

Der Open-Access-Publikationsserver der ZBW – Leibniz-Informationzentrum Wirtschaft
The Open Access Publication Server of the ZBW – Leibniz Information Centre for Economics

Döpke, Jörg; Langfeldt, Enno

Working Paper

Abnehmende Bedeutung der Lagerinvestitionen für den Konjunkturverlauf?

Kiel Working Papers, No. 815

Provided in cooperation with:

Institut für Weltwirtschaft (IfW)

Suggested citation: Döpke, Jörg; Langfeldt, Enno (1997) : Abnehmende Bedeutung der Lagerinvestitionen für den Konjunkturverlauf?, Kiel Working Papers, No. 815, <http://hdl.handle.net/10419/46950>

Nutzungsbedingungen:

Die ZBW räumt Ihnen als Nutzerin/Nutzer das unentgeltliche, räumlich unbeschränkte und zeitlich auf die Dauer des Schutzrechts beschränkte einfache Recht ein, das ausgewählte Werk im Rahmen der unter

→ <http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen> nachzulesenden vollständigen Nutzungsbedingungen zu vervielfältigen, mit denen die Nutzerin/der Nutzer sich durch die erste Nutzung einverstanden erklärt.

Terms of use:

The ZBW grants you, the user, the non-exclusive right to use the selected work free of charge, territorially unrestricted and within the time limit of the term of the property rights according to the terms specified at

→ <http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen>
By the first use of the selected work the user agrees and declares to comply with these terms of use.

Kieler Arbeitspapiere

Kiel Working Papers

Kieler Arbeitspapier Nr. 815

Abnehmende Bedeutung der Lagerinvestitionen für den Konjunkturverlauf?

von

Jörg Döpke und Enno Langfeldt



Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel
The Kiel Institute of World Economics

Institut für Weltwirtschaft
Düsternbrooker Weg 120, D-24105 Kiel

Kieler Arbeitspapier Nr. 815

**Abnehmende Bedeutung der Lagerinvestitionen
für den Konjunkturverlauf?**

von

Jörg Döpke und Enno Langfeldt

756735

Mai 1997

Für Inhalt und Verteilung der Kieler Arbeitspapiere sind die jeweiligen Autoren allein verantwortlich, nicht das Institut.

Da es sich um Manuskripte in einer vorläufigen Fassung handelt, wird gebeten, sich mit Anregung und Kritik direkt an die Autoren zu wenden und etwaige Zitate vorher mit ihnen abzustimmen.

Inhaltsverzeichnis

I. Die Lager in der deutschen Statistik	2
II. Struktur und längerfristige Entwicklung der Vorräte	4
III. Die Bedeutung der Vorratsveränderung für die Konjunktur	8
IV. Bestimmungsgründe der Lagerinvestitionen	14
V. Die Vorratsinvestitionen als Teil eines „Credit-Channel“ ?.....	18
VI. Zur Rolle der Vorratsveränderungen bei Konjunkturprognosen.....	22
VII. Schlußfolgerung	24
Literaturverzeichnis	26

Abstract

With the widespread application of inventory control systems in industry and trade and a fast growing services sector the influence of inventory changes on the business sector should become less important over time. However, the empirical evidence for Germany in the period 1970–1994 shows that especially at cyclical turning-points inventory fluctuations continue to have a major impact on overall output. Additional research suggests that inventories in Germany are not part of the monetary transmission mechanism but work as an accelerator when there is a turnaround in final demand.

JEL Classification: E 32, E 37

Keywords: Inventories, business cycles

Jörg Döpke, Enno Langfeldt
Institut für Weltwirtschaft
Düsternbrooker Weg 120
D-24105 Kiel
Tel.: 0431/8814-261 /-260
Fax: 0431/8814-525
E-mail: j.doepke@ifw.uni-kiel.de

Abnehmende Bedeutung der Lagerinvestitionen für den Konjunkturverlauf?*

Lagerveränderungen spielen für die Entwicklung der Konjunktur in den Industrieländern eine wichtige Rolle. Insbesondere im frühen Aufschwung verstärkt der Lageraufbau die Belebung der gesamtwirtschaftlichen Aktivität. Umgekehrt führt der Lagerabbau in Rezessionsphasen dazu, daß die Produktion stärker als die Endnachfrage verringert wird. Die Lagerveränderungen erhöhen somit die Intensität der Schwankungen von Produktion und Beschäftigung. Für Konjunkturforscher haben Lagerumschwünge die unangenehme Eigenschaft, daß sie — insbesondere an konjunkturellen Wendepunkten — äußerst schwer zu prognostizieren sind; gelänge es, das Lagerverhalten besser zu erklären, könnte die Unsicherheit bezüglich der zukünftigen konjunkturellen Entwicklung erheblich reduziert werden.

Seit Beginn der siebziger Jahre gibt es Tendenzen, die eine abnehmende Bedeutung der Lagerveränderungen für die Konjunktur zur Folge haben könnten. So ist zum einen zu beobachten, daß die Unternehmen im Verarbeitenden Gewerbe bemüht sind, im Zusammenhang mit sinkenden Informations- und Transaktionskosten insbesondere die Höhe ihrer Bestände an Vormaterialien zu verringern; an die Stelle einer Lagerhaltung treten in immer stärkerem Maße Just-in-time-Lieferungen der Produzenten von Vorerzeugnissen. Zudem nimmt der Wachstumsbeitrag des Dienstleistungssektors relativ zu dem des Güterproduzierenden Gewerbes zu. Dienstleistungen sind jedoch nicht lagerfähig. Im folgenden soll untersucht werden, ob die genannten Faktoren zu einem veränderten Lagerverhalten der Unternehmen insgesamt und so auch zu einem veränderten Einfluß der Lagerinvestitionen auf den Konjunkturverlauf geführt haben.

Im vorliegenden Beitrag werden zunächst die vorliegenden Informationen über die Entwicklung der Lagerbestände in Deutschland dargelegt. Dabei wird auch auf die Probleme bei der Erfassung der Lager eingegangen. Die Veränderung der Struktur der Vorräte ist Gegenstand des zweiten Abschnitts. Die Bedeutung der

* Für eine kritische Durchsicht des Manuskripts bedanken sich die Verfasser bei ihren Kollegen Alfred Boss, Susanne Lapp, Ralph Solveen und Torsten Tewes.

Vorratsveränderung für die Konjunktur wird anschließend untersucht. Dann werden die Bestimmungsgründe der Vorratsinvestitionen mit Hilfe eines ökonometrischen Ansatzes analysiert. Im sechsten Abschnitt wird eine Frage diskutiert, die in neuerer Zeit aufgeworfen wurde: Sind die Vorratsveränderungen Ergebnis einer Kreditrationierung bei den Unternehmen? Schließlich wird im Licht der gewonnenen Erkenntnisse die Prognostizierbarkeit der Vorratsveränderungen untersucht.

I. Die Lager in der deutschen Statistik

Trotz der großen Bedeutung für die Erklärung und Prognose von Konjunkturbewegungen gibt es in Deutschland nur wenig verlässliche Informationen über die Entwicklung der Vorratsveränderungen.¹ Bei der ersten Schätzung des Bruttoinlandsprodukts und seiner Verwendungskomponenten, die bereits etwa zwei Monate nach Ablauf des jeweiligen Quartals veröffentlicht wird, werden die Lagerveränderungen überwiegend als Restgröße zwischen Entstehungs- und Verwendungsrechnung ermittelt. Der Grund dafür ist, daß keine unterjährigen Erhebungen der Vorratsbestände durch das Statistische Bundesamt stattfinden. Erst im Rahmen der jährlich durchgeführten Investitionserhebung werden Lagerdaten der Betriebe erfaßt. Bis die Daten für das Statistische Bundesamt verfügbar und aufbereitet sind, vergehen nach Ablauf des Berichtsjahres zumeist noch mehr als zwei Jahre.

Bei den Meldungen der Unternehmen bezüglich ihrer Vorratsbestände handelt es sich um Buchwerte, die im Rahmen Steuer- bzw. Handelsbilanzen ermittelt werden.² Die Bewertungsgrundsätze auf betriebswirtschaftlicher Ebene und in

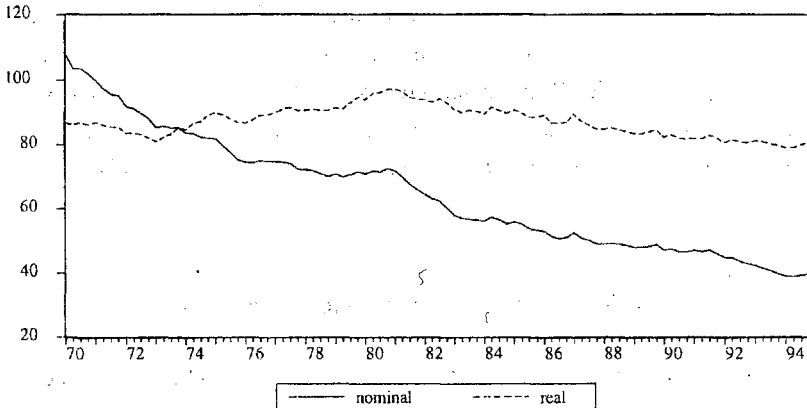
¹ „Die Vorratsveränderung ist die Differenz der Vorratsbestände zwischen dem Ende und dem Anfang der Berichtsperiode, bewertet zu Durchschnittspreisen der Periode. ... Zu den Vorräten zählen dabei alle Vorprodukte (Roh-, Hilfs- und Betriebsstoffe), halbfertige und fertige Erzeugnisse aus eigener Produktion und die Handelsware, die am Anfang oder Ende der Periode vorhanden sind und dazu bestimmt sind, im Produktionsprozeß verbraucht oder verkauft zu werden.“ (Brümmerhoff und Lützel 1997: 431).

