

Nierhaus, Wolfgang

Article

Zur Einführung der Vorjahrespreisbasis in der deutschen Statistik: Konsequenzen für die Konjunkturanalyse

ifo Schnelldienst

Provided in Cooperation with:

Ifo Institute – Leibniz Institute for Economic Research at the University of Munich

Suggested Citation: Nierhaus, Wolfgang (2005) : Zur Einführung der Vorjahrespreisbasis in der deutschen Statistik: Konsequenzen für die Konjunkturanalyse, ifo Schnelldienst, ISSN 0018-974X, ifo Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München, München, Vol. 58, Iss. 05, pp. 19-27

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/164160>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Zur Einführung der Vorjahrespreisbasis in der deutschen Statistik: Konsequenzen für die Konjunkturanalyse

19

Wolfgang Nierhaus

Das reale Bruttoinlandsprodukt (BIP) ist der wichtigste Indikator für Konjunktur und Wirtschaftswachstum. In den deutschen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) wurde bisher das reale BIP in konstanten Preisen eines Basisjahres nachgewiesen (Festpreisbasis). Auf der Grundlage der Entscheidung der EU-Kommission vom 30. November 1998 wird bei der anstehenden großen VGR-Revision in diesem Frühjahr bei der BIP-Schätzung nun das Konzept der Vorjahrespreisbasis eingeführt.¹ Der folgende Beitrag informiert zunächst über das neue Rechenverfahren und den Grund des Systemwechsels (vgl. Nierhaus 2004a; 2004b). Danach wird auf einige Konsequenzen der neuen Volumenrechnung für die Konjunkturdiagnose und -prognose eingegangen.

Von der Festpreisbasis zur Vorjahrespreisbasis: Warum der Wechsel?

Der wichtigste Indikator für Konjunktur und Wachstum in einer Volkswirtschaft ist das Bruttoinlandsprodukt (BIP). Das BIP misst die im Inland entstandene Produktion *in laufenden Preisen* der jeweiligen Berichtsperiode. Oftmals ist man aber nicht an der Entwicklung des reinen Wertaggregats interessiert, das auch von Preisfluktuationen beeinflusst wird, sondern ausschließlich an der Bewegung der *Realgrößen*, d.h. an der Veränderung der Gütervolumina. Das nominale Bruttoinlandsprodukt muss zu diesem Zweck in eine Preis- und in eine Mengenkomponente (*reales Bruttoinlandsprodukt*) zerlegt werden. Formal besteht die Aufgabe darin, einen Wertindex des nominalen BIP $\sum_i Q(i,t)P(i,t)/\sum_i Q(i,0)P(i,0)$, der die laufenden Ausgaben $\sum_i Q(i,t)P(i,t)$ in der Berichtsperiode t zu den Ausgaben $\sum_i Q(i,0)P(i,0)$ einer Basisperiode 0 in Beziehung setzt², durch geeignete Deflationierung (d.h. Division) mit einem Preisindex in einen Mengenindex zu überführen, der die Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts misst. Die Darstellungen der Mengenkomponente unterscheiden sich im Einzelnen dadurch, mit welchem Preisindex das nominale BIP deflationiert wird, und ob die Verknüpfung mit dem Basiszeitraum direkt (d.h. nur unter Verwendung von Daten der Perioden 0 und t) oder indirekt (d.h. durch Verkettung von Daten aus Teilperioden des Zeitintervalls 0 bis t) geschieht.

In Deutschland wurde die Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts bisher an Hand eines *Laspeyres-Mengenindex* (L_M) nachgewiesen:

$$(1) L_M(t,0) = \sum_i Q(i,t)P(i,0)/\sum_i Q(i,0)P(i,0)$$

L_M zeigt die *längerfristige* Änderung der Volumina gegenüber der Basisperiode 0 auf. Äquivalent ließ sich L_M als gewogener Mittelwert der einzelnen Mengenzahlen $Q(i,t)/Q(i,0)$ darstellen, wobei die Gewichte $g(i,0)$ den Ausgabenanteilen $P(i,0)Q(i,0)/\sum_i P(i,0)Q(i,0)$ im Basisjahr entsprachen (*fixed-weighted* Index).³ Das reale Bruttoinlandsprodukt als Niveaugröße erhielt man im bisherigen System durch Multiplikation des Mengenindex $L_M(t,0)$ mit den nominalen Ausgaben $\sum_i Q(i,0)P(i,0)$ im Basisjahr 0:

$$(2) BIP_{\text{real}}(t) = L_M(t,0) \times \sum_i Q(i,0)P(i,0) \\ = \sum_i Q(i,t)P(i,0)$$

