

Umstellung der deutschen VGR auf Vorjahrespreisbasis

Konzept und Konsequenzen für die aktuelle Wirtschaftsanalyse
sowie die ökonometrische Modellierung

Karl-Heinz Tödter



Diskussionspapier
Reihe 1: Volkswirtschaftliche Studien
Nr. 31/2005

Die in dieser Reihe veröffentlichten Diskussionspapiere spiegeln die persönliche Auffassung der Autoren und nicht notwendigerweise die der Deutschen Bundesbank wider.

Herausgeber: Heinz Herrmann
Thilo Liebig
Karl-Heinz Tödter

Deutsche Bundesbank, Wilhelm-Epstein-Straße 14, 60431 Frankfurt am Main,
Postfach 10 06 02, 60006 Frankfurt am Main

Telefon +49 69 9566-1

Telex Inland Germany 41 227, Telex Ausland 4 14 431, Telefax +49 69 5601071

Bestellungen schriftlich erbeten an: Deutsche Bundesbank,
Abteilung Kommunikation, Postanschrift oder Telefax +49 69 9566-3077

Nachdruck nur mit Quellenangabe gestattet.

ISBN 3-86558-085-8

Conversion of German national accounts to the chain-linking methodology

Concept and impact on current economic analysis and econometric modelling

Abstract:

In the spring of 2005 the method of calculating the national accounts in Germany was changed from one based on fixed prices to one based on the previous year's prices with subsequent chaining (chain linking). Volume series for quarterly data are now calculated on the basis of average prices in the previous year using the annual overlap method. In contrast to the fixed-price method, chained volume series based on the previous year's prices cannot simply be added together. This has an impact on the calculation of real shares and contributions to growth. Further complications arise when calculations involve quarterly data from two consecutive years and when using seasonally adjusted data. The changeover also has profound effects on the use of chained data in structural macro-econometric models.

Keywords: chain aggregation, non-additivity, quarterly data, annual - overlap, econometric modelling

JEL-Classification: C8, E0

Non Technical Summary

In the spring of 2005 the method of calculating the national accounts system in Germany was changed from one based on fixed prices to one based on the previous year's prices (chain index method). This means that greater consideration is taken of substitution effects and the periodical rebasing of time series is no longer necessary. Volume series for quarterly data are now calculated on the basis of the average prices in the previous year using the annual overlap (AO) method.

The conversion has a number of consequences for the analysis of economic relationships. In contrast to the fixed-price method, chained volume series based on the previous year's prices cannot simply be added together. This has an impact on the calculation of volume ratios and contributions to growth. Further complications arise for multi-year calculations with chained quarterly data and for seasonally adjusted data.

This paper discusses the problems which occur when dealing with economic time series based on the previous year's prices. The chain index method is explained and compared with the fixed-price method using a model calculation. The adjustments needed for calculating real shares and contributions to growth are also explained. The paper also highlights the connection between the chain index method and indices derived from microeconomic foundations.

The conversion of the quarterly national accounts to AO-chained quarterly data also affects the modelling and simulation of economic relations in structural macro-econometric models. Complications also occur when handling cumulated volume series, such as asset stocks and capital stocks.

Nicht technische Zusammenfassung

Das System der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) in Deutschland wurde im Frühjahr 2005 von der Festpreisbasis auf das Vorjahrespreiskonzept (Kettenindexkonzept) umgestellt. Dadurch werden Substitutionseffekte besser berücksichtigt und die periodische Umbasierung der Zeitreihen entfällt. Volumenreihen für Quartalsdaten werden nunmehr auf der Basis von durchschnittlichen Vorjahrespreisen mit der Annual Overlap (AO) - Methode ermittelt.

Die Umstellung hat eine Reihe von Konsequenzen für die Analyse ökonomischer Zusammenhänge. Im Unterschied zur Festpreisbasis lassen sich auf Vorjahrespreisbasis verkettete Volumenreihen nicht mehr einfach addieren. Dies hat Folgen für die Berechnung von Volumenanteilen und Wachstumsbeiträgen. Weitere Komplikationen ergeben sich bei jahresübergreifenden Rechnungen mit verketteten Quartalsdaten sowie bei saisonbereinigten Daten.

In dem vorliegenden Papier werden die auftretenden Probleme beim Umgang mit ökonomischen Zeitreihen auf Vorjahrespreisbasis diskutiert. Das Kettenindexkonzept wird erklärt und anhand einer Modellrechnung mit dem Festpreiskonzept verglichen. Die notwendigen Anpassungen bei der Berechnung von Volumenanteilen und Wachstumsbeiträgen werden erläutert. Die Arbeit beleuchtet auch den Zusammenhang des Kettenindexkonzepts zu mikroökonomisch fundierten Indizes.

Die Umstellung der vierteljährlichen VGR auf AO - verkettete Quartalsdaten hat auch Konsequenzen für die Modellierung und Simulation von ökonomischen Zusammenhängen in makroökonomischen Strukturmodellen. Komplikationen treten auch beim Umgang mit kumulierten Volumenreihen, wie reale Vermögens- und Kapitalbeständen, auf.

Inhalt

1	Einleitung	1
2	Festpreisbasis versus Vorjahrespreisbasis (Kettenindexkonzept)	2
3	Eine Modellrechnung	4
4	Berechnung von Volumenanteilen und Wachstumsbeiträgen	9
5	Beziehung zu mikroökonomisch fundierten Indizes	12
6	Besonderheiten der Quartalsrechnung	13
7	Folgen für die kurzfristige Wirtschaftsanalyse	16
7.1	Vorquartalsvergleich	17
7.2	Vorjahresquartalsvergleich	18
7.3	Wachstumsbeiträge	19
7.4	Saisonbereinigung	21
8	Folgen für die ökonometrische Modellierung	22
8.1	Residualverfahren	22
8.2	Annual Overlap – Verfahren	23
8.3	Approximative Verfahren	24
8.4	Simulationsrechnungen	25
8.5	Reales Vermögen	27
8.6	Realer Kapitalbestand und Abschreibungsraten	28
9	Schlussfolgerungen	31
	Anhang A: Einige statistische Indexkonzepte	33
	Anhang B: Ökonomische Indizes	35
	Anhang C: Methoden der Quartalsrechnung	38
	Anhang D: Die Umsetzung der AO-Methode für das BbkM in TROLL (von Malte Knüppel)	39
	Anhang E: Reale Gesamtnachfrage und reales BIP	41
	Literaturverzeichnis	42

Liste der Tabellen und Abbildungen

Tabelle 1a	Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts – Festpreisbasis	6
Tabelle 1b	Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts – Vorjahrespreisbasis	7
Tabelle 2	Realer Außenbeitrag - Vorjahrespreisbasis	9
Tabelle 3a	Volumenanteile in Prozent	10
Tabelle 3b	Wachstumsbeiträge in Prozent	10
Tabelle 3c	Wachstumsbeiträge in Prozent	11
Tabelle 4	Vergleich von Laspeyres- mit Fisher- und Törnqvist-Indizes	13
Tabelle 5	Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts Vorjahrespreisbasis (Annual Overlap)	16
Tabelle 6a	Zerlegung des Wachstums gg. Vorquartal	19
Tabelle 6b	Zerlegung des Wachstums gg. Vorjahresquartal	20
Tabelle 7	Reales BIP	23
Tabelle 8	Kapitalbestände und Abschreibungsraten	31
Abbildung 1a	Mengen	5
Abbildung 1b	Preise	5
Abbildung 2	Wachstumsraten	8
Abbildung 3a	Einkommen (Festpreiskonzept)	25
Abbildung 3b	Preisniveau (Festpreiskonzept)	25
Abbildung 4a	Reales Einkommen (Vorjahrespreiskonzept)	25
Abbildung 4b	Preisniveau (Vorjahrespreiskonzept)	25
Abbildung 5	Abschreibungsraten	29

Umstellung der deutschen VGR auf Vorjahrespreisbasis:

Konzept und Konsequenzen für die aktuelle Wirtschaftsanalyse sowie die ökonometrische Modellierung^{*})

1 Einleitung

Im System der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) in Deutschland wurde das reale BIP bislang in konstanten Preisen eines Basisjahres ermittelt (Festpreisbasis). Auf der Grundlage einer Entscheidung der EU-Kommission wurde im Rahmen der großen VGR - Revision im Frühjahr 2005 die Vorjahrespreisbasis (Kettenindexkonzept) eingeführt.¹

Durch die zeitnahe Bewertung mit Vorjahrespreisen werden Substitutionsvorgänge in den Volumenaggregaten und Deflatoren besser berücksichtigt und die Notwendigkeit periodischer Umbasierungen entfällt. Die Umstellung hat eine Reihe von praktischen Konsequenzen für die Berechnung und Darstellung von ökonomischen Zusammenhängen. Ungewohnt dürfte zunächst vor allem sein, dass sich Volumenaggregate wie die Komponenten des realen BIP nicht mehr einfach addieren lassen. Folgen hat die Umstellung auch für die Berechnung von Volumenanteilen und Wachstumsbeiträgen. Weitere Komplikationen treten bei der Analyse von Quartalsdaten auf. Schließlich ergeben sich Konsequenzen für die Modellierung von ökonomischen Zusammenhängen und Simulationsrechnungen in makroökonomischen Strukturmodellen.

In diesem Papier werden die Probleme erläutert und es werden Ansätze für den Umgang mit ökonomischen Zeitreihen auf Vorjahrespreisbasis für die kurzfristige Wirtschaftsanalyse und die ökonometrische Modellierung diskutiert. Zuerst wird das Konzept der verketteten Vorjahrespreisbasis mit dem

^{*} Ich danke Hermann-Josef Hansen, Heinz Herrmann, Robert Kirchner, Malte Knüppel, Stefan Schipper und Gerhard Ziebarth für außerordentlich hilfreiche Kommentare.

¹ Grundlage ist eine Kommissionsentscheidung vom 30.11.1998. Neben der Einführung der Vorjahrespreisbasis beinhaltet die Revision der VGR auch eine Neuregelung bei den unterstellten Bankgebühren sowie bei der Verbuchung von Ausgleichszahlungen bei Finanzderivaten; vgl. Statistisches Bundesamt (2003).

bisherigen Festpreisbasiskonzept verglichen (Abschnitt 2) und in einer Modellrechnung erläutert (Abschnitt 3). Danach wird auf die Berechnung von Volumenanteilen und Wachstumsbeiträgen im Vorjahrespreisbasiskonzept eingegangen (Abschnitt 4). Ferner wird der Zusammenhang zu mikroökonomisch fundierten Indizes beleuchtet (Abschnitt 5).

Anschließend wird ausführlich auf Besonderheiten der Quartalsrechnung eingegangen (Abschnitt 6) und es werden Implikationen für die kurzfristige Wirtschaftsanalyse diskutiert (Abschnitt 7). Dann werden Konsequenzen für die Modellierung und Simulation von verketteten Quartalsdaten in ökonometrischen Strukturmodellen behandelt (Abschnitt 8). Die Arbeit wird mit einigen Schlussfolgerungen im Abschnitt 9 beendet.

2. Festpreisbasis versus Vorjahrespreisbasis (Kettenindexkonzept)

Für die USA, wo die Umstellung auf Kettenindizes bereits Mitte der neunziger Jahre erfolgte, fassen Bachman et al (1998) ihre Erfahrungen mit US – Daten so zusammen: *„In our view, the major problem is that the components of GDP do not add up easily.“*² Im System der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) und in makroökonomischen Strukturmodellen kommen

- additive Verknüpfungen von nominalen Größen,
- multiplikative Verknüpfungen zwischen nominalen und realen Größen,
- und additive Verknüpfungen von realen Größen

vor. Die additiven Verknüpfungen der nominalen Größen sind von der Umstellung auf Kettenindizes nicht betroffen. Auch die Produkte aus Volumenangaben und Deflatoren ergeben weiterhin die entsprechenden nominalen Werte bzw. Wertmessziffern. Dagegen addieren sich die realen Komponenten des BIP auf Vorjahrespreisbasis nicht mehr zum realen BIP.

² Zur Umstellung in den USA vgl. auch Scheuer und Leifer (1996).

In dieser Arbeit wird auf Volumenaggregate (bewertete Mengen) und nicht auf (dimensionslose) Volumenindizes abgestellt. Um Volumengrößen (reale Aggregate, Q_t) zu berechnen, werden beim herkömmlichen **Festpreisbaskonzept nach dem Laspeyres - Prinzip** die Mengen der einzelnen Komponenten mit den Preisen einer Basisperiode bewertet:³

$$(1) \quad Q_t = \sum p_0 q_t$$

Die Güterindizes (i) werden zur Vereinfachung der Notation weggelassen, das Summenzeichen ist also als Summation über die Güterarten zu verstehen. Bei den Volumen handelt es sich um Wertgrößen „in Preisen des Basisjahres.“ Der implizite Deflator als Verhältnis aus nominalem Wert (N) und Volumen (Q) ist ein Preisindex nach Paasche (P):

$$(2) \quad P_t = \frac{N_t}{Q_t} = \frac{\sum p_t q_t}{\sum p_0 q_t}$$

Beim Konzept der **Vorjahrespreisbasis mit Verkettung** ergibt sich das Volumenaggregat durch Fortschreibung, indem die aktuellen Gütermengen (Volumen) jeweils mit Preisen der Vorperiode bewertet werden:

$$(3) \quad Q_t = Q_{t-1} \frac{\sum p_{t-1} q_t}{\sum p_{t-1} q_{t-1}}$$

Die Volumenangaben sind verkettete Wertgrößen „in Preisen des Vorjahres.“ Durch diese zeitnahe Bewertung wird die Verzerrung durch Substitutionseffekte (*substitution bias*) reduziert.⁴ Außerdem entfällt die im Festpreiskonzept periodisch vorgenommene Umbasierung. Der implizite Deflator

$$(4) \quad P_t = \frac{N_t}{Q_t} = \frac{\sum p_t q_t}{Q_t} = P_{t-1} \frac{\sum p_t q_t}{\sum p_{t-1} q_t}.$$

ist ein verketteter Paasche - Preisindex. Die Rechnung beginnt im Referenzjahr ($t = 0$), in dem $Q_0 = N_0 = \sum p_0 q_0$ und damit $P_0 = 1$ (bzw. 100) gesetzt wird.

³ Der **Anhang A** gibt einen kurzen Überblick über gängige statistische Indexkonzepte.

⁴ Zu den verzerrenden Einflüssen der Substitutionseffekte auf die Inflationsmessung nach dem Festpreiskonzept vgl. Boskin et al (1998) sowie Hoffmann (1998).

Ansonsten hat die Wahl des Referenzjahres, im Gegensatz zum Basisjahr der Festpreisrechnung, keine Bedeutung.⁵ Unter Verwendung von (4) lässt sich (3) auch wie folgt schreiben:

$$(3') \quad Q_t = Q_{t-1} \sum v_{t-1} \frac{q_t}{q_{t-1}} = \sum \frac{p_{t-1}}{P_{t-1}} q_t$$

Die erste Schreibweise zeigt, dass die Volumenmessziffer ein mit den Wertanteilen der Vorperiode gewichtetes Mittel der einzelnen Mengenumessziffern ist. Die Wertanteile (nominale Anteile) sind als $v_t = p_t q_t / \sum p_t q_t$ definiert. Bei der zweiten Form werden die Mengen (Volumen) der Komponenten mit den relativen Preisen multipliziert und addiert. Die einfache Addition gemäß (1) im Festpreiskonzept wird also durch eine „gewichtete“ Addition ersetzt.

