeitsproduktivität an die Beschäftigten zu verteilen. Um diesen Gedanken zu verdeutlichen sei das Einstellungskalkül der Unternehmen in Erinnerung gerufen: Ein zusätzlicher Beschäftigter wird (Arbeitsmöglichkeiten und Absatz vorausgesetzt) eingestellt, wenn die zusätzlichen Einnahmen, die der Betrieb durch die Einstellung realisieren kann, mindestens so hoch sind wie die zusätzlichen Ausgaben für den Arbeiter. Die Ausgabe für eine zusätzliche Arbeitseinheit entspricht dem Lohnsatz ( $L$ ), und zwar nicht nur dem Direktlohn, sondern dem Lohn einschließlich aller Lohnnebenkosten für bezahlten Urlaub, Beiträge zur gesetzlichen Sozialversicherung usw. Teilt man zur Illustration die in der VGR ausgewiesenen Arbeitnehmerentgelte durch die Zahl der Arbeitnehmer, so ergibt sich für 2002 ein Wert von rund 33 000 € je Beschäftigten oder 23 € je Stunde. Die zusätzliche Einnahme des Unternehmens entspricht dem mit dem Produktpreis ( $P$ ) bewerteten Zusatzprodukt ( $\Delta Y^r$ ) des zusätzlichen Beschäftigten ( $\Delta ET$ ). Einstellungen erfolgen also so lange, bis gilt

$$L = \frac{\Delta Y^r \cdot P}{\Delta ET} \quad \rightarrow \quad \frac{L}{P} = \frac{\Delta Y^r}{\Delta ET}$$

Der Quotient  $L/P$  drückt den Reallohn aus, der durch die dazu passende Grenzproduktivität der Arbeit „abgedeckt“ sein muss. Die übliche ökonomische Annahme ist, dass diese Grenzproduktivität deutlich *niedriger* ist als die statistisch leichter messbare Durchschnittsproduktivität von 23 €/h. Herrscht Arbeitslosigkeit, so muss der Reallohn sinken, damit weniger produktive „Outsider“ (Arbeitslose) eingestellt werden können. Gibt es durch wissenschaftlich-technischen

Fortschritt eine Tendenz zur Steigerung der Produktivität, so reicht Stagnation der Reallöhne hin, um zusätzliche Einstellungen hervorzurufen (linke Seite kleiner als rechte Seite der Gleichung). Wird der Produktivitätsfortschritt dagegen an die Erwerbstätigen verteilt (= Steigerung der Reallöhne im Ausmaß des Produktivitätsfortschritts), so es gibt keinen Raum für Neueinstellungen (rechte Seite gleich linke Seite der Gleichung). Steigen die Reallöhne sogar rascher als die Produktivität (linke Seite größer als rechte Seite der Gleichung), so wird die Arbeitsproduktivität in den Unternehmen über die Entlassungen der am geringsten produktiven Arbeiter gesteigert. Würde die so erreichte „Entlassungsproduktivität“ in der nächsten Tarifverhandlungsrunde zum Anlass für höhere Löhne genommen, ergäbe sich zwangsläufig eine **Spirale der Beschäftigungseinschränkung**. Aus diesen Überlegungen folgt, dass die Löhne bei Existenz von Arbeitslosigkeit nicht nach der in der deutschen Praxis üblichen Formel „Lohnsteigerung = Preisausgleich + Produktivitätsanstieg“ abgeschlossen werden sollten. Um zusätzliche Beschäftigungsmöglichkeiten zu schaffen, sind vielmehr deutlich geringere Steigerungsraten erforderlich.