² Um aus den Buchwerten der Unternehmensbilanzen Mengenangaben zu errechnen, muß deren Bewertung nachvollzogen werden. Dies ist nur näherungsweise möglich, da die Unternehmen aus steuerlichen oder bilanztechnischen Gründen ihren Gestaltungsspielraum bei

den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) sind jedoch unterschiedlich. So werden in den VGR Scheingewinne eliminiert, die daraus entstehen, daß sich die Preise der gelagerten Güter erhöhen, indem die Buchwerte auf eine konstante Preisbasis (z.Zt. 1991) umgerechnet werden. Es gilt in der VGR das Prinzip der realen Vermögensbestandserhaltung: Zugänge zu den Vorräten werden zu Anschaffungspreisen bewertet, Abgänge zu Wiederbeschaffungspreisen.³ Dies entspricht der Fiktion, daß stets nur aktuell bewertete Güter das Lager verlassen und die älteren Güter im Lager verbleiben. Daher ist in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen der Lagerbestand in Relation zum Bruttoinlandsprodukt in laufenden Preisen von 1970 bis 1994 stark gesunken, obwohl er mengenmäßig am Ende des untersuchten Zeitraums ähnlich hoch wie zu Beginn war (Schaubild 1).

Schaubild 1

Lagerbestand (I) in Relation zum Bruttoinlandsprodukt
in vH, 1970, 1Q. bis 1994, 4.Q.



(I) Saisonbereinigt. Westdeutschland.

der Lagerbewertung nutzen (Hauf 1995). So werden die Unternehmen bei guter wirtschaftlicher Lage bemüht sein, weniger Gewinne auszuweisen, um so die Steuerlast zu reduzieren. Umgekehrt werden die Unternehmer bei schlechter Konjunktur versuchen, das Unternehmensergebnis zu verbessern, um durch eine vergleichsweise stetige Gewinnausschüttung das Vertrauen von Geschäftspartnern, Anteilseignern und Banken zu erhalten.

³ Zu den Details der Bewertung von Zu- und Abgängen bei den Input- und Output-Vorräten vgl. Cruse (1992: 80).

Neben quantitativen Angaben über die Entwicklung der Vorräte in der VGR werden im Rahmen des monatlichen ifo-Konjunkturtests Informationen über die Beurteilung der Lagerbestände durch die Unternehmen im Verarbeitenden Gewerbe erhoben. Dabei zeigt sich eine inverse Beziehung zwischen Lagerurteilen und Konjunktur (Lindlbauer 1995: 389). Bei schlechtem Geschäftsverlauf wird über zu hohe, bei gutem über zu niedrige Lagerbestände berichtet. Seit Beginn des Jahres 1983 wird zusätzlich zu den Antworten auf die Frage nach der Beurteilung des Umfangs der Bestände an unverkauften Fertigwaren auch die Einschätzung der Rohstoff- und Vormaterialbestände ermittelt. Dabei wird erfragt, wie hoch (gemessen in Produktionswochen) die Rohstoff- und Vormaterialbestände sowie die Fertigwarenbestände im Urteil der Unternehmen sind. Im Gegensatz zur allgemeinen Lagerbeurteilung im monatlichen Konjunkturtest läßt die vierteljährlich erhobene Beurteilung der Höhe der Lagerbestände in Produktionswochen eine Einschätzung zu, ob die Unternehmen ihre Lagerhaltung im Zeitablauf rationalisiert haben. Auch für die konjunkturell interessante Frage der kurzfristigen Lagerschwankungen ist diese Erhebung von Interesse. Wegen der Normierung auf Produktionswochen kann sie jedoch nicht direkt als Input für die VGR verwendet werden, allenfalls als Tendenzaussage findet sie bei der quartalsmäßigen Berechnung des Bruttoinlandsprodukts und seiner Komponenten Berücksichtigung. Sie ist somit kein Ersatz für die wünschenswerte Erhebung von vierteljährlichen oder gar monatlichen Lagerdaten durch die amtliche Statistik.

II. Struktur und längerfristige Entwicklung der Vorräte

Gegenwärtig werden etwas mehr als die Hälfte aller Lagerbestände im Verarbeitenden Gewerbe gehalten, auf den Handel entfällt knapp ein Drittel, die Landwirtschaft und die übrigen Bereiche teilen sich das verbleibende Zehntel (Tabelle 1). In den vergangenen 25 Jahren ist der Anteil der Landwirtschaft zurückgegangen, der des Handels in etwa gleichem Maße gestiegen. Der Anteil der Vorratshaltung, die auf das Verarbeitende Gewerbe entfällt, ist weitgehend konstant geblieben.

Tabelle 1 — Änderung der Struktur der Vorratsbestände^a in Westdeutschland

	Durchschnitt 1968/70	Durchschnitt 1992/94
	Anteil in vH	
Landwirtschaft	12,8	4,5
Verarbeitendes Gewerbe	56,4	57,3
Handel	26,3	32,8
Übrige Bereiche	4,5	5,4
Alle Wirtschaftsbereiche	100	100

^aBuchwerte.

Quelle: Statistisches Bundesamt (lfd. Jgg.).

Angesichts der großen Bedeutung, die die Lagerbestände im Verarbeitenden Gewerbe und im Handel für die Gesamtwirtschaft haben, überrascht es nicht, daß eine enge Korrelation zwischen den Vorratsveränderungen (in jeweiligen Preisen) in der Gesamtwirtschaft und in den beiden genannten Bereichen besteht (Tabelle 2). Der Zusammenhang zwischen den Lagerveränderungen der einzelnen Bereiche ist dagegen eher gering, am höchsten ist der Korrelationskoeffizient noch mit +0,3 zwischen den Lagerveränderungen im Verarbeitenden Gewerbe und denen im Handel.

Tabelle 2 — Korrelationskoeffizienten der jährlichen Lagerveränderungen^a in Westdeutschland 1970–1994

	Alle Wirtschafts- bereiche	Landwirt- schaft	Verarbei- tendes Gewerbe	Handel	Übrige Produk- tionsunter- nehmen
Alle Wirtschaftsbereiche	1,00	-0,06	0,93	0,62	0,06
Landwirtschaft		1,00	-0,03	-0,24	-0,09
Verarbeitendes Gewerbe			1,00	0,30	-0,01
Handel				1,00	-0,07
Übrige Produktionsunter- nehmen					1,00

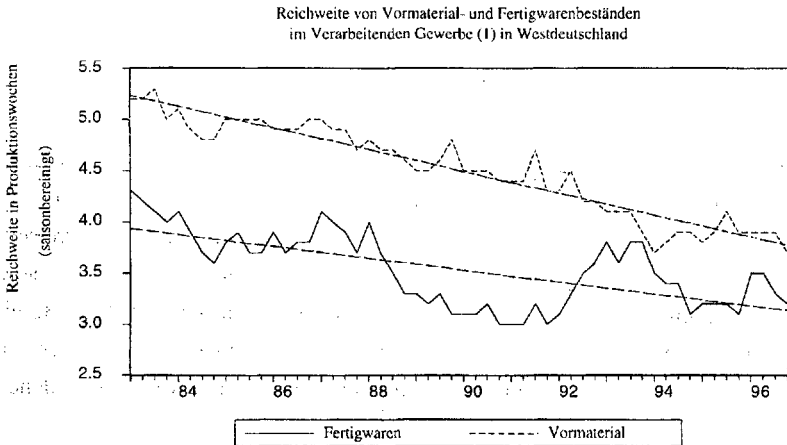
^aIn jeweiligen Preisen.

Quelle: Statistisches Bundesamt (lfd. Jgg., Tabelle 3.29), eigene Berechnungen.

Im Gegensatz zum Handel, der überwiegend Fertigwaren als Vorräte hält, ist für die Lagerhaltung im Verarbeitenden Gewerbe zusätzlich von Bedeutung, wie sich die Bestände an Vormaterialien (Rohstoffe und Zwischenprodukte) ent-

wickeln. Im Rahmen der vom ifo-Institut durchgeführten vierteljährlichen Unternehmensbefragungen wird im Verarbeitenden Gewerbe die Reichweite der Vormaterial- und Fertigwarenbestände erhoben (Schaubild 2).