Auch mit Kettenindizes kann die Aggregation stufenweise erfolgen:

$$Q_t = \frac{P_{t-1}^A}{P_{t-1}} Q_t^A + \frac{P_{t-1}^B}{P_{t-1}} Q_t^B = \frac{\cancel{P_{t-1}^A}}{P_{t-1}} \left(\sum \frac{p_{t-1}^A}{\cancel{P_{t-1}^A}} q_t^A \right) + \frac{\cancel{P_{t-1}^B}}{P_{t-1}} \left(\sum \frac{p_{t-1}^B}{\cancel{P_{t-1}^B}} q_t^B \right) = \sum \frac{p_{t-1}}{P_{t-1}} q_t$$

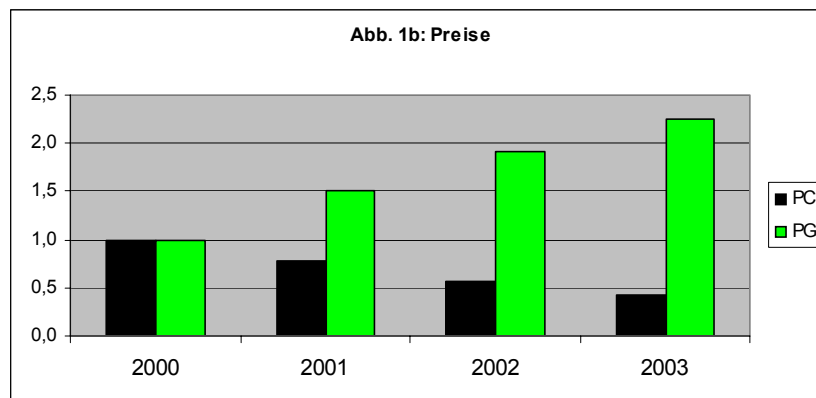
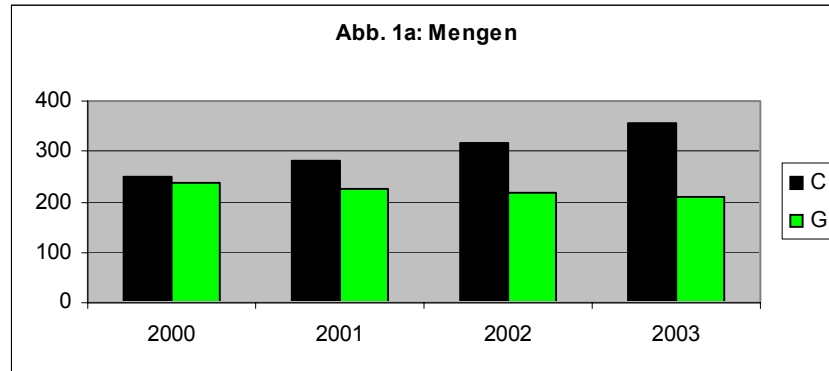
Es führt also zu demselben Ergebnis, ob ein Volumenaggregat aus mehreren Komponenten direkt berechnet wird, oder ob zuerst Teilaggregate gebildet und diese anschließend aggregiert werden.

3. Eine Modellrechnung

In diesem Abschnitt werden die Unterschiede zwischen den beiden Konzepten anhand einer Modellrechnung verdeutlicht. Dabei wird ein an den IWF angelehntes Zahlenbeispiel verwendet (Bloern et al 2001, Nierhaus 2004). Das nominale „Bruttoinlandsprodukt (BIP)“ (Y) ergibt sich aus den laufenden Ausgaben für „Konsumgüter“ (C) und für „Investitionsgüter“ (G). Die Preise dieser beiden Güter im Referenzjahr 2000 sind auf 1 normiert. In dem Beispiel fallen die Konsumgüterpreise kräftig, während die Investitionsgüterpreise stark steigen. Das Beispiel ist recht extrem, doch so lassen sich Unterschiede

⁵ Vom Referenzjahr zu unterscheiden ist das Startjahr. So haben die im Jahr 2005 veröffentlichten VGR – Reihen das Referenzjahr 2000, sie beginnen jedoch im Startjahr 1991.

zwischen den beiden Verfahren erkennen, die sonst erst über lange Zeiträume sichtbar würden.



Die **Tabelle 1a** stellt die Entwicklung des realen BIP auf der Basis von Festpreisen dar. Zuerst wurden die Konsum- und Investitionsgütermengen mit den Preisen des Jahres 2000 bewertet. Nach dieser Rechnung ist es über den gesamten Zeitraum zu einem Anstieg des realen BIP von 487 auf 568 „Euro des Jahres 2000“ gekommen (+16,6 %), während der BIP - Deflator um 10 % gestiegen ist. Führt man die Rechnung dagegen in Preisen des Jahres 2003 durch, so ergibt sich ein völlig anderes Bild. Das reale BIP wäre danach um 2 % gefallen, während der BIP - Deflator einen Preisanstieg um 31 % signalisiert.

TABELLE 1a: Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts - Festpreisbasis

	Konsumgüter		Investitionsgüter		BIP	BIP	BIP-	BIP	BIP-
	Mengen	Preise	Mengen	Preise	in jeweiligen Preisen	in Preisen von 2000	Deflator	in Preisen von 2003	Deflator
2000	251	1,000	236	1,000	487,00	487,00	100,00	637,97	76,34
2001	282	0,787	227	1,499	562,18	509,00	110,45	630,97	89,10
2002	318	0,573	218	1,916	599,87	536,00	111,92	626,12	95,81
2003	358	0,427	210	2,249	625,22	568,00	110,07	625,22	100,00
					Veränderung gegenüber Vorjahr in %				
2001	12,4	-21,3	-3,8	49,9	15,4	4,5	10,4	-1,1	16,7
2002	12,8	-27,2	-4,0	27,8	6,7	5,3	1,3	-0,8	7,5
2003	12,6	-25,4	-3,7	17,4	4,2	6,0	-1,6	-0,1	4,4

Nicht zuletzt, um ein solches „Umschreiben der Geschichte“ bei den periodisch vorgenommenen Umbasierungen zu vermeiden, wurde die Vorjahrespreisbasis eingeführt, denn bisher „... führte der Übergang auf eine neue Festpreisbasis immer wieder auch zu Änderungen der ‚realen‘ Entwicklungen wichtiger VGR - Ergebnisse in der Vergangenheit.“ (Statistisches Bundesamt 2003, S. 5). Welche Konsequenzen dies für das reale Wachstum des BIP haben kann, zeigt Whelan (2000, S. 4) in einer Rechnung für die USA: „Take 1998 as an example: The growth rate of fixed-weight real GDP in this year was 4.5 percent if we use 1995 as the base year; using 1990 prices it was 6.5 percent; using 1980 prices it was 18.8 percent; and using 1970 prices, it was a stunning 37.4 percent!“

Wird das reale BIP auf der Basis von Vorjahrespreisen berechnet, so resultiert die **Tabelle 1b**. Für das Jahr 2001 ändert sich nichts, doch für die beiden folgenden Jahre führt die zeitnahe Bewertung der Volumenänderungen zu deutlich geringeren Mengenzuwächsen. Über den gesamten Zeitraum steigt das reale BIP von 487 auf 529 „verkettete Euro in Preisen des Vorjahres“, d.h. um 8,6 %, während der BIP - Deflator um 18,2 % steigt. Wählt man das Jahr 2003 als Referenzjahr, so erhält man dasselbe Resultat.⁶ Der Preis für diese Invarianz ist allerdings, dass sich die Komponenten nicht mehr zum realen BIP addieren. So hat man beispielsweise für das Jahr 2003: 358 + 210 = 568 statt 529,07.

⁶ Die Berechnungen des Volumenaggregats mit dem Referenzjahr 2003 können durch Umbasierung mit dem Faktor P_{2003} erfolgen.

TABELLE 1b: Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts - Vorjahrespreisbasis

	Konsumgüter		Investitionsgüter		BIP	BIP	BIP-	BIP	BIP-
	Mengen	Preise	Mengen	Preise	in jeweiligen Preisen	in Preisen von 2000	Deflator	in Preisen von 2003	Deflator
2000	251	1,000	236	1,000	487,00	487,00	100,00	575,50	84,62
2001	282	0,787	227	1,499	562,18	509,00	110,45	601,50	93,46
2002	318	0,573	218	1,916	599,87	522,45	114,82	617,40	97,16
2003	358	0,427	210	2,249	625,22	529,07	118,17	625,22	100,00
					Veränderung gegenüber Vorjahr in %				
2001	12,4	-21,3	-3,8	49,9	15,4	4,5	10,4	4,5	10,4
2002	12,8	-27,2	-4,0	27,8	6,7	2,6	4,0	2,6	4,0
2003	12,6	-25,4	-3,7	17,4	4,2	1,3	2,9	1,3	2,9

Wenn sich relative Preise ändern, dann erhalten jene Produkte, deren relative Preise sinken, im Index (3) ein kleineres Gewicht. Wegen ihrer sinkenden relativen Preise werden die Mengen dieser Güter aber tendenziell rascher wachsen. Deshalb werden die verketteten Volumen nach dem Referenzjahr tendenziell langsamer (und vor dem Referenzjahr rascher) wachsen als bei der Festpreismethode (vgl. nachstehenden Kasten).

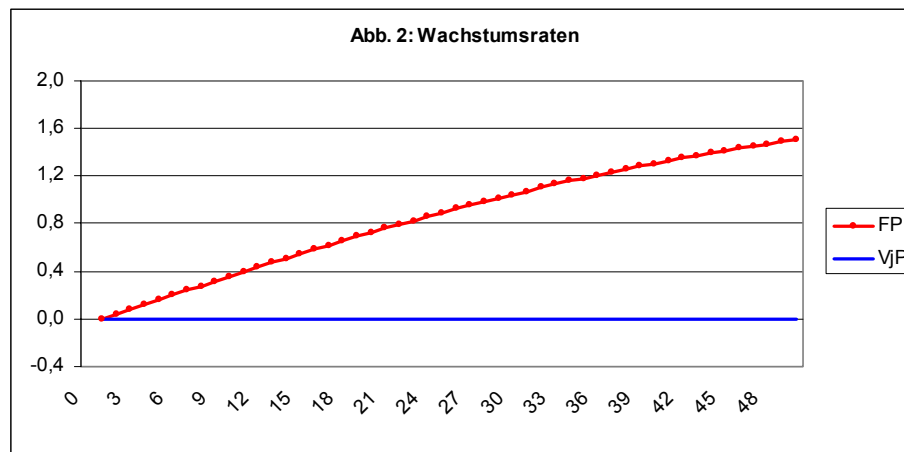
Festpreismethode kann längerfristig reales Wachstum überzeichnen

Wenn höhere relative Preise eines Gutes tendenziell mit geringeren Mengen einhergehen (negative Korrelation zwischen Preisen und Mengen), dann neigt die Festpreismethode dazu, das reale Wachstum zu überzeichnen.

Angenommen, wir haben es mit zwei Gütern zu tun, die in der Referenzperiode beide denselben Preis (p_0) und dieselbe Menge (q_0) aufweisen, so dass $Q_0 = 2 p_0 q_0$. Die Preise des ersten Gutes wachsen mit der Rate π , während die Menge mit der gleichen Rate fällt. Die Preise des zweiten Gutes sinken mit der Rate π , während die Menge mit der gleichen Rate steigt. Unter diesen Annahmen gilt für das aggregierte Volumen beider Güter nach der Vorjahrespreismethode $Q_t = Q_0$ für $t = 1, 2, \dots$. Das reale Wachstum beträgt also in allen Perioden Null. Nach der Festpreismethode erhält man dagegen unter denselben Annahmen für das aggregierte Volumen: $Q_t = p_0 q_0 [(1 + \pi)^t + (1 - \pi)^t]$. Die reale Wachstumsrate ist somit:

$$w_t = \frac{Q_t}{Q_{t-1}} - 1 = \frac{(1 + \pi)^t + (1 - \pi)^t}{(1 + \pi)^{t-1} + (1 - \pi)^{t-1}} - 1$$

Für die erste Periode liefert auch die Festpreismethode eine Wachstumsrate von $w_1 = 0$. Doch ab der zweiten Periode weist die Festpreismethode positive und zunehmende Wachstumsraten auf: $w_2 = \pi^2 > 0$, $w_3 = 2\pi^2 / (1 + \pi^2) \approx 2\pi^2$, $w_4 \approx 3\pi^2$. Langfristig tendiert die Verzerrung gegen $w_\infty = \pi$. Bei einer Wachstumsrate von $\pi = 2\%$ würde sich die Verzerrung in der Periode 2 „nur“ auf 0,04 % belaufen, in der nächsten auf 0,08 %, dann auf 0,12 % ... Das kumulierte Wachstum wird bei der Festpreismethode bereits nach 10 Perioden um 1,8 Prozentpunkte überzeichnet.



In der Festpreisrechnung lässt sich bei Kenntnis von zwei Volumenaggregaten ein drittes Aggregat als Summe oder Differenz ermitteln. In der Vorjahrespreisrechnung benötigt man dazu die Wertanteile oder die Deflatoren der Vorperiode. Angenommen, in der obigen Tabelle 1b sind für 2003 nur das reale BIP (529,07) und der reale Konsum (358) bekannt. Daraus kann nicht auf reale Investitionen von $529,07 - 358 = 171,07$ geschlossen werden. Vielmehr gilt: $(1,148/1,916)529,07 - (0,573/1,916)358 = 210$. Dafür wird der Deflator der Investitionen in der Vorperiode (1,916) benötigt. Um diesen zu erhalten, muss man die Investitionsgüterpreise ab dem Referenzjahr berechnen.

Behandlung von Summen und Salden: Für Saldengrößen wie die Vorratsveränderungen oder den Außenbeitrag können verkettete Volumengrößen grundsätzlich auch berechnet werden.⁷ Lediglich die impliziten

⁷ Die Rechnung bricht zusammen, wenn P_{t-1} zufällig genau Null ist. Das tritt ein, wenn der nominale Außenbeitrag oder die Vorratsänderungen der Vorperiode exakt Null sind.

Deflatoren dieser Salden lassen sich, wie bisher schon, nicht sinnvoll interpretieren. In der **Tabelle 2** wird die obige Modellrechnung um fiktive „Exporte“ (X) und „Importe“ (M) erweitert. Im oberen Teil wird die Rechnung mit den einzelnen Komponenten durchgeführt. Im unteren Teil sind Konsum und Investitionen zur realen inländischen Verwendung (DD) zusammengefasst und der Saldo zwischen Exporten und Importen zum realen Außenbeitrag (AB). Die Aggregation lässt sich durchführen, obwohl die rechnerischen „Deflatoren des Außenbeitrags“ teils sogar negativ sind.

