

Preiserwartungen der Unternehmer

Eine empirische Untersuchung anhand der Ifo-Salden*

Von Jürgen Wolters

Der Beitrag untersucht für vom Ifo-Institut erhobene Preiserwartungen, inwieweit ökonomische Einflußfaktoren das Preisbildungsverhalten von Unternehmen beeinflussen. Die Erfassung der dynamischen Spezifikation der geschätzten Regressionsgleichungen erfolgt auf der Basis von Informationskriterien.

1. Einleitung

Das Problem der Modellierung von Erwartungen spielt insbesondere seit Erscheinen der Arbeiten zur neuen klassischen Makrotheorie¹ für wirtschaftstheoretische und wirtschaftspolitische Fragestellungen eine immer größere Rolle.

Im allgemeinen gibt es zwei Möglichkeiten, Erwartungsgrößen bei empirischen Untersuchungen zu berücksichtigen:

- (i) Mittels der beobachteten Werte einer Variablen und unter einer vorgegebenen Hypothese, wie Wirtschaftssubjekte ihre Erwartungen bilden, werden Erwartungsgrößen konstruiert. Hierzu gehören die sogenannten adaptiven und rationalen Erwartungsmodelle. Das Hauptproblem dieser Vorgehensweise liegt darin, daß bei der empirischen Überprüfung immer nur eine gemeinsame Hypothese getestet werden kann, das postulierte Erwartungsmodell und die zugrundeliegende Verhaltensrelation.
- (ii) Liegen aufgrund von Befragungen direkt erhobene Erwartungsdaten von Wirtschaftssubjekten vor, so können diese benutzt werden. Diese Befragungsdaten sind allerdings nicht unproblematisch (siehe z.B. auch *Chan-Lee* (1980), 60)). Sie liegen häufig in qualitativer Form vor und eine adäquate Quantifizierung ist mit Problemen behaftet, die sich auf die Form der Verteilungsfunktion sowie die numerische Spezifikation des Indifferenzbereiches beziehen. Häufig wird auch argumentiert, daß

* Herrn Dr. H. S. Buscher und Herrn Dipl. Kfm. A. Captuller sowie einem anonymen Referee sei an dieser Stelle für kritische Anmerkungen recht herzlich gedankt.

¹ Zur neuen klassischen Makrotheorie siehe z.B. die Übersichtsartikel von *Buiter* (1980), *McCallum* (1980) und *Tobin* (1980).

solche Befragungsdaten außer der vergangenen Entwicklung der zu prognostizierenden Variablen keine zusätzlichen Informationen beinhalten würden. Die beobachteten Erwartungsgrößen sind im Modellkontext exogene Größen und damit ist ein wesentlicher Gesichtspunkt, daß die Erwartungsbildung zu einem großen Teil die Dynamik ökonomischer Modelle prägt, nicht berücksichtigt.

Inwieweit spezifische Befragungsdaten geeignet sind, Informationen über den Erwartungsbildungsprozeß zu liefern, läßt sich sicherlich nur empirisch beantworten. Eine Reihe von Arbeiten hat sich anhand unterschiedlicher Antizipationsdaten mit der Frage beschäftigt, ob Erwartungen adaptiv gebildet werden oder ob diese beobachteten Erwartungen die Eigenschaften rational gebildeter Erwartungen aufweisen². Hierbei wird zur Überprüfung adaptiven Verhaltens fast ausschließlich die Informationsmenge auf die vergangene Entwicklung der zu prognostizierenden Variablen beschränkt. Auch bei den Effizienztests zur rationalen Erwartungshypothese wird häufig nur die Vergangenheit der jeweiligen Variablen in der relevanten Informationsmenge berücksichtigt. Demgegenüber gibt es nur wenige Arbeiten, die explizit, entsprechend den Hicks'schen Überlegungen (*Hicks (1946)*), neben der Erfahrung, die sich in der vergangenen Entwicklung der Reihe ausdrückt, auch strukturelle ökonomische Entwicklungen mit berücksichtigen.

Für die Livingston Inflationserwartungsdaten zeigt *Mullineaux (1980)* einen systematischen Einfluß vergangener Inflationsraten und von Geldmengenwachstumsraten auf. Für Preiserwartungen, die das „Bureau of Economic Analysis“ durch jährliche Unternehmerbefragungen von 1971 - 1981 erhebt, finden *de Leeuw / McKelvey (1981)* in Querschnittsanalysen für jedes Jahr als wesentlichen Einflußfaktor nur die jüngst vergangene Preisveränderung. Der Nachteil dieses Datenmaterials ist darin zu sehen, daß kurzfristiges Anpassungsverhalten – ein wesentlicher Gesichtspunkt der makro-ökonomischen Analyse – nicht untersucht werden kann, da die vorliegende Zeitreihe nur 11 Jahreswerte umfaßt. Der Frage, wie Haushalte (Michigan Survey) und Experten (Livingston-Daten) ihre Inflationserwartungen bilden, geht *Gramlich (1983)* nach. Für beide gilt, daß laufende und vergangene Inflations- und Geldmengenwachstumsraten die wesentlichen Einflußgrößen darstellen, während Phillipskurvenaspekte keine Rolle zu spielen scheinen.

Auch für die Bundesrepublik Deutschland werden für den Unternehmenssektor seit 1950 vom Ifo-Institut monatlich im Konjunkturtest Befragungen über wesentliche Variablen des Unternehmerverhaltens durchgeführt. Für die Salden der Preiserwartungen in der Verbrauchs- und Investi-

² Siehe z.B. für weitere Literaturstellen die Arbeiten von *Chan-Lee (1980)* oder *Wolters (1984b)*.

tionsgüterindustrie zeigt sich (Wolters (1984 a, b)), daß im Gegensatz zu den oben angeführten Untersuchungen die vergangene Inflationsentwicklung nicht zur Erklärung des Verlaufs dieser Reihen beiträgt³ Unseres Wissens existieren keine Arbeiten, die explizit Bestimmungsgründe für die Bildung von Preiserwartungen der Unternehmer im Ifo-Konjunkturtest analysieren. Im folgenden soll daher dieser Frage nachgegangen werden, wobei insbesondere im Gegensatz zu den oben angeführten Arbeiten für die USA, bei denen die Festlegung der verteilten Lag-Modelle ad hoc erfolgt, hier anhand eines Ansatzes von Hsiao (1979) eine auf statistischen Kriterien basierende Modellspezifikation durchgeführt wird. Hinzu kommt, daß durch die Anwendung dieses Verfahrens nur solche Variable als Bestimmungsfaktoren ausgewählt werden, die einen signifikanten Beitrag zur Erklärung der Variation der Preiserwartungen liefern. Dem in Wolters (1984 a) angesprochenen Problem der Scheinkorrelation bei umgekehrter Einflußrichtung wird somit versucht Rechnung zu tragen. Gelingt es, auf diese Weise Erklärungsfaktoren für die Preiserwartungen zu finden, so kann damit auch dem vorher angesprochenen Problem der Exogenität dieser Daten begegnet werden.

Im folgenden Kapitel werden aufgrund theoretischer Ansätze Einflußgrößen für die Inflationsentwicklung aufgezeigt. Danach erfolgt eine kurze Darstellung der Daten und des methodischen Ansatzes. Im 4. Kapitel werden die empirischen Resultate präsentiert, gefolgt von einer Schlußfolgerung.

2. Theoretische Überlegungen zur Bildung von Inflationserwartungen

Die einfachen adaptiven oder autoregressiven Ansätze gehen davon aus, daß die Inflationserwartungen p^e als ein allgemeines verteiltes Lag-Modell der beobachteten Inflationsraten p darstellbar sind,

$$(1) \quad p_{t+1}^e = \sum_{j=0}^{\infty} a_j p_{t-j}, \quad \sum_{j=0}^{\infty} a_j = 1,$$

wobei zusätzliche Hypothesen über die Gewichte a_j Berücksichtigung finden, wie z.B. adaptive, regressive oder extrapolative Erwartungsbildung. Entsprechend Nerlove (1958) ist die vergangene Inflationsentwicklung teilweise auch als Proxy für kausale Faktoren zu sehen, die für Preisände-

³ Blang / Schöler (1984) untersuchen auf Branchenebene die Rationalität der Preiserwartungen deutscher Unternehmer mit Hilfe der vom Ifo-Institut erhobenen Daten. Eine Vielzahl von Untersuchungen existieren auf der Mikroebene für diese Daten. Siehe z.B. König / Nerlove / Oudiz (1981), König (1983) und Nerlove (1983) sowie die dort zitierte Literatur.

rungen wesentlich sind. Es ist somit naheliegend den obigen Ansatz zu verallgemeinern, indem auch diese kausalen Faktoren mit einbezogen werden:

$$(2) \quad p_{t+1}^e = \sum_{j=0}^{\infty} \tilde{a}_j p_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} B_j' Z_{t-j},$$

hierbei stellt Z einen Spaltenvektor von möglichen Einflußfaktoren und B_j die entsprechenden Parametervektoren dar.