Schaubild 2



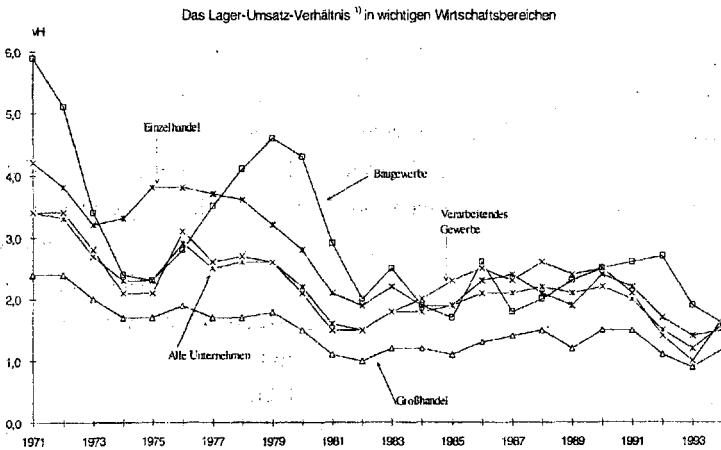
(1) Ohne Nahrungs- und Genußmittel.
Quelle: ifo-Institut für Wirtschaftsforschung.

Dabei zeigt sich, daß in dem Zeitraum 1983–1996 die Vormaterialbestände relativ kontinuierlich abgebaut worden sind; während sie 1983 noch für etwas mehr als fünf Produktionswochen reichten, sind es derzeit sogar etwas weniger als vier Produktionswochen. Bei den Fertigwarenbeständen war der trendmäßige Rückgang deutlich geringer ausgeprägt; sie verringerten sich lediglich um reichlich eine auf etwas mehr als drei Produktionswochen. Insgesamt läßt sich für das Verarbeitende Gewerbe somit die These stützen, die Lagerbestände hätten tendenziell abgenommen. Dabei scheinen gleichzeitig die Produzenten von Vormaterialien in zunehmendem Maße für die Abnehmer dieser Güter die Lagerhaltungsfunktion übernehmen. Dies gilt auch in bezug auf die Reaktion auf konjunkturbedingte Schwankungen der Endnachfrage. Die kurzfristigen Abweichungen der Vormaterialbestände von ihrem längerfristigen Trend sind deutlich weniger ausgeprägt als im Fall der Fertigwarenbestände. Dies wird durch die Ergebnisse

der Lagerbeurteilung der Vormaterialbestände bestätigt, die Urteile zeigen im Gegensatz zu den Angaben über die Fertigwarenbestände nur geringe Spannungen zwischen tatsächlicher und gewünschter Entwicklung (Lindlbauer 1995: 391). Die Trendabweichungen der Fertigwarenbestände weisen wie erwartet einen engen Zusammenhang mit dem Konjunkturzyklus auf; liegt die Kapazitätsauslastung unter ihrem Trendwert, so ist die Reichweite der Fertigwarenbestände höher als ihr Trendwert und umgekehrt.

Die Entwicklung der Lager-Umsatz-Relation ist eine Größe, die insbesondere in der englischsprachigen Literatur als Indikator für ein verändertes Lagerverhalten der Unternehmen herangezogen wird. In Deutschland sind entsprechende Angaben auf disaggregierter Basis nur im Rahmen der jährlich von der Bundesbank veröffentlichten Unternehmensbilanzstatistik verfügbar. Das so gemessene Lager-Umsatz-Verhältnis ist in den wichtigsten Wirtschaftsbereichen in den siebziger Jahren im Trend gesunken, danach ist es weitgehend konstant geblieben (Schaubild 3). Auffallend ist, daß seit Beginn der achtziger Jahre die Unterschiede zwischen den einzelnen Wirtschaftsbereichen weit weniger ausgeprägt sind als in den

Schaubild 3



siebziger Jahren. Interessant ist ferner die prozyklische Entwicklung der Lager-Umsatz-Relation; in der Rezession (Boom) liegt sie unterhalb (oberhalb) des Trends. Vermutlich ist das prozyklische Lagerverhalten noch ausgeprägter, als es hier zum Ausdruck kommt; zur Glättung der Gewinnentwicklung werden die Unternehmen ihre Vorräte in Rezessionsphasen im Rahmen der bestehenden Möglichkeiten wohl höher bewerten als in Hochkonjunkturphasen.

Die vorliegende Evidenz spricht dafür, daß in Deutschland die Lagerhaltung der Unternehmen in Relation zu ihrer Wertschöpfung bzw. ihrem Umsatz seit Beginn der siebziger Jahre in der Tendenz rückläufig ist. Die Tatsache, daß in der Gesamtwirtschaft in realer Rechnung der Lagerbestand in Relation zum Bruttoinlandsprodukt derzeit nur wenig niedriger ausfällt als Anfang der siebziger Jahre steht dazu nicht im Widerspruch. So ist in der Folge der beiden Ölpreiskrisen Mitte der siebziger und Anfang der achtziger Jahre eine spürbare Erhöhung der nationalen Energiereserve vorgenommen worden. Die im privaten Unternehmenssektor zu beobachtende Tendenz zu sinkenden Lagerquoten wird dadurch überlagert.

III. Die Bedeutung der Vorratsveränderung für die Konjunktur

In theoretischen Modellen zur Erklärung von konjunkturellen Schwankungen haben Lagerveränderungen von Anfang an eine große Bedeutung gehabt. Dabei dominierten zunächst Multiplikator-Akzelerator Modelle nach dem Vorbild von Metzler (1941). Die Bedeutung der Vorräte in diesen Modellen liegt insbesondere in der Tatsache, daß sehr einfach strukturierte Ansätze Zyklen generieren konnten. Auch war es möglich, andere stilisierte Fakten wie etwa das zyklische Verhalten der Reallöhne in größere Übereinstimmung mit den Modellen zu bringen. In neokeynesianischen Ansätzen stellen die Vorratsinvestitionen dagegen ein Problem dar: Manche dieser Ungleichgewichtsmodelle postulieren auf gesamtwirtschaftlicher Ebene, daß die tatsächliche Produktion dem Minimum von Angebot und Nachfrage entspricht. Eine solche Bedingung ist nicht zu halten, wenn Lagerhaltung zugelassen wird, weil die Nachfrage auch aus dem Lagerbestand befriedigt werden kann. Freilich lassen sich Vorratsveränderungen auch in diese

Modelle erfolgreich integrieren. Im Rahmen neoklassischer Modelle war die Berücksichtigung der Vorratsveränderung hilfreich: Eine Erweiterung der Lucas-Angebots-Funktion um die Differenz von angestrebter und tatsächlicher Lagerhaltung konnte die hohe Persistenz des Outputs und die kurzfristige Nichtneutralität des Geldes in Übereinstimmung mit diesem Ansatz bringen. Auch Autoren, die die Theorie realer Konjunkturzyklen vertreten, haben sich mit den Vorräten beschäftigt. So haben Kydland und Prescott (1990) die Vorräte als Inputfaktor in die Produktionsfunktion aufgenommen. Freilich führt dies zu der Vorhersage eines antizyklischen Verhaltens der Lagerinvestitionen, was den anerkannten stilisierten Fakten widerspricht. In der Folge haben sich viele Autoren bemüht, die Real-business-cycles-Modelle mit dem beobachtbaren Verhalten in Übereinstimmung zu bringen (vgl. Blinder und Maccini 1991: 319 und die dort zitierte Literatur). Auch für die Kontroverse um die realen Konjunkturzyklen ist die Betrachtung von Lagerhaltung wichtig: So kann die Einbeziehung von Lagern und Arbeitskräftehortung helfen, das Puzzle um den scheinbar hohen Einfluß der Inputs auf die gesamtwirtschaftliche Produktion (das sogenannte Solow-Residuum) zu klären. Insgesamt kann festgestellt werden, daß die Vorratsinvestitionen in allen gegenwärtig diskutierten Konjunkturtheorien eine bedeutende Rolle spielen: „In fact adding inventories to a macro model changes its implications substantially ...“ (Blinder und Maccini 1991: 315).

Die den Modellen zugrundeliegenden Lagerhaltungsmotive lassen sich zu wenigen Gruppen zusammenfassen (vgl. Horn 1987):

- Nach dem Transaktionsmotiv versuchen die Unternehmen, starke Nachfrageschwankungen durch Lagerveränderungen teilweise zu kompensieren, ihre Produktion mithin zu glätten.
- Nach dem Vorsichtsmotiv versuchen die Unternehmen, einen Teil des zukünftig erwarteten Absatzes als Lager vorzuhalten, um stets lieferfähig zu sein.
- Diesen beiden Motiven steht gegenüber, daß das Halten eines Lagerbestandes Kosten verursacht. Die wohl bedeutendsten sind die Opportunitätskosten der Lagerhaltung: Die Vorräte binden Kapital, für das eine marktgerechte Verzinsung nicht erzielt wird.
- Schließlich gibt es das Spekulationsmotiv der Lagerhaltung: Die Unternehmen erwarten Preis- und damit bei gegebenen Kosten Gewinnveränderungen und wünschen daher eine zeitliche Verlagerung der Produktion.