TABELLE 2: Realer Außenbeitrag - Vorjahrespreisbasis

	Konsum		Investitionen		Exporte		Importe		N_Y	BIP	
	C	P_C	G	P_G	X	P_X	M	P_M		Y	P_Y
2000	251	1,000	236	1,000	130	1,000	-120	1,000	497,00	497,00	100,00
2001	282	0,787	227	1,499	100	1,200	-150	0,900	547,18	459,00	119,21
2002	318	0,573	218	1,916	100	1,500	-150	0,800	629,87	471,46	133,60
2003	358	0,427	210	2,249	98	1,600	-170	1,100	595,02	462,93	128,53

	Inl. Verwendung			Außenbeitrag			N_Y	BIP	
	N_DD	DD	P_DD	N_AB	AB	P_AB		Y	P_Y
2000	487,00	487,00	100,00	10,00	10,00	100,00	497,00	497,00	100,00
2001	562,18	509,00	110,45	-15,00	-50,00	30,00	547,18	459,00	119,21
2002	599,87	522,45	114,82	30,00	-50,00	-60,00	629,87	471,46	133,60
2003	625,22	529,07	118,17	-30,20	-18,33	164,73	595,02	462,93	128,53

4. Berechnung von Volumenanteilen und Wachstumsbeiträgen

Um ein tieferes Verständnis für ökonomische Zusammenhänge und Entwicklungen zu gewinnen, werden häufig Volumenanteile (*real shares*) und Wachstumsbeiträge (*growth contributions*) berechnet. Nach Tabelle 1a beträgt der Anteil der realen „Investitionen“ am realen „BIP“ im Jahr 2003 $210/568 = 37\%$ und ihr Beitrag zum BIP-Wachstum ist $(210-218)/536 = -1,5\%$. Rechnet man analog auf der Basis von Vorjahrespreisen, ergibt sich aus Tabelle 1b ein Anteil der realen Investitionen von $210/529 = 40\%$ und ein Wachstumsbeitrag von $(210-218)/522 = -1,5\%$. Ein gravierender Mangel dieser Rechnung ist

allerdings, dass sich die realen „Anteile“ der beiden Komponenten zu 107 % addieren und ihre Wachstumsbeiträge zusammen 6 % ergeben, obwohl für das reale BIP-Wachstum nur 1,3 % ausgewiesen werden.

Bei der Festpreismethode lassen sich die Volumenanteile als $p_{i,0}q_{i,t}/Q_t$ ausdrücken und die Wachstumsbeiträge als $p_{i,0}\Delta q_{i,t}/Q_{t-1}$. Aus (1) ist ersichtlich, dass sich die Volumenanteile zu Eins und die Wachstumsbeiträge zum Gesamtwachstum addieren:

$$(5) \quad \begin{aligned} 1 &= \sum \frac{p_o q_t}{Q_t} \\ \frac{\Delta Q_t}{Q_{t-1}} &= \sum \frac{p_o \Delta q_t}{Q_{t-1}} = \sum \frac{p_o q_{t-1}}{Q_{t-1}} \frac{\Delta q_t}{q_{t-1}} \end{aligned}$$

Der zweite Ausdruck weist auf ein Problem dieser Methode hin: Um die Beiträge der Komponenten zum Wachstum des Aggregats zu ermitteln, werden die Wachstumsraten der Komponenten mit fiktiven Wertanteilen (Mengen der Vorperiode, bewertet zu Preisen der Basisperiode) gewichtet.

Bei der Vorjahrespreismethode werden die Ausdrücke $(p_{i,t-1}/P_{t-1})q_{i,t}/Q_t$ zur Berechnung von Volumenanteilen und $(p_{i,t-1}/P_{t-1})\Delta q_{i,t}/Q_{t-1}$ von Wachstumsbeiträgen verwendet. Gemäß (3) gilt:

$$(6) \quad \begin{aligned} 1 &= \sum \frac{p_{t-1} q_t}{P_{t-1} Q_t} \\ \frac{\Delta Q_t}{Q_{t-1}} &= \sum \frac{p_{t-1} \Delta q_t}{P_{t-1} Q_{t-1}} = \sum v_{t-1} \frac{\Delta q_t}{q_{t-1}} \end{aligned}$$

Hierbei werden also die Wachstumsraten der Komponenten mit den tatsächlichen Wertanteilen der Vorperiode (v_{t-1}) gewichtet. Die Tabellen 3a und 3b zeigen Volumenanteile und Wachstumsbeiträge auf Basis beider Konzepte.

Tabelle 3a: Volumenanteile in Prozent

	Fespreisbasis			Vorjahrespreisbasis		
	C	G	Y	C	G	Y
2000	51,5	48,5	100	51,5	48,5	100
2001	55,4	44,6	100	55,4	44,6	100
2002	59,3	40,7	100	43,4	56,6	100
2003	63,0	37,0	100	33,8	66,2	100

Tabelle 3b: Wachstumsbeiträge in Prozent

	Fespreisbasis			Vorjahrespreisbasis		
	C	G	Y	C	G	Y
2001	6,37	-1,85	4,52	6,37	-1,85	4,52
2002	7,07	-1,77	5,30	5,04	-2,40	2,64
2003	7,46	-1,49	5,97	3,82	-2,55	1,27

Die Zerlegung des realen Wachstums in die Wachstumsbeiträge lässt sich auch in dem um Exporte und Importe erweiterten Zahlenbeispiel (Tabelle 3c) durchführen. Die Wachstumsbeiträge von Konsum und Investitionen addieren sich zum Wachstumsbeitrag der Inländischen Verwendung, ebenso wie sich die Wachstumsbeiträge der Exporte und Importe zum Wachstumsbeitrag des realen Außenbeitrags summieren. Deren Summe liefert wiederum das Wachstum des realen BIP.

Tabelle 3c: Wachstumsbeiträge in Prozent

	Vorjahrespreisbasis				
	C	G	X	M	Y
2001	6,24	-1,81	-6,04	-6,04	-7,65
2002	5,18	-2,46	0,00	0,00	2,72
2003	3,64	-2,43	-0,48	-2,54	-1,81
	DD		AB		Y
2001	4,43		-12,07		-7,65
2002	2,72		0,00		2,72
2003	1,21		-3,02		-1,81

Die folgende Übersicht fasst die Formeln zur Aggregation sowie zur Berechnung von Volumenanteilen und Wachstumsbeiträgen mit Jahresdaten zusammen.

	auf der Basis von ...	
	Wertanteilen	relativen Preisen
Aggregation	$Q_t = Q_{t-1} \sum v_{t-1} \frac{q_t}{q_{t-1}}$	$Q_t = \sum \frac{p_{t-1}}{P_{t-1}} q_t$
Volumenanteile	$1 = \sum v_{t-1} \frac{q_t / q_{t-1}}{Q_t / Q_{t-1}}$	$1 = \sum \frac{p_{t-1}}{P_{t-1}} \frac{q_t}{Q_t}$
Wachstumsbeiträge	$\frac{\Delta Q_t}{Q_{t-1}} = \sum v_{t-1} \frac{\Delta q_t}{q_{t-1}}$	$\frac{\Delta Q_t}{Q_{t-1}} = \sum \frac{p_{t-1}}{P_{t-1}} \frac{\Delta q_t}{Q_{t-1}}$

5. Beziehung zu mikroökonomisch fundierten Indizes

In mikroökonomisch fundierten Ansätzen werden Preis- und Mengenindizes aus Annahmen über optimierendes Verhalten von Haushalten hergeleitet. *„The fundamental problem upon which all the analysis rests is that of determining merely from price and quantity data which of two situations is higher up on an individual’s preference scale.”* (Samuelson 1983, S. 146).⁸ Aus dieser Perspektive stellt der Übergang von der Festpreisbasis zur Vorjahrespreisbasis einen richtigen, wenngleich nicht ganz konsequenten Schritt dar.

Diewert (1976, 1981, 1987) hat die Beziehung zwischen mikroökonomisch fundierten und statistischen Indizes untersucht.⁹ Danach weisen der Fisher- und der Törnqvist- Volumenindex vergleichsweise attraktive Eigenschaften auf, da sie exakt und superlativisch sind. Die Volumenindizes nach Laspeyres und Paasche sind lediglich Approximationen erster Ordnung an einen superlativen Index. Die verketteten Formen des Fisher- und Törnqvist – Index sind

⁸ Leifer (2002) untersucht die Eignung von Verbraucherpreisindizes (fester Warenkorb) und Lebenshaltungskostenindizes (festes Nutzenniveau) zur Inflationsmessung. Von Auer (2005) diskutiert die Möglichkeiten und Grenzen einer nutzenbasierten amtlichen Inflationsmessung.

$$(7) \quad Q_t = Q_{t-1} \sqrt{\frac{\sum p_{t-1} q_t}{\sum p_{t-1} q_{t-1}} \frac{\sum p_t q_t}{\sum p_t q_{t-1}}}$$

$$(8) \quad Q_t = Q_{t-1} \exp \left[\sum \frac{v_t + v_{t-1}}{2} \ln \left(\frac{q_t}{q_{t-1}} \right) \right]$$

wobei $v_t = p_t q_t / \sum p_t q_t$ wiederum die Wertanteile der einzelnen Indexkomponenten bezeichnet. Für die oben verwendete Modellrechnung findet man die in **Tabelle 4** dargestellten Unterschiede zwischen dem Laspeyres – Fest- und Vorjahrespreisindex sowie dem Fisher- und dem Törnqvist – Index. Wie daraus hervorgeht, unterscheiden sich die beiden letztgenannten nur geringfügig. Gemessen daran sind die Volumenangaben und realen Wachstumsraten des Laspeyres - Festpreisindex weit überhöht. Das gilt auch für den Laspeyres – Kettenindex, wenngleich in deutlich geringerem Ausmaß.

TABELLE 4: Vergleich von Laspeyres- mit Fisher- und Törnqvist- Indizes

	Konsumgüter		Investitionsgüter		BIP	BIP in Preisen von 2000		BIP in Vorjahrespreisen	
	Mengen	Preise	Mengen	Preise		Laspeyres	Fisher	Törnqvist	
2000	251	1,000	236	1,000	487,00	487,00	487,00	487,00	487,00
2001	282	0,787	227	1,499	562,18	509,00	509,00	502,79	502,75
2002	318	0,573	218	1,916	599,87	536,00	522,45	510,83	510,68
2003	358	0,427	210	2,249	625,22	568,00	529,07	513,69	513,42
						Veränderung gegenüber Vorjahr in %			
2001						4,52	4,52	3,24	3,23
2002						5,30	2,64	1,60	1,58
2003						5,97	1,27	0,56	0,54

6. Besonderheiten der Quartalsrechnung

Die rechtliche Verpflichtung zur Einführung der Vorjahrespreisbasis (gemäß der eingangs erwähnten Kommissionsentscheidung von 1998) bezieht sich zunächst nur auf Jahresergebnisse. Die amtliche Statistik hat die Umstellung der deutschen VGR in Abstimmung mit der Deutschen Bundesbank und entsprechend dem beabsichtigten Vorgehen der anderen EU - Staaten auch für die Quartalsrechnung des BIP vorgenommen (Statistisches Bundesamt 2003).

⁹ Der **Anhang B** enthält eine kurze Einführung zur Theorie ökonomischer Indizes.

Es hätte auf den ersten Blick nahe gelegen, Volumengrößen für Quartalsdaten analog zu (3) als verkettete Werte auf der Basis von Vorquartalspreisen zu definieren,

$$Q_{t:i} = Q_{t:i-1} \frac{\sum p_{t:i-1} q_{t:i}}{\sum p_{t:i-1} q_{t:i-1}}$$

wobei $t:i$ das Quartal i ($i = 1,2,3,4$) im Jahr t bezeichnet (dabei ist $t:0$ als $t-1:4$ zu lesen). Eine solche Definition hätte aber unter anderem den Nachteil, dass die Summe der Quartalsvolumen nicht konsistent mit dem Jahreswert ist.¹⁰

Für die Quartalsrechnung kommt eine Reihe anderer Methoden in Betracht. Die Verfahren unterscheiden sich darin, welche Preisbasis und welche Mengenbasis sie verwenden. Als Preisbasis für das Quartal $t:i$ kommen Vorjahresdurchschnitte (\bar{p}_{t-1}), Preise des 4. Quartals des Vorjahres ($p_{t-1:4}$) oder Preise des gleichen Vorjahresquartals ($p_{t-1:i}$) in Frage. Als Mengenbasis kann das Vorjahr (Q_{t-1}, q_{t-1}), das 4. Quartal des Vorjahres ($Q_{t-1:4}, q_{t-1:4}$) oder das gleiche Vorjahresquartal ($Q_{t-1:i}, q_{t-1:i}$) verwendet werden. Allein daraus ergeben sich neun logisch konsistente Methoden der Quartalsrechnung.¹¹

Intensiver diskutiert werden insbesondere drei Verfahren: Annual Overlap (**AO**), Quarterly Overlap (**QO**) und Over-the-Year (**OtY**). Allen drei Verfahren ist gemein, dass sie als Preisbasis Vorjahresdurchschnittspreise verwenden, d.h. die Volumina $q_{t:i}$ eines Berichtsquartals werden mit Durchschnittspreisen des Vorjahres (\bar{p}_{t-1}) bewertet, wobei die Jahresdurchschnittspreise als Verhältnis aus dem nominalen Jahreswert (n_t) und der Jahressumme der Quartalsvolumina (q_t) gebildet werden:

$$(9) \quad \bar{p}_t = \frac{p_{t:1}q_{t:1} + p_{t:2}q_{t:2} + p_{t:3}q_{t:3} + p_{t:4}q_{t:4}}{q_{t:1} + q_{t:2} + q_{t:3} + q_{t:4}} \equiv \frac{n_t}{q_t}$$

Die verschiedenen Volumenmaße unterscheiden sich darin, welche Bezugswerte zum Vorjahr verwendet werden (Mengenbasis).

¹⁰ Zur Pfadabhängigkeit und anderen Problemen von Kettenindizes vgl. von der Lippe (2001).

¹¹ Vgl. **Anhang C**, Methoden der Quartalsrechnung.

Die amtliche Statistik in Deutschland wendet das **AO** – Verfahren an.¹² Bei diesem Verfahren werden die zu Durchschnittspreisen des Vorjahres bewerteten Quartalsvolumina zu den ebenfalls mit Durchschnittspreisen des Vorjahres bewerteten Volumen des Vorjahres (nominale Vorjahreswerte) in Beziehung gesetzt:

$$(10) \quad Q_{t,i} = Q_{t-1} \frac{\sum \bar{p}_{t-1} q_{t,i}}{\sum \bar{p}_{t-1} q_{t-1}} = Q_{t-1} \frac{\sum \bar{p}_{t-1} q_{t,i}}{N_{t-1}}$$

Im Referenzjahr gilt $Q_0 = N_0 = \bar{p}_0 q_0$. Symbole ohne einen Quartalsindex i beziehen sich jeweils auf das gesamte Jahr. So ist Q_{t-1} die Summe der Quartalswerte des Volumenaggregats. Der implizite Deflator ist:

$$(11) \quad P_{t,i} = \frac{N_{t,i}}{Q_{t,i}} = P_{t-1} \frac{\sum p_{t,i} q_{t,i}}{\sum \bar{p}_{t-1} q_{t,i}}$$

Zu (3') analoge Formeln für das aggregierte Volumen bei Quartalsdaten sind:

$$(10') \quad Q_{t,i} = Q_{t-1} \sum v_{t-1} \frac{q_{t,i}}{q_{t-1}} = \sum \frac{\bar{p}_{t-1}}{P_{t-1}} q_{t,i}$$

Darin ist v_{t-1} der Wertanteil des Vorjahres. Für die nach (10, 10') gemäß dem AO-Verfahren ermittelten Quartalsdaten gilt ebenso wie für Jahresdaten, dass man sie schrittweise aggregieren kann.¹³ Volumenaggregate und Deflatoren können somit auf der nächst höheren Aggregationsebene behandelt werden wie Mengen und Preise.

In Fortsetzung des Zahlenbeispiels aus dem Abschnitt 3 zeigt die **Tabelle 5** die Berechnungen für das reale BIP und den BIP – Deflator mit Quartalsdaten für 2001 bis 2003 nach dem **AO** - Verfahren. Auch beim AO - Verfahren addieren sich die realen Komponenten nicht zum realen BIP. So erhält man für 2003:1: $85,5 + 53,2 = 138,7 \neq 131,44$. Dagegen sind die multiplikativen Verknüpfungen zwischen nominalen und realen Größen per Konstruktion erfüllt. Ferner sind beim AO – Verfahren die zu Jahreswerten

¹² Vgl. Statistisches Bundesamt (2003) sowie Kirchner und Hansen (2003).