### 5.3.2. Arbeitslose

Zur Erklärung der Arbeitslosigkeit kommen prinzipiell die gleichen Einflussfaktoren in Frage wie bei der Beschäftigung, allerdings schwankt die erste Differenz der Logarithmen der Arbeitslosen wesentlich stärker als die der Erwerbstätigen, so dass weniger zeitstabile Parameter zu erwarten sind, da einzelne Extremwerte einen starken Einfluss auf die Schätzung haben können<sup>79</sup>. Ein Absolutglied erwies sich in der Schätzung als nicht signifikant; der Zinssatz hat im Untersuchungszeitraum offenbar einen gewissen Einfluss auf die Höhe der Arbeitslosigkeit, allerdings ist der Erklärungsbeitrag stark von der Abgrenzung des Untersuchungszeitraums abhängig. Da er sich zudem in der Alternativspezifikation der Logarithmen für den gesamten Stützzeitraum als nicht signifikant herausstellte, wurde darauf verzichtet, ihn in die Schätzung einzubeziehen. Bei den Lohnkosten erwiesen sich die Lohnstückkosten als besser geeignet als der Reallohn je Beschäftigten, so dass diese Variable verwendet wurde. Als Gleichung für den

---

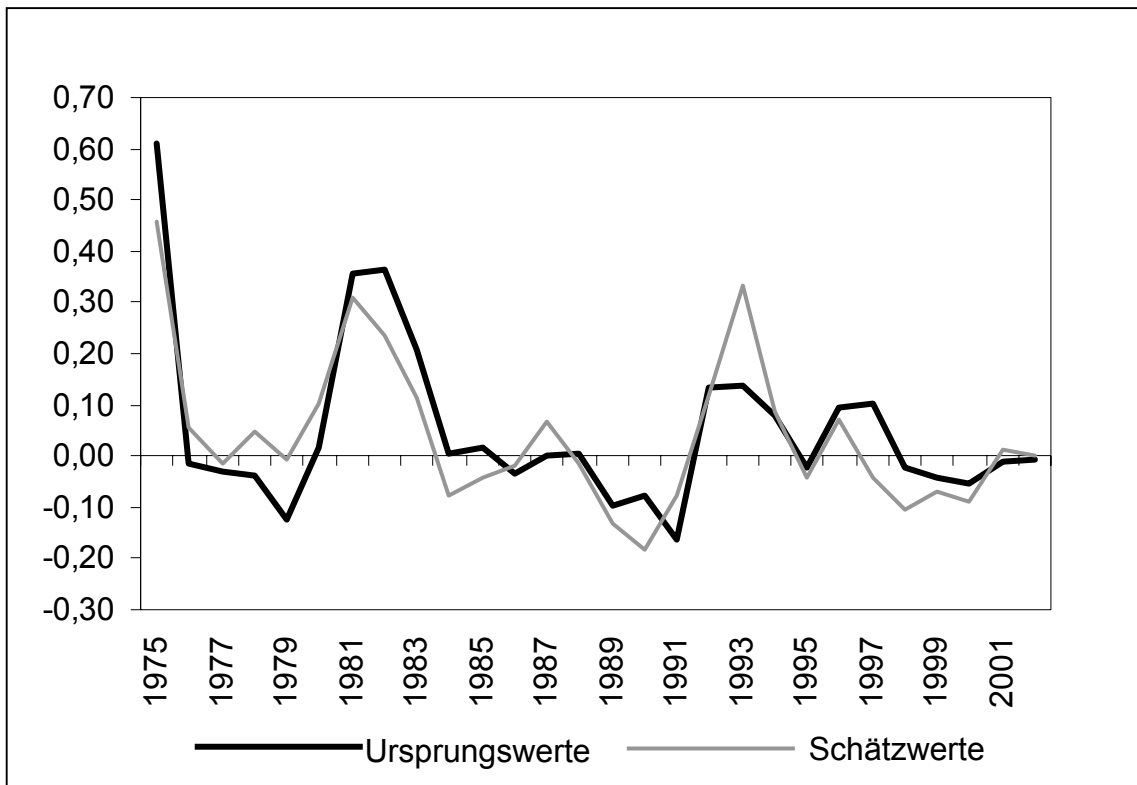
<sup>79</sup> Extremes Beispiel ist das Jahr 1975 als die Zahl der Arbeitslosen sich verdoppelte.