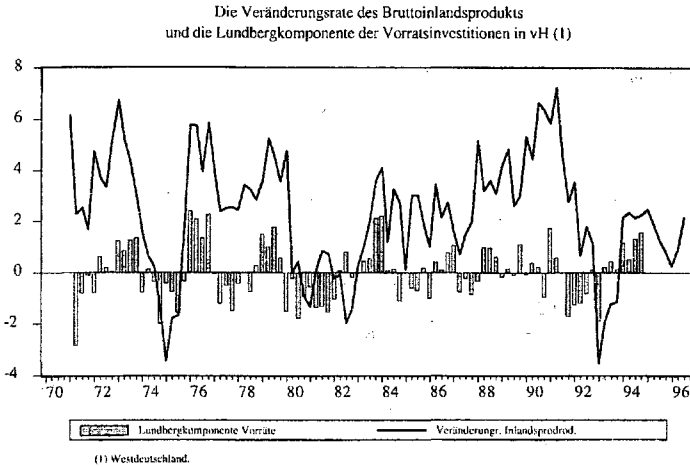
Die rechnerische Bedeutung der Vorratsveränderung für die Konjunktur ist kaum zu überschätzen. Die Varianz der Lagerinvestitionen übertrifft die der anderen Nachfragekomponenten bei weitem, gleiches gilt für die Trendabweichungen (Tabelle 3). Obwohl die Vorratsveränderungen nach den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen im Durchschnitt des Untersuchungszeitraumes nur rund 0,5 vH des Bruttoinlandsprodukts ausmachen, erklären sie einen beträchtlichen Teil der Schwankungen des Bruttoinlandsprodukts (Schaubild 4). Der Variationskoeffizient der Vorräte ist deutlich größer als der der übrigen Nachfrageaggregate. Es scheint daher nicht übertrieben festzustellen, daß die „Schwankungen der Lagerinvestitionen (...) als die Konjunkturschwankungen betrachtet werden können“ Tichy (1994: 87), Hervorhebung im Original). Auch der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung erkennt die grundsätzliche Bedeutung der Vorratsinvestitionen für die konjunkturelle Entwicklung an: „Für die Konjunkturzyklen der siebziger und achtziger Jahre in der Bundesrepublik war es in der Tat charakteristisch, daß einem kräftigen Lageraufbau in der ersten Phase der Aufwärtsbewegung ein deutlich verhaltenerer Lageraufbau folgte, mit der Konsequenz einer Abschwächung der konjunkturellen Erholung“ (Sachverständigenrat 1996: 108).

Tabelle 3 — Schwankungen der Verwendungskomponenten des Bruttoinlandsprodukts in konstanten Preisen in Westdeutschland 1970–1994

	Standardabweichung der Lundbergkomponente ^a	Variationskoeffizient ^b	Variationskoeffizient relativ zu dem des BIP	Trendabweichung ^c
Bruttoinlandsprodukt		0,17	1,0	1,8
Privater Verbrauch	1,1	0,18	1,1	2,0
Öffentlicher Verbrauch	0,3	0,14	0,8	1,1
Ausrüstungsinvestitionen	0,6	0,22	1,3	8,1
Bauinvestitionen	0,6	0,07	0,4	3,7
Vorratsveränderung	0,8	1,35	8,1	112,8
Exporte	2,5	0,14	0,9	2,9
Importe	1,2	0,36	2,2	4,2

^aDie Lundbergkomponente ist die Veränderung der jeweiligen Komponente in Relation zum Bruttoinlandsprodukt des Vorjahres. — ^bDer Variationskoeffizient ist die Standardabweichung der Reihe geteilt durch deren Mittelwert. — ^cMittlere absolute Abweichung von der glatten Komponente eines Hodrick-Prescott-Filters (HP 100) in vH.

Schaubild 4



Besonders deutlich sichtbar wird die Bedeutung der Vorratsinvestitionen, wenn man ihren Wachstumsbeitrag nach konjunkturellen Wendepunkten betrachtet. In Tabelle 4 sind für unterschiedliche Auf- und Abschwungphasen jeweils die Veränderung des Bruttoinlandsprodukts in konstanten Preisen und der darin enthaltene Beitrag der Lagerveränderungen (gemessen durch die Lundbergkomponente) dargestellt. Es zeigt sich, daß sowohl zu Beginn eines Aufschwungs als auch zu Beginn eines Abschwungs Lagerveränderungen maßgeblich für das Tempo des Bruttoinlandsprodukts sind. Dabei dominieren die lagerzyklischen Effekte meist nur in den ersten vier Quartalen nach Durchschreiten des Wendepunkts. Mit zunehmender Dauer des Auf- bzw. Abschwungs verlieren sie relativ an Bedeutung. Die Bedeutung der Lagerveränderungen ist in ausgeprägten Rezessionen durchgreifender als in konjunkturellen Zwischentiefs. Freilich hängen diese Ergebnisse auch von der jeweils gewählten zeitlichen Abgrenzung der Konjunkturzyklen ab. Die Berechnungen zeigen zwar, daß der absolute Beitrag der Vorratsveränderung nach der deutschen Einheit geringer war als zuvor. Dies kann jedoch keinesfalls als Beleg für eine Veränderung der zyklischen Bedeutung der Lagerbildung gewertet werden, da auch die Veränderungen des Bruttoinlandsprodukts abgenommen haben. Die reale Bedeutung der Lagerinvestitionen am konjunkturellen Wendepunkt ist unverändert groß.

Tabelle 4 — Beitrag der Lagerinvestitionen zur Veränderung des Bruttoinlandsprodukts an konjunkturellen Wendepunkten in Westdeutschland

Aufschwungsphasen

Unterer Wendepunkt ^a	Erste vier Quartale		Erste acht Quartale	
	Beitrag Lagerveränderung ^b	Veränderung des Bruttoinlandsprodukts ^b	Beitrag Lagerveränderung ^b	Veränderung des Bruttoinlandsprodukts ^b
1967 : 2	1,7	4,2	1,4	12,5
1971 : 4	0,2	5,4	1,9	8,6
1975 : 2	2,0	5,6	0,7	8,0
1978 : 2	1,0	5,2	0,1	5,5
1982 : 4	2,2	3,4	1,0	6,1
1988 : 1	-0,2	3,9	-0,3	9,2
1993 : 1	1,2	2,2	1,4	4,7

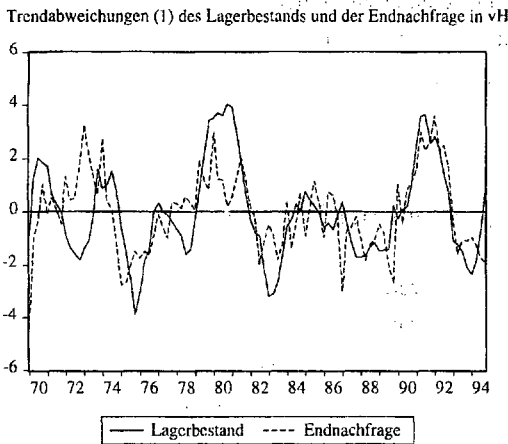
Abschwungsphasen

Oberer Wendepunkt ^a	Erste vier Quartale		Erste acht Quartale	
	Beitrag Lagerveränderung ^{b,c}	Veränderung des Bruttoinlandsprodukts ^b	Beitrag Lagerveränderung ^{b,c}	Veränderung des Bruttoinlandsprodukts ^b
1970 : 2	-2,7	2,3	-2,1	6,2
1973 : 4	-1,9	-1,5	-2,1	0,0
1976 : 4	-1,6	2,4	-1,2	5,2
1980 : 1	-0,6	-1,3	-1,7	-1,5
1985 : 4	0,8	2,8	-0,1	5,1
1991 : 2	-1,3	0,6	-1,1	-1,3
1995 : 1 ^c	0,0	0,3	—	—

^aDie konjunkturellen Wendepunkte werden anhand der maximalen Abweichungen vom Trend des realen Bruttoinlandsprodukts festgelegt. — ^bIn Preisen von 1991. — ^cDeutschland.

Die Lagerhaltung korreliert positiv mit Veränderungen des Bruttoinlandsprodukts. Dies wird besonders deutlich, wenn die Trendabweichungen der Endnachfrage (Bruttoinlandsprodukt abzüglich der Vorratsveränderung) mit den Trendabweichungen des Lagerbestandes verglichen werden (Schaubild 5). Es zeigt sich eine fast deckungsgleiche Entwicklung. Bei allen Vorbehalten, die insbesondere angesichts der Probleme bei der Saisonbereinigung von Vorratsinvestitionen bestehen, zeigt sich, daß die Endnachfrage — über den Gesamtzeitraum betrachtet — einen geringen Vorlauf vor den Vorratsveränderungen zu besitzen scheint. Dies und auch die positive Korrelation der Lager mit der allgemeinen Konjunktur stehen im Widerspruch zur Hypothese, nach der die Vorratsveränderungen die gesamtwirtschaftliche Produktion glätten.