Die Diskussion über den Phillipskurvenzusammenhang benutzt entweder durch Unterstellung von Zuschlagskalkulation oder Gewinnmaximierung mikrotheoretische Ansätze für das Preisbildungsverhalten der Unternehmer (*Franz* (1983)). Hieraus ergeben sich als Erklärungsgrößen für die Produktpreise cost push-Faktoren wie Löhne, Nutzungskosten des Kapitals und Importpreise sowie demand pull-Variablen wie Arbeitslosenquote oder Kapazitätsauslastung. Dies sind typische Variablen mit denen auch der Preisbildungsmechanismus in makroökonomischen Modellen wie z.B. im Bonner Modell 11 abgebildet wird.

Im Rahmen monetaristischer Modelle vom *Laidler-Parkin*-Typ⁴ wird auf der Basis einer quantitätstheoretischen Geldnachfragefunktion und einer um Inflationserwartungen erweiterten Phillipskurve, wobei die Inflationserwartungen adaptiv gebildet werden, die Entwicklung einer gesamtwirtschaftlichen Inflationsrate durch ihre eigene Vergangenheit und die laufende und vergangene Entwicklung des Geldmengenwachstums bestimmt.

Im Kontext von Überlegungen der neuen klassischen Makrotheorie, die versucht ihren makroökonomischen Verhaltenshypothesen eine mikroökonomische Fundierung zu geben, können Inflationserwartungen wie folgt modelliert werden. Ausgehend von der Beziehung

$$(3) \quad \frac{M_t}{P_t} = K \frac{X_t}{X_t^*} X_t^*$$

mit der Geldmenge M , dem Preisniveau P , dem tatsächlichen Output X sowie dem potentiellen Output X^* , der mit konstanter Rate κ wächst und einer Konstanten K ergibt sich durch Logarithmieren und Differenzenbildung für die Inflationsrate p_t und die Geldmengenwachstumsrate m_t folgender Zusammenhang⁵

$$(4) \quad p_t = m_t - \Delta (\ln X_t - \ln X_t^*) - \kappa.$$

⁴ Siehe z.B. *Laidler* (1973), *Parkin* (1977) und *König* (1978).

⁵ Es gilt approximativ $p_t \approx \Delta \ln P_t$ und $m_t \approx \Delta \ln M_t$.

Unter Berücksichtigung von Angebotsfunktionen vom *Lucas*-Typ (*Lucas* (1973)), wobei die rationalen Erwartungen einmal für laufende und einmal für zukünftige Perioden gebildet werden können,

$$(5a) \quad \ln X_t - \ln X_t^* = a (\ln P_t - E_{t-1} \ln P_t)$$

bzw.

$$(5b) \quad \ln X_t - \ln X_t^* = a (\ln P_t - E_t \ln P_{t+1})$$

und E_{t-1} bzw. E_t die bedingten Erwartungen unter der gegebenen Information zum Zeitpunkt $t-1$ bzw. t bezeichnen, erhält man

$$(6a) \quad p_t = m_t - a (p_t - E_{t-1} p_t) - \kappa$$

bzw.

$$(6b) \quad p_t = m_t - a (p_t - E_t p_{t+1}) - \kappa.$$

Erwartungsbildung in (6a) liefert

$$(7) \quad E_{t-1} p_t = E_{t-1} m_t - \kappa.$$

Wird der Verlauf von m_t entsprechend den Überlegungen von *Box / Jenkins* (1970) mittels eines stabilen und invertierbaren ARMA-Ansatzes modelliert,

$$\alpha(L) m_t = b + \beta(L) \varepsilon_t, \quad \alpha_0 = 1, \quad \beta_0 = 1,$$

wobei $\alpha(\cdot)$ und $\beta(\cdot)$ endliche Polynome im Lag-Operator L , mit $Lx_t = x_{t-1}$, darstellen und die ε_t einem reinen Zufallsprozeß folgen, so gilt für m_t die rein autoregressive Darstellung

$$\beta^{-1}(L) \alpha(L) m_t = \beta^{-1}(L) b + \varepsilon_t$$

bzw.

$$\sum_{j=0}^{\infty} \tilde{b}_j m_{t-j} = \tilde{b} + \varepsilon_t \quad \text{mit} \quad \tilde{b}_0 = 1.$$

Bei bekannten Koeffizienten ergibt sich als unverzerrte Prognose mit minimalem mittleren quadratischen Fehler der bedingte Erwartungswert

$$E_{t-1} m_t = \tilde{b} + \sum_{j=1}^{\infty} (-\tilde{b}_j) m_{t-j}.$$

Dies in (7) eingesetzt, liefert mit $b_j = -\tilde{b}_j$

$$(8) \quad E_{t-1} p_t = \sum_{j=1}^{\infty} b_j m_{t-j} + \tilde{b} - \kappa.$$

(8) stellt somit einen speziellen Fall von (2) dar, bei dem a priori die vergangene Inflationsentwicklung keine Rolle spielt, sondern nur vergangene Geldmengenwachstumsraten.

Die Lösung von (6b) bereitet wesentlich größere Schwierigkeiten. *Burmeister / Flood / Garber* (1983) stellen die bisher am häufigsten in der Literatur verwendeten Lösungen dieses Modells zusammen. Im allgemeinen hängt die Inflationsentwicklung jetzt von allen zukünftig erwarteten Geldmengenwachstumsraten ab. Wird die Geldmengenentwicklung wiederum mit einem ARMA-Modell prognostiziert, so erhält man auch in diesem Falle wieder die Abhängigkeit der Inflationserwartungen von laufenden und vergangenen Geldmengenwachstumsraten, allerdings mit entsprechenden Restriktionen auf den Gewichten der Lag-Verteilung.

Aufgrund von Schätzungen von Gleichung (2) allein ist es sicherlich nicht möglich, adaptive und rationale Erwartungsbildung zu identifizieren, da die Restriktionen über die Gewichte nicht explizit erfaßt werden können und somit die Modelle beobachtungsmäßig äquivalent sind.

Auch dürfte es schwierig sein, streng monetaristische und keynesianische Ansätze zu diskriminieren, da teilweise dieselben Variablen zur Preisbildung herangezogen werden. Eine inzwischen gebräuchliche Modifikation der Lucas-Angebotsfunktion enthält z. B. den verzögerten Auslastungsgrad. Der Auslastungsgrad ist aber auch ein wesentlicher Bestimmungsfaktor für die Preisbildung in einem keynesianischen Modell. Damit entfällt die Möglichkeit nur anhand der verwendeten erklärenden Variablen zwischen beiden Ansätzen zu unterscheiden.

3. Die Daten und der methodische Ansatz

Im seit den fünfziger Jahren vom Ifo-Institut durchgeführten Konjunkturtest wird durch Unternehmerbefragung ermittelt, ob bestimmte Variablen „steigen (+)“, „gleichbleiben (=)“ oder „fallen (-)“. Das Datenmaterial liegt also in qualitativer Form vor. Die Aggregation und Quantifizierung kann auf unterschiedliche Weise erfolgen. Die sog. Saldenbildung, d. h. der Prozentsatz aller positiver Meldungen minus dem Prozentsatz aller negativer Meldungen geht auf *Theil* (1966, S. 344) zurück. Bezeichnet man mit x_1 den Prozentsatz aller „-“, mit x_2 den Prozentsatz aller „=“ und mit x_3 den Prozentsatz aller „+“ Meldungen, dann sind die Salden der Erwartungswert

einer diskreten Zufallsvariablen, die mit den Wahrscheinlichkeiten x_1, x_2, x_3 die Ausprägungen $-1, 0, 1$ annimmt. Quantifizierungen, die z.B. eine Normalverteilung unterstellen, werden für qualitative Daten von *Knöbl* (1974) und *Carlson / Parkin* (1975) vorgenommen, während z.B. *Carlson* (1975) eine t -Verteilung zugrundelegt. Diese Art der Quantifizierung versucht den Nachteil bei der Saldenmethode, daß die Information über die Gleichmeldungen nicht berücksichtigt wird, zu vermeiden. Dafür muß aber ein zusätzlicher Parameter, ein sog. Schwellenwert spezifiziert werden. Es wird unterstellt, daß die Wirtschaftssubjekte erst jenseits eines bestimmten Wertes eine Änderung der zu prognostizierenden Variablen wahrnehmen. Hinsichtlich der Problematik und der Möglichkeit zur Bestimmung von Schwellenwerten sei auf *Blang / Schöler* (1984) verwiesen.

In dieser Arbeit wird die Saldenbildung, wie sie auch vom Ifo-Institut durchgeführt wird, benutzt, da das Verfahren sehr einfach ist, da keine zusätzlichen Annahmen getroffen werden müssen, und da diese Daten in der wirtschaftspolitischen Diskussion eine gewisse Rolle spielen.

Für die folgende Analyse werden für die Preiserwartungen die Salden, wie sie sich aufgrund von Frage 9 aus dem Ifo-Konjunkturtest ergeben, verwendet:

„Unsere Inlandsverkaufspreise (Nettopreise) für (das Erzeugnis) XY werden – unter Berücksichtigung von Konditionsveränderungen voraussichtlich im Laufe der nächsten 3 Monate steigen – etwa gleich bleiben – fallen.“

Es werden die Preiserwartungen für Investitionsgüter (einschließlich PKW), im folgenden mit SPI bezeichnet, und die Preiserwartungen für Verbrauchsgüter, SPV , untersucht.