Zeitraum 1975 bis 2002 ergibt sich bei nach Einheitswurzeltest stationären Residuen<sup>80</sup>:

$$\begin{aligned} \text{dln(AL)} &= -3,78 \cdot \text{dln}(Y^r) + 4,57 \cdot \text{dln}(\text{LSK}(-1)) & \text{RC}^2 &= 0,73 \\ & \quad (-5,7) \quad \quad \quad (9,0) & \text{DW} &= 1,37 \end{aligned}$$

Schaubild 14

**Zahl der Arbeitslosen**  
1975 bis 2002; erste Differenz der Logarithmen



Ein Aufschwungjahr mit einem Wachstum des realen BIP von typischerweise 3 % brachte danach im Durchschnitt des Schätzzeitraums für sich genommen eine konjunkturbedingte Verminderung der Zahl der Arbeitslosen um rund 11 %. Allerdings sind Aufschwungjahre typischerweise auch Jahre mit einem (folgen-

<sup>80</sup> Alternativspezifikation:  $\ln(\text{AL}) = 33,1 - 3,01 \cdot \ln(Y^r) + 4,25 \cdot \ln(\text{LSK}(-1))$ ; t-Werte (8,2); (-5,9); (9,1).  $\text{RC}^2 = 0,88$ ;  $\text{DW} = 0,42$ .

den) Anstieg der Lohnstückkosten. Anhand des Schätzparameters für LSK ist ersichtlich, dass ein Anstieg der Lohnstückkosten um 2 % (wie er im Durchschnitt im Stützzeitraum zu beobachten war) einen Anstieg der Zahl der Arbeitslosen „produzierte“, der fast der Abbauwirkung eines Aufschwungjahres entspricht. Ohne Unterstützung durch die Lohnstückkosten ist deshalb an einen nachhaltigen Abbau der Arbeitslosigkeit nicht zu denken.

Bei der Prüfung auf Zeitstabilität der Schätzung ergibt sich, dass die Schätzkoeffizienten im Zeitablauf kleiner werden, was darauf hindeutet, dass die zyklische Reaktion der Arbeitslosigkeit auf Veränderungen des BIP und der Lohnstückkosten abgenommen hat. Ökonomisch könnte dies durch Verfestigung der Arbeitslosigkeit erklärt werden: ein wachsender Teil der Arbeitslosen (Langzeitarbeitslose) nimmt an den Austauschprozessen auf dem Arbeitsmarkt nicht mehr Teil.

Schätzt man zur genaueren Untersuchung der zeitlichen Entwicklung ausgehend vom Stützzeitraum 1975 bis 1987 gleitende 13-Jahres-Fenster (so genannte „moving-window“-Technik), so ergibt sich wie in Schaubild 15 zu sehen eine klare Anpassungstendenz auf Werte von rund -2,1 (Y) bzw. 2,5 (LSK). Für die aktuelle Entwicklung soll deshalb von der Schätzung im Zeitraum von 1987 bis 2002 ausgegangen werden; sie erbringt

