

Der Zusammenhang zwischen Großhandels- und Verbraucherpreisen

Eine Untersuchung der lag-Struktur

Die Inflation hat in den letzten Jahren weltweit zugenommen, in fast allen Ländern ist der Preisauftrieb gegenwärtig ein Hauptproblem der Wirtschaftspolitik. In Österreich blieb der Anstieg des Preisniveaus nach der Konjunkturlaute des Jahres 1967 lange relativ mäßig. Ende 1969 griffen jedoch die inflationären Tendenzen auf den Weltmärkten auch auf unser Land über, die DM-Aufwertung verschärfte den Preisauftrieb, und schließlich ließ die Konjunkturanspannung auch die Inlandspreise beschleunigt anziehen.

Die raschere Gangart der Preise kündigte sich zuerst auf der Großhandelsstufe an. Die jährliche Teuerungsrate der Großhandelspreise erhöhte sich von rund 2% Anfang 1969 auf rund 3 1/2% zu Jahresende und nahm bis Mitte 1970 weiter bis auf nahezu 6% zu. Entgegen der langfristigen Tendenz stiegen die Preise im Großhandel im abgelaufenen Jahr schneller als auf den Verbrauchermärkten. In den letzten Monaten hat sich jedoch die Teuerungsrate der Verbraucherpreise jener der Großhandelspreise bereits stark genähert (Oktober +4 9% und +5 3%).

In dieser Situation kommt der Analyse und Prognose des Preisauftriebes besondere Bedeutung zu. Einer der wichtigsten Indikatoren für die künftige Entwicklung des Verbraucherpreisniveaus ist, neben den Lohnkosten, die Preisbewegung auf den vorgelagerten Handels- und Produktionsstufen. Die vorliegende Arbeit hat sich die Aufgabe gestellt, den Zusammenhang zwischen Großhandelspreisen und Verbraucherpreisen zu untersuchen. Die Ergebnisse tragen dazu bei, die augenblickliche Preissituation besser beurteilen zu können und die Methoden der Preisprognose zu verfeinern.

Großhandelspreisindex und Verbraucherpreisindex

Die Untersuchung beschränkt sich auf die Jahre 1965 bis 1970. Erst für diesen Zeitraum steht der neue, repräsentativere Großhandelspreisindex (Basis 1964 = 100) zur Verfügung, der neben Agrarprodukten und Rohstoffen auch Fertigwaren umfaßt¹⁾. Für die Verbraucherpreise werden schon längere Zeit umfassende Indizes (Basis 1958 und 1966) erstellt²⁾. Ein

Zeitraum von 5 1/2 Jahren, der sich gerade über einen Konjunkturzyklus erstreckt, ist zu kurz, wenn man daraus allgemeingültige Schlüsse auf den konjunkturellen Preisverlauf ziehen möchte, reicht aber aus, um statistisch gesicherte Berechnungen anzustellen.

Der Großhandelspreisindex und der Verbraucherpreisindex zeigen im Beobachtungszeitraum nur einen losen Zusammenhang und (insbesondere der Verbraucherpreisindex) eine relativ schwache Konjunkturreagibilität. Das läßt sich teilweise aus dem starken und unterschiedlichen Einfluß exogener (konjunkturunabhängiger) Faktoren auf die beiden Indizes erklären (Witterungseinflüsse bei landwirtschaftlichen Saisonwaren, staatliche Eingriffe bei den preisregulierten Waren und Leistungen). Von 1965 bis 1966 erhöhten sich Großhandels- und Verbraucherpreisindex um jeweils rund 2%; die niedrige Teuerungsrate der Verbraucherpreise ist jedoch lediglich

¹⁾ Der Warenkorb des alten Großhandelspreisindex beruhte auf den Verhältnissen des Jahres 1926 und erfaßte lediglich 16 Nahrungsmittelpreise und 28 Preise von Industrierstoffen. Der neue Index beinhaltet 218 Positionen, davon 116 Fertigwaren. Siehe dazu „Index der Großhandelspreise“, Beilage der Statistischen Nachrichten zum Märzheft 1966

²⁾ Die beiden Indizes mußten verkettet werden; dadurch weisen die Reihen zwischen 1965 und 1966 unvermeidlich Brüche auf. Siehe dazu „Neue Indizes der Verbraucherpreise“, Sonderheft der Statistischen Nachrichten, Wien 1959 und „Index der Verbraucherpreise, Revision 1966“, Beiträge zur österreichischen Statistik, 124. Heft, Wien 1967

eine Folge des übermäßigen Durchschlagens der Saisonwarenpreise im alten Preisindex: ohne Saisonwaren stieg der Index um 3 1/2%. Seit der Indexrevision 1966 weichen Gesamtindex und Index ohne Saisonprodukte nur noch wenig voneinander ab. 1967 blieben die Teuerungsraten des Großhandelspreisindex und des Verbraucherpreisindex mit rund 2 1/2% und 4% trotz Konjunkturabschwächung relativ hoch, da zu Jahresbeginn der Subventionsabbau die Agrarpreise stark anziehen ließ. Zu Beginn des Konjunkturaufschwunges, im Jahr 1968, sanken die Preissteigerungsraten auf 1% und 3%. 1969 näherte sich die Teuerungsraten des Großhandelspreisindex, der schneller auf die Konjunktur reagiert, wieder jener des Verbraucherpreisindex (jeweils rund 3%). 1970 schließlich stiegen die Großhandelspreise erstmals im Beobachtungszeitraum stärker als die Verbraucherpreise.

Über den gesamten Zeitraum hinweg war die durchschnittliche jährliche Erhöhung der Großhandelspreise mit 2 1/2% geringer als die der Verbraucherpreise (3 1/2%). Diese unterschiedliche langfristige Tendenz ist nur zum geringen Teil auf die bereits genannten exogenen Faktoren zurückzuführen, sie beruht vielmehr vorwiegend auf der unterschiedlichen Zusammensetzung der beiden Indizes. Der Großhandelspreisindex enthält keine Dienstleistungen und Mieten, deren Preise überdurchschnittlich steigen (pro Jahr etwa 7%); andererseits umfaßt er neben Konsumgütern auch Investitionsgüter sowie Roh- und Halbwaren (allein die nichtlandwirtschaftlichen Rohwaren haben ein Gewicht von 36%), die langfristig eher unterdurchschnittliche Preistendenzen haben.

Die bisher genannten Unterschiede in der Struktur der beiden Indizes machen bereits deutlich, daß sich eine Analyse des Preiszusammenhanges zwischen Großhandels- und Verbraucherstufe nicht auf die Gegenüberstellung von Globalindizes, ja nicht einmal der ausgewiesenen Teilindizes beschränken kann. Das gilt um so mehr, wenn die Struktur des time-lag (der zeitlichen Verzögerung) zwischen Großhandels- und Verbraucherpreisen untersucht werden soll. Während der Verbraucherpreisindex nur Einzelhandelspreise von Konsumgütern enthält, umfaßt der Großhandelspreisindex nicht nur Güterpreise auf der Stufe vor dem Einzelhandel, sondern auf den verschiedensten Produktionsstufen (beispielsweise für Häute und Felle, für Leder und schließlich für Lederwaren). Ganz abgesehen von spezifischen Verhältnissen auf einzelnen Teilmärkten werden sich daher Preisveränderungen im Großhandel, je nach der Verarbeitungsstufe eines Produktes, in recht unterschiedlichen Zeitabständen auf die Endverbraucherpreise auswirken. Eine Interpretation der globalen

lag-Struktur zwischen Großhandels- und Verbraucherpreisniveau setzt voraus, daß man möglichst homogene oder vertikal zusammenhängende Preisgruppen bildet und vorerst den time-lag zwischen diesen Gruppen bestimmt

Analyse der Teilindizes

Der Großhandelspreisindex geht nicht vom Konzept des funktionellen, sondern des institutionellen Großhandels aus, das heißt, er erfaßt prinzipiell nur Abgabepreise von Großhandelsbetrieben, aber nicht von Erzeugerbetrieben, die direkt an den Letztverbraucher liefern (in Ausnahmefällen, namentlich bei Investitionsgütern, gehen auch Import- und Erzeugerpreise in den Index ein). Der Ausschluß der Produzentenpreise kann dazu führen, daß für Güter, die der Einzelhandel großteils direkt vom Erzeuger bezieht, die Großhandelspreise nicht repräsentativ sind und daher nur eine schwache Beziehung zu den Verbraucherpreisen aufweisen. Er ist auch für die eine Aufgabenstellung dieser Arbeit, die Prognose der Verbraucherpreise, von Nachteil, da angenommen werden kann, daß der lead (zeitliche Vorsprung) von Erzeugerpreisen ausgeprägter ist als von Großhandelspreisen

Ausländische Studien¹⁾ kamen zu dem Ergebnis, daß die Erzeugerpreise mit einer Verzögerung von etwa einem halben Jahr auf den Konjunkturverlauf (gemessen am Produktionswachstum) reagieren und etwa ein weiteres Jahr vergeht, bis sich Tendenzänderungen auch auf den Verbrauchermärkten auswirken. Der lag zwischen Großhandelspreisen und Verbraucherpreisen müßte etwas kürzer sein. Freilich hängt die zeitliche Verzögerung stark von spezifischen Verhältnissen einzelner Länder und der jeweiligen Indexkonstruktion ab. Für Österreich ist aus zwei Gründen ein im internationalen Vergleich kurzer lag zu erwarten: einmal wegen der Beschränkung des Großhandelspreisindex auf den institutionellen Großhandel, zum anderen wegen der besonderen institutionellen Verhältnisse (die Preiskontrolle durch die Paritätische Kommission bewirkt bei den erfaßten Preisen eine relativ rasche und einheitliche horizontale und vertikale Anpassung, da sie Preisbewegungen zentralisiert und transparent macht).

Dennoch ist selbst auf den Konsumgütermärkten nur ausnahmsweise mit einer simultanen Anpassung der Verbraucherpreise an Veränderungen der Großhandelspreise zu rechnen. Zumindest nicht im Bild der

¹⁾ R. Hopp, „Schwankungen des wirtschaftlichen Wachstums in Westdeutschland 1954–1967“, Meisenheim am Glan, 1969

Statistik, da selbst bei weitgehender Disaggregation die Preisindizes Durchschnittspreise verschiedener und unterschiedlich gewichteter Waren sind. Aber auch tatsächlich dürfte die Lagerhaltung und die unterschiedliche Situation auf einzelnen Konsumgütermärkten zu mehr oder weniger verzögerten Preisreaktionen führen. Auf der Hand liegt es, daß sich Preisveränderungen auf vorgelagerten Produktionsstufen mit einem gewissen time-lag auf die Endverbraucherpreise auswirken

Durch das Zusammenwirken dieser Faktoren (Aggregation, Lagerzyklus, Marktverhältnisse, u. U. Produktionsstufe) werden die Verbraucherpreise nicht simultan, aber auch nicht zu einem bestimmten späteren Zeitpunkt, sondern über einen längeren Zeitraum (mehrere Monate oder Quartale) hinweg auf Preisbewegungen im Großhandel reagieren. Um Anhaltspunkte über Dauer und Intensität dieser Reaktion zu erhalten, wurden zuerst Korrelogramme erstellt, das heißt, es wurden Korrelationskoeffizienten zwischen den Preisreihen bei verschiedener zeitlicher Verzögerung errechnet. Auf Grund dieser ersten Informationen über die lag-Struktur wurden Funktionen geschätzt, die den Zusammenhang zwischen Großhandels- und Verbraucherpreisen näher quantifizieren. Die besten Anpassungen lieferten in der Regel distributed-lag-Funktionen vom Typ der einfachen oder einer modifizierten *Koyck-Transformation* (durch Einbeziehung der verzögerten endogenen Variablen in die Funktion kann ein in geometrischer Progression abnehmender Einfluß beschrieben werden, siehe dazu den Statistischen Anhang). Um Trend-, Saison- und Zufallseinflüsse möglichst auszuschalten, wurden für die Berechnungen grundsätzlich jährliche Veränderungsraten der Monats- und Quartalswerte verwendet (über die Implikationen dieses Ansatzes siehe den Statistischen Anhang), in Einzelfällen wurden auch Veränderungen gegen die Vorperiode herangezogen. Veränderungen gegen das Vorjahr sind mit Δ , gegen die Vorperiode mit d bezeichnet. Der erste Buchstabe (V oder G) der Bezeichnung der Variablen gibt an, ob es sich um Verbraucher- oder Großhandelspreise handelt, der zweite und dritte Buchstabe identifiziert die Variable (ein Verzeichnis der Variablen befindet sich im Statistischen Anhang), der letzte (M oder Q) kennzeichnet Monats- und Quartalswerte.