¹³ D.h. $A \cup B \cup C = (A \cup B) \cup C$.

aggregierten Quartalswerte konsistent mit den entsprechenden Jahresdaten, d.h. $Q_{t:1} + Q_{t:2} + Q_{t:3} + Q_{t:4} = Q_t$, wie man bei einem Vergleich von Tabelle 5 mit Tabelle 1b feststellen kann.

**TABELLE 5: Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts
- Vorjahrespreisbasis (Annual Overlap)**

	Konsumgüter		Investitionsgüter		BIP in jeweiligen Preisen	BIP Referenz- jahr 2000	BIP- Deflator
	Mengen	Preise	Mengen	Preise			
2000	251,0	1,000	236,0	1,000	487,00	487,00	100,00
2001:1	67,4	0,871	57,6	1,333	135,53	125,00	108,43
2001:2	69,4	0,814	57,1	1,433	138,35	126,50	109,37
2001:3	71,5	0,757	56,5	1,567	142,65	128,00	111,45
2001:4	73,7	0,714	55,8	1,667	145,64	129,50	112,47
2001	282,0	0,787	227,0	1,499	562,18	509,00	110,45
2002:1	76,0	0,643	55,4	1,783	147,65	129,34	114,16
2002:2	78,3	0,614	54,8	1,917	153,13	130,16	117,64
2002:3	80,6	0,543	54,2	1,950	149,44	130,99	114,09
2002:4	83,1	0,500	53,6	2,017	149,64	131,96	113,40
2002	318,0	0,573	218,0	1,916	599,87	522,45	114,82
2003:1	85,5	0,486	53,2	2,083	152,36	131,44	115,92
2003:2	88,2	0,443	52,7	2,167	153,24	131,95	116,14
2003:3	90,8	0,400	52,1	2,300	156,15	132,25	118,07
2003:4	93,5	0,386	52,0	2,450	163,46	133,43	122,51
2003	358,0	0,427	210,0	2,249	625,22	529,07	118,17

7. Folgen für die kurzfristige Wirtschaftsanalyse

In den USA hat das U.S. Department of Commerce bereits 1996 den Fisher-Kettenindex als neue Methode zur Berechnung „realer“ Aggregate in den „National Income and Product Account“ (NIPA) eingeführt. Whelan (2000, S. 1) schreibt: „The new methodology has some extremely important implications that are unfamiliar to many practicing empirical economists ... As a result, mistaken calculations based on real NIPA data have become common in both academic publications and in the work of business economists.“ Der Umgang mit verketteten Fisher-Daten in den USA ist zwar noch komplizierter als mit Kettenindizes nach Laspeyres in Deutschland. Doch Fehler können auch hier

auftreten, insbesondere bei Quartalsdaten, wenn an gewohnten Analysemethoden und Interpretationen festgehalten wird.

Im Folgenden werden die Änderungen von AO-basierten Quartalsdaten in der kurzen Frist, d.h. innerhalb eines Jahres, untersucht. In der aktuellen Wirtschaftsanalyse werden häufig (1) prozentuale Veränderungen gegen Vorquartal betrachtet, (2) Veränderungen gegen Vorjahresquartal sowie (3) die Zerlegung der Wachstumsraten eines Aggregats in die Wachstumsbeiträge der Komponenten.¹⁴

7.1. Vorquartalsvergleich

Beim Vorquartalsvergleich muss unterschieden werden, ob zwei Quartale innerhalb desselben Jahres betrachtet werden oder ob zwei Quartale unterschiedlicher Jahre betroffen sind. Der erste Fall ist unproblematisch, gemäß (10') erhält man einen reinen (mit denselben Preisen bewerteten) Volumenvergleich:

$$\frac{Q_{t,i}}{Q_{t,i-1}} = \frac{\sum \frac{\bar{p}_{t-1}}{P_{t-1}} q_{t,i}}{\sum \frac{\bar{p}_{t-1}}{P_{t-1}} q_{t,i-1}} = \frac{\sum \bar{p}_{t-1} q_{t,i}}{\sum \bar{p}_{t-1} q_{t,i-1}} ; \quad i = 2, 3, 4$$

Im zweiten Fall ($i = 1$) erhält man dagegen einen Ausdruck, der von Mengen- und Preisänderungen beeinflusst ist:

$$\frac{Q_{t,1}}{Q_{t-1,4}} = \frac{\sum \frac{\bar{p}_{t-1}}{P_{t-1}} q_{t,1}}{\sum \frac{\bar{p}_{t-2}}{P_{t-2}} q_{t-1,4}} = \frac{P_{t-2}}{P_{t-1}} \frac{\sum \bar{p}_{t-1} q_{t,1}}{\sum \bar{p}_{t-2} q_{t-1,4}}$$

Durch den Wechsel der Preisbasis vom vierten zum ersten Quartal wird der Volumenvergleich durch die zwischen den Jahren $t-1$ und $t-2$ erfolgten relativen Preisänderungen verfälscht. Um den Einfluss der veränderten Preisbasis auszuschalten, sollte ein Bezugswert verwendet werden, der dieselbe Preisbasis hat:

¹⁴ Vgl. Kirchner (2005).

$$\tilde{Q}_{t-1:4} = \sum \frac{\bar{p}_{t-1}}{P_{t-1}} q_{t-1:4}$$

So erhält man aus Tabelle 5 $\tilde{Q}_{2002:4} = (0,573 * 83,1 + 1,916 * 58,6) / 1,148 = 130,91$ als neuen Bezugswert für 2002:4 und damit $Q_{2003:1} / \tilde{Q}_{2002:4} = 131,44 / 130,91 = 1,004$, also einen Anstieg um 0,4 %. Die unkorrigierte Rechnung würde dagegen einen Rückgang um 0,4 % ergeben: $131,44 / 131,96 = 0,996$.

7.2. Vorjahresquartalsvergleich

Auch hier kommt es zu einem statistisch bedingten Sprung durch die Änderung der Preisbasis:

$$\frac{Q_{t:i}}{Q_{t-1:i}} = \frac{\sum \frac{\bar{p}_{t-1}}{P_{t-1}} q_{t:i}}{\sum \frac{\bar{p}_{t-2}}{P_{t-2}} q_{t-1:i}} = \frac{P_{t-2}}{P_{t-1}} \frac{\sum \bar{p}_{t-1} q_{t:i}}{\sum \bar{p}_{t-2} q_{t-1:i}}$$

Der Einfluss der veränderten Preisbasis lässt sich wiederum ausschalten, wenn

$$(12) \quad \tilde{Q}_{t-1,i} = \sum \frac{\bar{p}_{t-1}}{P_{t-1}} q_{t-1:i} \quad (i = 1 \dots 4)$$

als Bezugswert mit derselben Preisbasis verwendet wird. So erhält man in der Modellrechnung für die Veränderung im ersten Quartal 2003 gegenüber dem 1. Quartal 2002 den Wert $131,44 / 130,37 = 1,0082$, d.h. einen Anstieg um 0,82%. Dagegen ergibt die unkorrigierte Rechnung den Wert $131,44 / 129,34 = 1,0162$, d.h. einen Anstieg um 1,62%.

7.3. Wachstumsbeiträge

Die Zerlegung des Gesamtwachstums in die Wachstumsbeiträge der Komponenten innerhalb eines Jahres ist unproblematisch. Aus (10') folgt:

$$\frac{\Delta Q_{t:i}}{Q_{t:i-1}} = \sum \frac{\bar{p}_{t-1}}{P_{t-1}} \frac{q_{t:i} - q_{t:i-1}}{Q_{t:i-1}} \quad (i = 2, 3, 4)$$

Dabei werden die relativen Mengenänderungen der Komponenten mit relativen Preisen bewertet. Die Zerlegung des Wachstums im ersten Quartals gegenüber

dem vierten Quartal des Vorjahres ist dagegen von relativen Preisänderungen beeinflusst:

$$\frac{Q_{t:1} - Q_{t-1:4}}{Q_{t-1:4}} = \sum \left[\frac{\bar{p}_{t-1}}{P_{t-1}} \frac{q_{t:1}}{Q_{t-1:4}} - \frac{\bar{p}_{t-2}}{P_{t-2}} \frac{q_{t-1:4}}{Q_{t-1:4}} \right]$$

Auch hier empfiehlt es sich, den Bezugswert vorher auf dieselbe Preisbasis umzurechnen:

$$\frac{Q_{t:1} - \tilde{Q}_{t-1:4}}{\tilde{Q}_{t-1:4}} = \sum \frac{\bar{p}_{t-1}}{P_{t-1}} \frac{q_{t:1} - q_{t-1:4}}{\tilde{Q}_{t-1:4}}$$

Die **Tabelle 6a** zeigt, dass sich für die unkorrigierten Wachstumsbeiträge der Komponenten im 1. Quartal gegenüber dem 4. Quartal des Vorjahres aufgrund der Veränderung der Preisbasis geradezu groteske Ergebnisse einstellen können. Rechnet man jedoch die Bezugsgrößen des 4. Quartals jeweils auf dieselbe Preisbasis um, so erhält man sinnvolle, nur von Volumenänderungen beeinflusste Resultate.¹⁵

Tabelle 6a: Zerlegung des Wachstums gg. Vorquartal

	Beitrag C		Beitrag G		Wachstum Y	
	unkorr.	korr.	unkorr.	korr.	unkorr.	korr.
2002:1	-15,08	1,28	14,95	-0,42	-0,12	0,86
2002:2	1,27		-0,63		0,64	
2002:3	1,26		-0,63		0,63	
2002:4	1,36		-0,62		0,74	
2003:1	-12,55	0,92	12,15	-0,51	-0,39	0,41
2003:2	1,03		-0,63		0,39	
2003:3	0,98		-0,76		0,22	
2003:4	1,02		-0,13		0,89	

Ebenso kann bei einer Wachstumszerlegung gegenüber dem entsprechenden Vorjahresquartal gerechnet werden:

$$\frac{Q_{t:i} - \tilde{Q}_{t-1:i}}{\tilde{Q}_{t-1:i}} = \sum \frac{\bar{p}_{t-1}}{P_{t-1}} \frac{q_{t:i} - q_{t-1:i}}{\tilde{Q}_{t-1:i}} \quad (i = 1, 2, 3, 4)$$

¹⁵ Wenn die Komponenten (C und G) allerdings selbst bereits Volumenaggregate auf Vorjahrespreisbasis sind, dann erreicht man durch das obige Verfahren keine vollständige Umstellung der Preisbasis, da die Werte der darunter liegenden Ebene weiterhin auf Preisen aus t-2 beruhen.

$\tilde{Q}_{t-1;i}$ ist in Gleichung (12) definiert. Die **Tabelle 6b** zeigt, dass auch die unkorrigierte Zerlegung des Wachstums gegenüber dem Vorjahresquartal zu extrem unplausiblen Ergebnissen führen kann. Obwohl die Volumina der Konsumgüter im gesamten Zeitraum gestiegen sind, zeigt die Zerlegung einen negativen Wachstumsbeitrag des Konsums. Und obwohl die Investitionsgütermengen im gesamten Zeitraum gefallen sind, zeigt die Zerlegung einen positiven Wachstumsbeitrag der Investitionen. Der Grund ist, dass die Mengeneffekte durch die Veränderung der Preisbasis überkompensiert werden. Schaltet man dagegen den Effekt der veränderten Preisbasis aus, so zeigt die korrigierte Wachstumszerlegung plausible Resultate. Durch die veränderte Bezugsgröße in der korrigierten Rechnung ist die Gesamtwachstumsrate allerdings eine andere als in der unkorrigierten Rechnung.

Tabelle 6b: Zerlegung des Wachstums gg. Vorjahresquartal

	Beitrag C		Beitrag G		Wachstum Y	
	unkorr.	korr.	unkorr.	korr.	unkorr.	korr.
2002:1	-10,58	4,86	14,05	-2,37	3,47	2,49
2002:2	-10,74	5,00	13,64	-2,46	2,90	2,54
2002:3	-10,97	5,08	13,31	-2,45	2,34	2,64
2002:4	-11,17	5,23	13,07	-2,33	1,90	2,90
2002	-10,87	5,04	13,51	-2,40	2,64	2,64
2003:1	-8,89	3,64	10,51	-2,82	1,62	0,82
2003:2	-9,06	3,79	10,43	-2,68	1,37	1,10
2003:3	-9,26	3,90	10,22	-2,68	0,96	1,22
2003:4	-9,52	3,97	10,64	-2,04	1,12	1,93
2003	-9,18	3,82	10,45	-2,55	1,27	1,27

Die folgende Übersicht fasst zusammen:

	1. Quartal gg. 4. Quartal	2.,3.,4. Quartal gg. 1,2,3. Quartal
Wachstumsraten gg. Vorquartal	besser mit umbasierten Volumen $\tilde{Q}_{t-1;4}$ rechnen	unproblematisch
Wachstumszerlegung gg. Vorquartal		
Wachstumsraten gg. Vorjahresquartal	besser mit umbasierten Volumen $\tilde{Q}_{t-1;i}$ rechnen	
Wachstumszerlegung gg. Vorjahresquartal		

7.4. Saisonbereinigung

Viele unterjährige ökonomische Zeitreihen weisen saisonale Schwankungen auf. Um die grundlegende Entwicklung einer Reihe (Trend und Zyklus) besser erkennen zu können, werden häufig saisonbereinigte Daten herangezogen. Vereinfacht ausgedrückt können die saisonbereinigten Werte als ein gleitendes Mittel der Ursprungswerte angesehen werden, meist über einen längeren Stützzeitraum. Wird eine verkettete Volumenreihe saisonbereinigt, dann kommt es unausweichlich zu einer Vermischung von Preis- und Mengeneffekten. Dies ist bei der Berechnung und Interpretation von Änderungen saisonbereinigter Aggregate zu beachten.

Angenommen, die Komponenten eines Volumenaggregats ($q_{t;i}$) setzen sich aus einer Grundkomponente (Trend und Zyklus, $\tilde{q}_{t;i}$) und einer Saisonkomponente (s_i) zusammen: $q_{t;i} = \tilde{q}_{t;i} + s_i$. Somit gilt selbst für die Differenz zwischen zwei aufeinander folgenden Quartalswerten innerhalb eines Jahres:

$$Q_{t;i} - Q_{t;i-1} = \sum \frac{p_{t-1}}{P_{t-1}} (\tilde{q}_{t;i} - \tilde{q}_{t;i-1}) + \sum \frac{p_{t-1}}{P_{t-1}} (s_i - s_{i-1}) ; i = 2,3,4$$

Die Vorquartalsänderung der Grundkomponenten wird also überlagert von der Änderung der Saisonfaktoren. Um diese Störung auszuschalten, wird häufig auf saisonbereinigte Aggregate zurückgegriffen. Im einfachsten Fall sei angenommen, dass die Saisonbereinigung als gleitende Summe über vier Quartale erfolgt: $\tilde{Q}_{t,i}^{sb} = Q_{t,i} + Q_{(t,i)-1} + Q_{(t,i)-2} + Q_{(t,i)-3}$. Damit erhält man für die Vorquartalsänderung der saisonbereinigten Daten:

$$\tilde{Q}_{t,i}^{sb} - \tilde{Q}_{(t,i)-1}^{sb} = \sum \frac{p_{t-1}}{P_{t-1}} (\tilde{q}_{t,i} - \tilde{q}_{t-1,i}) + \sum \left(\frac{p_{t-1}}{P_{t-1}} - \frac{p_{t-2}}{P_{t-2}} \right) (\tilde{q}_{t-1,i} + s_i) ; i = 1 \dots 4$$

Der erste Ausdruck auf der rechten Seite ist frei von saisonalen Effekten und entspricht der Änderung gegenüber dem Vorjahresquartal. Ein solcher Ausdruck (mit Preisverhältnissen von Eins) würde sich auch bei der Festpreisbasis ergeben. Der zweite Term resultiert aus den (beim AO – Verfahren) jährlichen Änderungen der Preisbasis. Saisonale Effekte gelangen somit „durch die Hintertür“ in die Analyse von Vorquartalsänderungen saisonbereinigter Daten.