Das reale BIP für ein bestimmtes Berichtsjahr t ergab sich demnach als Summe aus

¹ Rechtlicher Anlass für die Einführung der Vorjahrespreisbasis in den deutschen VGR war die Kommissionsentscheidung 98/715/EG vom 30. November 1998 (zur Klarstellung von Anhang A der (ESVG-)Verordnung Nr. 2223/96 im Hinblick auf die Grundsätze zur Preis- und Volumenmessung). Dieser Rechtsakt schreibt in Grundsatz 3 vor: »Die auf der elementaren Aggregationsebene abgeleiteten Volumenmaße werden mit Gewichten aggregiert, die aus dem Vorjahr abgeleitet werden« (Statistisches Bundesamt 2003, 3).

² Mit $Q(i, t)$ wird hier die im Jahr t umgesetzte Menge eines Gutes ($i = 1, 2, \dots, n$) bezeichnet, mit $P(i, t)$ der dazugehörige Produktpreis.

³ Es gilt:
 $L_M = \sum_i Q(i,t)P(i,0)/\sum_i Q(i,0)P(i,0) = \sum_i Q(i,t)/Q(i,0) \times g(i,0)$, wobei $Q(i,t)/Q(i,0)$ die Mengenzahl für Gut i ist und $g(i,0) = P(i,0)Q(i,0)/\sum_i P(i,0)Q(i,0)$ der Anteil der Ausgaben für Gut i an den Gesamtausgaben im Basisjahr 0 darstellt (vgl. Young 1992).

Modellrechnung 1

**Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts
Festpreisbasis (mit »Substitution Bias«)**

	Konsumgüter		Investitionsgüter		BIP in jeweiligen Preisen	Reales BIP				
	Mengen	Preise	Mengen	Preise		in Preisen von 2000	Laspeyres- Mengenindex (2000=100)	in Preisen von 2003	Laspeyres- Mengenindex (2003=100)	Laspeyres- Mengenindex ^{a)} (2003=100)
2000	100,0	6,0	50,0	4,0	800,0	800,0	100,0	765,0	90,7	100,0
2001	102,0	6,1	55,0	3,5	814,7	832,0	104,0	791,1	93,8	103,4
2002	104,0	6,2	60,0	3,1	830,8	864,0	108,0	817,2	96,9	106,8
2003	106,0	6,3	65,0	2,7	843,3	896,0	112,0	843,3	100,0	110,2
2004	108,0	6,4	70,0	2,3	852,2	928,0	116,0	869,4	103,1	113,6
Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %										
2001	2,0	1,7	10,0	-12,5	1,8	4,0	4,0	3,4	3,4	3,4
2002	2,0	1,6	9,1	-11,4	2,0	3,8	3,8	3,3	3,3	3,3
2003	1,9	1,6	8,3	-12,9	1,5	3,7	3,7	3,2	3,2	3,2
2004	1,9	1,6	7,7	-14,8	1,1	3,6	3,6	3,1	3,1	3,1

^{a)} Umbasiert auf das Jahr 2000.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Modellrechnung 1 zeigt exemplarisch die Wirkung einer Aktualisierung des Basisjahres Vorjahrespreisbasis bei der Ermittlung des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP). Zugrunde gelegt wird eine geschlossene Volkswirtschaft; das nominale BIP ergibt sich aus den laufenden Ausgaben für Konsumgüter und für Investitionsgüter. In der Modellrechnung ändert sich die Preisstruktur dahingehend, dass die Preise für Konsumgüter von Periode zu Periode steigen, während die Preise für Investitionsgüter permanent sinken.