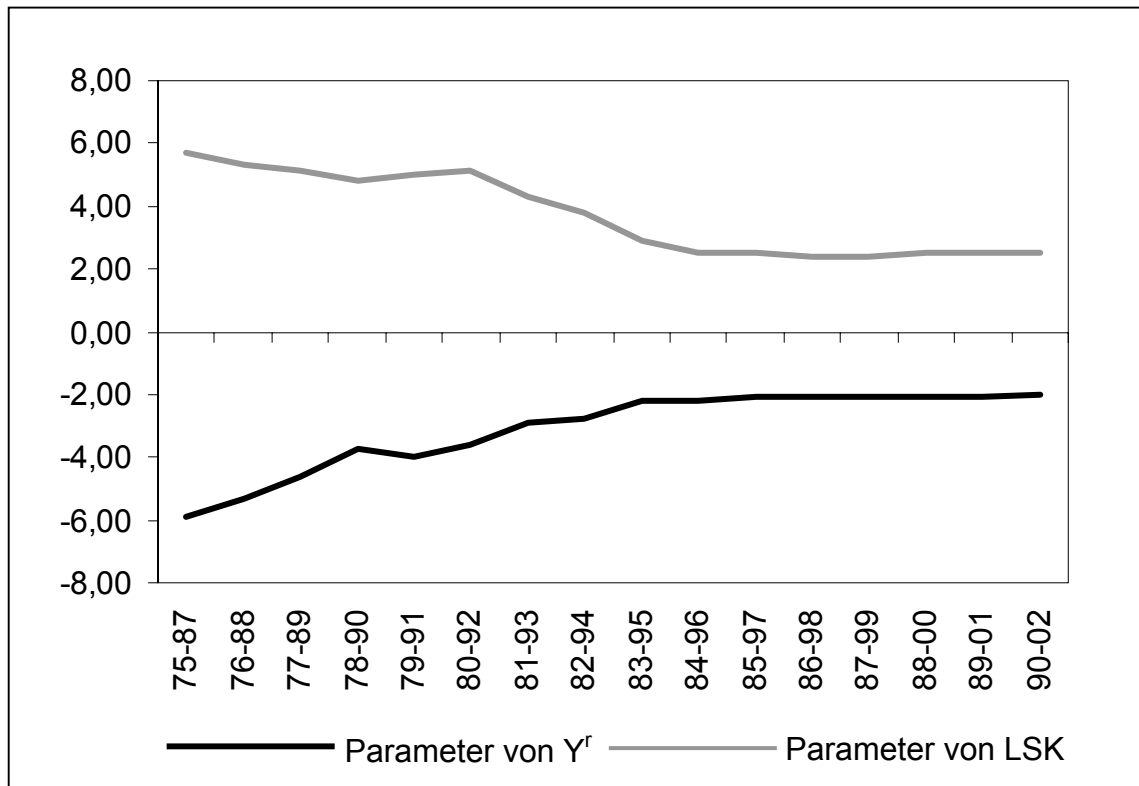
$$\begin{aligned} \text{dln(AL)} &= -2,11 \cdot \text{dln}(Y^t) + 2,45 \cdot \text{dln}(\text{LSK}(-1)) & \text{RC}^2 &= 0,56 \\ & \quad (-5,7) \quad \quad \quad (9,0) & \text{DW} &= 2,25 \end{aligned}$$

Nutzt man diese Schätzgleichung trotz a priori Bedenken für eine Rückwärtsprognose, so ergibt sich ein immerhin passables Ergebnis, was dadurch bedingt ist, dass sich die Parameterbewegungen in ihrer gegenläufigen Wirkung weitgehend kompensieren.

Variable  $\text{dln(AL)}$ . Stützzeitraum: 1987-2002; Prognose: 1975-1986

Prüfmaße: TU = 0,41 mit M = 0,00, V = 0,11, K = 0,89

Schaubild 15

**Regressionsparameter bei gleitenden 13-Jahres-Fenstern**

Würden die Lohnstückkosten ausgehend von der Schätzung für 1987 bis 2002 z.B. über 5 Jahre konstant bleiben und würde das BIP real mit einer Rate von 2 % wachsen, so würde die nach dieser Schätzung extrapolierte Arbeitslosigkeit je Jahr um rund 4 %, also innerhalb von 5 Jahren um fast 20 % sinken. Das ist zweifellos nicht wenig, würde die Arbeitslosigkeit aber dennoch nur von rund 4 Mill. auf 3,2 Mill. Personen zurückführen. Dieses Ergebnis steht in Kontrast zur Überschlagsrechnung bei der Zahl der Erwerbstätigen, die bei diesem Szenario mit 0,6 Mill. je Jahr deutlich stärker zunahm als hier der Rückgang der Zahl der Arbeitslosen. Ursächlich dafür ist z.T. der Unterschied in den Kostenvariablen ( $L_B^r$  und LSK), bedeutender dürfte allerdings sein, dass bei sich verbessernder Situation auf dem Arbeitsmarkt ein Teil der „stillen Reserve“ wieder erwerbstätig wird, d.h. die Erwerbsbeteiligung wächst.

Konstante Lohnstückkosten würden einen Kurswechsel in der Lohnpolitik bedingen, denn dies bedeutet, dass die Nominallöhne je Beschäftigten nur im Umfang der Arbeitsproduktivität steigen dürften. Da die Arbeitsproduktivität in der Ten-

denz der letzten 15 Jahre mit einer Rate zunahm, die etwas niedriger war als die Inflationsrate, wären konstante Lohnstückkosten praktisch gleichbedeutend mit einem leichten Rückgang der Reallöhne (um ca. 0,5 % je Jahr). Diese Überschlagsrechnung zeigt, dass die Hoffnung auf Abbau der Arbeitslosigkeit durch Wirtschaftswachstum trügerisch bleibt, wenn von der Lohnseite keine Unterstützung kommt. Aber selbst wenn sie käme, müsste sie langanhaltend sein, um spürbare Wirkungen zu erreichen.