Schaubild 5



(1) Westdeutschland, beides in konstanten Preisen. Abweichung von der glatten Komponente eines Hodrick-Prezscott-Filters (HP1600). Schattierung: Phasen konjunktureller Abkühlung.

Eine nicht konstante, sondern prozyklische Lager-Umsatz-Relation ist jedoch keineswegs unplausibel (Tichy 1994: 90). So sind die Unternehmen in der Rezession bestrebt, die Rentabilität der Produktion zu erhöhen, die durch die gesunkene Kapazitätsauslastung geringer geworden ist. Der Verringerung der Lagerbestände kommt dabei eine wichtige Rolle zu. Wegen zwar sinkenden, aber noch hoher Realzinsen ist in der Rezession die Lagerhaltung teuer. Zudem ist un-

sicher, ob bei einer Belebung der Konjunktur der vorhandene Fertigwarenbestand noch absetzbar ist. Die Konkurrenten werden gerade in konjunkturellen Schwächephasen bemüht sein, durch Produktmodifikationen und -innovationen ihre Marktchancen zu verbessern. Ferner haben viele Unternehmen in der Rezession ein Liquiditätsproblem, da die Kreditgewährung der Banken gerade in solchen Phasen eher restriktiv ist. Umgekehrt ist bei einer stärkeren Verringerung der Lagerbestände natürlich das Risiko vorhanden, daß den Unternehmen Gewinne entgehen, weil sie wegen zu geringer Lager lieferunfähig sind. Dieses Risiko wird angesichts der in der Rezession vorhandenen Möglichkeit, bereits kurzfristig die Produktion ausdehnen zu können, aber wohl als gering eingeschätzt. In der Hochkonjunktur werden die Unternehmen eher bestrebt sein, ein ausreichendes Lager zu halten, um der Gefahr des Kundenverlustes zu begegnen. Anders als in der Rezession ist es wegen der Engpässe auf den Faktormärkten häufig nicht möglich, kurzfristig auftretende zusätzliche Nachfrager zu befriedigen. Die Unternehmen werden in dieser Phase durchaus ein Lager-Umsatz-Verhältnis anstreben, das über dem Trendwert liegt.

IV. Bestimmungsgründe der Lagerinvestitionen

Im folgenden soll versucht werden, einige Bestimmungsgründe der Lagerhaltung empirisch zu untersuchen. Dabei wird als zu erklärende Variable die Vorratsveränderung in der Abgrenzung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen herangezogen. Sie muß im Rahmen von Konjunkturprognosen regelmäßig vorhergesagt werden.

Zu den genannten Zwecken wird eine Gleichung zur Bestimmung der Lagerhaltung geschätzt. Dabei wird im wesentlichen dem Ansatz von Bräuninger (1993) gefolgt. Darin hängt der gewünschte Lagerbestand von der Höhe der Nachfrage und der Höhe der Opportunitätskosten der Lagerhaltung ab.

Die zu erklärende Variable ist die Veränderung des (saisonbereinigten) Lagerbestands in konstanten Preisen der jeweiligen Periode. Der Lagerbestand des Quartales T ist definiert als

$$[1] \quad LB_T = LB_{1970} + \sum_{t=1}^T IL_t$$

Der Startwert stammt dabei aus der amtlichen Statistik der Lagerbestände, die jeweiligen Vorratsveränderungen aus den vierteljährlichen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen. Der Lagerbestand hängt langfristig von der Höhe der Endnachfrage (Y_t), den kurzfristigen Realzinsen (R_t) als den Opportunitätskosten der Lagerhaltung und — eventuell — einem deterministischen Trend (t) ab. Die erwarteten Vorzeichen sind im Falle der Endnachfrage positiv, bei den Realzinsen negativ und hinsichtlich des Trends offen:

$$[2] \quad LB = f(Y_t, (R_t), t)$$

(+)
(-)

Dabei ist die Endnachfrage definiert als Bruttoinlandsprodukt (Q) abzüglich der Vorratsinvestitionen:

$$[3] \quad Y_t = Q_t - IL_t (= \Delta LB_t)$$

Die Opportunitätskosten werden approximiert als

$$[4] \quad R_t = \left(\frac{1 + i_t/100}{1 - \hat{P}_t^e/100} - 1 \right) \cdot 100$$

darin ist i_t der Zinssatz für 3-Monatsgeld und \hat{P}_t^e die erwartete Preissteigerungsrate gegenüber dem Vorjahresquartal der industriellen Erzeugerpreise im Verarbeitenden Gewerbe. Da die Erwartungen nicht beobachtbar sind, wird häufig die aktuelle Preissteigerungsrate als Approximation herangezogen. Freilich hängt die Veränderung der Erzeugerpreise auch von eher zufälligen Einflüssen — wie etwa Schwankungen von Rohstoffen und Wechselkursen — ab. Es ist nicht plausibel anzunehmen, daß die Preiserwartungen ebenso volatil sind. Wir haben daher eine geglättete Zeitreihe zur Abschätzung der Inflationserwartungen verwendet.⁴

Zunächst ist zu prüfen, ob die Variablen einem integrierten Prozeß folgen (Anhangtabelle 1). Es zeigt sich, daß sowohl der Lagerbestand als auch die kurzfristigen Zinsen und die Produktion integriert vom Grade Eins sind. Damit ist eine Kointegrationsanalyse erfolgversprechend. Diese wird im folgenden im

⁴ Die erwartete Preissteigerungsrate der Produzentenpreise ist dabei die glatte Komponente eines Hodrick-Presscott-Filters der Ursprungszeitreihe.

Rahmen einer einstufigen Schätzung eines Fehlerkorrekturmodells vorgenommen. Dabei wird folgender Ansatz geschätzt:

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln LB_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln LB_{t-1} + \alpha_2 \ln Y_{t-1} + \alpha_3 R_{t-1} + \alpha_4 t + \beta_{10} \Delta \ln Y_t \\
 [5] \quad &+ \beta_{11} \Delta \ln Y_{t-1} + \dots + \beta_{1i} \Delta \ln Y_{t-i} + \beta_{20} \Delta R_t + \beta_{21} \Delta R_{t-1} + \dots + \beta_{2j} \Delta R_{t-j} \\
 &+ \beta_{31} \Delta \ln LB_{t-1} + \dots + \beta_{3k} \Delta \ln LB_{t-k} + u_t
 \end{aligned}$$

Darin ist $\frac{\alpha_2}{\alpha_1}$ die langfristige Elastizität des Lagerbestands in Bezug auf die Endnachfrage und $\frac{\alpha_3}{\alpha_1}$ die langfristige Semi-Elastizität in Bezug auf den kurzfristigen Zinssatz. Das t -Verhältnis des Koeffizienten α_1 kann mit Hilfe der kritischen Werte von Banerjee et al. (1992) zur Prüfung auf Kointegration herangezogen werden.⁵ Es wird nach dem „general to specific“-Ansatz spezifiziert, wobei ein minimaler final-prediction-error angestrebt wird. Es ergeben sich in der letztlich ausgewählten Gleichung folgende Schätzergebnisse:

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln LB_t &= -0,04 [\ln LB_{t-1} + 1,0 \ln Y_{t-1} - 0,02 \cdot R_t] \\
 &\quad (-3,2) \\
 &+ 0,56 \cdot \Delta \ln LB_{t-1} + 0,25 \cdot \Delta \ln LB_{t-3} - 0,17 \cdot \Delta \ln LB_{t-4} \\
 &\quad (6,9) \quad (2,7) \quad (-2,3) \\
 &- 0,21 \Delta \ln Y_t + 0,14 \cdot \Delta \ln Y_{t-3} + 0,001 \Delta R_t \\
 &\quad (-3,3) \quad (2,7) \quad (1,5) \\
 &+ 0,001 \Delta R_{t-1} + \hat{u}_t \quad R^2: 0,66 \\
 &\quad (1,8)
 \end{aligned}$$

Die Gleichung genügt den üblichen statistischen Prüfungen (Anhangtabelle B). Zwischen den Niveauvariablen besteht eine Kointegrationsbeziehung. Die Residuen sind homoskedastisch, normalverteilt und frei von Autokorrelation erster und vierter Ordnung. Evidenz für ARCH-Prozesse fand sich nicht. CUSUM- und CUSUMQ-Tests ergaben keine Hinweise auf eine Instabilität des Fehlerkorrekturmodells. Dagegen zeigten sukzessive Chow-Tests Hinweise auf Strukturbrüche zu Beginn der achtziger und besonders zu Beginn der neunziger Jahre.

⁵ Die entsprechenden kritischen Werte betragen $-3,05$ (Irrtumswahrscheinlichkeit 5 vH) bzw. $-2,68$ (10 vH), vgl. Banerjee et al. (1992), Tabelle 2.

Die Niveauvariablen erwiesen sich in für die exogenen Variablen formulierten Fehlerkorrekturmodelle gemeinsam als nicht signifikant, sind daher bezüglich des Kointegrationsparameters schwach exogen. Eine vorsichtige Interpretation der Ergebnisse ist von daher zulässig.