8. Folgen für die ökonometrische Modellierung

Im Bundesbankmodell (Deutsche Bundesbank 2000), wie in den meisten ökonometrischen Strukturmodellen, werden die Komponenten des realen BIP durch Verhaltensgleichungen erklärt, während das reale BIP selbst durch eine Definitionsgleichung als Summe der Komponenten ermittelt wird. Um die beiden Komponenten C und G zu aggregieren, konnte man bisher mit Quartalsdaten rechnen: $Y_{t,i} = C_{t,i} + G_{t,i}$. Nach dem Übergang auf Kettenindizes ist dieses Vorgehen nicht mehr korrekt. Um das reale BIP zu bestimmen, kommen verschiedene Verfahren in Betracht.

8.1. Residualverfahren

Bei dieser „Methode“ wird die Nicht - Additivität der Volumenaggregate einfach ignoriert. Ein Residuum ($R_{t,i}$) erfasst ex post den Unterschied zwischen dem realen BIP und der Summe der Komponenten. Die obige Definitionsgleichung lautet dann: $Y_{t,i} = C_{t,i} + G_{t,i} + R_{t,i}$. Ex ante, etwa für

Prognosen, wird das Residuum als exogene Variable behandelt und konstant gehalten oder auf andere Weise fortgeschrieben.

8.2. Annual Overlap - Verfahren

Bei dieser Methode wird versucht, das AO -Verfahren der amtlichen Statistik im Modellrahmen zu reproduzieren. Eine exakte Reproduktion kann gegenwärtig schon aufgrund von Rundungsunterschieden nicht gelingen. Gemäß (10') gilt

$$(13) \quad Y_{t:i} = \frac{PC_{t-1}}{PY_{t-1}} C_{t:i} + \frac{PG_{t-1}}{PY_{t-1}} G_{t:i}$$

wobei PC_{t-1} , PG_{t-1} und PY_{t-1} die Jahresdurchschnittswerte der Deflatoren im Vorjahr bezeichnet. In dieser Definitionsgleichung kommen Jahreswerte und Quartalswerte nebeneinander vor. Die ökonometrische Software TROLL, die zur Simulation des BbkM verwendet wird, ist nicht in der Lage, solche Gleichungen zu verarbeiten. Vielmehr müssen die Jahreswerte ihrerseits durch Quartalswerte ausgedrückt werden, beispielsweise:

$$(13') \quad PC_t = \frac{NC_{t:1} + NC_{t:2} + NC_{t:3} + NC_{t:4}}{C_{t:1} + C_{t:2} + C_{t:3} + C_{t:4}}$$

Dabei ist unterstellt, dass die Nominalwerte (NC, NG, NY) als Zeitreihen im Modell enthalten sind.¹⁶ Erschwerend kommt allerdings hinzu, dass TROLL nicht mit Doppelindizes für Jahr und Quartal sondern mit einem laufenden Quartalsindex $s = 4(t-1) + i$ arbeitet (aus $t:i = 3:2$ wird der Quartalsindex $s = 10$). Die obige Definition kann dann als

$$(14) \quad Y_s = PVC_{s-1} C_s + PVG_{s-1} G_s$$

ausgedrückt werden, wobei PVC und PVG Quartalsreihen sind, die so konstruiert sind, dass sie die in (13) angegebenen Preisverhältnisse mit der richtigen zeitlichen Zuordnung enthalten.¹⁷

¹⁶ Das AO – Verfahren lässt sich vereinfachen, wenn statt der gewogenen Durchschnittspreise eines Jahres (13') einfache Durchschnitte $PC_t = (PC_{t:1} + PC_{t:2} + PC_{t:3} + PC_{t:4})/4$ verwendet werden.

¹⁷ Im **Anhang D** von Malte Knüppel wird erläutert, wie diese Reihen in TROLL mit Hilfe einer Sprungvariablen definiert werden können.

8.3. Approximative Verfahren

Neben der recht „groben“ Residualmethode gibt es eine Reihe anderer Approximationen an die vergleichsweise komplizierte AO – Methode. Beim OtYx – Verfahren (vgl. Anhang C) werden die aktuellen Quartalsvolumen $q_{t:i}$ mit den relativen Preisen des entsprechenden Vorjahresquartals (t-1:i) bewertet.¹⁸ Da bei dieser Methode nur Quartalswerte verwendet werden, entfällt die umständliche Handhabung von Jahreswerten im AO – Verfahren:

$$Q_s = Q_{s-4} \frac{\sum p_{s-4} q_s}{\sum p_{s-4} q_{s-4}}$$

Bei saisonalen Zeitreihen kann es hier über längere Zeiträume zu einer Kumulation der Approximationsfehler kommen.

Die Tabelle 7 zeigt, welche Ergebnisse die drei Verfahren für das reale „BIP“ des Modellbeispiels ergeben. Wie man sieht, wird die Residualmethode zunehmend ungenauer. Trotz des recht extremen Beispiels ist der Unterschied zwischen der AO - Methode und dem OtYx – Verfahren vergleichsweise gering und die Fehler weisen keine steigende Tendenz auf.

Tabelle 7: Reales BIP

	Abweichung von AO in %				
	AO	Residual	OtYx	Residual	OtYx
2001:1	125,00	125,00	125,00		
2001:2	126,50	126,50	126,50		
2001:3	128,00	128,00	128,00		
2001:4	129,50	129,50	129,50		
2002:1	129,34	131,40	129,21	1,59	-0,10
2002:2	130,16	133,10	130,11	2,26	-0,04
2002:3	130,99	134,80	130,95	2,91	-0,03
2002:4	131,96	136,70	132,21	3,59	0,19
2003:1	131,44	138,70	131,12	5,52	-0,24
2003:2	131,95	140,90	131,86	6,78	-0,07
2003:3	132,25	142,90	132,21	8,05	-0,03
2003:4	133,43	145,50	133,95	9,05	0,39

¹⁸ Auch diese Methode wäre mit der ESVG - Verordnung Nr. 2223/96 vereinbar, in der es heißt: „Die auf der elementaren Aggregationsebene abgeleiteten Volumenmaße werden mit Gewichten aggregiert, die aus dem Vorjahr abgeleitet werden.“

Im Folgenden sollen die Methoden an zwei empirischen Beispielen demonstriert werden. Im BbKM waren bisher Gleichungen enthalten, welche die reale Gesamtnachfrage (END) als Summe aus realer Inländischer Verwendung (INV) und realen Exporten (EX) definiert. Ebenso wurde das reale Bruttoinlandsprodukt (BIP) als Differenz zwischen der Gesamtnachfrage und den realen Importen (IM) definiert:

$$\text{INV} + \text{EX} = \text{END}$$

$$\text{END} - \text{IM} = \text{BIP}$$

Wie die Tabelle im **Anhang E** für Datenreihen von 2000:1 bis 2005:1 ausweist, lassen sich die beiden verketteten realen Aggregate END und BIP der amtlichen vierteljährlichen VGR nicht exakt, wohl aber mit relativ geringen Abweichungen, aus den Komponenten reproduzieren. Bei der Variablen END (BIP) liegt der mittlere absolute Unterschied bei 0,0021 (0,0058) %. Der maximale Fehler beläuft sich auf 0,0040 (0,0138) %. Das mit der Modellsoftware TROLL einfachere zu handhabende OtYx – Verfahren erzeugt einen mittleren absoluten Fehler für END (BIP) in Höhe von 0,0236 (0,0687) %, während der maximale Fehler 0,0542 (0,2014) % beträgt. Obwohl noch immer gering, sind die Abweichungen somit um rund eine Zehnerpotenz größer als bei der formelmäßig korrekten Reproduktion des AO – Verfahrens. Die mittleren Abweichungen bei der Residualmethode sind ähnlich groß.¹⁹

8.4. Simulationsrechnungen

Bei der Simulation von temporären Schocks mit einem stabilen ökonomischen Strukturmodell tendieren die Wirkungen, d.h. die Unterschiede gegenüber der Basislinie, langfristig gegen Null. Bei der Vorjahrespreismethode ist mit einer Rückkehr der realen Größen zur Basislinie nicht mehr zu rechnen. Da bei der Aggregation des BIP die relativen Vorjahrespreise der Komponenten eine Rolle spielen, kommt es auch bei temporären Schocks zu dauerhaften realen Effekten, sobald die relativen Preise

¹⁹ Bei Verwendung von saisonbereinigten Daten schneidet die OtYx-Methode allerdings besser ab als das Residualverfahren.

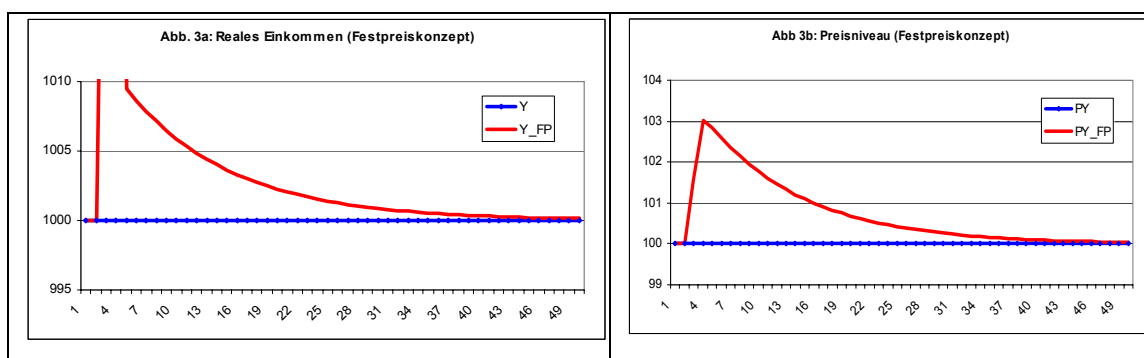
der BIP – Komponenten sich ändern. Dies soll im Rahmen eines kleinen Modells demonstriert werden.

Der reale Konsum (C) möge vom realen Konsum der Vorperiode und vom laufenden realen Einkommen abhängen. Es wird angenommen, dass die Konsumenten auf das reale Einkommen reagieren, so wie es von der Statistik gemessen wird. Im Festpreiskonzept ist das reale Einkommen (Y) als Summe aus dem realem Konsum und den exogenen realen Investitionen (G) definiert. Auch die Investitionsgüterpreise (PG) sind exogen und konstant. Die Änderung der Konsumgüterpreise (PC) hängt von der Änderung des realen Konsums ab. Der Deflator des Einkommens (PY) ist als Verhältnis aus nominalem und realem Einkommen definiert:

$$C_t = \alpha C_{t-1} + (1-\alpha)\beta Y_t ; \quad PC_t = PC_{t-1} + \eta(C_t - C_{t-1})$$

$$Y_t \equiv C_t + G_t ; \quad PY_t \equiv (PC_t C_t + PG_t G_t) / Y_t$$

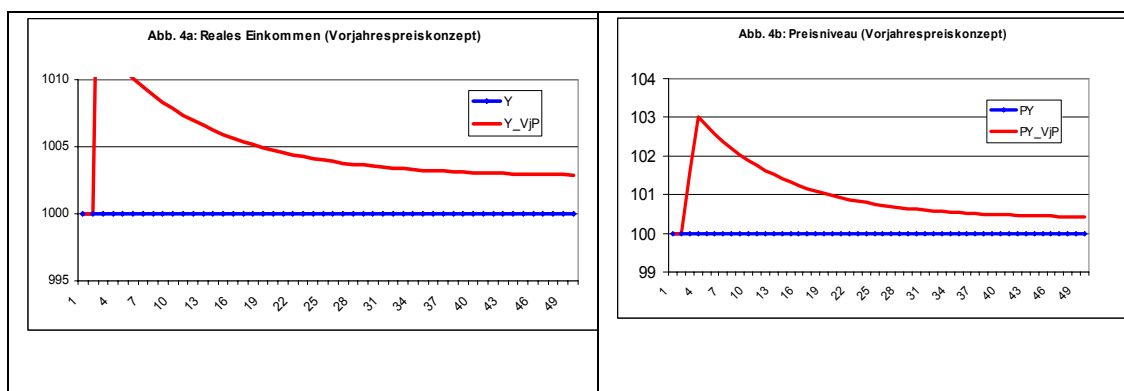
In diesem Modell führt eine temporäre Erhöhung der realen Investitionen über einen Multiplikatorprozess zunächst zu einem Anstieg des realen Einkommens und des realen Konsums. Dies zieht einen Anstieg der Konsumgüterpreise nach sich. Bei konstanten Investitionsgüterpreisen steigt auch der Deflator des Einkommens. Nach Ablauf der Anpassungsprozesse kehren sowohl die realen Größen als auch die Preise zu ihren Ausgangsgleichgewichten zurück.



Geht die Statistik vom Festpreiskonzept zur Vorjahrespreisbasis, so ist das reale Einkommen gemäß der verketteten Laspeyres – Formel als

$$Y_t \equiv \frac{PC_{t-1}}{PY_{t-1}} C_t + \frac{PG_{t-1}}{PY_{t-1}} G_t$$

definiert. Es wird angenommen, dass sich die Konsumenten weiterhin am realen Einkommen orientieren, so wie es von der Statistik gemessen wird. Ein temporärer Schock auf die realen Investitionen führt nun wiederum zu einem expansiven Multiplikatorprozess, bei dem das reale Einkommen und der reale Konsum steigen und bei dem auch die Preise anziehen. Das reale Einkommen kehrt jedoch nicht mehr zu seinem Ausgangswert zurück, da es zu einer dauerhaften Verschiebung der relativen Preise kommt.



8.5. Reales Vermögen

In ökonomischen Modellen wird der reale Konsum der privaten Haushalte (C) häufig durch das reale verfügbare Einkommen (YV) sowie das reale Vermögen (W) erklärt. Das reale Vermögen wird durch Kumulation der realen Ersparnisse ($S_t = YV_t - C_t$) definiert: $W_t = W_{t-1} + S_t$. Auf der Basis von Vorjahrespreisen kann wegen der fehlenden Additivität der realen Größen so nicht mehr gerechnet werden. Für die realen Ersparnisse gilt vielmehr:

$$(15) \quad S_t = \frac{PYV_{t-1}}{PS_{t-1}} YV_t - \frac{PC_{t-1}}{PS_{t-1}} C_t$$

Dabei wird unterstellt, dass Deflatoren für das verfügbare Einkommen (PYV) sowie den privaten Verbrauch (PC) als Datenreihen vorhanden sind, während der implizite Deflator der Ersparnisse (PS), beginnend mit $PS_0 = 1$, aus dem Verhältnis von nominalen und realen Ersparnissen ermittelt werden kann.²⁰

²⁰ Wird für das verfügbare Einkommen derselbe Deflator unterstellt wie für den privaten Verbrauch, dann gilt $PS_t = PY_t = PC_t$ und damit auch für die realen Ersparnisse: $S_t = YV_t - C_t$.