Hierbei ist SPI_t bzw. SPV_t die Erwartung für das nächste Quartal, d. h. der Wert der Salden im jeweiligen Quartalsendmonat. Der Wertebereich dieser Variablen liegt nach Konstruktion zwischen -100 und $+100$ Prozent. Die Anwendung der Methode der kleinsten Quadrate ergibt in diesem Fall die bekannten Probleme des „limited dependent variable“ Ansatzes, wenn Beobachtungen in die Randbereiche fallen. Hier treten allerdings nur Werte im mittleren Bereich (-5 bis 51 für SPI und -9 bis 47 für SPV) auf, weshalb auch auf eine zusätzliche Transformation der Daten verzichtet wurde.

Die Spezifikation der multivariaten Lag-Verteilung in (2) erfolgt nach einem sequentiellen Verfahren, wie es von *Hsiao* (1979) entwickelt wurde. Zur Festlegung der optimalen Lag-Länge können alternative Kriterien verwendet werden. Im allgemeinen beurteilen diese Kriterien nicht nur die Güte der Anpassung, d. h. die Minimierung der Restgrößenvarianz, sondern sie bestrafen auch die Verwendung zu vieler erklärender Variablen. Es wird also versucht, das Risiko einer verzerrten und einer nicht effizienten Schätzung auszugleichen. Das ursprünglich von *Hsiao* benutzte Kriterium ist der von *Akaike* (1969) stammende finale Prognosefehler.

$$(9) \quad FPE = \frac{T+m}{T-m} \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2}{T},$$

mit T Anzahl der Beobachtungen, m Anzahl der geschätzten Parameter in der Gleichung für y_t und \hat{y}_t dem geschätzten Wert für y_t . Dieses Kriterium hat den Nachteil, daß es bei einer endlichen (wahren) Ordnung asymptotisch die Ordnung des Prozesses überschätzt.

Ein Kriterium, das die (endliche) Ordnung konsistent schätzt, ist z.B. das von Schwarz (1978) entwickelte

$$(10) \quad BIC = \ln \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2}{T} + m \frac{\ln T}{T}.$$

Dieses hat die Tendenz, für kleine Stichproben die wahre Ordnung zu unterschätzen. Ein Kriterium, das diesen Mangel nicht aufweist und konsistent ist, stammt von Hannan / Quinn (1979)

$$(11) \quad HQ = \ln \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2}{T} + 2m \frac{\ln \ln T}{T}.$$

Um für schwach stationäre stochastische Prozesse bivariate autoregressive Modelle zu schätzen, geht man nach Hsiao wie folgt vor:

Zunächst wird nach einem der angegebenen Kriterien die Ordnung des univariaten Prozesses für die zu erklärende Variable bestimmt, indem bis zu einer vorgegebenen maximalen Verzögerung (hier von 12 Quartalen) sukzessive verzögerte Werte der abhängigen Variablen hinzugefügt werden. Es wird diejenige Gleichung mit dem minimalen Wert für das gewählte Kriterium weiterverwendet. Ausgehend von diesem Modell werden sukzessive bis zur vorgegebenen maximalen Ordnung die laufenden und verzögerten Werte der erklärenden Variablen hinzugefügt. Der optimale Wert des gewählten Kriteriums für den bivariaten Prozeß wird mit demjenigen des univariaten verglichen. Ist er besser, so wählt man das bivariate, ist er schlechter, so wählt man das univariate Modell. Entscheidet man sich für ein bivariates Modell, so hält man die Lag-Struktur der erklärenden Variablen fest und überprüft nochmals die Ordnung für die abhängige Variable. Stehen weitere Erklärungsfaktoren zur Verfügung, so können diese entsprechend, wobei jetzt vom besten bivariaten Modell ausgegangen wird, eingebaut werden⁶.

Bei diesem Verfahren werden also nicht a priori Lag-Längen vorgegeben, sondern sie werden individuell für die einzelnen Variablen nach einem eindeutigen statistischen Kriterium angepaßt, und es werden nur diejenigen Variablen bei der Modellbildung berücksichtigt, die eine signifikante Verbesserung der Prognostizierbarkeit der abhängigen Variablen liefern.

4. Empirische Ergebnisse

Zunächst werden die univariaten AR-Prozesse für *SPI* und *SPV* nach den Kriterien (9), (10) und (11) bestimmt, wobei jeweils ein Ansatz ohne und mit Saisondummies gewählt wird⁷. Da der Verlauf von *SPI* und *SPV* nach heuristischen Kriterien als nicht trendbehaftet angesehen werden kann, benötigen wir keine zusätzliche Transformation dieser Variablen. Seit 1983 stellt das Ifo-Institut keine Daten mehr für Investitionsgüter einschließlich PKW zur Verfügung, daher konnten die Gleichungen für *SPI* nur bis 1982 (4) geschätzt werden.

Tabelle 1 zeigt für alternative Kriterien (*FPE*, *HQ*, *BIC*) die univariaten AR-Prozesse für die Preiserwartungen für Investitionsgüter (*SPI*) sowie für Verbrauchsgüter (*SPV*). Der optimale Wert des jeweiligen Kriteriums ist unterstrichen. Für die jeweils „beste“ Gleichung wird noch der Standardfehler der Schätzung (SE_{opt}), das korrigierte Bestimmtheitsmaß (\bar{R}^2_{opt}) sowie die Durbin-Watson-Statistik (DW_{opt}) angegeben. Die Einbeziehung von Saisondummies liefert eine bessere Anpassung bei einer i. a. geringeren Ordnung des AR-Prozesses. Die Entwicklung von *SPV* läßt sich aufgrund aller Kriterien durch einen AR (1)-Prozeß relativ gut beschreiben. Die jeweiligen Vorquartalswerte scheinen wesentliche Bestimmungsfaktoren zu sein. Es werden knapp 68 % der Varianz der Reihe erklärt. Demgegenüber benötigt man zur Beschreibung des Verlaufes von *SPI* wesentlich kompliziertere AR-Prozesse. Maximal werden knapp 62 % der Varianz erklärt. Hinsichtlich der optimalen Lag-Längen zeigen die alternativen Kriterien hier deutlich das theoretisch erwartete Verhalten: Große Lag-Länge entsprechend *FPE* und kleine nach *BIC*. Die Werte für *HQ* liegen innerhalb dieser Grenzen. Im folgenden wollen wir, um auch den Rechenaufwand in Grenzen zu halten, nur noch das *HQ*-Kriterium benutzen. Ausgangspunkt für die weiteren Untersuchungen ist also ein AR (6)-Prozeß für *SPI* und ein AR (1)-Prozeß für *SPV* jeweils mit Saisondummies.

⁶ Es könnte sein, daß die Reihenfolge der Aufnahme der Variablen eine Rolle spielt, so daß hier wieder mehrere Variationen durchgeführt werden sollten. Nach meinen bisherigen Erfahrungen scheint dieses Problem aber nur sehr selten aufzutreten.

⁷ Die Schätzungen erfolgten auf der CDC der FUB mit dem Programmpaket TSP Version 3.5. Für die Durchführung der zahlreichen Berechnungen danke ich Herrn A. Captuller.

Tabelle 1: Univariate AR-Prozesse für die Salden der Preiserverwartungen für Investitionsgüter (SPI) sowie für Verbrauchsgüter (SPV) bei alternativen Auswahlkriterien

Ordnung	SPI ohne Saisondummies ^{a)}			SPI mit Saisondummies ^{a)}			SPV ohne Saisondummies ^{b)}			SPV mit Saisondummies ^{b)}		
	FPE	HQ	BIC	FPE	HQ	BIC	FPE	HQ	BIC	FPE	HQ	BIC
1	191,918	5,281	5,317	106,112	4,724	4,813	70,501	4,279	4,313	41,940	3,794	3,881
2	188,430	5,275	5,328	108,675	4,760	4,867	69,248	4,273	4,324	42,630	3,822	3,926
3	187,301	5,280	5,352	107,503	4,761	4,885	70,866	4,307	4,376	42,764	3,837	3,958
4	107,965	4,741	4,831	88,804	4,581	4,724	67,022	4,263	4,350	43,081	3,856	3,994
5	98,567	4,662	4,769	88,519	4,590	4,750	50,689	3,995	4,099	42,128	3,845	4,000
6	98,306	4,671	4,796	86,601	4,579	4,758	51,888	4,030	4,151	42,613	3,867	4,040
7	100,328	4,703	4,846	87,856	4,605	4,801	53,093	4,065	4,203	43,287	3,894	4,085
8	97,770	4,689	4,850	86,754	4,604	4,818	52,028	4,056	4,211	44,197	3,926	4,134
9	93,754	4,659	4,837	86,526	4,613	4,845	52,700	4,080	4,253	45,208	3,960	4,185
10	96,161	4,696	4,892	88,574	4,647	4,897	53,709	4,110	4,300	46,319	3,995	4,238
11	97,799	4,724	4,938	90,351	4,678	4,946	55,023	4,145	4,353	47,452	4,030	4,290
12	99,696	4,754	4,986	92,106	4,708	4,994	55,568	4,166	4,391	48,629	4,066	4,343
SE _{opt}	9,129	9,129	9,576	8,627	8,774	8,985	6,878				6,292	
\bar{R}_{opt}	0,570	0,570	0,527	0,616	0,603	0,583	0,614				0,677	
DW _{opt}	1,975	1,975	2,107	1,981	2,027	1,851	1,870				1,816	

a) OLS-Schätzungen von 1963 (1) bis 1982 (4)
b) OLS-Schätzungen von 1963 (1) bis 1983 (4)

Schaubild 1 stellt die Spektren der beiden Reihen⁸ dar. Es zeigt sich deutlich, daß der Verlauf der Preiserwartungen in der Verbrauchsgüterindustrie (SPV) durch die langfristigen Komponenten dominiert wird, während die Preiserwartungen für Investitionsgüter (SPI) ausgeprägte saisonale Schwankungen aufweisen, die durch die Verwendung von Saisondummies nicht adäquat erfaßt werden können. Daher ergibt sich für SPI im Gegensatz zu SPV ein autoregressiver Prozeß höherer Ordnung.