Abschließend bleibt zu fragen, warum die Lohnbildungsprozesse vom Anstieg der Arbeitslosigkeit so wenig beeinflusst worden sind. Als Erklärung bietet sich an, dass die Arbeitslosen faktisch nicht in Konkurrenz zu den Beschäftigten stehen. Ein Grund dafür sind sicherlich die tarifvertraglich vereinbarten Mindestlöhne, die die Preiskonkurrenz auf dem Arbeitsmarkt unterbinden. Eine andere Ursache sind die Unterschiede in den Ausbildungs- und Arbeitsfähigkeitsprofilen von Arbeitslosen und Beschäftigten, die eine effektive Arbeitsmarktkonkurrenz verhindern und die Entstehung von Langzeitarbeitslosigkeit begünstigen. Denkbar sind auch zu geringe ökonomische Anreize zur Arbeitsaufnahme, wenn die erzielbaren Marktlöhne nicht allzu weit von den Sätzen der Arbeitslosenhilfe entfernt sind. Schließlich kommt auch die so genannte „Insider-Outsider-Theorie“ in Betracht, nach der Beschäftigte (Insider) und Arbeitslose (Outsider) aus der Sicht der einstellenden Unternehmen wegen Informationsineffizienzen keine perfekten Substitute sind.

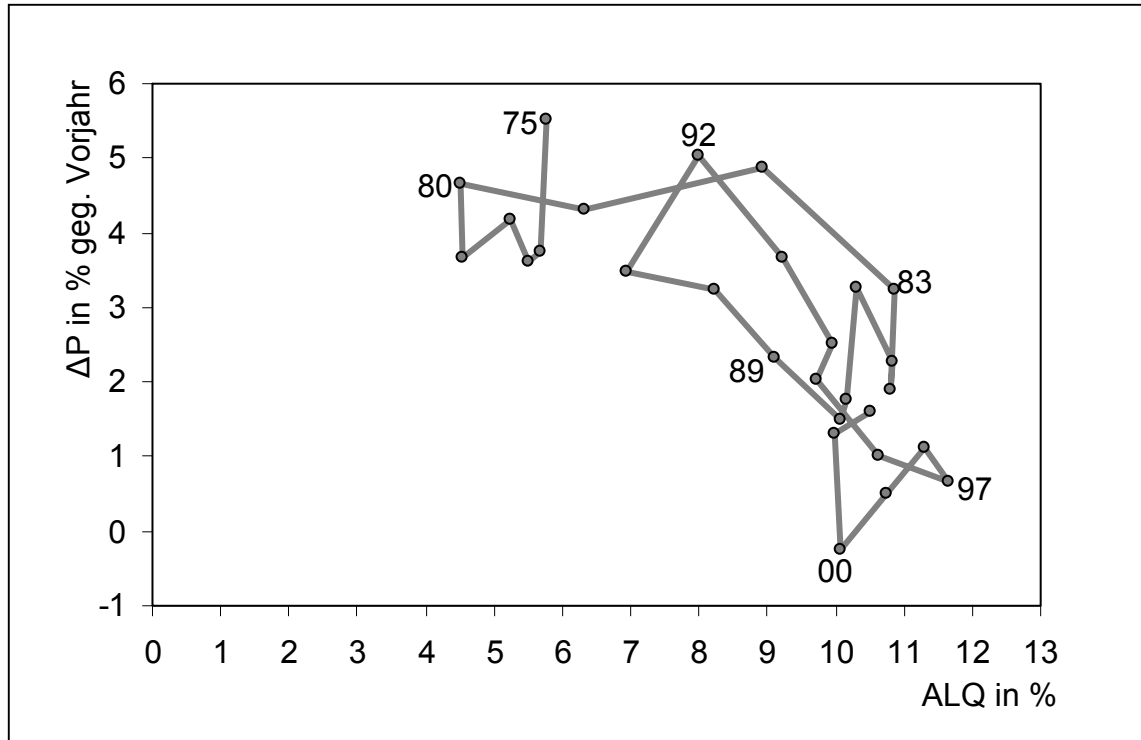
### **5.3.3. Inflation und Arbeitslosigkeit**