Das Untersuchungsprogramm umfaßt verschiedene Stufen: Zunächst wurde die Beziehung zwischen den Konsumgüterpreisen im Groß- und Einzelhandel untersucht. Zu diesem Zweck wurden dem Teilindex für Fertigwaren des Großhandelspreisindex, der neben Konsumgütern auch Investitionsgüter enthält, möglichst homogene Preisgruppen entnommen und entsprechenden Gruppen von Verbraucherpreisen

gegenübergestellt. Aus den vorliegenden Teilindizes waren auf der Seite der Verbraucherpreise vor allem Dienstleistungen, auf beiden Seiten zur besseren Abstimmung einzelne Güter zu entfernen; außerdem waren u. U. Brüche zu glätten. Die derart aus dem Großhandelspreisindex ausgewählten Konsumgüter insgesamt wurden schließlich zu den Verbraucherpreisen industrieller und gewerblicher Erzeugnisse in Beziehung gesetzt. Getrennt behandelt wurde der Zusammenhang zwischen Brennstoff- und Nahrungsmittelpreisen im Groß- und Einzelhandel. In einem zweiten Schritt wurden die Preise bestimmter Vorprodukte den Verbraucherpreisen entsprechender Finalgüter gegenübergestellt (etwa Holz—Möbel) und schließlich der globale Zusammenhang zwischen Rohwarenpreisen und Investitionsgüterpreisen einerseits und Industriewarenpreisen im Einzelhandel andererseits untersucht. Abschließend wurden die Gesamtindizes und modifizierte Gesamtindizes (ohne Saisonwaren, amtliche Preise usw.) korreliert, um zu demonstrieren, warum (oder warum nicht) zwischen ihnen Zusammenhänge und lag-Strukturen bestehen und um festzustellen, ob nicht auch auf hoher Aggregationsstufe Prognosen möglich sind

Konsumgüter (ohne Brennstoffe und Nahrungsmittel)

Unter den untersuchten Konsumgütergruppen wiesen *Verkehrsmittel* (ohne Autos) die schnellste Preis-anpassung zwischen Groß- und Einzelhandel auf. Die Verkehrsmittelpreise wurden regelmäßig im Anschluß an Lohnbewegungen hinaufgesetzt, nur im letzten Jahr erfolgten Preiserhöhungen auch zwischen den Lohnrunden. Eliminiert man den Bruch, der im Verbraucherpreisindex Anfang 1969 durch einen Sortenwechsel entstanden ist, sind Großhandels- und Verbraucherpreise über den gesamten Beobachtungszeitraum etwa gleich stark gestiegen. Von den geschätzten Preisfunktionen hat eine Funktion in der Form einer einfachen *Koyck-Transformation* die beste Anpassung.

$$\Delta VTRM_t = -0'211 + 0'604 \Delta GTRM_t + 0'461 \Delta VTRM_{t-1}$$

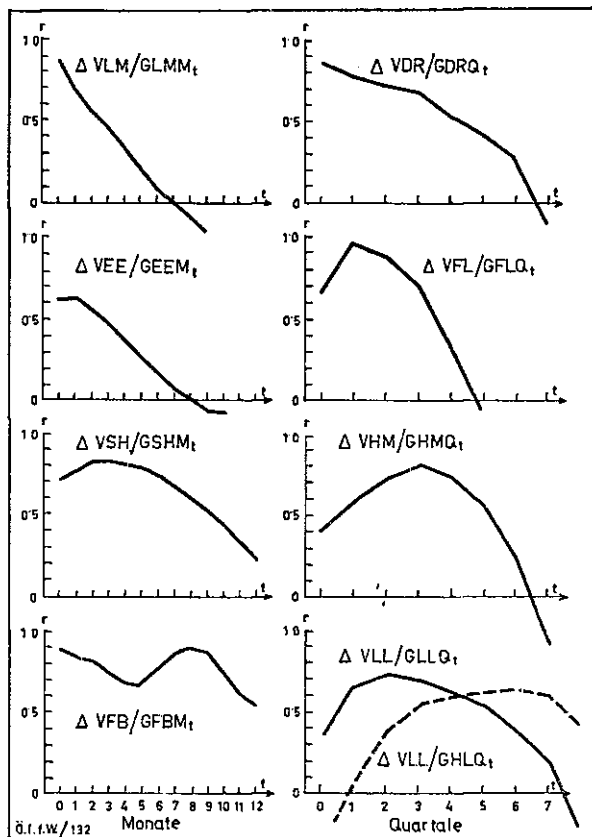
(116) (13) (16)

$R^2 = 0'79$

Die Koeffizienten bestätigen den Eindruck, den ein graphischer Zeitreihenvergleich vermittelt: Sie implizieren, daß noch im selben Monat mehr als die Hälfte einer Preiserhöhung im Großhandel auf die Verbraucherpreise überwältigt wird und nach drei Monaten die Preis-anpassung weitgehend (zu rund 90%) abgeschlossen ist (zur Interpretation der Koeffizienten siehe den Statistischen Anhang).

Auch Erhöhungen der Großhandelspreise von Waren, die der *Körperpflege und Reinigung* dienen, wirken

Lag-Struktur zwischen Groß- und Einzelhandelspreisen einiger Warengruppen



- VLM/GLM Lebensmittel ohne Saisonprodukte und Fleisch
- VEE/GEE Elektrotechnische Erzeugnisse
- VSH/GSH Schuhe
- VFB/GFB Feste Brennstoffe
- VDR/GDR Druck-Erzeugnisse
- VFL Fleisch
- GFL Lebewild
- GHM/VHM Holz, Möbel
- GHL Häute Felle
- GLL/VLL Leder
- VLL Lederwaren

sich in kurzer Zeit auf die Verbraucherpreise aus. Die Preise dieser Produkte werden relativ häufig hinaufgesetzt. Distributed-lag-Funktionen lassen den Schluß zu, daß etwa 30% der Preissteigerungen noch im selben Monat weitergegeben werden, rund zwei Drittel im Laufe eines Quartals und der Großteil innerhalb eines halben Jahres. Auch eine unverzögerte Funktion mit Veränderungsdaten von Quartalswerten gegen das Vorquartal hat eine recht gute Anpassung.

$$dVKRQ_t = 0.514 + 0.351 dGKRQ_t \quad R^2 = 0.56$$

(29) (20)

Die Preisreihen weisen Mitte 1967 infolge eines Sortenwechsels bei Waschmitteln starke Sprünge auf. Das stört beim unmittelbaren Vergleich der beiden

Teilindizes nicht zu sehr, obwohl der Bruch im Großhandelspreisindex größer ist. Bei der Aggregation der Konsumgüterpreise im Großhandel wurde dieser Sprung jedoch eliminiert, da er wegen des hohen Gruppengewichtes stark durchschlägt (er verursacht selbst im Hauptgruppenindex für Fertigwaren im Sommer 1967 einen konjunkturwidrigen sprunghaften Anstieg).

Die Preise für *Druck-Erzeugnisse* und *Papierwaren* zeigen eine ausgeprägte Abhängigkeit vom Konjunkturverlauf. Nach mäßigem Anstieg zu Beginn des Beobachtungszeitraumes haben sie in letzter Zeit beschleunigt angezogen, wobei sich die Überwälzungen von Lohnkosten und Materialpreiserhöhungen sukzessive verstärkten. Im laufenden Konjunkturaufschwung blieben bisher die Verbraucherpreise noch hinter den Großhandelspreisen zurück.

$$\Delta VDPM_t = 0.045 + 0.271 \Delta GDPM_t + 0.687 \Delta VDPM_{t-1}$$

(368) (25) (11)

$R^2 = 0.88$

Die Schätzwerte der lag-Funktion implizieren, daß sich die Preisänderungen auf der Großhandelsstufe nur zu etwa einem Drittel noch im selben Monat auf die Einzelhandelsstufe auswirken und daß die Überwälzung nach einem halben Jahr überwiegend (zu rund 90%) abgeschlossen ist. Das Korrelogramm deutet auf ein noch etwas längeres Anhalten des Einflusses hin. Die lag-Struktur der Preise von Druck-Erzeugnissen allein ist jener der gesamten Gruppe ähnlich. Zwischen den Großhandels- und Verbraucherpreisen von Papier- und Schreibwaren besteht keine statistisch befriedigende Beziehung, was wohl vor allem auf die unterschiedliche Zusammensetzung und Gewichtung der Warenkörbe in den beiden Indizes zurückzuführen ist.

Den bisher behandelten Warengruppen war gemeinsam, daß der (relativ) größte Teil der Preis Anpassung simultan erfolgte, der Einfluß einer Preisänderung zwar auch in den folgenden Beobachtungsperioden anhielt, aber ständig abnahm (eine derartige lag-Struktur wird durch die einfache *Koyck-Transformation* beschrieben). Bei den nun folgenden Gruppen erreicht der Einfluß einer Preisänderung erst zu einem späteren Zeitpunkt seinen Höhepunkt (der Modalpunkt der lag-Verteilung liegt bei einem lag, der größer als Null ist).

Relativ gering ist diese zeitliche Verzögerung bei *elektrotechnischen Erzeugnissen*. Die Preise von Elektrowaren im Großhandelspreisindex unterliegen starken Schwankungen, die dadurch bedingt sind, daß die Kupferzuschläge isolierter Leitungen mit den Weltmarktpreisen fluktuieren. Durch die Eliminierung dieser Position konnte die Zeitreihe geglättet, die

Anpassung der Preisfunktionen verbessert und die lag-Struktur verkürzt werden. Die korrigierte Preisreihe des Großhandelspreisindex geht über den ganzen Beobachtungszeitraum leicht zurück, die Verbraucherpreise zeigen einen leichten Anstieg. Die Preise elektrotechnischer Erzeugnisse sind auch nach unten flexibel und weisen, namentlich in der Konjunkturflaute und nach Einführung der Nettopreise, absolute Preisrückgänge auf.

$$\Delta VEEM_t = 0.203 + 0.101 \Delta GEEM_t + 0.777 \Delta VEEM_{t-1}$$

(60) (38) (8)

$R^2 = 0.83$

Die Koeffizienten der einfachen *Koyck*-Form deuten darauf hin, daß die Preisanpassung bloß zu einem Viertel im selben Monat und zur Hälfte in einem Quartal erfolgt und erst im dritten Quartal ausläuft. Einen ähnlich guten fit weist auch eine um einen Monat verzögerte *Koyck*-Transformation auf. Dies steht mit dem Korrelogramm im Einklang, das die höchste Korrelation zwischen Groß- und Einzelhandelspreisen bei einmonatiger Verzögerung aufweist, wobei die simultane Korrelation jedoch nahezu gleich groß ist.

Schon ausgeprägter ist der Preis-lag bei *Schuhen*. Der Modalpunkt der lag-Verteilung liegt bei einer Verzögerung von drei Monaten. Auch die Korrelation der Verbraucherpreise mit der Entwicklung der Großhandelspreise im Vorquartal ist recht hoch.

$$\Delta VSHQ_t = 1.176 + 0.234 \Delta GSHQ_{t-1}$$

(12) (13)

$R^2 = 0.78$

Den distributed-lag-Funktionen ist zu entnehmen, daß die Preisreaktion im ersten Quartal erst rund 40% ausmacht und insgesamt mehr als ein Jahr andauert. Die beste Anpassung hat eine modifizierte, um drei Monate verzögerte *Koyck*-Transformation.

$$\Delta VSHM_t = 0.113 + 0.167 \Delta GSHM_{t-2} - 0.145 \Delta GSHM_{t-3} + 0.919 \Delta VSHM_{t-1}$$

(81) (24) (31) (7)

$R^2 = 0.94$

Die Schuhpreise haben 1965/66 stark angezogen und stiegen dann nur mäßig. Im laufenden Konjunkturaufschwung haben sich bisher die Verbraucherpreise mehr erhöht als die Großhandelspreise, über den gesamten Zeitraum blieben sie jedoch zurück.

Die Preise für *Geschirr* werden relativ langsam von der Großhandels- zur Verbraucherstufe überwältigt. Preiserhöhungen werden in der Regel in Lohnrunden vorgenommen, im heurigen Frühjahr trat ein zusätzlicher konjunktureller Preisaufrtrieb auf. Im Beobachtungszeitraum sind die Verbraucherpreise viel stärker gestiegen als die Großhandelspreise. Die Zeitreihe aus dem Großhandelspreisindex wurde

durch die Eliminierung eines Bruches Anfang 1967 geglättet. Die höchste Korrelation zwischen Groß- und Einzelhandelspreisen besteht bei einer Verzögerung von neun Monaten. Dementsprechend ist die beste distributed-lag-Funktion eine um neun Monate verzögerte *Koyck*-Transformation.

$$\Delta VGSM_t = 0.212 + 0.451 \Delta GGSM_{t-9} + 0.736 \Delta VGSM_{t-1}$$

(95) (38) (13)

$R^2 = 0.81$

Für die *Ofenpreise* weist das Korrelogramm eine flache lag-Verteilung ohne ausgeprägten Gipfel aus. Diese lag-Struktur kann zwar durch eine standard-distributed-lag-Funktion (mit einer simultanen Reaktion von rund 20% und einem Intensitätsverlust von 50% im Laufe von drei und 75% im Laufe von sechs Monaten) recht gut approximiert werden. Die Quantifizierung des time-lag wird jedoch dadurch erschwert, daß die häufig auftretende Schwankung der Preisreaktion im Zeitablauf bei dieser Reihe besonders ausgeprägt ist. In Lohnrunden werden die Preise im Groß- und Einzelhandel simultan erhöht. In der Konjunkturflaute sind zwar die Großhandelspreise nach unten flexibel, die Verbraucherpreise aber weitgehend starr (*ratchet*-Effekt). Im Konjunkturaufschwung folgen dann die Einzelhandelspreise der Aufwärtsbewegung der Großhandelspreise mit relativ langer zeitlicher Verzögerung. Um diesen Verhaltensweisen Rechnung zu tragen, müßte man die Zeitreihen zerlegen und den Zusammenhang für die einzelnen Konjunkturphasen getrennt schätzen; dazu sind aber die vorhandenen Reihen noch zu kurz. In einem weiteren Schritt müßte dann die Lohnentwicklung explizit in die Funktionen aufgenommen werden.