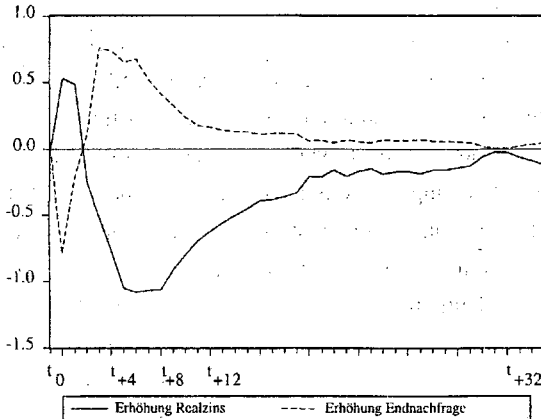
Die Koeffizienten haben langfristig die erwarteten Vorzeichen: Eine Erhöhung der Endnachfrage läßt den gewünschten Lagerbestand zunehmen, höhere Opportunitätskosten lassen ihn sinken. Die langfristige Elastizität in bezug auf die Endnachfrage beträgt rund 1. Danach wäre die Relation des Lagerbestandes zum BIP in etwa konstant. Die langfristige Semi-Elastizität in bezug auf den Realzins ist weitaus niedriger. Dies darf aber nicht zu der Schlußfolgerung verleiten, die Zinsentwicklung sei weniger bedeutsam als die der Endnachfrage, denn die Varianz der Zinsen ist deutlich größer. Die Berücksichtigung eines deterministischen Trends erwies sich als nicht notwendig, um eine Kointegrationsbeziehung zu erreichen. Zudem war in entsprechenden Berechnungen der Koeffizient dieser Variablen auch in Relation zur Standardabweichung sehr niedrig.

Schaubild 6 zeigt eine dynamische Verlaufsanalyse gemäß der geschätzten Gleichung. Angesichts der großen Daten- und Schätzprobleme ist bei Interpretation der kurzfristigen Anpassungsprozesse besondere Vorsicht geboten. Auf einen Anstieg der Endnachfrage erfolgt unmittelbar ein Abbau der Lagerhaltung, d.h. die Veränderung der Nachfrage wird nur zu einem Teil aus einer erhöhten Produktion gedeckt. Damit liegt der Lagerbestand jedoch weit unter dem langfristig bei der erhöhten Endnachfrage angestrebten Niveau. Daher wird das Lager beginnend mit dem dritten Quartal wieder aufgestockt, zwischen dem vierten und achten Quartal sogar sehr kräftig. Ist der langfristig angestrebte Lagerbestand erreicht, tendieren die Vorratsveränderungen wieder gegen Null. Nach diesen Ergebnissen spielt die Vorratsveränderung im Konjunkturzyklus also im wesentlichen die Rolle eines Verstärkers. Die Beobachtung, daß nach etwa zwei Jahren die Bestandsanpassung erfolgt ist, kann erklären, warum nach diesem Zeitraum innerhalb eines zumeist etwa fünf Jahre dauernden Konjunkturzyklus häufig eine Abflachung des Aufschwungs oder sogar eine Minirezession eintritt.⁶

⁶ Dieses Ergebnis stimmt mit den in der Literatur festgestellten stilisierten Fakten der Lagerzyklen überein. So schreibt Tichy (1994: 87): „Die Zwischenkonjunktoren (M-Zyklen) sind in den Lagerveränderungen meist markant ausgeprägt.“ Kraft et al. (1995:

Schaubild 6

Dynamische Verlaufsanalyse: Veränderung der Vorratsinvestitionen bei einer Erhöhung der Endnachfrage um 1 vH bzw. bei einer Erhöhung der Realzinsen um 1 Prozentpunkt (Differenz zur Basislösung in Milliarden DM)



Der kurzfristige Einfluß einer Veränderung der kurzfristigen Realzinsen erscheint relativ gering. Doch führt eine beträchtliche Erhöhung der Zinsen, wie sie etwa in der Hochkonjunktur üblich ist, zu einer spürbaren Dämpfung des Lageraufbaus. Zwar ist der zunächst positive Einfluß der Zinsanhebung nicht interpretierbar, doch erweist sich die Vorratsveränderung als ein Wirkungskanal der Geldpolitik. Werden auch andere Verwendungskomponenten (Investitionen, privater Verbrauch) durch die Zinsvariation beeinflusst, so wird über die Abhängigkeit der Vorratsveränderung von der Endnachfrage die Wirkung dieses monetären Impulses verlängert und verstärkt.

V. Die Vorratsinvestitionen als Teil eines „Credit-Channel“ ?

Die geschätzte Reagibilität der Vorratsinvestitionen in bezug auf Zinssatzänderungen ist unerwartet klein und zudem nicht robust gegen eine Veränderung der

450) finden mit Hilfe einer Spektralanalyse, daß die durchschnittliche Zykluslänge bei der Vorratsveränderung etwa halb so groß ist wie bei anderen Nachfrageaggregaten.

Spezifikation.⁷ Dies Ergebnis deckt sich mit dem amerikanischen Untersuchungen: „little influence of real interest rates on inventory investment can be found empirically“ (Blinder und Maccini 1991: 82). Dies hat zur Folge, daß die Akzeleratorprozesse zu dominieren scheinen. Freilich stellt sich dann die Frage, wie die hohe Korrelation der Instrumente der Geldpolitik mit der konjunkturellen Entwicklung zu erklären ist. Um diese Frage zu beleuchten versuchten eine Reihe von Untersuchungen (vgl. Kashyap et.al. 1994, Hester 1995 für die USA oder Gurigla 1996 für das UK) nachzuweisen, daß die Vorratsinvestitionen Teil einer alternativen Sicht des Transmissionsmechanismus der Geldpolitik — des sogenannten „credit channel“ — seien.

Unter einem credit channel werden Wirkungen der Geldpolitik verstanden, die nicht über relative Preise, sondern über Mengenrationierungen wirksam sind. Damit wird bereits deutlich, daß die Theorie Marktfehler auf den Kredit- und Kapitalmärkten unterstellt. Es werden zwei Varianten des credit channel unterschieden (Stöß 1996: 6 ff.): der „balance sheet channel“ und der „bank lending channel“. Der erstgenannte geht von einer Beeinflussung des Firmenwertes durch die Geldpolitik aus. Eine restriktive Geldpolitik senkt das Firmenvermögen⁸ und schränkt dadurch die Bonität der Firmen und ihren Zugang zu Krediten ein. Die Investitionen sinken stärker, als dies durch die Zinsen angelegt ist. Der „bank lending channel“ geht von der Annahme aus, daß kleine Unternehmen in höherem Maße auf Bankkredite angewiesen sind als große. Eine restriktive Geldpolitik reduziert das Angebot an Krediten, das der Bankensektor zu Verfügung stellt. Da die kleinen Unternehmen nicht in der Lage sind, die geringeren Kredite durch andere Formen der Fremdfinanzierung zu substituieren, müssen sie ihre Ausgaben für Investitionen einschränken. Auch in diesem Fall ist der dämpfende Effekt der Geldpolitik stärker, als das dies in den steigenden Zinsen zum Ausdruck kommt.

⁷ So läßt sich ein Einfluß der Nominalzinsen nicht zeigen. Auch geringe Änderungen bei der Approximation der Preiserwartungen verändern das Ergebnis. Dieser Befund deckt sich mit denen anderer Untersuchungen. So finden z.B. Kaehler und Korn (1995: 124) in einem univariaten Ansatz keinen und in einem VAR nur einen „relativ geringen“ (S. 125) Einfluß der Zinsen auf die Lagerinvestitionen. Auch die Deutsche Bundesbank (1996b: 38) stellt fest: „Ein Einfluß der Kapitalkosten oder der Zinsentwicklung auf die Vorratsinvestitionen ließ sich empirisch nicht nachweisen.“

⁸ Ein Rückgang des erwarteten Preisanstiegs läßt unter Umständen die realen Schulden ansteigen. Auch sinken in der Regel die Aktienkurse in Phasen dämpfender Geldpolitik.

In der Literatur finden sich eine Reihe von Ansätzen, den „credit channel“ empirisch zu testen. So verwendet Stöß (1996) die Bilanzstatistik der deutschen Bundesbank zu entsprechenden Analysen. Eine Möglichkeit, die Hypothese zu prüfen, ist eine indirekte Vorgehensweise. Wäre der Kapitalmarkt perfekt, lägen also die Marktfehler die zur Begründung des „credit channel“ angeführt werden nicht vor, so wären interne und externe Mittel zur Finanzierung einer Investition perfekte Substitute. Dann dürfte es keine Korrelation zwischen dem Aufkommen eigener Mittel — dem Cash Flow — und den Investitionen geben. Zwar zeigt sich für alle Unternehmen eine positive Korrelation. Diese würde für sich genommen für die Hypothese des credit channel sprechen. Freilich ist der Korrelationskoeffizient ausgesprochen gering und nicht signifikant von Null verschieden. Auch die Korrelation mit den Vorratsveränderungen des Vorjahres bzw. denen des folgenden Jahres ergibt keinen signifikanten Wert mit dem theoretisch erwarteten Vorzeichen. Eine aussagekräftigere Analyse müßte freilich zum einen die Vorratsveränderung nach Rohstoffen, unfertigen sowie fertigen Produkten differenzieren. Zudem zeigt die Untersuchung von Stöß, die die Unternehmen im Querschnitt betrachtet und Phasen geldpolitischer Restriktion im einzelnen analysiert, daß die Vorratsbildung kleiner Unternehmen in Phasen restriktiver Geldpolitik nicht stärker nachläßt als bei den großen Firmen (Stöß 1996: 29).