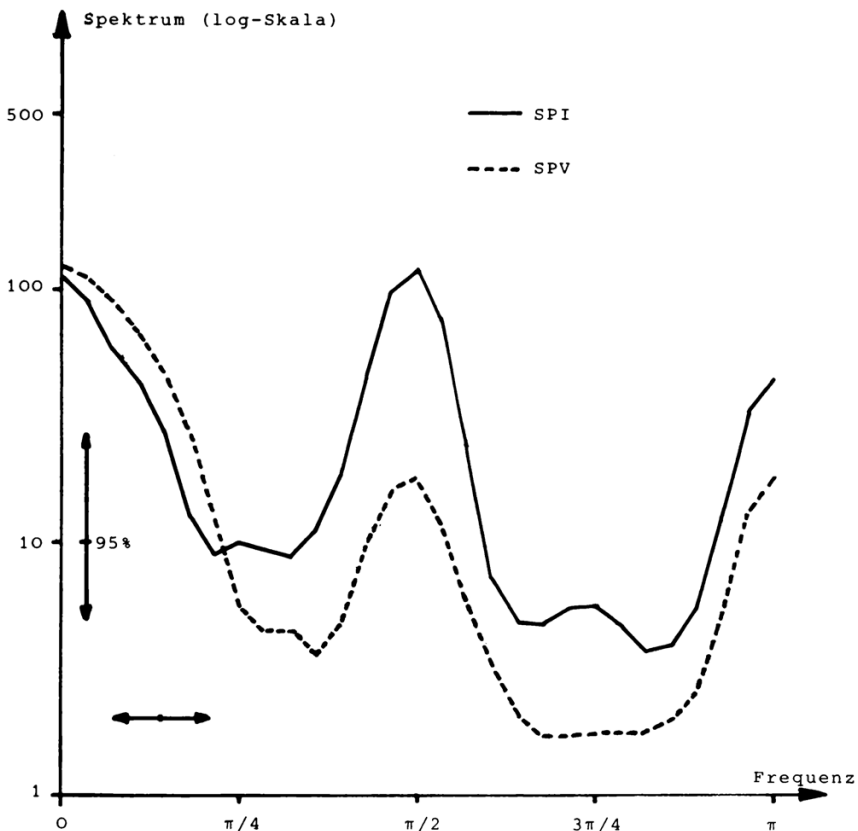


Schaubild 1: Spektren der Salden der Preiserwartungen für Investitionsgüter (SPI) sowie für Verbrauchsgüter (SPV)

⁸ Die Spektren wurden mit einem Parzenfenster mit $M = 28$ Kovarianzen geschätzt. Zur Interpretation und Schätzung von Spektren und Kreuzspektren siehe z.B. König / Wolters (1972).

Entsprechend den Vorüberlegungen, die sich teils auf mikro- und teils auf makrotheoretische Ansätze beziehen, können Inflationserwartungen neben der vergangenen Inflationsentwicklung durch (i) Kostenfaktoren, (ii) Nachfragefaktoren und (iii) die Geldmengenentwicklung beeinflusst werden. Bei den hier verwendeten Daten handelt es sich wohl um Erwartungen für die Erzeugerpreise, sie beziehen sich aber auf relativ große Aggregate wie Investitionsgüter- und Verbrauchsgüterindustrie, so daß die Verwendung von ausschließlich makroökonomischen Erklärungsfaktoren als durchaus gerechtfertigt erscheint. Einschränkend kann angenommen werden, daß mit der hier durchgeführten Untersuchung hauptsächlich die allgemeine Komponente der Preisentwicklung, die sich auf gesamtwirtschaftliche Rahmenbedingungen bezieht, analysiert wird, während branchenspezifische Besonderheiten keine Berücksichtigung finden.

Zur Erfassung der Inflationshistorie werden die vierteljährlichen Wachstumsraten⁹ der Erzeugerpreise für Investitionsgüter (einschließlich PKW) (*WPI*) sowie für Verbrauchsgüter (*WPV*) nach ihrer vorwiegenden Verwendung aus Wirtschaft und Statistik (lfd. Hefte) benutzt.

Kostenfaktoren werden durch die Wachstumsraten der Lohnstückkosten (*WLK*) (Quelle: DIW), die Wachstumsraten der Importgüterpreise (*WPIM*) (Quelle: DIW) sowie durch die Wachstumsraten der Umlaufrendite für festverzinsliche Wertpapiere (*WRW*) (Quelle: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank) approximiert. Die theoretischen Überlegungen beziehen sich bekanntlich auf die Nutzungskosten des Kapitals. Dies ist ein relativ komplizierter Ausdruck¹⁰, der aber als wesentliches Element die Zinskosten enthält. Durch die Verwendung von *WRW* soll hauptsächlich dem Finanzierungsaspekt Rechnung getragen werden.

Nachfragefaktoren werden alternativ durch die vierteljährliche Arbeitslosenquote (*AQ*) (Quelle: Bundesanstalt für Arbeit) sowie durch den Auslastungsgrad¹¹ für das verarbeitende Gewerbe (*KAP*) (Quelle: DIW) modelliert.

Zur Beschreibung der Entwicklung des Geldmengenwachstums wird die vierteljährliche Wachstumsrate von *M 1* (*WM 1*) und die von *M 2* (*WM 2*) herangezogen (Quelle: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank).

⁹ Liegen Monatswerte für die jeweiligen Reihen vor, so werden die vierteljährlichen Wachstumsraten aufgrund der Werte für die Quartalsendmonate gebildet.

¹⁰ Zur Konstruktion von Kapitalnutzungskosten für die Bundesrepublik Deutschland siehe z. B. König (1976).

¹¹ Das Ifo-Institut stellt Daten für den Auslastungsgrad der Investitionsgüterindustrie und der Verbrauchsgüterindustrie zur Verfügung; in konsistenter Weise allerdings erst ab 1970, so daß diese Datenbasis für die vorliegende Untersuchung zu gering ist.

4.1. Preiserwartungen in der Investitionsgüterindustrie

Tabelle 2 zeigt im Rahmen einer bivariaten Analyse welche Faktoren mit welchen zeitlichen Verzögerungen Einfluß auf die Preisantizipationen in der Investitionsgüterindustrie haben. Die optimalen Werte für das *HQ*-Kriterium sind jeweils unterstrichen. Sind diese Werte kleiner als der optimale *HQ*-Wert für den univariaten Prozeß für *SPI*, nämlich 4,579, so tragen die jeweiligen Variablen zur Erklärung der Preiserwartungen in der Investitionsgüterindustrie bei.

Wie schon bei *Wolters* (1984a, b) festgestellt, liefert die vergangene Inflationsentwicklung keinen signifikanten Erklärungsbeitrag. Die Einbeziehung von Kostenfaktoren hat bei *WPIM* und *WLK* einen geringfügigen Einfluß auf die Erwartungsbildung, während sich Kapitalkosten (*WRW*) als nicht relevant erweisen. Für alle diese Variablen gilt, daß sie die theoretisch erwartete positive Einflußrichtung aufweisen.

Die beiden verwendeten Nachfragefaktoren liefern unterschiedliche Ergebnisse. Während der Auslastungsgrad (*KAP*) der laufenden Periode sowie der Vorperiode die Erklärung von *SPI* deutlich verbessert, trägt die Arbeitslosenquote (*AQ*) in linearer Form nicht zur Erklärung bei. Wird allerdings wie im Phillipskurvenansatz häufig eine hyperbolische Funktionsform (AQ^{-1}) gewählt, so läßt sich die Erklärung für *SPI* dadurch verbessern. Es zeigt sich aber, daß entgegen theoretischen Vorüberlegungen der langfristige Koeffizient von AQ^{-1} negativ ist. Daher wird im folgenden der Auslastungsgrad als Proxy für die Nachfrageentwicklung gewählt.