Ein Beispiel für einen Erzeugerpreis im Großhandelspreisindex ist der *Reifenpreis*. Auch zwischen Erzeuger- und Einzelhandelsstufe erfolgt die Preisanpassung nach Lohnkostenerhöhungen zum Teil schon simultan. Hier dürften die besonderen institutionellen Verhältnisse (Paritätische Kommission) den time-lag abkürzen. Der Zusammenhang zwischen Erzeuger- und Endverbraucherpreis kann durch eine standard-distributed-lag-Funktion mit langsamer Anpassung angenähert werden.

$$\Delta VRNM_t = -0.124 + 0.241 \Delta GRNM_t + 0.888 \Delta VRNM_{t-1}$$

(140) (48) (7)

$R^2 = 0.79$

Für einige weitere Gütergruppen (Pharmazeutika, Fotoartikel, Sportartikel) konnte kein quantifizierbarer Zusammenhang zwischen der Preisentwicklung im Groß- und Einzelhandel festgestellt werden. Die schwache Beziehung dürfte überwiegend auf Mängel der Preiserhebung zurückzuführen sein, die in eini-

gen Fällen auch identifiziert werden konnten (Starrheit der Preise infolge mangelhafter Repräsentation oder zentraler Preiserhebung, Brüche bei der Einführung von Nettopreisen usw.).

Stellt man die vom Großhandelspreisindex erfaßten *Konsumgüterpreise* insgesamt den Preisen *industrieller und gewerblicher Erzeugnisse* im Verbraucherpreisindex gegenüber, zeigt sich zunächst nur ein schwacher Zusammenhang, mit einer lag-Struktur, deren Modalpunkt erst bei einer halbjährigen Verzögerung liegt.

$$\Delta VIWQ_t = 0.903 + 0.210 \Delta GVGQ_{t-2} + 0.336 \Delta VIWQ_{t-1}$$

(45) (38) (64)

$$R^2 = 0.46$$

Die Einbeziehung einer *Dummy*-Variablen für die Lohnrunden in die Funktion führt zwar zu einem besseren, aber noch nicht befriedigenden Zusammenhang.

$$\Delta VIWQ_t = 0.852 + 0.171 \Delta GVGQ_t - 0.214 \Delta GVGQ_{t-1} + 0.330 \Delta GVGQ_{t-2} + 0.333 \Delta VIWQ_{t-1} - 0.577 DUMMY$$

(53) (42) (45) (24) (61) (34)

$$R^2 = 0.78$$

Die Hauptursachen dieser schwachen Beziehung sind auf der Großhandelsseite stark durchschlagende Brüche einzelner Teilindizes (vor allem bei Waschmitteln im Sommer 1967) und der störende Einfluß von Einzelpreisen (die Kupferzuschläge der isolierten Leitungen in der Gruppe elektrotechnische Erzeugnisse lassen die gesamte Zeitreihe stark fluktuieren und führen zu einer Ausdehnung des globalen lags). Eliminiert man diese Verzerrungen, zeigt sich eine ausgeprägte Parallelität des Verlaufes der Preisreihen für Konsumgüter im Großhandel und Industriewaren im Einzelhandel. Im gesamten Zeitraum sind die Verbraucherpreise etwas stärker gestiegen als die Großhandelspreise. Der Verlauf der Einzelhandelspreise ist etwas glatter, da sie später und schwächer auf die Konjunkturentwicklung reagieren und meist auch zwischen den Lohnrunden leicht anziehen. Durch die Korrektur der Großhandelsreihe wurde der globale time-lag merklich abgekürzt, der Höhepunkt des Einflusses liegt nun bei einer Verzögerung von einem Monat. Die Beziehung kann durch eine einfache *Koyck*-Transformation mit einer Preisreaktion, die zu einem Drittel simultan, zu zwei Dritteln im Laufe eines Quartals erfolgt und im dritten Quartal ausläuft, beschrieben werden.

$$\Delta VIWM_t = 0.423 + 0.136 \Delta GFGM_t + 0.685 \Delta VIWM_{t-1}$$

(33) (24) (33)

$$R^2 = 0.76$$

Auf der Seite der Verbraucherpreise wird die Vergleichbarkeit der Preisreihen durch die Auswirkung der Personenkraftwagen-Sondersteuer im Herbst

1968 beeinträchtigt. Schaltet man auch diesen Störfaktor aus, verbessert sich die Anpassung der lag-Funktion weiter.

$$\Delta VIW^*M_t = 0.271 + 0.124 \Delta GFGM_t + 0.735 \Delta VIW^*M_{t-1}$$

(40) (6) (9)

$$R^2 = 0.83$$

Brennstoffe

Die Preise *fester Brennstoffe* haben eine ausgeprägte Saisonfigur. Sie gehen im Frühjahr zurück, ziehen im Herbst wieder an, bleiben dann kurzfristig relativ stabil und steigen im Winter noch einmal. Von 1965 bis 1969 erhöhten sie sich nur wenig, erst 1970 sind sie infolge der konjunkturbedingten Verknappung sprunghaft gestiegen. Das Korrelogramm der Brennstoffpreise im Groß- und Einzelhandel zeigt eine ausgeprägte zweigipfelige Verteilung. Die Korrelation sinkt bis zu einer Verzögerung von fünf Monaten, wird dann wieder größer und erreicht bei einem lag von acht Monaten einen neuen Höhepunkt. Dementsprechend liefern einfache Regressionen mit der unverzögerten ebenso wie mit der um acht Monate verzögerten erklärenden Variablen und die analogen *Koyck*-Transformationen gute Erklärungen für den Preiszusammenhang zwischen Groß- und Einzelhandel. Den besten fit hat eine modifizierte zweigipfelige *Koyck*-Form.

$$\Delta VFBM_t = -0.343 + 0.136 \Delta GFBM_t + 0.247 \Delta GFBM_{t-6} + 0.812 \Delta VFBM_{t-1}$$

(68) (38) (38) (9)

$$R^2 = 0.93$$

Für die Interpretation des Doppelhöckers der lag-Verteilung bieten sich zwei Erklärungen an: Einmal wäre es denkbar, daß neben der kurzfristigen, von der Lagerhaltung abhängigen Preisreaktion nach einem halben Jahr weitere Preisadjustierungen folgen; es könnte jedoch auch sein, daß der lange lag ein rein statistisches Phänomen ist, das auf dem treppenförmigen Saisonverlauf beruht. Er wird durch die Verwendung von jährlichen Veränderungsraten nicht völlig eliminiert.

Während die Preise fester Brennstoffe trotz der amtlichen Preisregelung stark schwanken und zwischen Groß- und Einzelhandelsstufe einen deutlichen time-lag aufweisen, werden die Preise für *Mineralöle* in größeren Zeitabständen auf allen Handelsstufen gleichzeitig geändert.

Nahrungsmittel

Die Preise der *Lebensmittel* (ohne Fleisch und landwirtschaftliche Saisonwaren) im Einzelhandel werden sehr rasch an geänderte Großhandelspreise angepaßt. Die kurzfristige Preisreaktion erklärt sich aus dem hohen Anteil preis geregelter Waren und aus der

Verderblichkeit der Waren, die zu einer hohen Umschlagshäufigkeit zwingt.

$$\Delta VLMM_t = 0.725 + 0.381 \Delta GLMM_t + 0.397 \Delta VLMM_{t-1}$$

(25) (14) (20)

$R^2 = 0.87$

Rund 60% der Preisanpassung erfolgt noch im selben Monat, der Großteil innerhalb eines Quartals. Dementsprechend hat auch eine unverzögerte Funktion mit Quartalswerten einen hohen Erklärungsgrad.

$$\Delta VLMQ_t = 1.219 + 0.620 \Delta GLMQ_t$$

(18) (8)

$R^2 = 0.89$

Ein sehr guter Zusammenhang mit einem klar abgegrenzten time-lag konnte zwischen den *Lebendviehpreisen* (laut Wiener Marktamt) und den *Fleischpreisen* im Einzelhandel festgestellt werden. Die Fleischpreise sind in den Jahren 1966 und 1969 stark gestiegen. Zwischendurch gaben sie im Großhandel nach, blieben jedoch auf den Verbrauchermärkten bloß stabil (deutlicher ratchet-Effekt). Über den gesamten Beobachtungszeitraum sind die Verbraucherpreise beträchtlich mehr gestiegen als die Lebendviehpreise. Das Korrelogramm der beiden Preisreihen zeigt eine *Pascal-Verteilung* mit einem Modalpunkt bei einem lag von drei Monaten: Die Intensität der Preisanpassung nimmt langsam zu, erreicht nach einem Quartal ihren Höhepunkt und dauert insgesamt rund ein Jahr. Schon einfache Regressionen mit einer Verzögerung um drei Monate oder ein Quartal liefern eine gute Erklärung.

$$\Delta VFLQ_t = 2.250 + 0.642 \Delta GFLQ_{t-1}$$

(18) (9)

$R^2 = 0.88$

Die lag-Struktur kann mit einfachen ebenso wie mit um eine Periode verzögerten *Koyck-Transformationen* sehr gut beschrieben werden, da die Korrelation auch vor dem Gipfel der Verteilung hoch ist.

$$\Delta VFLM_t = 0.233 + 0.168 \Delta GFLM_t + 0.827 \Delta VFLM_{t-1}$$

(61) (11) (3)

$R^2 = 0.97$

$$\Delta VFLQ_t = 1.420 + 0.483 \Delta GFLQ_{t-1} + 0.334 \Delta VFLQ_{t-1}$$

(30) (14) (33)

$R^2 = 0.93$

Bezieht man neben den Lebendviehpreisen in die erklärende Variable auch noch die Futtermittelpreise ein, verlängert sich der Anpassungsprozeß um etwa ein halbes Jahr.

Zwischen den *Agrarpreisen* (ohne Saisonwarenpreise) insgesamt in Groß- und Einzelhandel besteht ein viel längerer time-lag als zwischen den Lebensmittelpreisen im engeren Sinn auf beiden Handelsstufen. Die Preisanpassung ist nach drei Monaten erst zur Hälfte und nach einem halben Jahr erst zu

etwa 75% abgeschlossen. Die langsamere Preisreaktion erklärt sich aus der niedrigeren Verarbeitungsstufe der neben Lebensmitteln im Großhandelspreisindex enthaltenen Agrarprodukte (Getreide, Futtermittel, Lebendvieh).

$$\Delta VAEM_t = 0.303 + 0.134 \Delta GAEM_t + 0.797 \Delta VAEM_{t-1}$$

(65) (42) (9)

$R^2 = 0.86$

Vor- und Finalprodukte

Für die Preise einiger Vormaterialien läßt sich gut demonstrieren, wie lange es dauert, bis sie auf die Preise entsprechender Finalgüter überwältigt werden (Holz, Häute und Felle, Leder). In anderen Fällen (Textilien, Metalle) konnte kein befriedigender statistischer Zusammenhang gefunden werden, was wahrscheinlich daran liegt, daß die untersuchten Gruppen zu groß und heterogen sind und einer weiteren Aufspaltung bedürfen.

Die *Holzpreise* zeigen eine starke Konjunkturabhängigkeit. Sie gingen bis 1968 zurück und haben sich seither sprunghaft erhöht. Demgegenüber sind die *Möbelpreise* auf den Verbrauchermärkten auch in der Konjunkturflaute nach unten starr und hängen außer von den Materialpreisen auch von den Lohnkosten ab. Das Korrelogramm der beiden Preisreihen zeigt den besten Zusammenhang bei einer Verzögerung von zehn Monaten. Eine gute Erklärung für den Verlauf der Verbraucherpreise geben schon die um drei Quartale verzögerten Rohwarenpreise allein.

$$\Delta VHMQ_t = 2.342 + 0.346 \Delta GHMQ_{t-3}$$

(10) (21)

$R^2 = 0.63$

Die beste Anpassung hat eine um acht Monate verzögerte *Koyck-Transformation*.

$$\Delta VHMM_t = 0.741 + 0.119 \Delta GHMM_{t-8} + 0.702 \Delta VHMM_{t-1}$$

(30) (31) (13)

$R^2 = 0.81$

Der unterschiedliche time-lag zwischen den Preisen verschiedener Verarbeitungsstufen und den Verbraucherpreisen läßt sich auch am Beispiel der *Lederwaren* zeigen. Alle drei Preisgruppen (die Preise von Häuten und Fellen sowie von Leder einerseits, die von Lederwaren andererseits) sind stark konjunktur-reagibel. Die Roh- und Halbwarenpreise gehen bei schwacher Konjunktur zurück, die Konsumgüterpreise im Einzelhandel bleiben in der Flaute stabil. Die Rohwarenpreise entwickeln sich parallel mit dem Konjunkturzyklus, die Halbwarenpreise folgen mit geringer Verzögerung, die Verbraucherpreise haben einen variablen lag: Im Aufschwung folgten sie erst mit fast zweijähriger Verzögerung, im Abschwung war der time-lag nur etwa halb so lang.