Abschließend soll auf den Zusammenhang von Inflationsrate (ausgedrückt als Veränderungsrate des BIP-Deflators ( $\Delta P$ )) und Arbeitslosenquote (ALQ) eingegangen werden, der in der ökonomischen Debatte als Phillips-Kurve bekannt geworden ist. In seiner grössten Form wird dabei ein wirtschaftspolitisch nutzbarer negativer Zusammenhang („trade off“) der beiden Variablen unterstellt: durch ein Mehr an Inflation könne man die Arbeitslosenquote senken. Schätzt man diese Kurve für Deutschland im Zeitraum für 1975 bis 2002, so zeigt sich in der Tat ein klarer negativer Zusammenhang (vgl. Schaubild 16), die Schätzparameter sind allerdings nicht zeitstabil.

Schaubild 16

**Deflator des BIP und Arbeitslosenquote**

1975 bis 2002



Gleitende Schätzungen mit einem 13-Jahres-Fenster ergeben einen Anstieg des Absolutglieds der Schätzung von zunächst 6 auf später mehr als 10 und eine Verdreifachung des Steigungsparameters von -0,3 auf -0,9. Geht man für die aktuelle Situation von der Schätzgleichung für 1987 bis 2002 aus, so ergibt sich

$$\Delta P = 10,3 - 0,85 \cdot ALQ$$

$$(6,0) \quad (-4,9)$$

$$R^2 = 0,61$$

$$DW = 1,37$$

Extrapoliert man über die beobachteten Werte hinaus, so hieße dies, dass eine Arbeitslosenquote von Null mit einer Inflationsrate von 10,3 % einherginge, eine Inflationsrate von Null dagegen eine Arbeitslosigkeit von 12,1 % „erfordern“ würde und die von der EZB angestrebte Inflationsrate von 2 % je Jahr rechnerisch eine Arbeitslosenquote von 10 % zur Folge hätte, also ungefähr den Wert, der auch tatsächlich zu verzeichnen ist.



Solche Interpretationen im Sinne einer Wahlmöglichkeit zwischen mehr Inflation oder mehr Arbeitslosigkeit sind natürlich Unsinn. Zwar kann die (Geld-) Politik die Inflationsrate durch Ausweitung der Geldmenge beeinflussen, aber ob die so geschaffene nominale Mehrnachfrage zu mehr Produktion (und damit Rückgang der Arbeitslosigkeit) führt, entscheidet sich letztlich auf dem Arbeitsmarkt. Ursächlich für Arbeitslosigkeit ist nicht die Inflationsrate, sondern wie gezeigt u.a. die Veränderung der Lohnstückkosten. Die Lohnstückkosten bestimmen aber zugleich auch die Inflationsrate. Offensichtlich sind die *Lohnstückkosten* also das entscheidende Bindeglied zwischen Inflation und Arbeitslosenquote. Vor diesem Hintergrund kann nicht überraschen, dass die Phillips-Kurve in ihrer ursprünglichen Version eine Beziehung zwischen Lohnstückkosten und der Höhe der Arbeitslosenquote war; erst später wurde sie unter der Annahme einer weitgehend konstanten Entwicklung der Arbeitsproduktivität (AP) wegen  $LSK - AP = P$  zur inversen (negativen) Beziehung zwischen Preisen und Arbeitslosenquote modifiziert.

Die Beziehung zwischen Preisen und Lohnstückkosten war in der geschätzten Preisgleichung positiv, und die Beziehung zwischen Lohnstückkosten und Arbeitslosigkeit ist ebenfalls *positiv* geschätzt worden, so dass ein *negativer* Zusammenhang zwischen Inflationsrate und Arbeitslosenquote völlig unplausibel erscheint. Der empirisch feststellbare negative Zusammenhang muss daher andere Ursachen haben. Die grafische Inspektion des Zusammenhangs der Veränderungsrate von P und der Arbeitslosenquote ergibt, dass die Datenpunkte „Loopings“ machen. Die Loopings sind aber offensichtlich nicht lagestabil, sondern haben eine Drift nach rechts-unten. Ursächlich dafür sind klare Trends: Die Inflationsrate sinkt bei linearem Trendansatz von rund 4,5 % im Jahr 1975 auf knapp 1 % im Jahr 2002, zugleich steigt die Arbeitslosenquote trendmäßig von etwas mehr als 6 % auf reichlich 11 %. Kombiniert man diese Daten, so ist eine systematische Entwicklungstendenz von links-oben (4,5  $\Delta P$  / 6 ALQ) nach rechts-unten (1  $\Delta P$  / 11 ALQ) nicht überraschend.