Neben diesen, eher auf keynesianischen Überlegungen basierenden Einflußfaktoren trägt auch der monetaristische Ansatz wesentlich zur Bestimmung der Preiserwartungen in der Investitionsgüterindustrie bei. Die Geldmengenentwicklung wird allerdings erst mit einer Verzögerung von einem Jahr wirksam. Es ergibt sich, daß die Wachstumsrate von *M* 2 deutlich bessere Anpassungsmaße liefert als die von *M* 1, so daß im folgenden nur noch *WM* 2 betrachtet wird.

Ausgehend von diesen Ergebnissen soll nun ein multivariates Modell geschätzt werden. Zunächst zeigt sich, daß bei Fixierung der Lag-Struktur für die erklärenden Variablen und Variation der verzögerten Werte von *SPI* für alle Gleichungen die Ordnung des autoregressiven Prozesses für *SPI* von sechs auf vier reduziert werden kann.

Die Ergebnisse für den monetaristischen Ansatz finden sich in Tabelle 3, Spalte 1. Spalte 2 enthält die Ergebnisse für die keynesianische Variante bei der die Inflationserwartungen über Kosten- und Nachfragefaktoren erklärt werden. In termini des korrigierten Bestimmtheitsmaßes liefern beide Ansätze eine nahezu gleich gute Anpassung. Der Standardfehler der Schät-

Tabelle 2: Bivariate AR-Prozesse mit SPI als abhängiger Variabler und alternativen Erklärungsfaktoren. HQ-Kriterium. OLS-Schätzungen 1963 (1) bis 1982 (4)^{a)}

Ordnung	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
	WPI	WPIM	WM 1	WM 1	WM 2	WM 2	AQ	AQ ⁻¹	AQ ⁻¹	KAP	WLK	WLK	WRW
0	4,607	4,545	4,615	–	4,594	–	4,615	4,616	–	4,460	4,610	–	4,601
1	4,633	4,558	4,652	–	4,606	–	4,635	4,628	4,609	4,448	4,612	4,578	4,613
2	4,667	4,568	4,685	–	4,642	–	4,669	4,653	4,634	4,480	4,602	4,567	4,636
3	4,659	4,603	4,715	–	4,661	–	4,704	4,686	4,654	4,517	4,620	4,583	4,660
4	4,686	4,610	4,633	4,503	4,478	4,345	4,738	4,545	4,513	4,516	4,631	4,605	4,693
5	4,722	4,647	4,670	4,540	4,515	4,382	4,771	4,569	4,533	4,552	4,636	4,608	4,686
6	4,758	4,684	4,701	4,573	4,550	4,416	4,797	4,606	4,570	4,544	4,644	4,610	4,720
7	4,786	4,717	4,724	4,603	4,585	4,453	4,833	4,632	4,596	4,578	4,674	4,640	4,757
8	4,823	4,721	4,757	4,629	4,610	4,478	4,870	4,669	4,633	4,612	4,709	4,675	4,793
9	4,857	4,756	4,794	4,665	4,644	4,513	4,893	4,704	4,668	4,599	4,744	4,710	4,811
10	4,887	4,780	4,830	4,701	4,677	4,545	4,929	4,649	4,617	4,596	4,700	4,667	4,838
SE _{opt}	8,798	8,526	8,830	8,352	7,891	7,718	8,830	8,159	8,119	8,035	8,583	8,525	8,769
\bar{R}^2_{opt}	0,601	0,625	0,598	0,640	0,679	0,693	0,598	0,656	0,660	0,667	0,620	0,625	0,603
DW _{opt}	2,039	2,103	2,028	2,015	2,031	2,036	2,027	2,032	2,059	2,041	1,933	1,931	2,071

a) Vergleichswert des univariaten AR (6)-Prozesses mit Saisonummies für SPI ist HQ = 4,579.

Tabelle 3

**OLS-Schätzungen 1963 (1) bis 1982 (4) zur Erklärung
der Preiserwartungen für Investitionsgüter (SPI)**

Erklärende Variable	(1) SPI	(2) SPI	(3) SPI
SPI_{-1}	0,442 (5,0)	0,214 (2,0)	0,298 (2,9)
SPI_{-2}	- 0,075 (0,8)	- 0,011 (0,1)	- 0,031 (0,3)
SPI_{-3}	- 0,083 (0,9)	- 0,010 (0,9)	- 0,103 (1,0)
SPI_{-4}	0,416 (4,8)	0,340 (3,1)	0,355 (3,4)
WM_{2-4}	2,421 (5,0)		1,585 (2,9)
$WPIM$		0,899 (2,1)	0,661 (1,6)
WLK_{-1}		0,908 (2,0)	0,514 (1,1)
WLK_{-2}		0,767 (1,6)	0,637 (1,4)
KAP		0,702 (2,6)	0,460 (1,7)
C	- 4,965 (1,0)	- 45,522 (1,7)	- 38,587 (1,5)
S_1	11,179 (1,7)	- 20,366 (1,9)	2,534 (0,2)
S_2	- 2,934 (0,7)	- 20,127 (2,7)	- 12,277 (1,6)
S_3	8,762 (1,7)	- 8,317 (1,3)	4,904 (0,6)
SE	7,775	7,864	7,467
\bar{R}^2	0,688	0,681	0,712
HQ	4,315	4,405	4,324
DW	1,998	1,884	1,830

zung sowie das *HQ*-Kriterium weisen jedoch für die monetaristische Variante bessere Werte auf. Hinsichtlich der Autokorrelation der Residuen kann bei beiden Gleichungen die Hypothese nicht autokorrelierter Residuen aufgrund der Konstruktion der Gleichungen nicht verworfen werden. Die hier ausgewiesene Durbin-Watson-Statistik ist bekanntermaßen nicht adäquat, da verzögerte endogene Variablen in der Gleichung enthalten sind. Hinzu kommt, daß sie nur gegen einen *AR* (1)-Prozeß testet.

Wird mit allen Erklärungsfaktoren gemeinsam geschätzt, so sind weder die Einflüsse der Kosten- noch Nachfragefaktoren auf dem 5%-Niveau signifikant. Hauptdeterminante zur Bestimmung der Inflationserwartungen scheint die Wachstumsrate des Geldangebotes zu sein. Zumindest lassen sich hiermit und den Erwartungen der Vorperioden knapp 69% der Variation von *SPI* erklären. Es bleibt damit allerdings auch noch ein nicht unbeträchtlicher Teil der Entwicklung von *SPI* unerklärt.

Die Schaubilder 2 und 3 zeigen in termini der kumulierten Multiplikatoren die Reaktion der beiden Modelle auf Störungen in den erklärenden Variablen. Die Anpassung verläuft in beiden Fällen zyklisch, d. h. es kommt zu Überreaktionen. Weiterhin treten insbesondere bei der monetaristischen Variante sehr lange Anpassungszeiten auf. Die interne Dynamik spielt eine beträchtliche Rolle.

Um die zeitliche Stabilität der beiden alternativen Schätzungen zu prüfen, wurde nach *Chow* ein Strukturbruchtest durchgeführt, wobei der Beob-

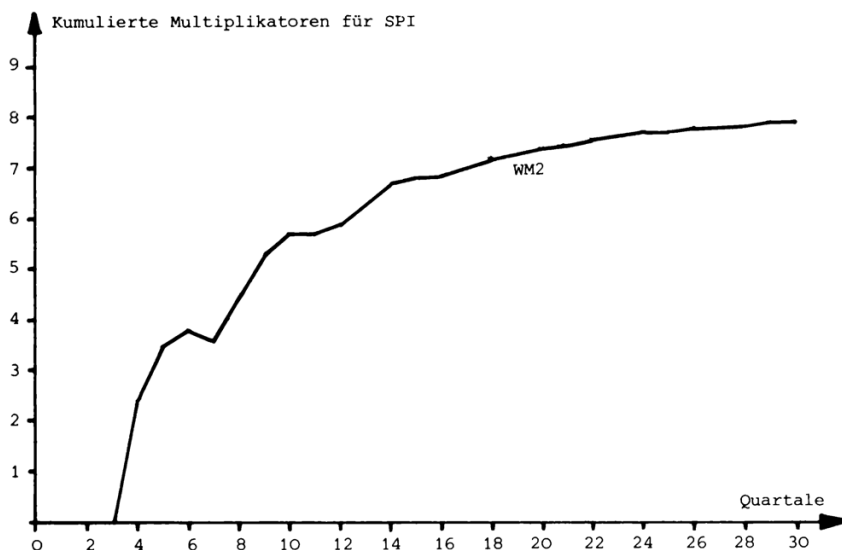


Schaubild 2: Kumulierte Multiplikatoren
für die monetaristische Variante zur Erklärung von *SPI*