Zwischen den Preisen von *Häuten und Fellen* sowie von *Lederwaren* weist das Korrelogramm im ersten Halbjahr überhaupt keinen Zusammenhang auf; der größte Einfluß tritt erst nach sechs Quartalen auf. Die Beziehung kann durch eine um vier Quartale verzögerte *Koyck-Transformation* beschrieben werden.

$$\Delta VLLQ_t = 0'954 + 0'013 \Delta GHLQ_{t-4} + 0'470 \Delta VLLQ_{t-1} \quad R^2 = 0'71$$

(29) (56) (36)

Der time-lag zwischen den Großhandelspreisen für *Leder* und den Einzelhandelspreisen für *Lederwaren* ist beträchtlich kürzer. Die lag-Verteilung erreicht den Modalpunkt bereits nach zwei Quartalen. Eine der distributed-lag-Funktionen mit der besten Anpassung ist eine um drei Monate verzögerte *Koyck-Form*.

$$\Delta VLLM_t = 0'215 + 0'017 \Delta GLLM_{t-3} + 0'889 \Delta VLLM_{t-1} \quad R^2 = 0'94$$

(46) (32) (4)

Rohwaren, Investitionsgüter und Industriewaren

Im folgenden soll die globale Beziehung zwischen Rohwarenpreisen sowie Investitionsgüterpreisen einerseits und den Verbraucherpreisen industrieller und gewerblicher Waren andererseits untersucht werden. Die lag-Struktur zwischen *Rohwarenpreisen* im Großhandel und *Industriewarenpreisen* im Einzelhandel weist eine ausgeprägte zweigipfelige Verteilung auf. Einen ersten Höhepunkt erreicht die Preisreaktion im dritten Quartal, nach rund einem Jahr ist diese erste Welle der Preis Anpassung zu Ende. Bei einer Verzögerung von etwa zwei Jahren steigt die Korrelation zwischen den Preisreihen ein zweites Mal.

$$\Delta VIWQ_t = 1'153 + 0'209 \Delta GRWQ_{t-2} + 0'286 \Delta GRWQ_{t-8} \quad R^2 = 0'84$$

(12) (24) (16)

Eine ähnliche zweifache Preisreaktion ist auch für die Untergruppen des Teilindex für Roh- und Halbwaren festzustellen.

$$\Delta VIWQ_t = 0'019 + 0'282 \Delta GBSQ_t + 0'226 \Delta GBSQ_{t-7} + 0'443 \Delta VIWQ_{t-1} \quad R^2 = 0'85$$

(1.823) (22) (19) (37)

Die Erhöhung von *Brennstoffpreisen* wirkt sich relativ rasch auf die *Industriewarenpreise* aus; die kurzfristige Preisreaktion endet bereits nach etwa einem halben Jahr.

$$\Delta VIWQ_t = 2'031 + 0'079 \Delta GRSQ_{t-3} + 0'101 \Delta GRSQ_{t-9} \quad R^2 = 0'87$$

(3) (25) (16)

Die *Rohstoffpreise* im engeren Sinn werden mit einer Verzögerung von drei Quartalen auf die *Fertigwarenpreise* im Einzelhandel überwältigt.

$$\Delta VIWQ_t = 1'069 + 0'110 \Delta GHEQ_{t-4} + 0'363 \Delta VIWQ_{t-1} \quad R^2 = 0'50$$

(38) (39) (59)

Der globale Zusammenhang zwischen *Halbwaren-* und *Fertigwarenpreisen* ist nicht sehr eng; der Preislag beträgt etwa ein Jahr.

Die kurzfristige Reaktion der Verbraucherpreise auf Änderungen der Rohwarenpreise, die im Durchschnitt nach etwa einem halben Jahr erfolgt und je nach Warengruppe ihren Höhepunkt im ersten, vierten oder fünften Quartal erreicht, ist plausibel und deckt sich auch mit den Ergebnissen, die für Einzelgruppen erzielt wurden. Zweifelhaft ist die Natur des langfristigen lags. Fest steht, daß die statistische Beziehung durch lange Verzögerungen verbessert wird. Es wäre nun denkbar, daß Verteuerungen einzelner Güter niedriger Produktionsstufe wegen der Länge des Produktionsprozesses und der Lagerhaltung erst nach mehr als zwei Jahren auf die Endverbraucherpreise überwältigt werden. Die starke Konkurrenz auf den Verbrauchermärkten für industrielle Erzeugnisse wirkt überhaupt einer raschen Überwälzung von Materialkostenerhöhungen entgegen. Die Einheitlichkeit der zweiten Reaktion läßt jedoch vermuten, daß diese nur den im Aufschwung 1968/70 besonders ausgeprägten lag der Konsumgüterpreise widerspiegelt (durch lange Verzögerungen der exogenen Variablen wird der erste Teil der Zeitreihe abgeschnitten) und keinen langfristigen Zusammenhang beschreibt. Der zweite lag wäre demnach nicht eine Folge der technisch bedingten Überwälzungsdauer, sondern nur ein Ausdruck der im konkreten Fall durch Sondereinflüsse begrenzten Überwälzungsmöglichkeiten auf den Konsumentenmärkten oder, anders ausgedrückt, ein Indiz für den time-lag zwischen der Inflationierung des Preisniveaus auf den Weltmärkten und auf den Binnenmärkten.

Zwischen den Erzeugerpreisen für *Investitionsgüter* und den *Fertigwarenpreisen* auf den Verbrauchermärkten ist kurzfristig kein quantifizierbarer Zusammenhang festzustellen. Die Korrelation beschränkt sich auf den zweijährigen langen lag, wie er auch bei den Rohwarenpreisen zu beobachten war. Die lag-Struktur zwischen *Rohwaren- und Investitionsgüterpreisen* zusammen und *Industriewarenpreisen* hat dieselbe zweigipfelige Verteilung, wie sie schon für Rohwaren allein beschrieben wurde (Modalpunkte bei einem lag von zwei und acht Quartalen) Sie kann durch eine zweigipfelige *Koyck-Form* beschrieben werden.

$$\Delta VIWQ_t = 0'393 + 0'176 \Delta GIRQ_t + 0'285 \Delta GIRQ_{t-8} + 0'280 \Delta VIWQ_{t-1} \quad R^2 = 0'91$$

(68) (21) (15) (48)

Eine sehr ähnliche Beziehung besteht zwischen dem Großhandelspreisindex ohne Agrarerzeugnisse und den Verbraucherpreisen industrieller und gewerblicher Produkte. Dieser enthält neben Rohwaren und Investitionsgütern auch noch die in der Hauptgruppe Fertigwaren erfaßten Konsumgüter, deren Gewicht (rund ein Viertel) aber nicht ausreicht, um den Einfluß der beiden anderen Gruppen entscheidend zu modifizieren

$$\Delta VIW_t = -0.005 + 0.166 \Delta GOAQ_t + 0.349 \Delta GOAQ_{t-8} + 0.467 \Delta VIW_{t-1} \quad R^2 = 0.90$$

(6089) (25) (17) (30)

Gesamtindizes

Aus den bereits einleitend dargelegten Gründen besteht zwischen Großhandelspreisindex und Verbraucherpreisindex kein statistisch gesicherter Zusammenhang.

$$\Delta VPIM_t = 0.883 + 0.103 \Delta GPIM_t + 0.641 \Delta VPIM_{t-1} \quad R^2 = 0.51$$

(37) (99) (17)

Schaltet man den verzerrenden Einfluß der landwirtschaftlichen Saisonwaren aus, verbessert sich die Beziehung entscheidend. Sie kann durch eine distributed-lag-Funktion in der Standardform mit einem Intensitätsverlust von rund 30% im selben Monat und rund zwei Drittel innerhalb eines Quartals beschrie-

ben werden. Die Funktion lieferte in absoluten Differenzen eine bessere Anpassung als in prozentuellen Veränderungsrate (das würde implizieren, daß die Spannen in absoluter Höhe und nicht prozentuell kalkuliert werden).

$$\Delta_a VOSM_t = 0.616 + 0.178 \Delta_a GOSM_t + 0.715 \Delta_a VOSM_{t-1} \quad R^2 = 0.81$$

(40) (22) (11)

Nimmt man aus dem Großhandelspreisindex die gesamten Agrarerzeugnisse heraus, wird der unmittelbare Einfluß schwächer (die Lebensmittelpreise haben einen sehr kurzen lag), der Modalpunkt der lag-Verteilung verschiebt sich zu einer Verzögerung von sieben Monaten.

$$\Delta VOSM_t = 0.731 + 0.156 \Delta GOAM_{t-7} + 0.713 \Delta VOSM_{t-1} \quad R^2 = 0.80$$

(34) (28) (11)

Man kann einwenden, die beiden Preisreihen wären nicht vergleichbar. Für prognostische Zwecke ist jedoch eine Funktion mit einer ausgeprägten Verzögerung brauchbarer (wenn sich auch durch die mangelnde Konsistenz die Fehler vergrößern mögen). Die beste Globalbeziehung wird erreicht, wenn man aus den Verbraucherpreisen neben den Saisonwaren noch die preisgeregelten Waren und Leistungen ausschließt und aus den Großhandelspreisen die gesamten Agrarprodukte. Der Höhepunkt der Preisanpassung zwischen diesen beiden Reihen liegt bei einem lag von vier Monaten. Schon eine einfache Regression mit einer Verzögerung um ein Quartal hat einen hohen Erklärungsgrad.

$$\Delta VOAQ = 2.272 + 0.493 \Delta GOAQ_{t-1} \quad R^2 = 0.87$$

(5) (9)

Die besten Anpassungen haben eine einfache und eine um drei Monate verzögerte Koyck-Transformation.

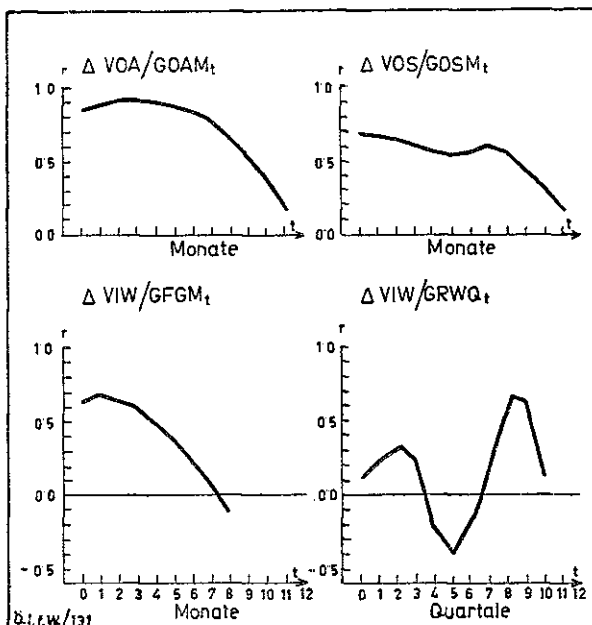
$$\Delta VOAM_t = 0.468 + 0.116 \Delta GOAM_t + 0.783 \Delta VOAM_{t-1} \quad R^2 = 0.93$$

(33) (19) (7)

$$\Delta VOAM_t = 0.784 + 0.196 \Delta GOAM_{t-3} + 0.643 \Delta VOAM_{t-1} \quad R^2 = 0.93$$

(25) (19) (12)

Die lag-Struktur zwischen den Globalindizes



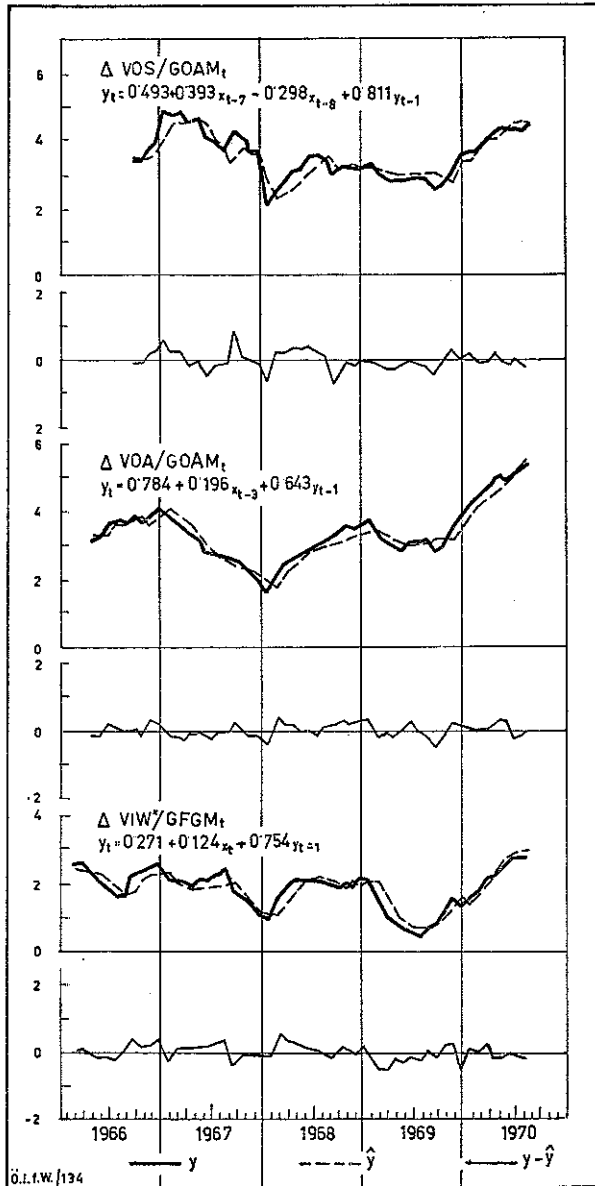
- VOS/GOS Gesamtindex ohne Saisonprodukte
- VOA Verbraucherpreisindex ohne amtliche Preise und Saisonprodukte
- GOA Großhandelspreisindex ohne Agrarerzeugnisse
- VIW Verbraucherpreisindex für industrielle und gewerbliche Waren
- GFG Großhandelspreise für Konsumgüter, korrigiert
- GRW Großhandelspreisindex für Rohwaren

Prognose

Da der Verbraucherpreisindex zu den Schlüsselgrößen der Konjunkturdiagnose zählt, ist man bemüht, die Entwicklung dieser Zeitreihe wenigstens für einige Monate vorzuschätzen. Die zuletzt genannten Funktionen, aber auch einige Funktionen von Einzelpreisen, scheinen für prognostische Zwecke geeignet zu sein. Um die Prognose-tauglichkeit und -güte der in Frage kommenden Funktionen

Geschätzte und realisierte Monatswerte einzelner Preisreihen

(Globaldaten; Veränderung gegen das Vorjahr in %)



- VOS ... Gesamtindex ohne Saisonprodukte
- VOA ... Verbraucherpreisindex ohne amtliche Preise und Saisonprodukte
- GOA ... Großhandelspreisindex ohne Agrarerzeugnisse
- VIW* ... Verbraucherpreisindex für industrielle und gewerbliche Waren korrigiert
- GFG ... Großhandelspreise für Konsumgüter, korrigiert

zu testen, wurden die geschätzten Werte den tatsächlich beobachteten gegenübergestellt.