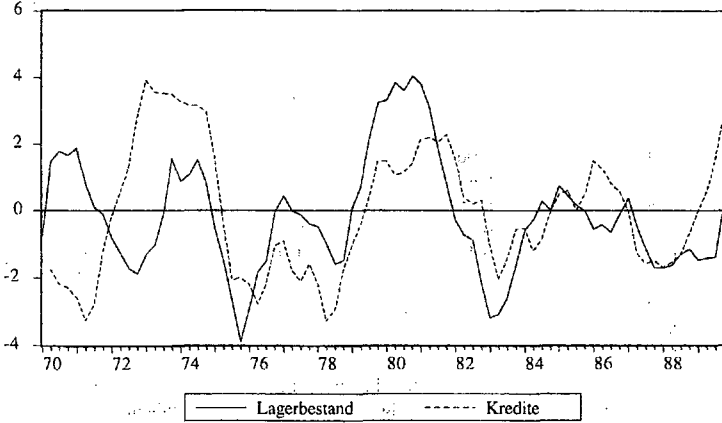
Eine alternative Möglichkeit, den „credit channel“ zu überprüfen, setzt auf eine zeitreihenanalytische Vorgehensweise. So schlägt Tsatsaronis (1995) vor, zu prüfen, ob in einem univariaten Ansatz die den Unternehmen gewährten Kredite eine bessere Indikatorfunktion für das reale Inlandsprodukt besitzen als andere monetäre Aggregate. In multivariaten Ansätzen wird untersucht, ob die Kredite granger-kausal zum Output sind.

Um einen ersten Eindruck von der möglichen Korrelation beider Reihen zu gewinnen, sind für den Zeitraum 1970–1990 in Schaubild 7 die Trendabweichungen des Lagerbestandes denen der Kreditvergabe gegenübergestellt.⁹ Es zeigt sich, daß eine positive Korrelation zu bestehen scheint.

⁹ Die Reihe „Kredite an Unternehmen und Selbständige“ liegt seit der Wirtschafts-, Währungs- und Sozialunion nur noch gesamtdeutsch vor.

Schaubild 7

Trendabweichungen des Lagerbestandes und der Kredite
an Unternehmen und wirtschaftlich selbständige Privatpersonen
in vH



Die Tabelle 5 zeigt die Ergebnisse von Prüfungen auf Granger-Nicht-Kausalität der Kredite auf die Lagerinvestitionen nach der VGR. Zunächst wurde die Laglänge der bivariaten vektorautoregressiven Modelle mit Hilfe eines Informationskriteriums festgelegt. Dann erfolgte eine Prüfung auf Kointegration, bei der freilich die Nullhypothese, daß kein Kointegrationsvektor existiert, nicht abgelehnt werden konnte. Die Prüfung der Granger-Nicht-Kausalität erfolgte daher in ersten Differenzen. Es zeigt sich, daß weder von einer granger-kausalen Beeinflussung der Vorratsinvestitionen durch die Kredite, noch von einer Kausalität in umgekehrter Richtung ausgegangen werden kann. Dies spricht gegen einen „credit channel“, der über die Lagerinvestitionen wirksam ist.

Tabelle 5 — Prüfung auf Granger-Nicht-Kausalität der Kredite für Unternehmen und wirtschaftlich selbständige Privatpersonen auf die Vorratsbestände 1970–1989

Laglänge	Informationskriterium nach Akaike	Prüfung auf Kointegration ^a (χ^2 -Verteilung)	Prüfungen in 1. Differenzen:	
			H ₀ : Die Kredite sind nicht granger-kausal für die Vorratsveränderung (F-Test)	H ₀ : Die Lagerinvestitionen sind nicht granger-kausal für die Kredite (F-Test)
1	-19,12	8,32	0,75	0,17
2	-20,09	11,06	1,17	0,23
3	-20,13	6,49	0,81	0,93
4	-20,48	6,52	1,01	0,60
5	-20,55	6,34	0,90	1,35
6	-20,62	6,46	1,01	1,00
7	-20,64	7,00	1,08	0,79
8	-20,70	6,61	1,00	0,82
9	-20,75	9,58	0,81	0,73
10	-20,73	12,86	0,80	1,24

^aPrüfung nach dem Johanssen-Verfahren ohne Berücksichtigung eines deterministischen Trends. Der kritische Wert für die Ablehnung der Nullhypothese beträgt 15,41 (Irrtumswahrscheinlichkeit: 5 %).

VI. Zur Rolle der Vorratsveränderungen bei Konjunkturprognosen

Nach den obigen Ausführungen stellt sich die Frage, ob und inwieweit sich die Vorratsveränderungen in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen kurzfristig prognostizieren lassen. Am aktuellen Rand schlägt sich in den Vorratsveränderungen — wie bereits dargestellt — zusätzlich zu den grundlegenden Bestimmungsgründen auch die rechnerische Differenz zwischen der Entstehungs- und der Verwendungsrechnung des Bruttoinlandsprodukts nieder. Wie soll der Konjunkturprognostiker damit umgehen?

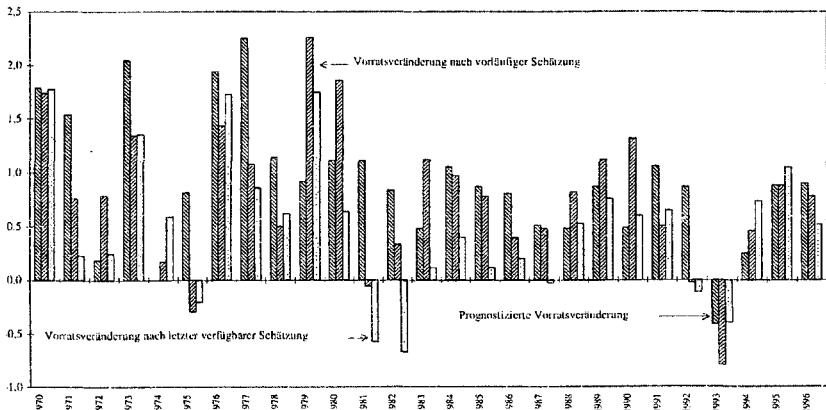
Das Schaubild 8 zeigt die nachträglichen Revisionen der Lagerveränderungen seit Beginn der siebziger Jahre. Dabei wird deutlich, daß — sieht man von den Jahren unmittelbar nach der deutschen Einheit ab — die erstmals veröffentlichten Vorratsveränderungen überwiegend nach unten korrigiert wurden. Die Produktion, die zunächst nicht eindeutig einer Verwendungskomponente zugeordnet werden konnte, wird mit dem Vorliegen von zusätzlichen Informationen vom Lager auf die übrigen Nachfragekomponenten verteilt. In Relation zum gesamten

Sozial- bzw. Inlandsprodukt nehmen die Vorratsveränderungen somit deutlich ab, auch, weil die gesamtwirtschaftliche Produktion in der Regel tendenziell nach oben revidiert wird.

Die Güte einer Konjunkturprognose wird von der Öffentlichkeit vorrangig daran gemessen, wie groß die Prognosefehler gemessen an der ersten veröffentlichten Schätzung des Statistischen Bundesamts sind. In dieser ersten Schätzung spiegeln die Lagerveränderungen nicht allein die Auswirkungen von Veränderungen der Endnachfrage und der Opportunitätskosten wider, sondern es schlagen sich in ihnen auch die zunächst vorhandenen Differenzen bei der Bestimmung des Bruttoinlandsprodukts von der Entstehungs- und der Verwendungsseite her nieder. Von daher weisen Schätzungen der Lagerveränderungen mittels eines ökonomischen Modells, in das zur Berechnung revidierte Daten eingehen, zumeist einen zu geringen Lageraufbau aus. Anders ist es freilich, wenn — wie im wissenschaftlichen Bereich üblich — die letzte verfügbare Schätzung des Statistischen Bundesamts als Beurteilungsmaßstab für die Prognosegüte herangezogen werden. Um in diesem Fall den Prognosefehler bei den Lagerinvestitionen möglichst gering zu halten, sollte den Modellprognosen ein größeres Gewicht eingeräumt werden.

Schaubild 8

Prognose und Revision der Vorratsveränderung in vH des jeweiligen Bruttosozialprodukts 1)



1) In konstanten Preisen. Ab 1995: in Relation zum Bruttoinlandsprodukt und Deutschland, vorher Westdeutschland.

2) Für das Jahr 1974 liegt keine explizite Prognose der Gemeinschaftsdiagnose vor.

Quelle: Arbeitsgemeinschaft (16. Jgg.).