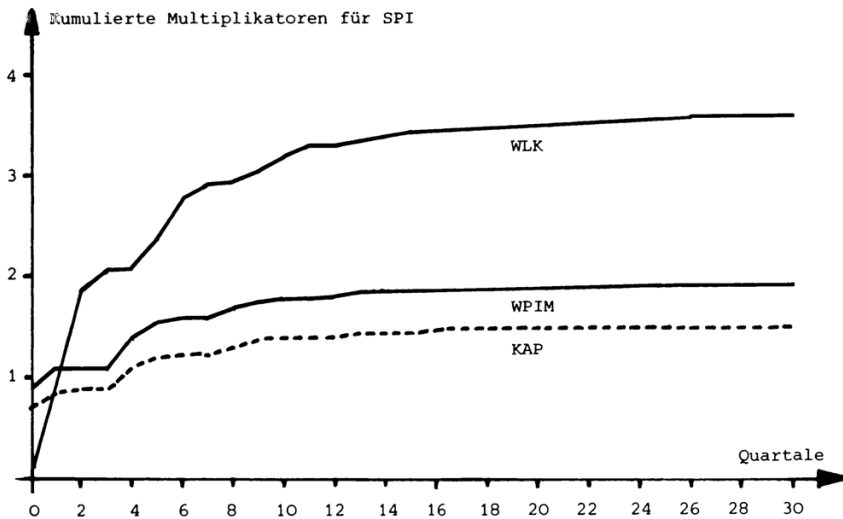


Schaubild 3: Kumulierte Multiplikatoren für die keynesianische Variante zur Erklärung von SPI

achtungszeitraum halbiert wurde. Für die keynesianische Variante wird die Hypothese der Strukturkonstanz auf einem geringeren als dem 1%-Niveau verworfen, während für die monetaristische Version die Nullhypothese wohl auf dem 5%-Niveau, nicht aber auf dem 1%-Niveau verworfen wird¹².

Zusammenfassend zeigt sich, daß die Preiserwartungsbildung in der Investitionsgüterindustrie bis zu einem gewissen Grade durch zwei unterschiedliche theoretische Ansätze erklärt werden kann, wobei nach statistischen Kriterien die monetaristische Variante leichte Vorteile gegenüber einem Phillipskurvenansatz aufweist. Es scheint, daß eher die Entwicklung des Geldmengenwachstums von den Unternehmern in der Investitionsgüterbranche zur Bildung ihrer Preiserwartungen herangezogen wird, als daß sie an die Existenz eines Phillipskurvenzusammenhangs glauben. Dieses Ergebnis ist mit Resultaten für die USA vergleichbar¹³. Versucht man aller-

¹² Bei der monetaristischen Variante bleibt in der ersten Teilperiode der Einfluß von WM 2 hoch signifikant erhalten, während in der zweiten Teilperiode wohl noch ein positiver, aber nicht mehr signifikanter Einfluß zu verzeichnen ist. Demgegenüber bleiben beim keynesianischen Ansatz in der ersten Teilperiode die positiven Vorzeichen erhalten, aber nur noch der Einfluß von KAP ist gesichert. In der zweiten Teilperiode ist der Einfluß von WPIM und WLK positiv und abgesichert, während derjenige von KAP negativ und nicht abgesichert ist. Wird eine Schätzung auf der Basis eines um fünf Jahre verkürzten Beobachtungszeitraums durchgeführt, zeigen beide Versionen eine erstaunliche Stabilität, so daß doch gewisse Schlußfolgerungen aus den Ergebnissen in Tabelle 3 zulässig scheinen.

¹³ Siehe z.B. de Leeuw / McKelvey (1981), Gramlich (1983) sowie Mullineaux (1980).

dings etwas genauer zu analysieren, auf welche Komponenten von *SPI* das Geldmengenwachstum wirkt, so zeigt sich im Rahmen spektralanalytischer Untersuchungen sehr klar, daß die Einbeziehung von *WM 2* im wesentlichen die Prognose der saisonalen Komponenten verbessert; die für *SPI* relativ stark ausgeprägt sind. Das Spektrum von *WM 2* weist nur eine im Vergleich zu den Saisonkomponenten schwach ausgeprägte konjunkturelle Komponente auf (vgl. Schaubild 4). Die Kohärenz zwischen *SPI* und *WM 2* zeigt im wesentlichen einen hohen signifikanten Zusammenhang für die Saisonkomponenten beider Reihen. Demgegenüber wirkt der Einfluß der Kapazitätsauslastung hauptsächlich im konjunkturellen Bereich (vgl. Schaubild 5). Der Einfluß von *WM 2* auf die saisonale Entwicklung von *SPI* wird auch aus Tabelle 3 ersichtlich. Sobald *WM 2* als Regressor einbezogen wird, sind die Saisonummies auf dem 5%-Niveau nicht mehr signifikant.

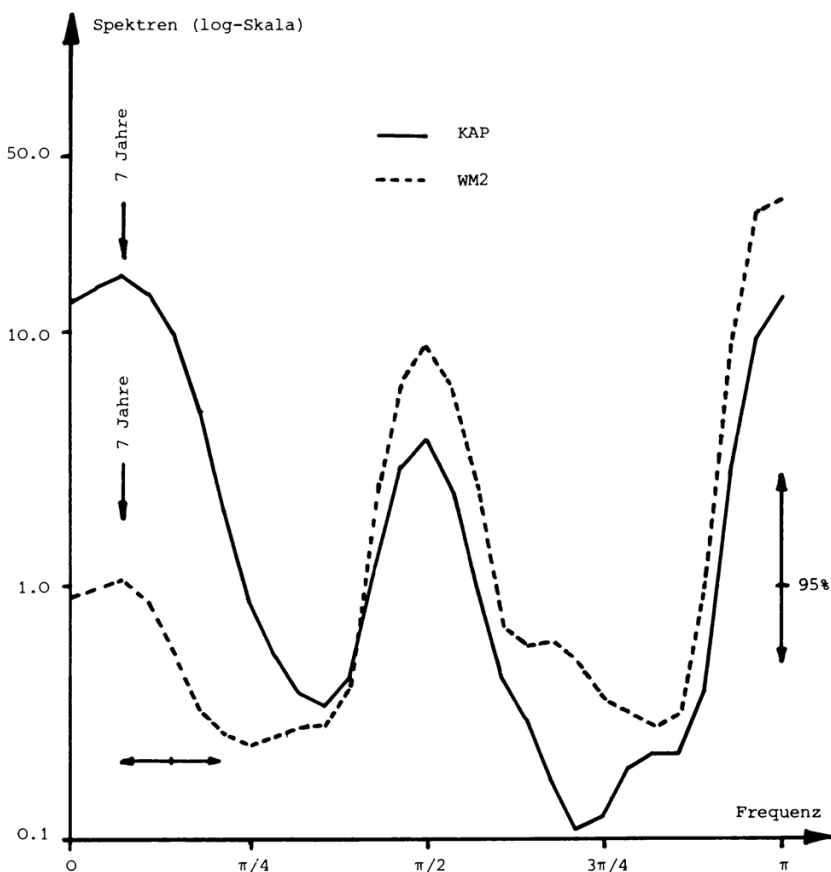


Schaubild 4: Spektren der Wachstumsrate von *M 2* (*WM 2*) und der Kapazitätsauslastung (*KAP*)

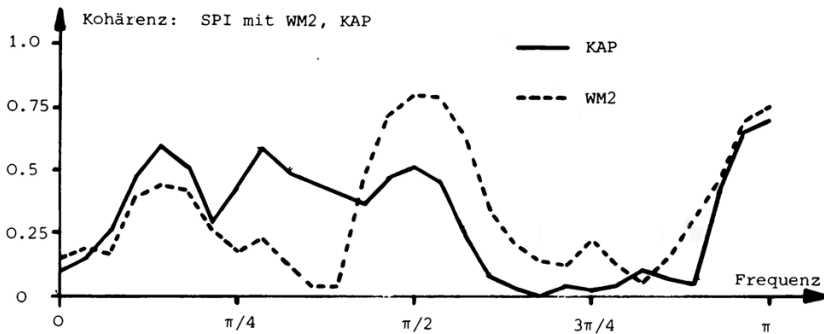


Schaubild 5: Kohärenz zwischen SPI und WM 2 bzw. SPI und KAP

4.2. Preiserwartungen in der Verbrauchsgüterindustrie

Die Ergebnisse der bivariaten Analyse bezüglich der Einflußfaktoren zur Bildung von Preiserwartungen in der Verbrauchsgüterindustrie sind in Tabelle 4 dargestellt. Es ergibt sich hier ein gewisser Beitrag der aktuellen Inflationsrate zur Erklärung von SPV^{14} .

Hinsichtlich der Kostenfaktoren spielt die Wachstumsrate der Lohnstückkosten WLK keine Rolle. Demgegenüber zeigt die Wachstumsrate der Importpreise $WPIM$ einen geringen zusätzlichen Erklärungsbeitrag und die Wachstumsrate der Umlaufrendite WRW einen ausgeprägteren Erklärungsbeitrag auf.

Beide Nachfragefaktoren erweisen sich als signifikante Einflußgrößen für die Preiserwartungen in der Verbrauchsgüterindustrie. Die Arbeitslosenquote AQ liefert sowohl in linearer als auch in hyperbolischer Form einen signifikanten Erklärungsbeitrag. Der langfristige Koeffizient ist allerdings nicht signifikant von Null verschieden. Auch bringt der laufende Wert des Auslastungsgrades eine deutlich größere Verbesserung bei der Erklärung von SPV , daher wird im folgenden nur noch KAP betrachtet.