Für die Prognoseeignung der einzelnen Funktionen ist der lag bzw. die lag-Struktur maßgebend. Eine distributed-lag-Funktion mit annähernd simultaner Überwälzung ermöglicht nur bedingte Vorhersagen (auf Grund von Prognosen der Großhandelspreise). Obgleich ihr prognostischer Informationsgehalt dadurch reduziert wird, ist auch eine solche

Funktion wertvoll, da mit ihrer Hilfe die Konsistenz einzelner Prognosen überprüft werden kann. Eine distributed-lag-Funktion, deren höchstes Gewicht erst bei einer größeren Verzögerung liegt, erlaubt es, unbedingte Vorhersagen mit hohem informativem Wert zu machen. Unbedingte Prognosen werden um so erfolgreicher sein, je mehr vergangene Perioden eine Funktion berücksichtigt, da sie dann von etwaigen Zufallsschwankungen weniger abhängig ist.

Wie die graphischen Darstellungen zeigen, verlaufen die Preisindizes (in ihren Zuwachsraten gegen den Vorjahresmonat bzw. das -quartal) zyklisch um den längerfristigen Trend. Vergleicht man die Wendepunkte der dargestellten Reihen, so ist in einigen Fällen ein Nachhinken der Schätzwerte hinter den realisierten Werten erkennbar. Das ist bei Funktionen in *Koyck*-Form nicht überraschend, da diese als erklärende Variable zusätzlich die verzögerte endogene Variable enthalten. Das Nachhinken bzw. die verspätete Reaktion auf Tendenzveränderungen ist besonders in den Gleichungen mit einem hohen Koeffizienten der verzögerten endogenen Variablen, also bei *Koyck*-Transformationen mit sehr langsam abnehmendem Einfluß, ausgeprägt. Die Prognosequalität kann (insbesondere in Hinblick auf das rechtzeitige Anzeigen von Tendenzveränderungen) durch die Verwendung von zerlegten statt von transformierten Funktionen vom *Koyck*-Typ verbessert werden. Gleichungen, in denen das Gewicht der verzögerten endogenen Variablen kleiner ist, zeigen etwas, aber nicht viel bessere Ergebnisse. Die Funktionen mit einfacher Verzögerung haben zwar oft einen schlechteren fit, da sie extreme Schwankungen in ungenügendem Aus-

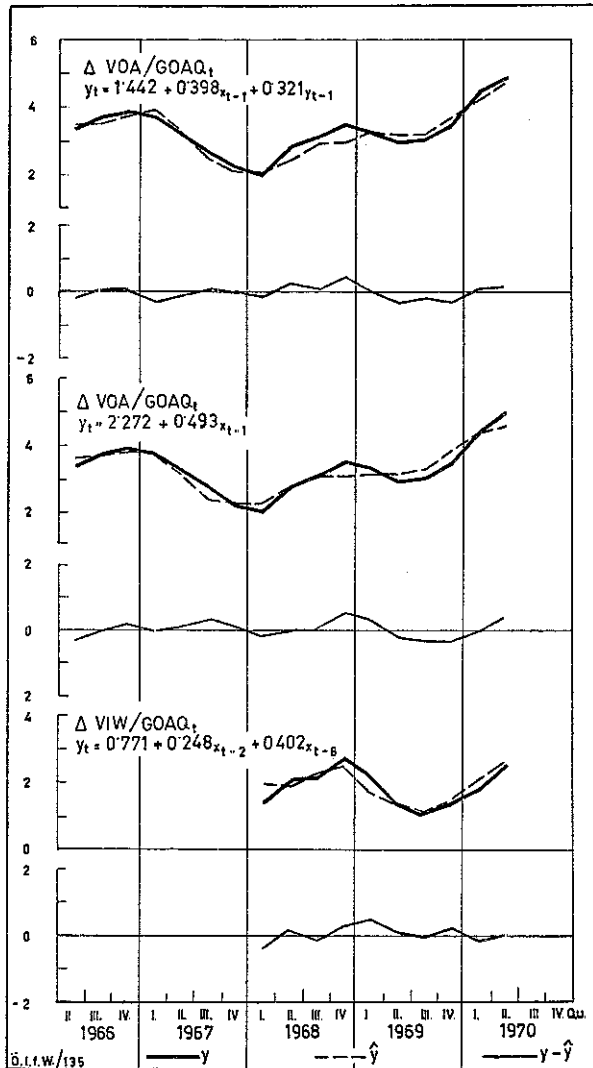
Ex-post-Prognose für September (Oktober) bzw. III. Quartal 1970

Variablen Erklärte/erklärende	Periode 1970	Wachstumsraten zur Vorjahrsperiode					Standardabweichung der Residuen σ
		Realisierte Werte in %	Schätz-werte in %	in Prozent- d. re- lisierten Werte	in %	von σ	
VOS/GOA	*Sept. ...	4.9	4.8	+0.1	3	46	0.33
	Oktober ...	4.9	5.0	-0.1	1	21	
VOA/GOA	*Sept. ...	5.6	5.7	-0.1	2	44	0.23
	Oktober ...	5.5	5.8	-0.3	5	130	
VIW/GFG	*Sept. ...	3.2	2.9	+0.3	9	115	0.26
VFL/GFL	*Sept. ...	7.7	7.3	+0.4	5	54	0.74
VPB/GFB	*Sept. ...	16.5	14.4	+2.1	13	267	0.79
VOA/GOA	*III. Qu. ...	5.4	5.8	-0.4	7	173	0.23
VOA/GOA	III. Qu. ...	5.4	5.7	-0.3	6	114	0.26
VIW/GOA	III. Qu. ...	3.0	2.5	+0.5	17	175	0.29
VFL/GFL	*III. Qu. ...	8.1	8.3	-0.2	2	17	1.17
VGS/GGS	III. Qu. ...	4.9	3.9	+1.0	20	137	0.73
VSH/GSH	III. Qu. ...	2.6	1.2	+1.4	54	298	0.47

Die mit * bezeichnete Variable wurde nach der Funktion in *Koyck*-Form berechnet.

Beobachtete und geschätzte Quartalswerte einiger Preisreihen

(Globaldaten; Veränderung gegen das Vorjahr in %)



VOA ... Verbraucherpreisindex ohne amtliche Preise und Saisonprodukte
 GOA ... Großhandelspreisindex ohne Agrarerzeugnisse
 VIW ... Verbraucherpreisindex für Industrielle und gewerbliche Waren

maß berücksichtigen, die Wendepunkte werden von Ihnen aber richtig erfaßt.

Die beste Anpassung, d. h. Erklärung der vergangenen Preisbewegungen, wurde allgemein bei Funktionen für Globaldaten gefunden, und zwar sowohl mit Monats- als auch mit Quartalsdaten (Standardabweichung der Residuen zwischen 0,2 und 0,3). Etwas schlechtere Ergebnisse liefern die Funktionen für einzelne Subindizes (die Standardabweichung liegt hier zwischen 0,5 und 1,2). Dieser Umstand muß allerdings im Zusammenhang mit der Größe der Schwankungsbreite der Einzelindizes gesehen werden. Die betreffenden Gruppenindizes sind deswegen nicht weniger für Prognosezwecke geeignet, auch so liefern sie wichtige Detailinformationen für

die hochaggregierten Daten. Prognosen bis zu einem halben Jahr ermöglichen vor allem die Gleichungen für den Verbraucherpreisindex ohne Saisonwaren, für Industriewaren, feste Brennstoffe und Hausrat. Mit den restlichen Funktionen können unbedingte Vorhersagen ein Quartal im voraus erstellt werden.

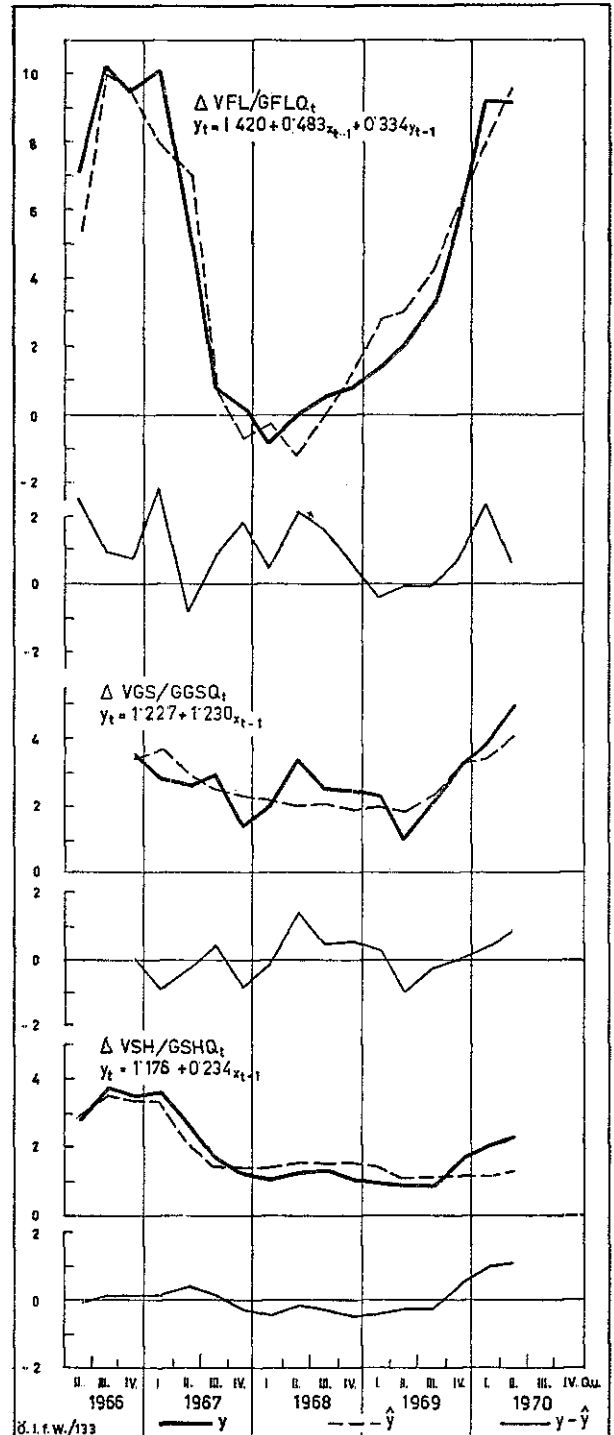
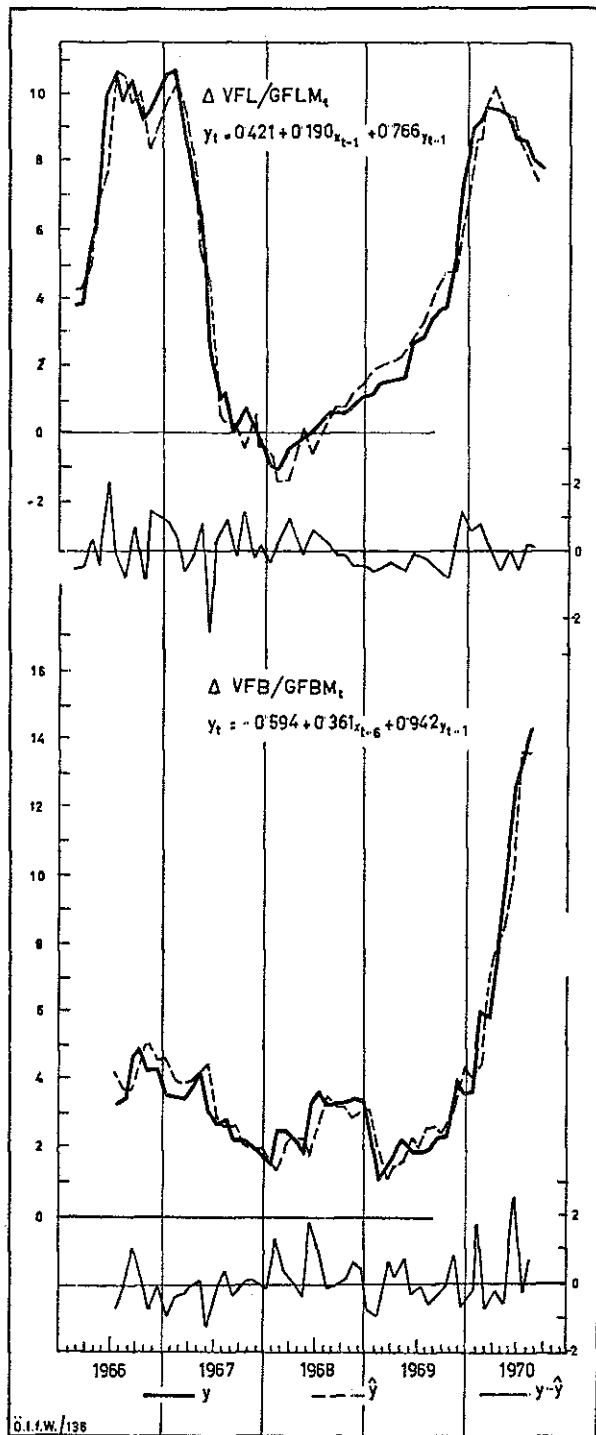
Die bereits verfügbaren Daten für September und (zum Teil) Oktober bzw. für das III. Quartal 1970 (die Funktionen wurden mit Daten bis einschließlich August bzw. II. Quartal 1970 geschätzt) gestatten eine Anwendung und Überprüfung der Funktionen auf prognostischem Gebiet.