Verwendet man trendbereinigte Werte, so zeigt sich, dass die Wertepaare um den Koordinatenursprung streuen, aber vornehmlich im zweiten und vierten Quadranten liegen, also positive Abweichungen bei der Inflationsrate mit negati-

ven Abweichungen bei der Arbeitslosenquote einhergehen und umgekehrt. Diese inverse Beziehung ist auch völlig plausibel: Nach Überschreiten des konjunkturellen Hochpunkts ist üblicherweise eine zunächst fallende, dann stagnierende Inflationsrate und zugleich eine zunächst steigende, dann stagnierende Arbeitslosenquote zu erwarten. Die Phillips-Kurve ist also eine *statistische Illusion*. Es gibt keine langfristig stabile, wirtschaftspolitisch ausnutzbare negative Beziehung von Arbeitslosigkeit und Inflation. Die Illusion entsteht aus der Kombination von zyklisch reversiblen Kreisbewegungen und längerfristigen Trends. Inzwischen scheint zumindest der Trend zu rückläufigen Inflationsraten gestoppt zu sein, weil die Geldpolitik das gewünschte Maß an Preisstabilität erreicht hat. Wie weit der Trend zu steigender Arbeitslosenquote schon ausgelaufen ist, bleibt abzuwarten. Grundsätzlich spricht jedenfalls nichts gegen die Möglichkeit, dass sich die zyklische Bewegung der Phillips-Relation künftig um wesentlich niedrigere Mittelwerte der Arbeitslosigkeit abspielen kann.

## 6. Fazit

Ziel der Arbeit war es, mit Hilfe ökonometrischer Methoden grundlegende Beziehungen zwischen makroökonomischen Variablen für die Bundesrepublik Deutschland aufzuzeigen, und zwar in einer Form, die auch von nicht speziell für diese Fragen Vorgebildeten nachvollzogen werden kann. Die ökonometrischen Werkzeuge sind für eine empirisch gehaltvolle Ökonomie zu wichtig, um sie ausschließlich methodisch versierten Spezialisten zu überlassen. Gerade weil die Entwicklung ökonometrischer Methoden in den letzten Jahre erhebliche Fortschritte gemacht hat, ist die Kluft zwischen Spezialisten und an robusten empirischen Ergebnissen interessierten Praktikern größer geworden. Wenn diese Ausarbeitung dazu beitragen kann, sie ein Stück zu verkleinern, war es der Mühe wert.

Was sind die wesentliche Ergebnisse? Zunächst zeigte sich für die gesamtwirtschaftlichen Nachfragekomponenten, dass das verfügbare Einkommen der Haushalte nach wie vor die zentrale Erklärungsvariable für den Privaten Verbrauch ist. Der Konsum wächst in Deutschland im Gleichschritt mit den Einkommen, von Sättigungserscheinungen und steigender durchschnittlicher Spar-

quote ist keine Spur zu finden. Für die staatlichen Konsumausgaben war die Identifikation der Bestimmungsgrößen wesentlich schwieriger, es zeigte sich aber, dass die Lohnentwicklung eine wichtige Bestimmungsgröße ist, auch die Höhe der Arbeitslosigkeit zieht den Staatsverbrauch nach oben. Sowohl die privaten als auch die staatlichen Konsumausgaben erwiesen sich als konjunktur-stabilisierende Elemente.