8.6. Realer Kapitalbestand und Abschreibungsraten

In ökonomischen Modellen werden aggregierte Kapitalbestände häufig unter Anwendung einer durchschnittlichen Abschreibungsrate fortgeschrieben, die sich bislang aus den aggregierten Daten berechnen ließ.

Die aggregierten Kapitalbestände der amtlichen Statistik werden gewöhnlich aus einer großen Anzahl von Investitionskategorien ($I_{j,t}$) nach der „*perpetual inventory*“ – Methode ermittelt, wobei für jede Investitionskategorie j eine konstante Abschreibungsrate (δ_j) verwendet wird:

$$(16) \quad K_{j,t} = (1 - \delta_j)K_{j,t-1} + I_{j,t} \quad \text{und} \quad K_t = \sum K_{j,t}$$

Aus den veröffentlichten Daten für den aggregierten realen Kapitalbestand (K_t) und die nach der Festpreismethode aggregierten realen Investitionen (I_t) ließ sich bisher eine implizite Abschreibungsrate berechnen, die als durchschnittliche Abschreibungsrate interpretierbar war:

$$\bar{\delta}_t = \frac{I_t - \Delta K_t}{K_{t-1}} = \sum \delta_j \frac{K_{j,t-1}}{K_{t-1}}$$

Bei Anwendung der Vorjahrespreismethode ergeben sich die realen Investitionen nach der Verkettungsformel $I_t = \sum p_{j,t-1} I_{j,t} / P_{t-1}$ aus den Komponenten, wobei P_{t-1} der Deflator der Gesamtinvestitionen ist. Wird der aggregierte reale Kapitalbestand jedoch weiterhin gemäß (16) ermittelt, wie von der amtlichen Statistik beabsichtigt, dann ist die aus den aggregierten Daten ermittelte Größe $(I_t - \Delta K_t) / K_{t-1}$ keine durchschnittliche Abschreibungsrate.²¹

Vielmehr gilt:

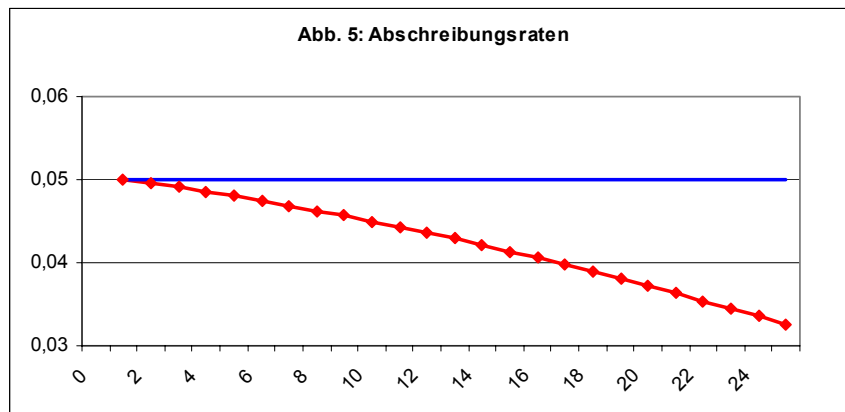
$$\frac{I_t - \Delta K_t}{K_{t-1}} = \bar{\delta}_t + \sum \left(\frac{p_{j,t-1}}{P_{t-1}} - 1 \right) \frac{I_{j,t}}{K_{t-1}}$$

Die aus Änderungen der relativen Preise der Investitionskomponenten resultierende Verzerrung tritt selbst dann auf, wenn sämtliche Komponenten die gleiche Abschreibungsrate haben (siehe Kasten).

²¹ Whelan (2000) diskutiert, welche Fehlinterpretationen sich aus einer verzerrten Berechnung der Abschreibungsraten ergeben können.

Verzerrte Abschreibungsraten

Die Verzerrung kann an einem einfachen Beispiel demonstriert werden. Die realen Bestände von zwei Investitionsgütern werden nach der „*perpetual inventory*“ Methode (16) und einer Abschreibungsrate von $\delta_1 = \delta_2 = 5\%$ berechnet, während die realen Investitionen auf Vorjahrespreisbasis aggregiert werden. Angenommen, die Preise des ersten Gutes sinken um 3% p.a., während die Preise des zweiten Gutes um 3% steigen. Beide Investitionsgüter sollen eine Preiselastizität der Nachfrage von -1 aufweisen. Die Investitionen bei beiden Gütern in $t = 0$ sind gleich groß. Berechnet man die durchschnittliche Abschreibungsrate aus den aggregierten Daten „wie gewohnt“ als $(I_t - \Delta K_t)/K_{t-1}$, so ist die ermittelte Abschreibungsrate verzerrt. Wie die Abbildung 5 zeigt, ist sie nicht konstant 5% sondern nimmt im Zeitablauf systematisch ab.



Um die Verzerrung zu vermeiden und die Berechnung von realen Kapitalbeständen mit der Vorjahrespreisbasis bei den realen Investitionen konsistent zu machen, müsste die die „*perpetual inventory*“ – Methode wie folgt modifiziert werden:

$$(17) \quad K_{j,t} = (1 - \delta_j)K_{j,t-1} + \frac{p_{j,t-1}}{P_{t-1}}I_{j,t} \quad \text{und} \quad K_t = \sum K_{j,t}$$

Ist ein so berechneter aggregierter realer Kapitalbestand nicht verfügbar, so kann die durchschnittliche Abschreibungsrate näherungsweise auch aus dem aggregierten nominalen Kapitalbestand (NK) und den nominalen Investitionen (NI) als $(NI_t - \Delta NK_t)/NK_{t-1}$ bestimmt werden.

Um dies zu illustrieren, sei nochmals auf das Modellbeispiel in Tabelle 1 zurück gegriffen. Die beiden Güter werden jetzt als Investitionsgüter interpretiert (A und B), die nach der Vorjahrespreismethode zu den Gesamtinvestitionen aggregiert werden (Tabelle 8). Die Abschreibungsrate für Gut A möge 15 % p.a. betragen und die für Gut B 10 %. Der nach der bisherigen Methode (16) ermittelte aggregierte Kapitalbestand ist im mittleren Teil der Tabelle 8 zu finden. Errechnet man aus den aggregierten Investitions- und Kapitalbestandsdaten die aggregierte Abschreibungsrate, so ergeben sich fallende Werte, die im Jahr 2003 sogar unter 10 % liegen. Wird der aggregierte Kapitalbestand hingegen gemäß (17) ermittelt, so erhält man plausible und relativ stabile durchschnittliche Abschreibungsraten. Die Aggregation auf der Basis nominaler Werte führt zu fallenden Abschreibungsraten, wobei der Rückgang aber deutlich schwächer ist als bei der Methode (16). Wenn die Abschreibungsraten der beiden Investitionsgüter gleich sind, dann liefert die nominale Aggregation dieselben (korrekten) durchschnittlichen Abschreibungsraten wie (17), während (16) weiterhin fallende Werte erzeugt. Für den Grenzfall, dass die Abschreibungsraten der beiden Komponenten Eins sind, liefert die Methode (17) aggregierte Kapitalbestände, die mit den aggregierten Investitionen konsistent sind, was bei (16) nicht der Fall ist.

Tabelle 8: Kapitalbestände und Abschreibungsraten

	Inv.Gut A		Inv. Gut B		Inv.Ges. in jew. Pr.	Inv. Ges. in Vjp	Deflator
	Mengen	Preise	Mengen	Preise			
2000	251	1,000	236	1,000	487,00	487,00	100,00
2001	282	0,787	227	1,499	562,18	509,00	110,45
2002	318	0,573	218	1,916	599,87	522,45	114,82
2003	358	0,427	210	2,249	625,22	529,07	118,17

	Aggregation gem. (16)				Aggregation gem. (17)			
	Kap. A	Kap. B	Kap. Ges.	Abschr. Rate %	Kap. A	Kap. B	Kap. Ges.	Abschr. Rate %
2000	251	236	487		251	236	487	
2001	495	439	935	12,58	495	439	935	12,58
2002	739	613	1.353	11,20	648	691	1.339	12,65
2003	986	762	1.748	9,85	729	972	1.702	12,42

	Aggregation der nominalen Inv.			
	NKap. A	NKap. B	NKap. Ges.	Abschr. Rate %
2000	251	236	487	
2001	435	553	988	12,58
2002	552	915	1.467	12,20
2003	622	1.296	1.918	11,88

9. Schlussfolgerungen

Im Frühjahr 2005 wurde die VGR in Deutschland von der Festpreisbasis auf die Vorjahrespreisbasis (Kettenindizes) umgestellt. Diese Umstellung hat eine Reihe von Konsequenzen. Die durch Veränderungen von relativen Preisen ausgelösten Substitutionseffekte werden durch die zeitnahe Bewertung mit Vorjahrespreisen besser berücksichtigt. Die periodische Umbasierung der Zeitreihen und die damit jeweils verbundenen Änderungen der Datenreihen entfallen.

Der Umgang mit den verketteten Volumenaggregaten in der laufenden Wirtschaftsanalyse und bei der ökonometrischen Modellierung wird wegen der fehlenden Additivität schwieriger. Dies trifft insbesondere auf Quartalsdaten zu, die von der amtlichen Statistik in Deutschland nach der Annual Overlap – Methode verkettet werden. Ein Vorteil dieser Methode ist, dass sie Konsistenz von Quartals- und Jahreswerten herstellt.

Bei der aktuellen Wirtschaftsanalyse ist die Berechnung von Veränderungen gegenüber Vorquartal, Volumenanteilen und Wachstumsbeiträgen unproblematisch, solange sich die Rechnung innerhalb eines Jahres bewegt. Bei Vergleichen „über die Jahresgrenze“ kommt es zu einer Vermischung von Mengen- und Preisänderungen. Hier sollten die Bezugswerte vorher möglichst auf eine gemeinsame Preisbasis umgerechnet werden. Zu einer Vermischung von Mengen- und Preiseffekten kommt es auch, wenn verkettete Aggregate saisonbereinigt werden.

Die ökonometrische Modellierung von verketteten Quartalsdaten ist wegen der fehlenden Additivität der Volumenaggregate sowie der Verwendung von Jahresdurchschnittspreisen beim Annual Overlap - Verfahren recht umständlich. Da die ökonometrische Software Quartals- und Jahreswerte nicht parallel verarbeiten kann, ist es erforderlich Hilfsreihen zu definieren, bevor modellendogen Volumenaggregate berechnet werden können. Probleme ergeben sich auch bei der Kumulation verketteter Volumenreihen, zum Beispiel bei realen Vermögens- oder Kapitalbeständen. So treten Verzerrungen auf, wenn durchschnittliche Abschreibungsraten aus aggregierten Daten berechnet werden.

Anhang A: Einige statistische Indexkonzepte

Gegeben sind h Preise (p) und h dazu korrespondierende Mengen (q). Dann ergibt der Ausdruck $\sum_{i=1..h} p_{i,t} q_{i,t} \equiv \sum p_t q_t$ die aktuellen nominalen Werte (Umsatz). Die Indexierung über die Güter (i) wird im Folgenden zur Vereinfachung weggelassen. Damit ist $U_t = \sum p_t q_t / \sum p_o q_o$ ein Umsatzindex, wobei $t = 0$ das Basisjahr bezeichnet.

Feste Basis (unverkettete Indizes): Unverkettete Indizes verwenden das Preis- bzw. Mengengerüst eines Basisjahres. Preis- und Volumenindizes nach Laspeyres, Paasche, Fisher und Törnqvist sind wie folgt definiert:²²

	Preisindex (P)	Volumenindex (Q)
Laspeyres:	$PL_t = \frac{\sum p_t q_o}{\sum p_o q_o}$	$QL_t = \frac{\sum p_o q_t}{\sum p_o q_o}$
Paasche:	$PP_t = \frac{\sum p_t q_t}{\sum p_o q_t}$	$QP_t = \frac{\sum p_t q_t}{\sum p_t q_o}$
Fisher:	$PF_t = \sqrt{PL_t PP_t}$	$QF_t = \sqrt{QL_t QP_t}$
Törnqvist:	$PT_t = \exp \left[\sum \bar{v}_t \ln \left(\frac{p_t}{p_o} \right) \right]$	$QT_t = \exp \left[\sum \bar{v}_t \ln \left(\frac{q_t}{q_o} \right) \right]$

Dabei bezeichnet $v_{i,t} \equiv v_t = p_t q_t / \sum p_t q_t$ (mit $\sum v_t = 1$) den Wertanteil des Gutes i in der Periode t und $\bar{v}_t = (v_o + v_t) / 2$. Laspeyres- und Paasche- Indizes sind nicht multiplikativ, d.h. das Produkt aus Preis- und Mengenindex liefert nicht den Umsatzindex, $U_t \neq PL_t * QL_t \neq PP_t * QP_t$, es gilt aber eine Multiplikativität „über Kreuz“: $U_t = PL_t * QP_t = PP_t * QL_t$. Der Fisher-Index ist multiplikativ, $U_t = PF_t * QF_t$, nicht jedoch der Törnqvist – Index.

²² Diese Liste ist keineswegs vollständig, so wird in letzter Zeit zum Beispiel der Walsh – Index intensiver diskutiert; vgl. Consumer price index manual (2004, 268-69).

Vorjahresbasis (Kettenindizes): Kettenindizes haben eine zeitvariable Preis- bzw. Mengenbasis. Als Basis werden die Preise bzw. Mengen der jeweiligen Vorperiode verwendet. Dadurch werden Substitutionseffekte besser berücksichtigt, und es treten keine Sprünge bei der Umstellung auf eine neue, aktuellere Preis- bzw. Mengenbasis auf. Da Verwechslungen hier nicht zu befürchten sind, wird auf die Einführung neuer Symbole verzichtet. Die **verketteten Formen** der oben angeführten Indizes sind:

$$\text{Laspeyres: } PL_t = PL_{t-1} \frac{\sum p_t q_{t-1}}{\sum p_{t-1} q_{t-1}}$$

$$QL_t = QL_{t-1} \frac{\sum p_{t-1} q_t}{\sum p_{t-1} q_{t-1}}$$

$$\text{Paasche: } PP_t = PP_{t-1} \frac{\sum p_t q_t}{\sum p_{t-1} q_t}$$

$$QP_t = QP_{t-1} \frac{\sum p_t q_t}{\sum p_t q_{t-1}}$$

$$\text{Fisher: } PF_t = PF_{t-1} \sqrt{\frac{PL_t}{PL_{t-1}} \frac{PP_t}{PP_{t-1}}}$$

$$QF_t = QF_{t-1} \sqrt{\frac{QL_t}{QL_{t-1}} \frac{QP_t}{QP_{t-1}}}$$

$$\text{Törnqvist: } PT_t = PT_{t-1} \exp \left[\sum \tilde{v}_t \ln \left(\frac{p_t}{p_{t-1}} \right) \right]$$

$$QT_t = QT_{t-1} \exp \left[\sum \tilde{v}_t \ln \left(\frac{q_t}{q_{t-1}} \right) \right]$$

wobei $\tilde{v}_t \equiv (v_t + v_{t-1})/2$. Für die verketteten Formen der Laspeyres - und Paasche – Indizes gilt wiederum Multiplikatивität „über Kreuz,“ während auch der verkettete Fisher – Index multiplikativ ist.