Von den zur Prognose herangezogenen Funktionen haben etwa zwei Drittel die beobachteten Werte unterschätzt, wobei die Schätzergebnisse bei Quartalen bis zu 54% (Hausrat) unter den realisierten Werten lagen. Die Funktionen mit Monatsdaten lieferten bessere Ergebnisse, der am meisten unterschätzte Wert lag 13% (feste Brennstoffe) zu niedrig. Das Ausmaß der Überschätzungen hielt sich dagegen in relativ engen Grenzen. Die größte Treffsicherheit in der ex post-Prognose wurde für den Verbraucherpreisindex ohne Saisonwaren (der Prognosefehler machte in beiden Monaten 0,1 Prozentpunkte aus) und für den Verbraucherpreisindex ohne Saisonwaren und ohne amtlich geregelte Preise (0,1 im September und 0,3 im Oktober) erreicht. Ein zuverlässiges Urteil über das Prognoseverfahren ist allerdings nur auf Grund der Ergebnisse mehrerer Vorhersagen möglich. Im Einzelfall kann der Eintritt besonderer Umstände (Tendenzumschwung in der Spätkonjunktur) größere Fehler oder eine Scheingenauigkeit herbeiführen. Der Preisaufruf der letzten Monate wurde wohl vorhergesehen, nicht aber sein volles Ausmaß (insbesondere bei Einzelwarengruppen); man kann daher erwarten, daß in guten Konjunkturjahren das tatsächliche Ergebnis eher unterschätzt, in schlechten dagegen eher überschätzt wird.

Zusammenfassung

Die Dauer der Preisüberwälzung zwischen Groß- und Einzelhandel schwankt nach Gütergruppen. Nahezu simultan werden die Lebensmittelpreise angepaßt. Etwas langsamer ist die Preisreaktion von industriellen und gewerblichen Erzeugnissen, sie erreicht im Laufe eines Quartals ihren Höhepunkt und dauert im Durchschnitt etwa ein halbes Jahr (für einzelne Produkte wurde freilich ein Preis-lag von nahezu einem Jahr festgestellt). Preiserhöhungen von Vorprodukten (Preissenkungen werden kaum weitergegeben) werden großteils 6 bis 12 Monate später auf die Fertigwarenpreise im Einzelhandel überwältzt (je nach Verarbeitungsstufe des Vorproduktes kann die Überwälzung aber auch längere Zeit beanspruchen).

Geschätzte und realisierte Monats- bzw. Quartalswerte einiger Gruppenindizes
(Veränderung gegen das Vorjahr in %)



VFL Fleisch GFL Lebewieh VFB/GFB Feste Brennstoffe VGS/GGS Geschirr VSH/GSH Schuhe

Die Funktionen, die den Preiszusammenhang zwischen Groß- und Einzelhandel beschreiben, eignen sich gut für kurzfristige Prognosen (bis zu einem halben Jahr). Dazu gehören insbesondere auch Funktionen für den Verbraucherpreisindex ohne Saisonprodukte bzw ohne Saisonprodukte sowie preisregelte Waren und Leistungen, aus deren Verlauf mit hohem Wahrscheinlichkeitsgrad auf die Entwicklung des gesamten Verbraucherpreisindex geschlossen werden kann.

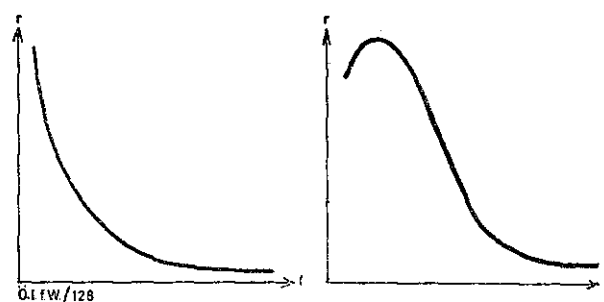
Die verfügbaren Indizes der Verbraucherpreise und der Großhandelspreise bieten eine hinreichende Grundlage für die Preisanalyse. Sie sind jedoch noch mit Schwächen behaftet, die bei künftigen Indexrevisionen beseitigt werden könnten. Ein neuer Großhandelspreisindex oder ein Erzeugerpreisindex sollte soweit als möglich mit dem Verbraucherpreisindex vergleichbar sein. U. a. wäre die Bildung einer eigenen Gruppe für Verbrauchsgüter im Großhandelspreisindex und ihre Abstimmung (möglichst auch in den Untergruppen) mit dem Verbraucherpreisindex wünschenswert. Wer die praktischen Schwierigkeiten der Preiserhebung kennt, weiß, daß Verzerrungen und Brüche in den Preisreihen nicht ganz zu vermeiden sind. Indextechnische Probleme (die Behandlung von Sorten- und Qualitätswechsel, Übergang zu Nettopreisen usw.) sollten jedoch nach einheitlichen Prinzipien entschieden werden, damit die Vergleichbarkeit verschiedener Indizes gewahrt bleibt.

Statistischer Anhang

Die Verbraucherpreise einzelner Waren oder Warengruppen reagieren auf Veränderungen der Preise auf den vorgelagerten Handels- oder Produktionsstufen zu verschiedenen Zeitpunkten und mit unterschiedlicher Intensität. Die Preisentwicklung einzelner Gütergruppen des privaten Verbrauches verhält sich also proportional zu einem gewichteten Durchschnitt aus den vergangenen Werten der entsprechenden Großhandelspreise. Als Ausgangspunkt für die Beschreibung der Dauer und Struktur der Verzögerung wurden Korrelogramme¹⁾ für einzelne Gütergruppen berechnet und graphisch dargestellt. Zwischen den einzelnen Gütergruppen der Verbraucher- und Großhandelspreise kamen grundsätzlich folgende lag-Strukturen vor:

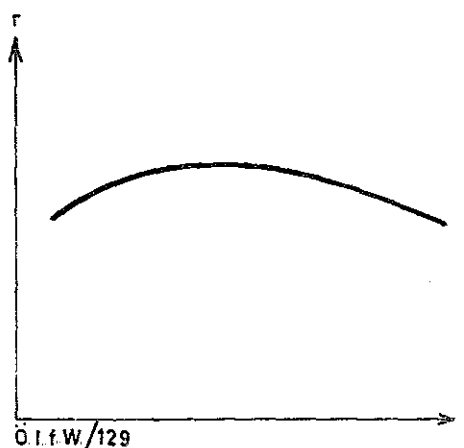
¹⁾ Es wurden Korrelationskoeffizienten zwischen den endogenen (VPI) und exogenen (GHP) Variablen mit verschiedener zeitlicher Verzögerung $r(y_t, x_t)$; $r(y_t, x_{t-1})$; $r(y_t, x_{t-2})$.../ berechnet. Auf die vertikale Achse wurden die Werte der berechneten Koeffizienten und auf die horizontale Achse der Zeitpunkt der Verzögerung aufgetragen.

I. lag-Struktur, mit geometrisch fallenden Gewichten

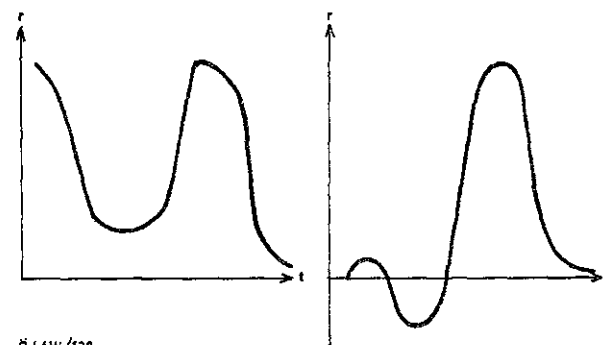


a) mit fallenden Gewichten unmittelbar vom Zeitpunkt t_0 b) asymmetrische Reaktion mit (kurzfristig verzögerten) fallenden Gewichten

II. lag-Struktur mit zunächst wachsenden, dann fallenden Gewichten (Pascal-Verteilung)



III. lag-Struktur mit Gewichten in W-Form (zweigipfelige Verteilung)



a) ausgeprägte zweigipfelige Verteilung b) asymmetrische Reaktion mit stark ausgeprägtem zweiten Gipfel

So anschaulich eine graphische Darstellung sein mag, besteht zur besseren Quantifizierung und für Prognosezwecke doch das Bedürfnis, die lag-Struktur durch eine sogenannte distributed-lag-Funktion zu beschreiben.

Gesucht wird also eine Funktion

$$(0) y_t = f(x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-k})$$

z. B. als lineare Approximation

$$(1) y_t = a + b_0 x_t + b_1 x_{t-1} + \dots + \varepsilon_t = a + \sum_{i=0}^n b_i x_{t-i} + \varepsilon_t$$

Die Koeffizienten b_i bezeichnet man als Reaktionskoeffizienten, sie haben alle das gleiche Vorzeichen und ihre Summe ist eine endliche Zahl $\sum_{i=0}^n b_i < \infty$.

In der umgeformten Funktion (1)

$$(2) y_t = a + b (w_0 x_t + w_1 x_{t-1} + \dots) + \varepsilon_t$$

sind die Gewichte $w_i = \frac{b_i}{\sum b_i}$ alle nichtnegativ $w_i \geq 0$

$$\text{und die Summe } \sum_{i=0}^{\infty} w_i = 1.$$

Sie drücken den Einfluß verschieden verzögerter Werte x auf den Wert y im Zeitpunkt t aus. Die Folge der Gewichte w_i beschreibt die lag-Struktur, d. h. den Zeitablauf der ökonomischen Reaktion.

Die standard-distributed-lag-Funktion ist nach *Koyck*¹⁾ (1954) eine Funktion mit geometrisch fallenden Gewichten $w_i = (1 - \lambda) \lambda^i$ folgender Gestalt:

$$(3) y_t = a + b (1 - \lambda) (x_t + \lambda x_{t-1} + \lambda^2 x_{t-2} + \dots) + \varepsilon_t = a + b \sum_{i=0}^n (1 - \lambda) \lambda^i x_{t-i} + \varepsilon_t$$

mit $0 < \lambda < 1$, die nach *Koyck* reduziert und gelöst werden kann, indem die um eine Periode verzögerte abhängige Variable mit λ multipliziert und von der ursprünglichen Gleichung subtrahiert wird:

$$(3a) \lambda y_{t-1} = \lambda a + b (1 - \lambda) (\lambda x_{t-1} + \lambda^2 x_{t-2} + \dots) + \lambda \varepsilon_{t-1}$$

$$(3b) y_t - \lambda y_{t-1} = (1 - \lambda) a + b (1 - \lambda) x_t + \varepsilon_t - \lambda \varepsilon_{t-1}$$

$$(4) y_t = (1 - \lambda) a + b (1 - \lambda) x_t + \lambda y_{t-1} + \xi_t$$

Die Funktion (4) ist als *Koyck*-Transformation bekannt; sie bietet den Vorteil einer einfachen Schätzung und die Möglichkeit, die Größe von λ ²⁾ und somit die Wirkungsdauer des lags zu bestimmen. Ein Nachteil dieser Transformation ist, daß die Zufallsvariablen ξ_t nicht wie die ursprünglichen Zufallsvariablen ε_t voneinander unabhängig sind, sondern einer Beziehung $\xi_t = \varepsilon_t - \lambda \varepsilon_{t-1}$ gehorchen. Dies kann zur Inkonsistenz der geschätzten Koeffizienten, d. h. zu einem „bias“ führen. *Cagan* (1956)³⁾ zeigte

¹⁾ L. M. *Koyck*, „Distributed Lags and Investment Analysis“, Amsterdam, North-Holland Publishing Company, 1954.

²⁾ Da $0 < \lambda < 1$, ist $\lim_{i \rightarrow \infty} \lambda^i = 0$

³⁾ P. *Cagan*, „The Monetary Dynamics of Hyper Inflation“, in *Friedman*, Ed., Studies in the Quantity Theory of Money. Chicago, University of Chicago Press, 1956.

aber, daß eine Transformation

$$(i) y_t^* = a x_t + \varepsilon_t$$

wobei y_t^* einen Erwartungswert für y darstellt

$$(ii) y_t - y_{t-1} = \gamma (y_t^* - y_{t-1}^*)$$

$$(iii) y_t = a \gamma x_t + (1 - \gamma) y_{t-1} + \gamma \varepsilon_t$$

praktisch ebenfalls zum Ansatz (4) führt, allerdings mit unabhängigen Zufallsvariablen. Falls die serielle Korrelation in Gleichung (i) nicht vorhanden ist, wird sie nach *Cagan* auch in der Gleichung (iii) nicht vorkommen. Andere konsistente Schätzverfahren schlugen *Klein* (1958), *Griliches* (1961), *Zellner* (1965)⁴⁾ u. a. vor.

Bei den vorliegenden Schätzungen wurde angenommen, daß die Zufallsvariablen seriell nicht korreliert sind. Die *Koyck*-Transformation bildet die Grundlage für die Schätzung der lag-Strukturen I bis III.