Beide Geldmengenaggregate tragen zur Bestimmung der Preisantizipationen bei. Während die Wachstumsrate von $M 1$ eine relativ komplizierte Lagstruktur aufweist, genügt bei der Wachstumsrate von $M 2$ der Wert des Vorquartals. Da das HQ -Kriterium für $WM 2$ geringere Werte annimmt als für $WM 1$ wird im weiteren $WM 2$ gewählt.

Bei der Spezifikation und Schätzung der multivariaten Modelle kann als generelles Ergebnis festgehalten werden, daß (i) die Hinzunahme der

¹⁴ Wie in Wolters (1984a) gezeigt wird, scheint dieser Einfluß von einer noch unvollständigen Modellierung herzuführen.

Tabelle 4: Bivariate AR-Prozesse mit SPV als abhängiger Variabler und alternativen Erklärungsfaktoren. HQ-Kriterium. OLS-Schätzungen 1963 (1) bis 1983 (4)^{a)}

Ordnung	(1) WPV	(2) WPIM	(3) WM 1	(4) WM 1	(5) WM 2	(6) WM 2	(7) AQ	(8) AQ ⁻¹	(9) KAP	(10) WLK	(11) WRW
0	<u>3,758</u>	<u>3,785</u>	3,817	–	3,811	–	3,822	3,807	<u>3,464</u>	<u>3,830</u>	<u>3,704</u>
1	3,793	3,806	3,787	3,766	<u>3,688</u>	<u>3,668</u>	<u>3,746</u>	3,779	3,479	3,861	3,734
2	3,827	3,838	3,823	3,800	3,691	3,669	3,781	3,737	3,492	3,895	3,758
3	3,858	3,833	3,849	3,828	3,697	3,685	3,810	<u>3,728</u>	3,526	3,926	3,794
4	3,893	3,847	3,772	3,741	3,730	3,712	3,838	3,748	3,560	3,935	3,792
5	3,899	3,868	<u>3,747</u>	<u>3,727</u>	3,753	3,737	3,863	3,779	3,589	3,962	3,823
6	3,895	3,898	3,782	<u>3,762</u>	3,788	3,772	3,895	3,813	3,606	3,987	3,757
7	3,921	3,896	3,818	3,798	3,823	3,806	3,930	3,781	3,604	4,022	3,773
8	3,939	3,932	3,853	3,833	3,858	3,840	3,949	3,801	3,625	4,019	3,805
9	3,975	3,963	3,888	3,869	3,887	3,871	3,955	3,834	3,658	4,054	3,827
10	3,999	3,997	3,894	3,882	3,912	3,900	3,990	3,855	3,691	4,089	3,862
SE _{opt}	6,109	6,192	5,747	5,754	5,833	5,840	6,004	5,819	5,273	6,332	5,947
\bar{R}^2_{opt}	0,696	0,687	0,731	0,730	0,723	0,722	0,706	0,724	0,773	0,673	0,712
DW _{opt}	1,841	1,809	1,897	1,931	2,002	2,004	2,069	2,023	1,750	1,816	1,899

a) Vergleichswert des univariaten AR (1)-Prozesses mit Saisonummies für SPV ist HQ = 3,794.

Wachstumsrate der Umlaufrendite keine zusätzliche Verbesserung bringt und (ii), daß zwischen *WPV* und *WPIM* ein hohes Maß an Multikollinearität bestehen muß, denn wenn beide Variablen gemeinsam in die Gleichung für *SPV* mit einbezogen werden, ist keine auf dem 5%-Niveau signifikant von Null verschieden.

Auch bei der Verbrauchsgüterindustrie zeigt sich ebenso wie bei der Investitionsgüterindustrie, daß zwei unterschiedliche Erklärungsansätze zur Bildung von Preiserwartungen bestehen. In Tabelle 5, Spalten (1) und (2) ist die monetaristische Variante enthalten, einmal erweitert um die tatsächliche Inflationsrate und zum anderen um die Wachstumsrate der Importpreise. Die entsprechenden Versionen, die von der Existenz einer Phillips-

Tabelle 5
OLS-Schätzungen 1963 (1) bis 1983 (4)
zur Erklärung der Preiserwartungen für Verbrauchsgüter (*SPV*)

Erklärende Variable	(1) <i>SPV</i>	(2) <i>SPV</i>	(3) <i>SPV</i>	(4) <i>SPV</i>	(5) <i>SPV</i>
<i>SPV</i> ₋₁	0,738 (11,6)	0,727 (11,3)	0,394 (4,7)	0,366 (4,3)	0,429 (5,0)
<i>WM</i> 2 - 1	1,197 (3,5)	1,343 (4,0)			0,533 (1,6)
<i>KAP</i>			1,195 (6,0)	1,263 (6,4)	1,050 (4,8)
<i>WPV</i>	1,130 (2,1)		1,246 (2,7)		1,162 (2,5)
<i>WPIM</i>		0,731 (2,4)		0,789 (2,9)	
<i>C</i>	11,730 (7,5)	11,797 (7,6)	- 93,784 (5,3)	- 99,643 (5,6)	- 81,271 (4,2)
<i>S</i> ₁	- 20,872 (7,2)	- 21,367 (7,4)	- 2,191 (0,9)	- 1,065 (0,4)	- 6,962 (1,8)
<i>S</i> ₂	- 2,099 (0,8)	- 1,115 (0,4)	- 2,497 (1,3)	- 1,968 (1,0)	- 0,259 (0,1)
<i>S</i> ₃	- 18,276 (9,1)	- 17,863 (8,9)	- 5,286 (2,3)	- 3,860 (1,7)	7,893 (5,0)
<i>SE</i>	5,710	5,677	5,076	5,046	5,024
\bar{R}^2	0,734	0,756	0,790	0,792	0,794
<i>HQ</i>	3,645	3,634	3,410	3,398	3,412
<i>DW</i>	2,028	2,003	1,846	1,785	1,893

kurve ausgehen, sind in den Spalten (3) und (4) dargestellt. Spalte (5) enthält die gemeinsame Schätzung. In diesem Fall ist die Wachstumsrate der Geldmenge M_2 auf dem 5%-Niveau nicht mehr signifikant von Null verschieden. Hier kann man also im Gegensatz zur Investitionsgüterindustrie von einer Dominanz der keynesianischen Variante sprechen, die knapp 80% der Variation von SPV erklärt.

Für alle Versionen verläuft der Anpassungsprozeß an exogene Störungen monoton. Der mean-lag ist bei den monetaristischen Versionen mit 3 bis 4 Quartalen wesentlich länger als der für die keynesianische Variante mit weniger als einem Quartal.

Um die zeitliche Stabilität der Erklärungsansätze zu prüfen, wurde wieder ein *Chow-Test* bei Halbierung des Beobachtungsumfanges durchgeführt. In keinem der Fälle konnte die Nullhypothese der Strukturkonstanz auf dem 5%-Niveau verworfen werden.

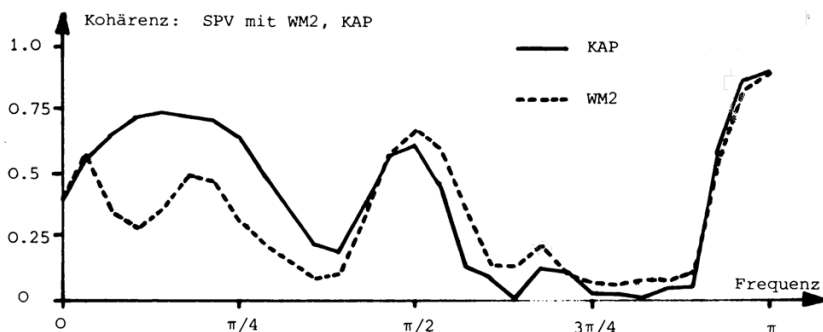


Schaubild 6: Kohärenz zwischen SPV und WM_2 bzw. SPV und KAP

Auch die Frequenzbereichsanalysen zeigen eine Überlegenheit der Phillipskurvenbeziehung gegenüber dem monetaristischen Erklärungsansatz (Schaubild 6). Die Kohärenz zwischen dem Auslastungsgrad und den Preiserverwartungen für Verbrauchsgüter ist im gesamten konjunkturellen Bereich hoch signifikant ebenso wie für die Saisonschwankungen, während die Kohärenzen zwischen WM_2 und SPV im wesentlichen für die Saisonkomponenten signifikant von Null verschieden sind.

5. Schlußfolgerungen

Die vorliegende Arbeit versucht, mehr Informationen über die Bildung von Preiserverwartungen/plänen in der Investitionsgüter- und Verbrauchsgüter-

terindustrie zu erhalten. Ausgangspunkt der Analyse sind die vom Ifo-Institut veröffentlichten Salden über Preisantizipationen für den Zeitraum 1960 bis 1983.

Die Festlegung der Einflußfaktoren und ihrer zeitlichen Struktur erfolgte nicht ad hoc, sondern in systematischer Weise anhand statistischer Entscheidungskriterien.