Die Bruttoinvestitionen und mehr noch die Nettoinvestitionen reagieren sehr stark konjunkturzyklisch; sie treiben durch ihre Nachfrageimpulse die Gesamtkonjunktur und reagieren zugleich prozyklisch auf deren Schwankungen. Ein Einfluss der Zinsen war nicht nachzuweisen, die Entwicklung des realen BIP erwies sich als zentrale Erklärungsvariable. Die Exporte sind für die deutsche Wirtschaft ebenfalls eine klar zyklusverstärkende Kraft. Sie hängen naturgemäß von der Entwicklung des Welthandels ab, aber auch der Wechselkurs schlägt kräftig durch. Bei den Importen fällt die Identifikation eines Wechselkurseinflusses dagegen schwerer, einer der Gründe dafür dürfte sein, dass insbesondere Rohstoffe und Vormaterialimporte wenig preiselastisch sind.

Die Entwicklung des gesamtwirtschaftlichen Preisniveaus wird in Kern von den Lohnstückkosten bestimmt, aber auch die Kapazitätsauslastung und der Wechselkurs spielen eine Rolle. Zur Erklärung der Lohnentwicklung eignen sich die Entwicklung der Arbeitsproduktivität, die Inflationsrate und auch die Entwicklung der Arbeitslosigkeit, wenngleich letztere angesichts der schon seit rund zwanzig Jahren anhaltenden Massenarbeitslosigkeit einen erstaunlich geringen Erklärungsbeitrag liefert. Auffällig war, dass die Verringerung der Zahl der geleisteten Stunden je Erwerbstätigen – anders als von den meisten Beteiligten wahrgenommen – gesamtwirtschaftlich zu drei Vierteln *ohne* Lohnausgleich erfolgt ist, also faktisch von den Beschäftigten in Form von Verzicht auf sonst mögliche Einkommenssteigerungen zu tragen war.

Bei der Erklärung der Höhe der Beschäftigung und der Arbeitslosigkeit standen wie schon bei den Preisen die Lohnkosten im Zentrum. Würden die Lohnstückkosten über 5 Jahre konstant bleiben, so kann die Arbeitslosigkeit je Jahr nach den Schätzergebnissen um rund 20 % sinken. Das ist zweifellos nicht wenig,

würde die Arbeitslosigkeit aber dennoch nur um rund 0,8 Mill. Personen zurückführen, weil die Erwerbsbeteiligung bei sich verbessernder Situation auf dem Arbeitsmarkt wächst.

Die zentrale Rolle der Lohnpolitik für mehr Beschäftigung wird durch eine Reinterpretation der „Phillips-Kurve“ unterstrichen. Der empirisch bestätigte inverse Zusammenhang von Inflationsrate und Arbeitslosenquote ist eine statistische Illusion, die aus der Kombination von zyklisch reversiblen Kreisbewegungen und längerfristigen Trends entsteht. Durch eine Politik des billigen Geldes lässt sich zumindest bei streng regulierten Arbeitsmärkten kein Wachstum erzeugen, da der Zusammenhang von Lohnstückkosten und Preisen sehr eng ist.

## Literaturverzeichnis

- Eckey, Hans-Friedrich, Kosfeld, Reinhold und Dreger, Christian (2001): Ökonometrie. Grundlagen – Methoden – Beispiele. 2., überarbeitete und erweiterte Auflage. Gabler, Wiesbaden.
- Enders, Walter (1995): Applied Econometric Time Series. Wiley & Sons, New York u.a.
- Helmstädter, Ernst (1989): Die M-Form des Wachstumszyklus. In: „Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik“, Bd. 206, S. 383-394.
- Kähler, Jürgen (2004): Nobelpreis in Ökonomie 2003 an Robert Engle und Clive Granger. In: „WiSt – Wirtschaftswissenschaftliches Studium. Zeitschrift für Ausbildung und Hochschulkontakt“, 33. Jg., S. 39 - 46.
- Quantitative Micro Software (1997), Eviews 3 User Guide. Selbstverlag, Irvine CA.
- Ronning, Gerd (1996): Ökonometrie. In: Hagen, Jürgen von, Börsch-Supan, Axel und Welfens, Paul J.J. (Hrsg.): Springers Handbuch der Volkswirtschaftslehre, Band 1, Grundlagen. Springer, Berlin u.a., S. 77 - 133.
- Stier, Winfried (2001): Methoden der Zeitreihenanalyse. Springer, Berlin u.a.