Die lag-Struktur Ia (Fall einer einfachen *Koyck*-Transformation) wurde durch die Funktion (3) mittels der Transformation (4) geschätzt. Für die asymmetrische Reaktion Ib wurde der Anfang der geometrisch fallenden Gewichte um 1 bzw. 2, 3 ... Perioden verschoben:

$$(5a) y_t = a + c x_t + b (1 - \lambda) (x_{t-1} + \lambda x_{t-2} + \lambda^2 x_{t-3} + \dots) + \varepsilon_t$$

transformiert

$$(5b) y_t = (1 - \lambda) a + c x_t + [b (1 - \lambda) - \lambda c] x_{t-1} + \lambda y_{t-1} + \xi_t$$

Die lag-Struktur II wurde entweder mittels einer verzögerten *Koyck*-Transformation oder mit Hilfe der von *Solow*⁵⁾ (1960) vorgeschlagenen negativen binomialen Verteilung (*Pascal*-Verteilung), die ein Ansteigen der Gewichte in der ersten Phase erlaubt, geschätzt. Die Gewichte w_i der negativen binomialen Verteilung sind als

$$w_i = (1 - \lambda)^{r+1} \lambda^i c_{r+i}^r$$

definiert (für $r = 0$ ergibt sich die geometrische Verteilung $w_i = (1 - \lambda) \lambda^i$), und die Funktion hat die Gestalt:

$$(6a) y_t = a + b (1 - \lambda)^{r+1} \sum_{i=0}^{\infty} c_{r+i}^r \lambda^i x_{t-i} + \varepsilon_t$$

transformiert

⁴⁾ L. R. *Klein*, „The Estimation of Distributed Lags“, *Econometrica* 26 (4), 1958 — Z. *Griliches*, „A Note on the Serial Correlation Bias in Estimates of Distributed Lags“, *Econometrica* 29 (1), 1961. — A. *Zellner*, C. J. *Park*, „Bayesian Analysis of a Class of Distributed Lag Models“, *The Econometric Annual of the Indian Economic Journal* 13 (3), 1965.

⁵⁾ R. M. *Solow*, „On a Family of Lag Distributions“, *Econometrica* 28 (2), 1960.

$$(6b) y_t = a(1-\lambda)^{r+1} + b(1-\lambda)^{r+1} x_t + \sum_{i=1}^{r+1} (-1)^{i+1} c_{r+1}^i \lambda^i y_{t-i} + \xi_t$$

z. B. für $r = 1$

$$(6c) y_t = a(1-\lambda)^2 + b(1-\lambda)^2 x_t + 2\lambda y_{t-1} - \lambda^2 y_{t-2} + \xi_t$$

Allgemein enthält die *Pascal-Verteilung* $r+1$ verzögerte Werte der endogenen Variablen mit den von λ abhängigen Koeffizienten.

Für den Fall IIIa wurde die *Koyck-Transformation* mit zweifachem Gipfel verwendet:

$$(7a) y_t = a + b(1-\lambda)(x_t + \lambda x_{t-1} + \dots + \lambda^{k-1} x_{t-(k-1)}) + c(1-\lambda)(x_{t-k} + \lambda x_{t-(k+1)} + \lambda^2 x_{t-(k+2)} + \dots) + \varepsilon_t$$

transformiert

$$(7b) y_t = a(1-\lambda) + b(1-\lambda)x_t + (1-\lambda)(c - b\lambda^{k-1})x_{t-k} + \lambda y_{t-1} + \xi_t$$

oder im Fall III b mit $b = 0$

$$(7c) y_t = a(1-\lambda) + c(1-\lambda)x_{t-k} + \lambda y_{t-1} + \xi_t$$

Für die Schätzung der distributed-lag-Funktionen wäre die Verwendung von Preisindizes, aus welchen alle störenden Ausschläge eliminiert wurden, die theoretisch befriedigendste Vorgangsweise. Um speziell den diagnostizierten lag möglichst exakt zu erfassen, muß man bestrebt sein, mit monatlichen Daten zu operieren. Daraus entspringen einige methodische Probleme, die man im Hinblick auf die ohnehin schwierige Interpretation der Ergebnisse nicht übergehen darf. Sie ergeben sich daraus, daß monatlich berechnete Preisindizes mit einer Trend- und Saisonkomponente sowie mit störenden (kurzfristigen) Zufallsschwankungen behaftet sind. Die Trendkomponente wird durch die Verwendung von relativen Differenzen zum Vormonat bzw. Vorjahresmonat ausgeschaltet. Der Vergleich eines Monatswertes mit dem Wert des entsprechenden Vormonats eliminiert aber die Zufalls- und Saisonschwankungen nicht, was zu Fehlinterpretationen führen könnte. Als am besten geeignet für die Erfassung der lag-Struktur hat sich daher der Vergleich zum Vorjahresmonat erwiesen, obwohl auch diese Vorgangsweise gewisse Unzulänglichkeiten aufweist. Durch diesen Vergleich wird zumindest ein Teil des Saisoneinflusses (regelmäßig auftretende kurzfristige Schwankungen) ausgeschaltet, andererseits aber werden längerfristige periodische Schwankungen von etwa 2 bis 3 Jahren (z. B. Konjunkturphasen, Lohnerhöhungen) stärker hervorgehoben. Vorteile dieses Verfahrens liegen in der leichten Überschaubarkeit der Vorgänge und darin, daß die Gegenwartswerte ihre starre

Bindung an die Daten der Vergangenheit verlieren. Die Verwendung der relativen Differenzen zum Vorjahresmonat bzw. zum Vorjahresquartal als Basisdaten für die Schätzung der distributed-lag-Funktionen impliziert einen nichtlinearen Ansatz. Die Funktion (6) tritt dabei in der multiplikativen Form

$$(8) y_t = e^{at} \cdot x_t^{b_0} \cdot x_{t-1}^{b_1} \cdot x_{t-2}^{b_2} \cdot \dots \cdot v_t = e^{at} \cdot \prod_{i=0}^n x_{t-i}^{b_i} \cdot v_t$$

auf; durch Logarithmieren

$$\ln y_t = at + b_0 \ln x_t + b_1 \ln x_{t-1} + \dots + \ln v_t$$

und Ableiten nach der Zeit t

$$\frac{1}{y_t} \frac{dy_t}{dt} = a + b_0 \frac{1}{x_t} \frac{dx_t}{dt} + b_1 \frac{1}{x_{t-1}} \frac{dx_{t-1}}{dt} + \dots + \frac{1}{v_t} \frac{dv_t}{dt}$$

umgeschrieben in diskrete Größen

$$(8a) \Delta y_t = a + b_0 \Delta x_t + b_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Delta v_t$$

enthält man Funktion (1) als lineare Approximation in relativen Differenzen (Wachstumsraten). Hier stellen die Reaktionskoeffizienten b_i auch die konstanten Elastizitäten dar. Durch die *Koyck-Transformation* erhält die Funktion (8) folgende Gestalt:

$$(9) y_t = e^{a(1-\lambda)t} \cdot x_t^{b(1-\lambda)} \cdot y_{t-1}^\lambda \cdot u_t$$

wobei

$$u_t = v_t - v_{t-1}$$

In den Gleichungen vom *Koyck-Typ* wird die Intensität des Einflusses der Großhandelspreise in vergangenen Perioden auf die gegenwärtigen Verbraucherpreise durch die Gewichtswerte $w_i = (1-\lambda)\lambda^i$ spezifiziert. Demnach beträgt die Intensität der Überwälzung in der Periode

$$\begin{array}{ll} t & (1-\lambda) \\ t-1 & (1-\lambda)\lambda \\ t-2 & (1-\lambda)\lambda^2 \end{array}$$

usw.

Der Intensitätsverlust L in den einzelnen Perioden in Prozenten ausgedrückt, ist gleich

$$L = 100 \left(1 - \frac{(1-\lambda)\lambda^i}{(1-\lambda)} \right) = 100(1-\lambda^i)$$

So besagt bei $\lambda = 0.4$ ein Intensitätsverlust von 99% nach der fünften Periode, daß die Wirkungsdauer der Reaktion in dieser Periode ausläuft. Die folgende Tabelle veranschaulicht den Intensitätsverlust L für verschiedene Werte von λ in den Perioden t bis $t-5$:

$$\begin{array}{l} \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i = \frac{1}{1-\lambda} \\ \text{und} \\ \sum w_i = (1-\lambda) \sum \lambda^i = 1 \end{array}$$

λ	t	$t-1$	$t-2$	$t-3$	$t-4$	$t-5$
0.1	90	99	100	100	100	100
0.2	80	96	99	100	100	100
0.3	70	91	97	99	100	100
0.4	60	84	94	97	99	100
0.5	50	75	88	94	97	98
0.6	40	64	78	87	92	95
0.7	30	51	66	76	83	88
0.8	20	36	49	59	67	74
0.9	10	19	27	34	41	47

Bei näherer Betrachtung einiger Gleichungen mit einer verzögerten *Koyck*-Transformation mag es scheinen, daß die Forderung der Nichtnegativität einzelner Koeffizienten nicht erfüllt ist. So z. B. in der Gleichung

$$\Delta YOSM_t = 0.493 + 0.393 \Delta GOAM_{t-7} - 0.298 \Delta GOAM_{t-8} + 0.811 \Delta VOSM_{t-1}$$

Hier erscheint der Koeffizient bei der Variablen $\Delta GOAM_{t-8}$ (-0.298) in der transformierten Form

$$|b(1-\lambda) - \lambda c| = b^*$$

Die Forderung der Nichtnegativität bezieht sich auf die ursprüngliche Gleichung:

$$y_t = a + cx_{t-7} + b(1-\lambda)(x_{t-8} + \lambda x_{t-9} + \lambda^2 x_{t-10} + \dots)$$

transformiert

$$y_t = (1-\lambda)a + cx_{t-7} + [b(1-\lambda) - \lambda c]x_{t-8} + \lambda y_{t-1}$$

Danach soll der Koeffizient $b(1-\lambda) \geq 0$; diese Bedingung wird erfüllt, wenn $|\lambda c| \geq |b^*|$. Das ist bei der vorliegenden Gleichung der Fall

$$b(1-\lambda) = b^* + \lambda c = -0.298 + 0.393 \cdot 0.811 = +0.021$$

Im Anschluß sind die Funktionen mit der besten Anpassung angeführt. Der Vollständigkeit halber sind die Beziehungen zwischen den Globalindizes auch dann dargestellt, wenn sie statistisch nicht befriedigen

$$\Delta VTRM_t = -0.211 + 0.604 \Delta GTRM_t + 0.461 \Delta VTRM_{t-1} \quad R^2 = 0.79$$

(116) (13) (16)

$$\Delta VTRQ_t = -0.199 + 0.742 \Delta GTRQ_t + 0.308 \Delta VTRQ_{t-1} \quad R^2 = 0.74$$

(283) (16) (50)

$$\Delta VKRM_t = 0.673 + 0.078 \Delta GKRM_t + 0.715 \Delta VKRM_{t-1} \quad R^2 = 0.75$$

(36) (47) (12)

$$\Delta VKRQ_t = 0.514 + 0.351 \Delta GKRQ_t \quad R^2 = 0.56$$

(29) (20)

$$\Delta VDPM_t = 0.045 + 0.271 \Delta GDPM_t + 0.687 \Delta VDPM_{t-1} \quad R^2 = 0.88$$

(368) (25) (11)

$$\Delta VDPM_t = 0.012 + 0.731 \Delta GDPM_t \quad R^2 = 0.54$$

(464) (11)

$$\Delta VDPQ_t = 0.065 + 0.336 \Delta GDPQ_t + 0.652 \Delta VDPQ_{t-1} \quad R^2 = 0.85$$

(540) (51) (28)

$$\Delta VDRM_t = 0.017 + 0.232 \Delta GDRM_t + 0.694 \Delta VDRM_{t-1} \quad R^2 = 0.89$$

(1.121) (22) (10)

$$\Delta VDRQ_t = -0.021 + 0.268 \Delta GDRQ_t + 0.713 \Delta VDRQ_{t-1} \quad R^2 = 0.88$$

(1.716) (42) (20)

$$\Delta VEEM_t = 0.203 + 0.101 \Delta GEEM_t + 0.777 \Delta VEEM_{t-1} \quad R^2 = 0.83$$

(60) (38) (8)

$$\Delta VEEQ_t = 0.509 + 0.251 \Delta GEEQ_t + 0.464 \Delta VEEQ_{t-1} \quad R^2 = 0.60$$

(63) (38) (35)

$$\Delta VSHM_t = 0.113 + 0.167 \Delta GSHM_{t-2} - 0.145 \Delta GSHM_{t-3} + 0.919 \Delta VSHM_{t-1} \quad R^2 = 0.94$$

(81) (24) (31) (7)

$$\Delta VSHQ_t = 0.650 + 0.145 \Delta GSHQ_{t-1} + 0.426 \Delta VSHQ_{t-1} \quad R^2 = 0.84$$

(38) (31) (40)

$$\Delta VSHQ_t = 1.176 + 0.234 \Delta GSHQ_{t-1} \quad R^2 = 0.78$$

(12) (13)

$$\Delta VGSM_t = 0.212 + 0.451 \Delta GGSM_{t-9} + 0.736 \Delta VGSM_{t-1} \quad R^2 = 0.81$$

(95) (38) (13)

$$\Delta VGSQ_t = 1.227 + 1.230 \Delta GGSQ_{t-3} \quad R^2 = 0.58$$

(31) (23)

$$\Delta VOFM_t = 0.038 + 0.130 \Delta GOFM_t + 0.795 \Delta VOFM_{t-1} \quad R^2 = 0.69$$

(717) (33) (9)

$$\Delta VOFM_t = 0.067 + 0.561 \Delta GOFM_t \quad R^2 = 0.52$$

(103) (12)

$$\Delta VRNM_t = -0.124 + 0.241 \Delta GRNM_t + 0.888 \Delta VRNM_{t-1} \quad R^2 = 0.79$$

(140) (48) (7)

$$\Delta VRNQ_t = -0.178 + 0.632 \Delta GRNQ_t + 0.707 \Delta VRNQ_{t-1} \quad R^2 = 0.61$$

(252) (45) (24)

$$\Delta VIWQ_t = 0.903 + 0.210 \Delta GVGQ_{t-2} + 0.336 \Delta VIWQ_{t-1} \quad R^2 = 0.46$$