Wie bilden nun Unternehmer ihre Erwartungen? Die Untersuchung des vorliegenden Datenmaterials zeigt sowohl für die Investitionsgüter- als auch für die Verbrauchsgüterindustrie ein hohes Maß an „habit persistence“-Verhalten. Der überwiegende Teil der Variation in den Antizipationsreihen wird durch eigene verzögerte Werte erklärt, wie aus den in Tabelle 1 ausgewiesenen Bestimmtheitsmaßen für die autoregressiven Darstellungen im Vergleich zu denjenigen in den Tabellen 3 bzw. 5 hervorgeht. Für die Investitionsgüterindustrie beträgt der Anteil der erklärten Varianz aufgrund der eigenen verzögerten Werte knapp 60 %. Die Hinzunahme weiterer erklärender Variabler bringt eine Erhöhung auf 69 %. Für die Verbrauchsgüterindustrie steigt der Erklärungsgrad von 68 % beim rein autoregressiven Ansatz auf 79 % durch Einbeziehung zusätzlicher Erklärungsfaktoren. Fast keine Rolle spielt die tatsächliche Inflationserfahrung.

Zugegebenermaßen sind die hier gewählten Variablen zur Approximation von Kosten- und Nachfragefaktoren recht grob, dennoch ist es erstaunlich, daß man zwischen alternativen theoretischen Erklärungsansätzen diskriminieren kann: In der Investitionsgüterindustrie scheint der monetaristische Ansatz zumindest für saisonale Schwankungen zusätzlich die Preiserwartungsbildung zu beeinflussen, während in der Verbrauchsgüterindustrie eher Phillipskurvenüberlegungen eine Rolle spielen.

Allerdings bleiben noch ungefähr 30 % (20 %) der Variation der Preiserwartungen in der Investitionsgüterindustrie (Verbrauchsgüterindustrie) unerklärt. Es könnte also sein, daß in diesem Datenmaterial neben Informationen über kausale ökonomische Faktoren auch noch Informationen über sonst schwer quantifizierbare Faktoren – wie z. B. psychologische Faktoren, Einschätzungen der Marktsituation etc. – enthalten sind.

Die Frage, ob die Erwartungsbildung rational oder adaptiv erfolgt, kann ohne zusätzliche a priori Annahmen und Verarbeitung expliziter Restriktionen nicht entschieden werden, da die hier verwendeten Schätzgleichungen beobachtungsäquivalent sind.

Zusammenfassung

Die Frage der Bildung von Preiserwartungen in der Investitionsgüterindustrie und Verbrauchsgüterindustrie auf der Basis von Quartalsdaten des Ifo-Konjunkturtests für den Zeitraum 1960 bis 1983 wird untersucht. Die Festlegung der Erklärungsfakto-

ren und der dynamischen Spezifikation der Gleichung erfolgt anhand statistischer Entscheidungskriterien. Es ergibt sich ein hohes Maß an „habit-persistence“-Verhalten. Daneben scheint der monetaristische Ansatz zumindest für saisonale Schwankungen eine zusätzliche Erklärung für die Preiserwartungen in der Investitionsgüterindustrie zu liefern, während in der Verbrauchsgüterindustrie eher Phillipskurvenüberlegungen eine Rolle spielen.

Summary

This paper investigates the formation of price-expectations in the investment and consumer goods industry, using quarterly data of the Ifo-Business Test for the period 1960 to 1983. The explanatory variables and its dynamic structure are established on the basis of statistical decision criteria. The results show a high degree of habit-persistence behaviour. It seems that monetary growth has additional explanatory power at least for seasonal movements for investment goods price-expectations, whereas in consumer goods industry demand pull factors play an additional role.

Literatur

- Akaike, H. (1969), Fitting Autoregressions for Prediction. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics* 21, 243 - 247.
- Blang, H. G. / Schöler, K. (1984), Zur Rationalität der Preiserwartungen deutscher Unternehmer. *Diskussionsbeiträge zur monetären Makroökonomie* Nr. 14, Fachbereich Wirtschaftswissenschaft, Universität-Gesamthochschule-Siegen.
- Box, G. E. P. / Jenkins, G. M. (1970), *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. San Francisco.
- Buiter, W. H. (1980), The Macroeconomics of Dr. Pangloss: A Critical Survey of the New Classical Macroeconomics. *Economic Journal* 90, 34 - 50.
- Burmeister, E. / Flood, R. P. / Garber, P. M. (1983), On the Equivalence of Solutions in Rational Expectations Models. *Journal of Economic Dynamics and Control* 5, 311 - 321.
- Carlson, J. A. (1975), Are Price Expectations Normally Distributed? *Journal of the American Statistical Association* 70, 749 - 754.
- Carlson, J. A. / Parkin, M. (1975), Inflation Expectations. *Economica* 42, 123 - 138.
- Chan-Lee, J. H. (1980), A Review of Recent Work in the Area of Inflationary Expectations. *Weltwirtschaftliches Archiv* 116, 45 - 86.
- De Leeuw, F. / McKelvey, M. J. (1981), Price Expectations of Business Firms. *Brookings Papers on Economic Activity*, 299 - 314.
- Franz, W. (1983), The Past Decade's Natural Rate and the Dynamics of German Unemployment. A Case Against Demand Policy? *European Economic Review* 21, 51 - 76.
- Gramlich, E. M. (1983), Models of Inflation Expectations Formation. A Comparison of Household and Economist Forecasts. *Journal of Money, Credit, and Banking* 15, 155 - 173.

- Hannan, E. J. / Quinn, B. G. (1979), The Determinants of the Order of an Autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society Series B* 41, 190 - 195.
- Hicks, J. R. (1946), *Value and Capital*. Oxford.
- Hsiao, C. (1979), Autoregressive Modeling of Canadian Money and Income Data. *Journal of the American Statistical Association* 74, 553 - 560.
- Knöbl, A. (1974), Price Expectations and Actual Price Behavior in Germany. *International Monetary Fund Staff Papers* 21, 83 - 100.
- König, H. (1976), Neoklassische Investitionstheorie und Investorenverhalten in der Bundesrepublik Deutschland. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 190, 316 - 348.
- (1978), Ein monetaristisches Modell zur Erklärung von Arbeitslosigkeit und Inflation: Modellprobleme und -implikationen für die BRD. *Zeitschrift für Nationalökonomie* 38, 85 - 104.
- (1983), Mikroökonomische Studien zur Bildung von Preiserwartungen, in: G. Bombach, B. Gahlen und A. E. Ott (Hrsg.); *Makroökonomie heute: Gemeinsamkeiten und Gegensätze*. Tübingen. 329 - 360.
- König, H. / Nerlove, M. / Oudiz, G. (1981), On the Formation of Price Expectations: An Analysis of Business Test Data by Log-Linear Probability Models. *European Economic Review* 16, 103 - 138.
- König, H. / Wolters, J. (1972), *Einführung in die Spektralanalyse ökonomischer Zeitreihen*. Meisenheim am Glan.
- Laidler, D. E. W. (1973), The Influence of Money on Real Income and Inflation: A Simple Model with some Empirical Tests for the United States, 1953 - 72. *Manchester School* 41. Wieder abgedruckt in: D. E. W. Laidler, *Essays on Money and Inflation*. Chicago 1975, 135 - 165.
- Lucas, R. E. jr. (1973), Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs. *American Economic Review* 63, 326 - 334.
- McCallum, B. T. (1980), Rational Expectations and Macroeconomic Stabilization Policy: An Overview. *Journal of Money, Credit, and Banking* 12, 716 - 746.
- Mullineaux, D. J. (1980), Inflation Expectations and Money Growth in the United States. *American Economic Review* 70, 149 - 161.
- Nerlove, M. (1958), Distributed Lags and Demand Analysis for Agricultural and other Commodities. *Agriculture Handbook*, No. 151.
- (1983), Expectations, Plans, and Realizations in Theory and Practice. *Econometrica* 51, 1251 - 1279.
- Parkin, M. (1977), A "Monetarist" Analysis of the Generation and Transmission of World Inflation: 1958 - 71. *American Economic Review, Papers and Proceedings* 67, 164 - 171.
- Schwarz, G. (1978), Estimating the Dimension of a Model. *Annals of Statistics* 6, 461 - 464.
- Theil, H. (1966), *Applied Economic Forecasting*. Amsterdam.
- Tobin, J. (1980), *Asset Accumulation and Economic Activity. Reflections on Contemporary Macroeconomic Theory*. Oxford. Deutsche Übersetzung: *Vermögensakkumulation und wirtschaftliche Aktivität. Bemerkungen zur zeitgenössischen makroökonomischen Theorie*. München 1981.

Wolters, J. (1984 a), Preiserwartungen des Ifo-Konjunkturtests und die tatsächliche Preisentwicklung. Ifo-Studien, 29 - 61.

- (1984 b), Ökonometrische Analyse von Inflationserwartungen. Ansätze, Probleme und eine empirische Untersuchung für Investitionsgüterpreise. Allgemeines Statistisches Archiv 68, 307 - 331.