VII. **Schlußfolgerung**

Nach den vorliegenden Untersuchungen besteht kein Anlaß zu vermuten, die Vorratsveränderung hätte heute einen geringeren Einfluß auf die Konjunktur als zuvor. Die Ergebnisse deuten weiter darauf hin, daß die Lagerbestandsanpassungen eher die Rolle eines Verstärkers konjunktureller Impulse spielen, als daß sie beispielsweise als Teil des monetären Transmissionsmechanismus die Initialzündung an konjunkturellen Wendepunkten geben. Die Untersuchung stößt freilich an enge Grenzen, die die Datenlage in Deutschland setzt. Es ist daher dringend wünschenswert, daß das Statistische Bundesamt in diesem Bereich mehr aktuelle Informationen sammelt.

Anhangtabelle A — Prüfungen auf Nicht-Stationarität der verwendeten Zeitreihen

Variable	Testspezifikation	Dickey-Fuller-Statistik
$\ln LB$	C, t, 1	-2,18
$\Delta \ln LB$	C, 0	-4,82***
$\ln Y$	C, t, 4	-2,57
$\Delta \ln Y$	C, 3	-4,18***
R	C, 1	-2,80
ΔR	C, 2	-1,69*

* (**, ***) = Die Nullhypothese eines integrierten Prozesses wird bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 (5, 1) vH zurückgewiesen.

C: Prüfung unter Berücksichtigung einer Konstanten.

t: Prüfung unter Berücksichtigung eines deterministischen Trends.

Die folgende Ziffer gibt die Länge der Autokorrelationskorrektur an, mit der der Test durchgeführt wurde.

Anhangtabelle B — Prüfungen zur Gleichung für die Vorratsinvestitionen

Nullhypothese	Test/Verteilung der Prüfvariablen	Realisation	Testentscheidung Irrtumswahrscheinlichkeit = 0,05
Residuen sind normalverteilt	Jarque/Bera-Test χ^2	0,60	H_0 kann nicht abgelehnt werden
Residuen sind frei von Autokorrelation erster Ordnung	Breusch/Godfrey F	1,60	H_0 kann nicht abgelehnt werden
Residuen sind frei von Autokorrelation vierter Ordnung	Breusch/Godfrey F	1,03	H_0 kann nicht abgelehnt werden
Residuen folgen keinem ARCH-Prozeß erster Ordnung	F	0,92	H_0 kann nicht abgelehnt werden
Residuen folgen keinem ARCH-Prozeß vierter Ordnung	F	0,49	H_0 kann nicht abgelehnt werden
Residuen sind homoskedastisch	F /White-Test	1,39	H_0 kann nicht abgelehnt werden
Die Gleichung weist keinen Strukturbruch auf	CUSUM-Test	0,43	H_0 kann nicht abgelehnt werden
Die Gleichung weist keine Strukturbruch auf	CUSUMQ-Test	0,19	H_0 kann nicht abgelehnt werden
Die Variablen sind kointegriert	ECM-Test nach Banerjee et al.	-3,23	H_0 kann nicht abgelehnt werden
Die Variablen sind kointegriert	Boswijk-Test $I(r)F$	27,9	H_0 kann nicht abgelehnt werden

Literaturverzeichnis

- Arbeitsgemeinschaft wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute e.V. (Ifd. Jgg.). *Die Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft*. Berlin.
- Banerjee, A., J.J. Dolado und R. Mestre (1992). On Some Simple Tests for Co-integration: The Cost of Simplicity. Discussion Paper, University of Oxford.
- Blinder, A.S., und L.J. Maccini (1991). The Resurgence of Inventory Research: What Have We Learned? *Journal of Economic Surveys* 5: 291–328.
- Bräuninger, M. (1993). *Eine dynamische Modellierung der Faktornachfrage des Unternehmenssektors der Bundesrepublik Deutschland*. Frankfurt.
- Brümmerhoff, D., und H. Lützel (Hrsg.) (1997). *Lexikon der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen*. 2. Auflage. München und Wien.
- Carpenter, R., S. Fazzari und B. Petersen (1994). Inventory Investment, Internal-Finance Fluctuations and the Business Cycle. *Brookings Papers on Economic Activity* (2): 75–138.
- Cruse, G. (1992). Methoden und Grundlagen der Sozialproduktberechnungen — Ausrüstungsinvestitionen, Vorratsveränderungen. In Statistisches Bundesamt (Hrsg.), *Ausgewählte Arbeitsunterlagen zur Bundesstatistik* (24). Wiesbaden.
- Deutsche Bundesbank (1993). *Jahresabschlüsse westdeutscher Unternehmen 1971 bis 1991*. Frankfurt am Main.
- (1996a). Ertragslage und Finanzierungsverhältnisse westdeutscher Unternehmen im Jahr 1995. *Monatsberichte* 48 (11): 33–57.
- (1996b). *Makroökonomisches Mehr-Länder-Modell*. Frankfurt am Main.
- Fair, R.C. (1989). The Production Smoothing Model is Alive and Well. *Journal of Monetary Economics* 24: 353–370.
- Flood, D., und P. Lowe (1995). Inventories and the Business Cycle. *The Economic Record* 71: 27–39.
- Hansen, G. (1976). Inventory Investment in the FRG 1963–1973. SYSIFO Research Memorandum No. 5.

- Hauf, S. (1995). Vorratsbewertung und Scheingewinne in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen. Arbeitsunterlage des Statistischen Bundesamtes. Wiesbaden.
- Hester, D. (1994). Changing Relations between Inventories and Bank Loans. In R. Fiorito (Hrsg.), *Inventory, Business Cycles and Monetary Transmission*. New York.
- Hillinger, C. (1987). The Role of Inventory Investment in Economic Fluctuations. *Münchener Wirtschaftswissenschaftliche Beiträge* 87–06. München.
- Horn, G.A. (1987). FIND-Modell — Sektorale Vorratsinvestitionen in der Bundesrepublik Deutschland 1961 bis 1980. Eine empirische Analyse. *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* (1/2): 39–52. ifo-Institut für Wirtschaftsforschung (Ifd. Jgg.). *Wirtschaftskonjunktur*. München.
- Kaehler, J. und O. Korn (1995). *Wirkungszusammenhänge zwischen Zinsen und makroökonomischer Aktivität*. Baden Baden.
- Kashayp, A., O. Lamont und J. Stein (1994). Credit Conditions and the Cyclical Behavior of Inventories. *The Quarterly Journal of Economics* 104: 565–592.
- Kraft, M., E. Hüllermeier und P. Weise (1995). Konjunkturzyklen aufgrund von Investitionsinterdependenzen: Simulation und empirische Überprüfung. In J. Flemmig (Hrsg.), *Moderne Makroökonomik — Eine kritische Bestandsaufnahme*. Marburg.
- Kydland, F.E., und E.C. Prescott (1990). Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica* 50 (6): 1345–1370.
- Lindlbauer, J.D. (1995). Die Transmissionsfunktion der Lagerinvestitionen im Wirtschaftsverlauf. In K.H. Oppenländer (Hrsg.), *Konjunkturindikatoren: Fakten, Analysen und Verwendung*. München und Wien.
- Metzler, L.A. (1941). The Nature and Stability of Inventory Cycles: *Review of Economics and Statistics* 23: 113–129.
- Michler, A.F. (1992). *Lagerhaltung und Konjunkturentwicklung*. Hamburg.

- Popkin, J. (1995). Modeling Inventory Investment and Profits in A Macro-econometric Model. In M. Dutta (Hrsg.), *Economics, Econometrics and the LINK*. Amsterdam.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1996). *Jahresgutachten 1996/97: Reformen voranbringen*. Bonn.
- Seppelfricke, P. (1996). *Investitionen unter Unsicherheit — Eine theoretische und empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland*. Frankfurt am Main.
- Sestito, P., und I. Visco (1995). Actual and „Normal“ Inventories of finished Goods: Qualitative and Quantitative Evidence from the Italian Manufacturing Sector. In M. Dutta (Hrsg.), *Economics, Econometrics and the LINK*. Amsterdam.
- Statistisches Bundesamt (lfd. Jgg.). *Fachserie 18: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe 1.3.: Konten und Standardtabellen*. Stuttgart.
- Stöß, E. (1990). Die Finanzierungsstruktur der Unternehmen und deren Reaktion auf monetäre Impulse. Diskussionspapier 9/96. Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank. Frankfurt am Main.
- Tichy, G. (1976). Die Bedeutung der Lager für die Konjunktur — Teil B: Empirische Tests für Österreich. *Empirica* 3 (2): 153–196.
- Tichy, G. (1994). *Konjunktur. Stilisierte Fakten, Theorie, Prognose*. Berlin.
- Tsatsaronis, C. (1995). Is there a Credit Channel in the Transmission of Monetary Policy? Evidence from Four Countries. In Bank for International Settlements (Hrsg.), *Financial Structure and the Monetary Policy Transmission Mechanism*. Basel.
- Winkler, P. (1995). *Rationierung auf dem Markt für Unternehmenskredite in der BRD*. Tübingen.