Anhang B: Ökonomische Indizes

Ökonomische Preis- und Mengenindizes beruhen auf dem Konzept der Ausgabenfunktion (Deaton und Muellbauer, 1989). Die Maximierung einer Nutzenfunktion $u(q)$ unter der Budgetrestriktion $\sum pq = y$ erzeugt Marshall'sche Nachfragefunktionen $q_i(y, p)$. Werden diese in die Nutzenfunktion eingesetzt, erhält man die indirekte Nutzenfunktion $u(y, p)$. Deren Inversion erzeugt die Ausgabenfunktion $y = c(u, p)$.

Ein ökonomischer Lebenshaltungskostenindex (true cost of living index, PÖ) ist das Verhältnis der minimalen Ausgaben, die notwendig sind, um einen Referenznutzen (u_R) zu erreichen:

$$PÖ(u_R) = \frac{c(u_R, p_1)}{c(u_R, p_0)}$$

Der Lebenshaltungskostenindex misst das Verhältnis der Ausgaben, die bei geänderten Preisen notwendig sind, um ein bestimmtes Nutzenniveau zu erreichen. Dessen Abhängigkeit vom Nutzenniveau bedeutet, dass dieselben Preisänderungen die Lebenshaltungskosten verschiedener Konsumenten unterschiedlich beeinflussen, sobald ihre Ausgabenniveaus verschieden sind, selbst wenn sie identische Nutzenfunktionen haben. Nur in dem speziellen Fall *homothetischer* Präferenzen wäre ein Lebenshaltungskostenindex unabhängig vom Ausgabenniveau der Individuen.

Die Ausgabenfunktion dient auch zur Definition mikroökonomisch fundierter realer Aggregate (realer Konsum). Ein solcher „Wohlfahrtsindex“ ist:

$$QÖ(p_R) = \frac{c(u_1, p_R)}{c(u_0, p_R)}$$

Der Wohlfahrtsindex misst die Veränderung der Ausgaben, die sich aus einer Nutzenänderung ergeben, wenn die Preise konstant gehalten werden.

Ein großer Teil der ökonomischen Indextheorie beschäftigt sich damit, wie sich Preis- und Mengenindizes auf der Grundlage schwächerer Annahmen ableiten lassen, und zwar nur unter Verwendung von Preisen und Mengen (p_1, p_0, q_1, q_0) als Informationsmenge. So hat Diewert (1976) gezeigt, dass der

Fisher – und der Törnqvist – Index eine Approximation zweiter Ordnung an jede beliebige Ausgabenfunktion darstellen.

Die ökonomischen Messkonzepte werden am Beispiel einer CES – Nutzenfunktion illustriert. Die Maximierung von

$$u_t = \left(\sum \alpha_i q_{i,t}^{-\rho} \right)^{-1/\rho} + \lambda (y_t - \sum p_{i,t} q_{i,t})$$

ergibt die Marshall'schen Nachfragefunktionen

$$q_{i,t} = y_t \lambda_t^{1-\sigma} \left(\frac{\alpha_i}{p_{i,t}} \right)^\sigma$$

wobei $\sigma = 1/(1+\rho)$ die Substitutionselastizität ist und

$$\lambda_t = \left(\sum \alpha_i^\sigma p_{i,t}^{1-\sigma} \right)^{-1/(1-\sigma)}$$

der Grenznutzen des Einkommens. Aus der indirekten Nutzenfunktion $u_t = y_t \lambda_t(p_t)$ folgt die Ausgabenfunktion $y_t = c(u_t, p_t) = u_t / \lambda_t(p_t)$. Daraus resultiert als Preisindex der Lebenshaltungskosten:

$$P\ddot{O}_1 = \frac{c(u_R, p_1)}{c(u_R, p_0)} = \frac{u_R / \lambda(p_1)}{u_R / \lambda(p_0)} = \frac{\left(\sum \alpha^\sigma p_1^{1-\sigma} \right)^{1/(1-\sigma)}}{\left(\sum \alpha^\sigma p_0^{1-\sigma} \right)^{1/(1-\sigma)}}$$

Als ökonomischen Mengenindex (Wohlfahrtsindex) erhält man:

$$Q\ddot{O}_1 = \frac{c(u_1, p_R)}{c(u_0, p_R)} = \frac{u_1 / \lambda(p_R)}{u_0 / \lambda(p_R)} = \frac{u_1}{u_0} = \frac{\left(\sum \alpha q_1^{-\rho} \right)^{-1/\rho}}{\left(\sum \alpha q_0^{-\rho} \right)^{-1/\rho}}$$

Die folgende Tabelle beruht auf einer CES – Nutzenfunktion für 2 Güter mit $\alpha_1 = 0,6$, $\alpha_2 = 0,4$ und $\sigma = 0,75$. Exogen gegeben sind die Preise (p) der beiden Güter sowie das nominale Einkommen (y). Die nachgefragten Mengen (q) ergeben sich aus den Marshall'schen Nachfragefunktionen.

	Gut 1		Gut 2		Eink y	Ökon. Index		verk.		verk.		verk.		verk.	
	q	p	q	p		Wohlfahrt QÖ	LHKosten PÖ	Lasp. Ind.		Paasche Ind		Fisher Ind		Törnqvist Ind	
								Q_L	P_L	Q_P	P_P	QF	PF	QT	PT
2000	287,72	1	212,28	1	500	500	1	500	1	500	1	500	1	500	1
2001	368,96	0,80	169,89	1,50	550	520,11	1,057	538,85	1,097	501,28	1,021	519,73	1,058	520,09	1,058
2002	500,78	0,60	149,77	2,00	600	573,54	1,046	612,59	1,119	535,98	0,979	573,01	1,047	573,52	1,046
2003	721,19	0,40	134,61	2,50	625	646,75	0,966	716,67	1,072	582,87	0,872	646,31	0,967	646,73	0,966
2001						4,0		7,8		0,3		3,9		4,0	
2002						10,3		13,7		6,9		10,3		10,3	
2003						12,8		17,0		8,7		12,8		12,8	
2001							5,7	9,7		2,1		5,8		5,8	
2002							-1,1	2,0		-4,0		-1,1		-1,1	
2003							-7,6	-4,2		-11,0		-7,6		-7,6	

Das ökonomische Wohlfahrtsmaß zeigt einen Anstieg von 500 (2000) auf 647 € (2003) an. Der ökonomische Preisindex zeigt für den gleichen Zeitraum einen Preisrückgang auf 97 % des Ausgangsniveaus an. Nach dem verketteten Laspeyres – Mengenindex ergibt sich eine weit höhere Zunahme von 500 auf 717 €. Statt eines Rückgangs zeigt der verkettete Laspeyres – Preisindex eine Zunahme um 7 % an. Umgekehrt verhält es sich mit dem verketteten Paasche – Index: Der Mengenanstieg wird unterschätzt: von 500 auf 583 €, während der Preisrückgang (auf 87 %) überzeichnet wird.

Als geometrisches Mittel aus dem Laspeyres- und Paasche– Index kommt der Fisher - Index dem ökonomischen Index recht nahe, sowohl was die Mengen - als auch was die Preisentwicklung angeht. Noch besser ist die Übereinstimmung allerdings beim Törnqvist – Index.

Anhang C: Methoden der Quartalsrechnung

$Q_{t:i} =$	Mengenbasis			
	Preisbasis	Vorjahr	4. Quartal des Vorjahres	Vorjahresquartal
Vorjahresdurchschnitt	AO	QO	OtY	$Q_{t-1} \frac{\sum \bar{p}_{t-1} q_{t:i}}{\sum \bar{p}_{t-1} q_{t-1}}$
4. Quartal des Vorjahres	AO4	QO4	OtY4	$Q_{t-1} \frac{\sum p_{t-1:4} q_{t:i}}{\sum p_{t-1:4} q_{t-1}}$
Vorjahresquartal	AOx	QOx	OtYx	$Q_{t-1} \frac{\sum p_{t-1:i} q_{t:i}}{\sum p_{t-1:i} q_{t-1}}$

AO = Annual Overlap, QO = Quarterly Overlap, OtY = Over the year

Anhang D: Die Umsetzung der AO-Methode für das BbkM in TROLL (von Malte Knüppel)

In der Modellsoftware TROLL gibt es genau einen Zeitindex, und dieser bezieht sich auf Quartale, da das BbkM ein vierteljährliches Modell ist. Deshalb können Ausdrücke wie (10'), die für jede Variable einen Quartals- und einen Jahresindex verwenden, nicht direkt in das Modell integriert werden. Zur Berechnung des Volumenaggregats von Quartalswerten müssen im Modell Hilfsformeln verwendet werden, die den immer im Abstand von vier Quartalen auftretenden Sprung auf eine neue Vorjahrespreisbasis abbilden.

Ein wichtiges Element bei der Konstruktion dieser Hilfsformeln sind Quartalsdummies, die das Ende eines Jahres anzeigen. Ein solcher Quartalsdummy wird bestimmt durch $D_s = \begin{cases} 1 & \text{wenn } s \bmod 4 = 0 \\ 0 & \text{wenn } s \bmod 4 \neq 0 \end{cases}$, wobei s den Quartalsindex und \bmod den Modulo - Divisionsoperator bezeichnet. Der Quartalsdummy nimmt im vierten Quartal jeden Jahres den Wert Eins an und sonst den Wert Null.

Bezeichnet man mit n_s den nominalen Wert und mit q_s das Volumen einer Komponente und mit N_s den nominalen Wert und mit Q_s das Volumen des Aggregats im Quartal s , so lässt sich eine Reihe mit dem Verhältnis der Jahresdurchschnittspreise PVJ_s wie folgt berechnen:

$$(G1) \quad PVJ_s = (1 - D_s)PVJ_{s-1} + D_s \left[\frac{\frac{n_s + n_{s-1} + n_{s-2} + n_{s-3}}{q_s + q_{s-1} + q_{s-2} + q_{s-3}}}{\frac{N_s + N_{s-1} + N_{s-2} + N_{s-3}}{Q_s + Q_{s-1} + Q_{s-2} + Q_{s-3}}} \right]$$

Das Volumenaggregat der Quartalswerte Q_s ergibt sich dann aus der Formel

$$(G2) \quad Q_s = \sum PVJ_{s-1} q_s .$$

Die Aggregation von Volumina nach der AO-Methode erfordert bei der Simulation des BbkM also die Berechnung zusätzlicher Variablen. Für jede

Einzelkomponente muss zusätzlich zu den vierteljährlichen Reihen mit Quartalswerten eine vierteljährliche Reihe mit relativen Jahresdurchschnittspreisen PVJ_s gebildet werden.

Im Deutschland-Block des BbkM existieren Definitionsgleichungen, in denen reale Volumenaggregate berechnet werden für die inländische Verwendung (GY_INVR), die Endnachfrage (GY_ENDR) und das Bruttoinlandsprodukt (GY_BIPR). Darin kommen insgesamt 13 Einzelkomponenten vor, für die also bei Verwendung der Formel (G1) **13 zusätzliche Gleichungen** zur Bestimmung vierteljährlicher Reihen mit relativen Jahresdurchschnittspreisen dem Modell hinzugefügt werden müssen, um das AO-Verfahren anwenden zu können.

ANHANG E: Reale Gesamtnachfrage und reales BIP

	INV	EX	END	IM	BIP	END AO	END OtYx	END RES	BIP AO	BIP OtYx	BIP RES
Daten der amtlichen vierteljährlichen VGR											
2000 1.Vj.	500,71	163,32	664,10	160,07	503,66	664,10	664,10	664,03	503,66	503,66	504,03
2000 2.Vj.	511,60	168,67	680,35	165,18	514,85	680,35	680,35	680,28	514,85	514,85	515,18
2000 3.Vj.	524,29	168,54	692,91	171,68	521,25	692,91	692,91	692,83	521,25	521,25	521,22
2000 4.Vj.	518,59	187,86	706,28	184,16	522,84	706,28	706,28	706,45	522,84	522,84	522,12
2001 1.Vj.	503,07	180,69	683,78	170,56	513,20	683,77	683,81	683,76	513,24	512,98	513,23
2001 2.Vj.	510,22	182,53	692,77	172,62	520,16	692,76	692,90	692,74	520,16	519,82	520,15
2001 3.Vj.	520,85	178,65	699,49	173,15	526,35	699,52	699,61	699,51	526,36	526,37	526,35
2001 4.Vj.	510,22	190,03	700,25	172,86	527,38	700,26	700,04	700,25	527,40	528,22	527,39
2002 1.Vj.	486,12	181,24	667,32	159,64	507,58	667,32	667,40	667,35	507,65	507,50	507,68
2002 2.Vj.	499,89	191,92	691,74	169,83	521,92	691,74	691,99	691,81	521,92	521,61	521,92
2002 3.Vj.	514,38	192,34	706,69	174,41	532,23	706,68	706,75	706,71	532,29	532,31	532,29
2002 4.Vj.	507,24	200,05	707,17	178,59	528,57	707,18	706,84	707,28	528,61	529,58	528,58
2003 1.Vj.	492,90	190,31	683,10	173,50	509,85	683,11	683,15	683,21	509,83	509,77	509,59
2003 2.Vj.	504,00	189,82	693,80	174,51	519,44	693,80	694,04	693,82	519,46	519,09	519,29
2003 3.Vj.	511,71	196,21	707,86	177,74	530,22	707,84	707,90	707,91	530,27	530,28	530,12
2003 4.Vj.	513,40	202,90	716,16	185,68	530,84	716,14	715,85	716,30	530,89	531,81	530,48
2004 1.Vj.	493,83	203,87	697,23	178,42	519,13	697,21	697,32	697,69	519,14	519,05	518,80
2004 2.Vj.	501,22	215,04	715,54	186,82	529,34	715,53	715,88	716,26	529,34	528,96	528,72
2004 3.Vj.	520,65	209,25	729,53	193,65	536,77	729,55	729,59	729,90	536,76	536,90	535,89
2004 4.Vj.	516,95	220,97	737,22	200,51	537,90	737,19	736,82	737,92	537,94	538,98	536,71
2005 1.Vj.	488,64	213,30	701,07	182,56	519,13	701,09	701,19	701,93	519,08	519,02	518,51
Prozentuale Unterschiede											
2000 1.Vj.						0,0000	0,0000	-0,0101	0,0000	0,0000	0,0730
2000 2.Vj.						0,0000	0,0000	-0,0115	0,0000	0,0000	0,0633
2000 3.Vj.						0,0000	0,0000	-0,0111	0,0000	0,0000	-0,0039
2000 4.Vj.						0,0000	0,0000	0,0242	0,0000	0,0000	-0,1388
2001 1.Vj.						-0,0018	0,0038	-0,0036	0,0073	-0,0427	0,0048
2001 2.Vj.						-0,0020	0,0183	-0,0039	0,0003	-0,0654	-0,0022
2001 3.Vj.						0,0040	0,0165	0,0022	0,0016	0,0033	-0,0009
2001 4.Vj.						0,0019	-0,0290	0,0000	0,0041	0,1590	0,0015
2002 1.Vj.						-0,0001	0,0115	0,0048	0,0138	-0,0166	0,0194
2002 2.Vj.						0,0004	0,0354	0,0103	-0,0001	-0,0583	-0,0001
2002 3.Vj.						-0,0025	0,0084	0,0029	0,0123	0,0151	0,0111
2002 4.Vj.						0,0009	-0,0474	0,0154	0,0086	0,1922	0,0021
2003 1.Vj.						0,0021	0,0080	0,0158	-0,0038	-0,0163	-0,0501
2003 2.Vj.						-0,0004	0,0343	0,0035	0,0029	-0,0677	-0,0290
2003 3.Vj.						-0,0031	0,0062	0,0078	0,0102	0,0110	-0,0192
2003 4.Vj.						-0,0026	-0,0437	0,0204	0,0104	0,1834	-0,0671
2004 1.Vj.						-0,0032	0,0126	0,0666	0,0022	-0,0163	-0,0632
2004 2.Vj.						-0,0019	0,0472	0,1004	0,0008	-0,0726	-0,1169
2004 3.Vj.						0,0027	0,0074	0,0501	-0,0017	0,0253	-0,1639
2004 4.Vj.						-0,0037	-0,0542	0,0955	0,0079	0,2014	-0,2221
2005 1.Vj.						0,0031	0,0180	0,1233	-0,0103	-0,0214	-0,1204
Mittlerer absoluter prozentualer Unterschied:						0,0021	0,0236	0,0278	0,0058	0,0687	0,0559
Maximaler absoluter prozentualer Unterschied:						0,0040	0,0542	0,1233	0,0138	0,2014	0,2221