(45) (38) (64)

$$\Delta VIWQ_t = 0.852 + 0.171 \Delta GVGQ_t - 0.214 \Delta GVGQ_{t-1} + 0.330 \Delta GVGQ_{t-2} + 0.333 \Delta VIWQ_{t-1} - 0.577 \text{DUMMY} \quad R^2 = 0.78$$

(53) (42) (45) (24) (61) (34)

$$\Delta VIWM_t = 0.423 + 0.136 \Delta GFGM_t + 0.685 \Delta VIWM_{t-1} \quad R^2 = 0.76$$

(33) (24) (33)

$$\Delta VIW^*M_t = 0.271 + 0.124 \Delta GFGM_t + 0.735 \Delta VIW^*M_{t-1} \quad R^2 = 0.83$$

(40) (6) (9)

$$\Delta VIWQ_t = 0.712 + 0.258 \Delta GFGQ_t + 0.445 \Delta VIWQ_{t-1} \quad R^2 = 0.57$$

(49) (28) (38)

$$\Delta VFBM_t = -0.594 + 0.361 \Delta GFBM_{t-6} + 0.942 \Delta VFBM_{t-1} \quad R^2 = 0.92$$

(38) (24) (6)

$$\Delta VFBM_t = -0.343 + 0.136 \Delta GFBM_t + 0.247 \Delta GFBM_{t-6} + 0.812 \Delta VFBM_{t-1} \quad R^2 = 0.93$$

(68) (38) (38) (9)

$$\Delta VFBQ_t = -0.554 + 0.850 \Delta GFBQ_{t-2} + 0.548 \Delta VFBQ_{t-1} \quad R^2 = 0.85$$

(117) (17) (45)

$$\Delta VMOQ_t = -0.494 + 0.640 \Delta GMOQ_t \quad R^2 = 0.72$$

(67) (15)

$$\Delta VLMM_t = 1.352 + 0.590 \Delta GLMM_t \quad R^2 = 0.80$$

(12) (6)

$$\Delta VLMM_t^{\ddagger} = 0.725 + 0.381 \Delta GLMM_t + 0.397 \Delta VLMM_{t-1} \quad R^2 = 0.87$$

(25) (14) (20)

$$\Delta VLMQ_t = 1.219 + 0.620 \Delta GLMQ_t \quad R^2 = 0.89$$

(18) (8)

$$\Delta VFLM_t = 0.233 + 0.168 \Delta GFLM_t + 0.827 \Delta VFLM_{t-1} \quad R^2 = 0.97$$

(61) (11) (3)

$$\Delta VFLM_t = 0.421 + 0.190 \Delta GFLM_{t-1} + 0.766 \Delta VFLM_{t-1} \quad R^2 = 0.97$$

(35) (12) (4)

$$\Delta VFLM_t = 2.347 + 0.619 \Delta GFLM_{t-3} \quad R^2 = 0.84$$

(11) (6)

$$\Delta VFLQ_t = 2.250 + 0.642 \Delta GFLQ_{t-1} \quad R^2 = 0.88$$

(18) (9)

$$\Delta VFLQ_t = 0.323 + 0.357 \Delta GFLQ_t + 0.694 \Delta VFLQ_{t-1} \quad R^2 = 0.94$$

(114) (12) (10)

$$\Delta VFLQ_t = 1.420 + 0.483 \Delta GFLQ_{t-1} + 0.334 \Delta VFLQ_{t-1} \quad R^2 = 0.93$$

(30) (14) (33)

$$\Delta VFLQ_t = 0.287 + 0.274 \Delta GFFQ_{t-1} + 0.811 \Delta VFLQ_{t-1} \quad R^2 = 0.89$$

(181) (19) (11)

$$\Delta VFLQ_t = 1.018 + 0.289 \Delta GFFQ_{t-1} + 0.634 \Delta VFLQ_{t-1} \quad R^2 = 0.85$$

(58) (25) (19)

$$\Delta VAEM_t = 1.767 + 0.565 \Delta GAEM_t \quad R^2 = 0.53$$

(15) (12)

$$\Delta VAEM_t = 0.226 + 0.271 \Delta GAEM_t \quad R^2 = 0.40$$

(22) (15)

$$\Delta VAEM_t^{\ddagger} = 0.303 + 0.134 \Delta GAEM_t + 0.797 \Delta VAEM_{t-1} \quad R^2 = 0.86$$

(65) (42) (9)

$$\Delta VAEQ_t = 0.760 + 0.390 \Delta GAEQ_t + 0.434 \Delta VAEQ_{t-1} \quad R^2 = 0.70$$

(72) (35) (42)

$$\Delta VHMM_t = 0.741 + 0.119 \Delta GHMM_{t-8} + 0.702 \Delta VHMM_{t-1} \quad R^2 = 0.81$$

(30) (31) (13)

$$\Delta VHMQ_t = 2.342 + 0.346 \Delta GHMQ_{t-3} \quad R^2 = 0.63$$

(10) (21)

$$\Delta VLLQ_t = 0.954 + 0.013 \Delta GHLQ_{t-4} + 0.470 \Delta VLLQ_{t-1} \quad R^2 = 0.71$$

(29) (56) (36)

$$\Delta VLLM_t = 0.125 + 0.018 \Delta GLLM_t + 0.928 \Delta VLLM_{t-1}$$

(68) (23) (3) $R^2 = 0.94$

$$\Delta VLLM_t = 0.215 + 0.017 \Delta GLLM_{t-3} + 0.889 \Delta VLLM_{t-1}$$

(46) (32) (4) $R^2 = 0.94$

$$\Delta VLLQ_t = 0.531 + 0.049 \Delta GLLQ_{t-1} + 0.718 \Delta VLLQ_{t-1}$$

(48) (28) (15) $R^2 = 0.86$

$$\Delta VLLQ_t = 1.986 + 0.090 \Delta GLLQ_{t-2}$$

(10) (25) $R^2 = 0.52$

$$\Delta VIWQ_t = 0.790 + 0.247 \Delta GBSQ_t + 0.244 \Delta GBSQ_{t-8}$$

(31) (37) (25) $R^2 = 0.69$

$$\Delta VIWQ_t = 0.019 + 0.282 \Delta GBSQ_t + 0.226 \Delta GBSQ_{t-7} + 0.443 \Delta VIWQ_{t-1}$$

(1.823) (22) (19) (37) $R^2 = 0.85$

$$\Delta VIWQ_t = 2.031 + 0.079 \Delta GRSQ_{t-3} + 0.101 \Delta GRSQ_{t-9}$$

(3) (25) (16) $R^2 = 0.87$

$$\Delta VIWQ_t = 1.732 + 0.155 \Delta GHEQ_{t-5}$$

(6) (33) $R^2 = 0.45$

$$\Delta VIWQ_t = 1.069 + 0.110 \Delta GHEQ_{t-4} + 0.363 \Delta VIWQ_{t-1}$$

(38) (39) (59) $R^2 = 0.50$

$$\Delta VIWQ_t = 1.153 + 0.209 \Delta GRWQ_{t-2} + 0.286 \Delta GRWQ_{t-8}$$

(12) (24) (16) $R^2 = 0.84$

$$\Delta VIWQ_t = 1.105 + 0.217 \Delta GRWQ_{t-2} + 0.210 \Delta GRWQ_{t-8} + 0.104 \Delta GRWQ_{t-9}$$

(15) (27) (29) (60) $R^2 = 0.90$

$$\Delta VIWQ_t = 0.914 + 0.396 \Delta GIGQ_{t-7}$$

(18) (16) $R^2 = 0.80$

$$\Delta VIWQ_t = 0.707 + 0.312 \Delta GIGQ_{t-7} + 0.191 \Delta GIGQ_{t-8}$$

(20) (20) (31) $R^2 = 0.91$

$$\Delta VIWQ_t = 0.990 + 0.218 \Delta GIRQ_{t-2} + 0.332 \Delta GIRQ_{t-8}$$

(14) (20) (13) $R^2 = 0.89$

$$\Delta VIWQ_t = -0.369 + 0.176 \Delta GIRQ_t + 0.234 \Delta GIRQ_{t-7} + 0.756 \Delta VIWQ_{t-1}$$

(143) (30) (29) (29) $R^2 = 0.73$

$$\Delta VIWQ_t = 0.393 + 0.176 \Delta GIRQ_t + 0.285 \Delta GIRQ_{t-8} + 0.280 \Delta VIWQ_{t-1}$$

(68) (21) (15) (48) $R^2 = 0.91$

$$\Delta VIWQ_t = -0.005 + 0.166 \Delta GOAQ_t + 0.349 \Delta GOAQ_{t-8} + 0.467 \Delta VIWQ_{t-1}$$

(6.089) (25) (17) (30) $R^2 = 0.90$

$$\Delta VIWQ_t = 0.771 + 0.248 \Delta GOAQ_{t-2} + 0.402 \Delta GOAQ_{t-8}$$

(26) (27) (17) $R^2 = 0.83$

$$\Delta VPIM_t = 2.189 + 0.427 \Delta GPIM_t$$

(13) (25) $R^2 = 0.22$

$$\Delta VPIM_t = 0.883 + 0.103 \Delta GPIM_t + 0.641 \Delta VPIM_{t-1}$$

(37) (99) (17) $R^2 = 0.51$

$$\Delta_o VPIQ_t = 2.483 + 0.393 \Delta_o GPIQ_t$$

(19) (44) $R^2 = 0.24$

$$\Delta VPIQ_t = 2.327 + 0.357 \Delta GPIQ_t$$

(20) (50) $R^2 = 0.20$

$$d_o VOSM_t = 2.763 + 0.385 d_o GOSM_t$$

(5) (13) $R^2 = 0.49$

$$\Delta_o VOSM_t = 0.616 + 0.178 \Delta_o GOSM_t + 0.715 \Delta_o VOSM_{t-1}$$

(40) (22) (10) $R^2 = 0.81$

$$\Delta_o VOSQ_t = 1.239 + 0.343 \Delta_o GOSQ_t + 0.436 \Delta_o VOSQ_{t-1}$$

(58) (27) (43) $R^2 = 0.60$

$$\Delta VOSQ_t = 1.006 + 0.322 \Delta GOSQ_t + 0.480 \Delta VOSQ_{t-1}$$

(66) (31) (38) $R^2 = 0.56$

$$\Delta VOSM_t = 0.731 + 0.156 \Delta GOAM_{t-7} + 0.713 \Delta VOSM_{t-1}$$

(34) (28) (11) $R^2 = 0.80$

$$\Delta VOSM_t = 0.493 + 0.393 \Delta GOAM_{t-7} - 0.298 \Delta GOAM_{t-8} + 0.811 \Delta VOSM_{t-1}$$

(52) (24) (36) (10) $R^2 = 0.83$

$$\Delta VOSQ_t = 1'256 + 0'280 \Delta GOAQ_{t-2} + 0'497 \Delta VOSQ_{t-1}$$

(50) (34) (37)

$R^2 = 0'60$

$$\Delta VOAQ_t = 2'272 + 0'493 \Delta GOAQ_{t-1}$$

(5) (9)

$R^2 = 0'87$

$$\Delta VOAM_t = 2'280 + 0'506 \Delta GOAM_{t-4}$$

(3) (6)

$R^2 = 0'84$

$$\Delta VOAQ_t = 1'442 + 0'321 \Delta VOAQ_{t-1} + 0'398 \Delta GOAQ_{t-1}$$

(24) (41) (14)

$R^2 = 0'91$

$$\Delta VOAM_t = 0'468 + 0'116 \Delta GOAM_t + 0'783 \Delta VOAM_{t-1}$$

(33) (19) (7)

$R^2 = 0'93$

$$\Delta VOAQ_t = 2'204 + 0'359 \Delta GOAQ_{t-1} + 0'185 \Delta GOAQ_{t-2}$$

(5) (22) (48)

$R^2 = 0'91$

$$\Delta VOAM_t = 0'784 + 0'196 \Delta GOAM_{t-3} + 0'643 \Delta VOAM_{t-1}$$

(25) (19) (12)

$R^2 = 0'93$

$$dVOAQ_t = 0'451 + 0'190 dGOAQ_t + 0'324 dVOAQ_{t-1}$$

(34) (42) (59)

$R^2 = 0'44$

Verzeichnis der Variablen

(V = Verbraucherpreise, G = Großhandelspreise)

VAE	Nahrungsmittel ohne Saisonprodukte und Dienstleistungen
	GAE Agrarerzeugnisse ohne Saisonprodukte
	GBS Brennstoffe
VDP GDP Druck, Papier
VDR GDR Druck-Erzeugnisse
VEE GEE Elektrotechnische Erzeugnisse
VFB GFB Feste Brennstoffe
	GFF Lebendvieh und Futtermittel
	GFG Konsumgüter, korrigiert
	GFL Lebendvieh
VFL	Fleisch
VGS GGS Geschirr
	GHE Halberzeugnisse
	GHL Häute, Felle
VHM GHM Holz, Möbel
	GIG Investitionsgüter
	GIR Investitionsgüter und Rohwaren
VIW	Industrielle und gewerbliche Waren
VIW*	Industrielle und gewerbliche Waren, korrigiert
VKR GKR Körperpflege, Reinigung
VLL GLL Leder
VLM GLM Lebensmittel ohne Saisonprodukte und Fleisch
VMO GMO Mineralöle
VOA	Verbraucherpreise ohne amtliche Preise und Saisonprodukte
	GOA Großhandelspreise ohne Agrarerzeugnisse
VOF GOF Öfen
VOS GOS Gesamtindex ohne Saisonprodukte
VPI GPI Gesamtindex
VRN GRN Reifen
	GRS Rohstoffe
	GRW Rohwaren
VSH GSH Schuhe
VTR GTR Verkehrsmittel
	GVG Konsumgüter

Erika Schwödiauer
Hannes Suppanz