Literaturverzeichnis:

- Auer, L. von (2005):** Potenziale und Grenzen eines nutzenbasierten ökonomischen Leitbildes für die amtliche Inflationsmessung, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, 225/3, 283-302.
- Bachman, D., P. Jaquette, K. Karl, P. Rocco: (1998):** The WEFA U.S. Macro Model with Chain-Weighted GDP,“ Journal of Economic and Social Measurement 24, 143-155.
- Bloern, A.M., R.J. Dippelsman, N.O. Maehle (2001):** Quarterly National Accounts Manual, IMF, Washington.
- Boskin, M., E. Dulberger, R. Gordon, Z. Grilliches, D. Jorgenson (1998):** Consumer Prices, the Consumer Price Index, and the Cost of Living, Journal of Economic Perspectives, 12, Winter, 3-26.
- Consumer Price Index Manual (2004),** edited by ILO, IMF, OECD, Eurostat, UN, World Bank.
- Deaton, A, J. Muellbauer (1989):** Economics and Consumer Behavior, Cambridge.
- Deutsche Bundesbank (2000):** Macroeconometric Multi-Country Model, Frankfurt am Main.
- Diewert, W.E. (1976):** Exact and Superlativ Index Numbers, Journal of Econometrics, 4: 115-145.
- Diewert, W.E. (1981):** The Economic Theory of Index Numbers: A Survey, in . A. Deaton, The Theory and Measurement of Consumer Behaviour, Cambridge, 163-208;
- Diewert,W.E. (1987):** Index Numbers, The New Palgrave, Vol. 2, 767-780.
- Hoffmann, J. (1998):** Problems of Inflation Measurement in Germany, Discussion Paper 1/98, Economic Research Group, Deutsche Bundesbank, Frankfurt am Main.
- Kirchner, R., H.-J. Hansen (2003):** Zum Übergang auf Kettenindizes in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen, Frankfurt am Main.
- Kirchner, R. (2005):** Konsequenzen aus der Umstellung der realen Angaben der vierteljährlichen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen auf Kettenindizes für die aktuelle Analyse der wirtschaftlichen Entwicklung in Deutschland, Deutsche Bundesbank, Vortrag vom 27.1.2005
- Leifer H.-A. (2002):** Zur Eignung eines Verbraucherpreisindex und eines Lebenshaltungskostenindex als Inflationsmaßstab, Allgemeines Statistisches Archiv 86, 371-384.
- Lippe, P. von (2001):** Chain Indices: A Study on Price Index Theory, Vol. 16 of the Publication Series Spectrum of Federal Statistics, ed. by: Federal Statistical Office, Wiesbaden

Nierhaus, W. (2004): Zur Einführung der Vorjahrespreisbasis in der deutschen Statistik: Besonderheiten der Quartalsrechnung, Ifo-Schnelldienst, 57(2004), S. 15.

Samuelson, P.A. (1983): Foundations of Economic Analysis, 1947 / 1983.

Scheuer, M., H.-A. Leifer (1996): Zur Umstellung der Berechnung des realen Bruttoinlandsprodukts in den USA auf einen Kettenindex, Das Wirtschaftsstudium (WiSt), Heft 9, S. 473-478.

Statistisches Bundesamt (2003): Sitzung des Fachausschusses Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen am 26. 11.2003, Tagungsunterlagen, TOP 2.1.1, Einführung der Vorjahrespreisbasis, Wiesbaden.

Whelan, K. (2000): A Guide to the Use of Chain Aggregated NIPA Data, Division of Research and Statistics, Federal Reserve Board, Washington, June.

Folgende Diskussionspapiere sind seit 2004 erschienen:

Reihe 1: Volkswirtschaftliche Studien

- | | | | |
|----|------|--|---------------------------------------|
| 1 | 2004 | Foreign Bank Entry into Emerging Economies:
An Empirical Assessment of the Determinants
and Risks Predicated on German FDI Data | Torsten Wezel |
| 2 | 2004 | Does Co-Financing by Multilateral Development
Banks Increase “Risky” Direct Investment in
Emerging Markets? –
Evidence for German Banking FDI | Torsten Wezel |
| 3 | 2004 | Policy Instrument Choice and Non-Coordinated
Monetary Policy in Interdependent Economies | Giovanni Lombardo
Alan Sutherland |
| 4 | 2004 | Inflation Targeting Rules and Welfare
in an Asymmetric Currency Area | Giovanni Lombardo |
| 5 | 2004 | FDI versus cross-border financial services:
The globalisation of German banks | Claudia M. Buch
Alexander Lipponer |
| 6 | 2004 | Clustering or competition? The foreign
investment behaviour of German banks | Claudia M. Buch
Alexander Lipponer |
| 7 | 2004 | PPP: a Disaggregated View | Christoph Fischer |
| 8 | 2004 | A rental-equivalence index for owner-occupied
housing in West Germany 1985 to 1998 | Claudia Kurz
Johannes Hoffmann |
| 9 | 2004 | The Inventory Cycle of the German Economy | Thomas A. Knetsch |
| 10 | 2004 | Evaluating the German Inventory Cycle
Using Data from the Ifo Business Survey | Thomas A. Knetsch |
| 11 | 2004 | Real-time data and business cycle analysis
in Germany | Jörg Döpke |

12	2004	Business Cycle Transmission from the US to Germany – a Structural Factor Approach	Sandra Eickmeier
13	2004	Consumption Smoothing Across States and Time: International Insurance vs. Foreign Loans	George M. von Furstenberg
14	2004	Real-Time Estimation of the Output Gap in Japan and its Usefulness for Inflation Forecasting and Policymaking	Koichiro Kamada
15	2004	Welfare Implications of the Design of a Currency Union in Case of Member Countries of Different Sizes and Output Persistence	Rainer Frey
16	2004	On the decision to go public: Evidence from privately-held firms	Ekkehart Boehmer Alexander Ljungqvist
17	2004	Who do you trust while bubbles grow and blow? A comparative analysis of the explanatory power of accounting and patent information for the market values of German firms	Fred Ramb Markus Reitzig
18	2004	The Economic Impact of Venture Capital	Astrid Romain, Bruno van Pottelsberghe
19	2004	The Determinants of Venture Capital: Additional Evidence	Astrid Romain, Bruno van Pottelsberghe
20	2004	Financial constraints for investors and the speed of adaption: Are innovators special?	Ulf von Kalckreuth
21	2004	How effective are automatic stabilisers? Theory and results for Germany and other OECD countries	Michael Scharnagl Karl-Heinz Tödter

22	2004	Asset Prices in Taylor Rules: Specification, Estimation, and Policy Implications for the ECB	Pierre L. Siklos Thomas Werner Martin T. Bohl
23	2004	Financial Liberalization and Business Cycles: The Experience of Countries in the Baltics and Central Eastern Europe	Lúcio Vinhas de Souza
24	2004	Towards a Joint Characterization of Monetary Policy and the Dynamics of the Term Structure of Interest Rates	Ralf Fendel
25	2004	How the Bundesbank really conducted monetary policy: An analysis based on real-time data	Christina Gerberding Andreas Worms Franz Seitz
26	2004	Real-time Data for Norway: Challenges for Monetary Policy	T. Bernhardsen, Ø. Eitrheim, A.S. Jore, Ø. Røisland
27	2004	Do Consumer Confidence Indexes Help Forecast Consumer Spending in Real Time?	Dean Croushore
28	2004	The use of real time information in Phillips curve relationships for the euro area	Maritta Paloviita David Mayes
29	2004	The reliability of Canadian output gap estimates	Jean-Philippe Cayen Simon van Norden
30	2004	Forecast quality and simple instrument rules - a real-time data approach	Heinz Glück Stefan P. Schleicher
31	2004	Measurement errors in GDP and forward-looking monetary policy: The Swiss case	Peter Kugler Thomas J. Jordan Carlos Lenz Marcel R. Savioz

32	2004	Estimating Equilibrium Real Interest Rates in Real Time	Todd E. Clark Sharon Kozicki
33	2004	Interest rate reaction functions for the euro area Evidence from panel data analysis	Karsten Ruth
34	2004	The Contribution of Rapid Financial Development to Asymmetric Growth of Manufacturing Industries: Common Claims vs. Evidence for Poland	George M. von Furstenberg
35	2004	Fiscal rules and monetary policy in a dynamic stochastic general equilibrium model	Jana Kremer
36	2004	Inflation and core money growth in the euro area	Manfred J.M. Neumann Claus Greiber
37	2004	Taylor rules for the euro area: the issue of real-time data	Dieter Gerdesmeier Barbara Roffia
38	2004	What do deficits tell us about debt? Empirical evidence on creative accounting with fiscal rules in the EU	Jürgen von Hagen Guntram B. Wolff
39	2004	Optimal lender of last resort policy in different financial systems	Falko Fecht Marcel Tyrell
40	2004	Expected budget deficits and interest rate swap spreads - Evidence for France, Germany and Italy	Kirsten Heppke-Falk Felix Hüfner
41	2004	Testing for business cycle asymmetries based on autoregressions with a Markov-switching intercept	Malte Knüppel
1	2005	Financial constraints and capacity adjustment in the United Kingdom – Evidence from a large panel of survey data	Ulf von Kalckreuth Emma Murphy

2	2005	Common stationary and non-stationary factors in the euro area analyzed in a large-scale factor model	Sandra Eickmeier
3	2005	Financial intermediaries, markets, and growth	F. Fecht, K. Huang, A. Martin
4	2005	The New Keynesian Phillips Curve in Europe: does it fit or does it fail?	Peter Tillmann
5	2005	Taxes and the financial structure of German inward FDI	Fred Ramb A. J. Weichenrieder
6	2005	International diversification at home and abroad	Fang Cai Francis E. Warnock
7	2005	Multinational enterprises, international trade, and productivity growth: Firm-level evidence from the United States	Wolfgang Keller Steven R. Yeaple
8	2005	Location choice and employment decisions: a comparison of German and Swedish multinationals	S. O. Becker, K. Ekholm, R. Jäckle, M.-A. Muendler
9	2005	Business cycles and FDI: evidence from German sectoral data	Claudia M. Buch Alexander Lipponer
10	2005	Multinational firms, exclusivity, and the degree of backward linkages	Ping Lin Kamal Saggi
11	2005	Firm-level evidence on international stock market comovement	Robin Brooks Marco Del Negro
12	2005	The determinants of intra-firm trade: in search for export-import magnification effects	Peter Egger Michael Pfaffermayr

13	2005	Foreign direct investment, spillovers and absorptive capacity: evidence from quantile regressions	Sourafel Girma Holger Görg
14	2005	Learning on the quick and cheap: gains from trade through imported expertise	James R. Markusen Thomas F. Rutherford
15	2005	Discriminatory auctions with seller discretion: evidence from German treasury auctions	Jörg Rocholl
16	2005	Consumption, wealth and business cycles: why is Germany different?	B. Hamburg, M. Hoffmann, J. Keller
17	2005	Tax incentives and the location of FDI: evidence from a panel of German multinationals	Thiess Buettner Martin Ruf
18	2005	Monetary Disequilibria and the Euro/Dollar Exchange Rate	Dieter Nautz Karsten Ruth
19	2005	Berechnung trendbereinigter Indikatoren für Deutschland mit Hilfe von Filterverfahren	Stefan Stamford
20	2005	How synchronized are central and east European economies with the euro area? Evidence from a structural factor model	Sandra Eickmeier Jörg Breitung
21	2005	Asymptotic distribution of linear unbiased estimators in the presence of heavy-tailed stochastic regressors and residuals	J.-R. Kurz-Kim S.T. Rachev G. Samorodnitsky
22	2005	The Role of Contracting Schemes for the Welfare Costs of Nominal Rigidities over the Business Cycle	Matthias Pastian
23	2005	The cross-sectional dynamics of German business cycles: a bird's eye view	J. Döpke, M. Funke S. Holly, S. Weber

24	2005	Forecasting German GDP using alternative factor models based on large datasets	Christian Schumacher
25	2005	Time-dependent or state-dependent price setting? – micro-evidence from German metal-working industries –	Harald Stahl
26	2005	Money demand and macroeconomic uncertainty	Claus Greiber Wolfgang Lemke
27	2005	In search of distress risk	J. Y. Campbell, J. Hilscher, J. Szilagyi
28	2005	Recursive robust estimation and control without commitment	Lars Peter Hansen Thomas J. Sargent
29	2005	Asset pricing implications of Pareto optimality with private information	N. R. Kocherlakota Luigi Pistaferri
30	2005	Ultra high frequency volatility estimation with dependent microstructure noise	Y. Aït-Sahalia, P. A. Mykland, L. Zhang
31	2005	Umstellung der deutschen VGR auf Vorjahrespreisbasis	Karl-Heinz Tödter

Reihe 2: Studien zu Banken und Finanzwirtschaft

1	2004	Forecasting Credit Portfolio Risk	A. Hamerle, T. Liebig, H. Scheule
2	2004	Systematic Risk in Recovery Rates – An Empirical Analysis of US Corporate Credit Exposures	Klaus Düllmann Monika Trapp
3	2004	Does capital regulation matter for bank behaviour? Evidence for German savings banks	Frank Heid Daniel Porath Stéphanie Stolz
4	2004	German bank lending during emerging market crises: A bank level analysis	F. Heid, T. Nestmann, B. Weder di Mauro, N. von Westernhagen
5	2004	How will Basel II affect bank lending to emerging markets? An analysis based on German bank level data	T. Liebig, D. Porath, B. Weder di Mauro, M. Wedow
6	2004	Estimating probabilities of default for German savings banks and credit cooperatives	Daniel Porath
1	2005	Measurement matters – Input price proxies and bank efficiency in Germany	Michael Koetter
2	2005	The supervisor's portfolio: the market price risk of German banks from 2001 to 2003 – Analysis and models for risk aggregation	Christoph Memmel Carsten Wehn
3	2005	Do banks diversify loan portfolios? A tentative answer based on individual bank loan portfolios	Andreas Kamp Andreas Pfingsten Daniel Porath
4	2005	Banks, markets, and efficiency	F. Fecht, A. Martin

5	2005	The forecast ability of risk-neutral densities of foreign exchange	Ben Craig Joachim Keller
6	2005	Cyclical implications of minimum capital requirements	Frank Heid
7	2005	Banks' regulatory capital buffer and the business cycle: evidence for German savings and cooperative banks	Stéphanie Stolz Michael Wedow
8	2005	German bank lending to industrial and non-industrial countries: driven by fundamentals or different treatment?	Thorsten Nestmann
9	2005	Accounting for distress in bank mergers	M. Koetter, J. Bos, F. Heid C. Kool, J. Kolari, D. Porath
10	2005	The eurosystem money market auctions: a banking perspective	Nikolaus Bartzsch Ben Craig, Falko Fecht