Wird das reale BIP nach der bisherigen Festpreismethode berechnet, so steigt die Produktion – bei konstant gehaltenen Preisen des Jahres 2000 – im Zeitraum 2000 bis 2004 um 16,0% (vgl. obere Tabelle, 7. Spalte). Wird die Preisbasis auf das Jahr 2003 aktualisiert, so nimmt das reale BIP nur noch um 13,6% zu, wie der zur besseren Vergleichbarkeit auf das Jahr 2000 umbasierte Index (2003 = 100) zeigt (vgl. obere Tabelle, 10. Spalte). Maßgeblich hierfür ist, dass die Investitionsgütervolumina (des Jahres 2000) nunmehr mit den niedrigeren Preisen des Jahres 2003 bewertet werden, was ihr Indexgewicht von 25,0 auf 17,6% reduziert (vgl. Abb. 1). Auch die jährlichen Veränderungsdaten fallen dadurch nun kleiner aus. Offensichtlich hängt die BIP-Entwicklung bei der Festpreismethode von der Wahl des Basisjahres ab, wobei das Wachstum für Perioden nach dem jeweiligen Basisjahr aufgrund des „Substitution Bias“ in aller Regel überschätzt und für Perioden vor dem Basisjahr unterschätzt wird.

($i = 1, \dots, n$) Volumina $Q(i, t)$, die mit konstanten Preisen $P(i, 0)$ eines Basisjahrs 0 bewertet wurden (Festpreisbasis).⁴

Nachteilig am bisherigen Festpreis-Verfahren war, dass der Laspeyres-Mengenindex mit konstanten Gewichten operierte, die mit zunehmendem Abstand von der Basisperiode an Gültigkeit verlieren konnten. Das Ausmaß der Verzerrung war umso größer, je deutlicher sich die Preis- und Mengenrelationen⁵ zwischenzeitlich geändert hatten (»Substitution Bias«, vgl. Kasten 1). Das Statistische Bundesamt hat bisher derartig methodisch bedingte Mängel beim Nachweis des realen BIP auf Festpreisbasis dadurch reduziert, dass es das Basisjahr (derzeit noch das Jahr 1995) relativ häufig, und zwar in einem Fünf-Jahres-Rhythmus, aktualisierte. Das Vorzeichen hierdurch bedingter Revisionen der rea-

len Entwicklung war in den deutschen VGR nicht eindeutig, das Ausmaß fiel (mit Ausnahme der Ergebnisse für Ostdeutschland in den ersten Jahren nach der Wiedervereinigung) insgesamt vergleichsweise gering aus.

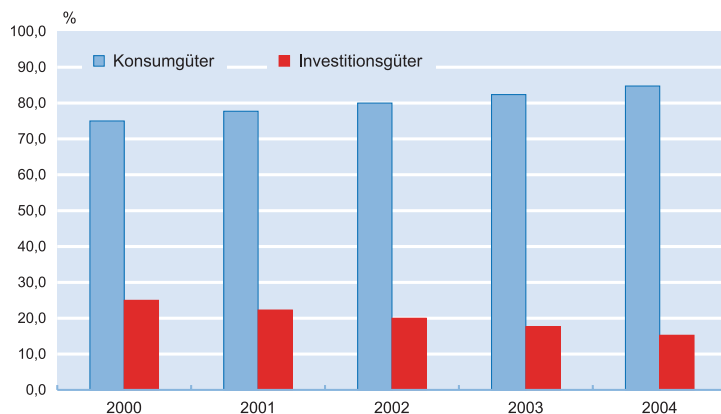
Nachträgliche Revisionen der historischen Entwicklung realer Aggregate lassen sich jedoch bei einer zeitnäheren Volumenrechnung vermeiden. Sowohl das 1993 revidierte System of National Accounts als auch das Europäische System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG 1995) empfehlen denn auch, zur Messung der *kurzfristigen jährlichen*

⁴ Konkret wurde das BIP in konstanten Preisen vom Statistischen Bundesamt derart ermittelt, dass auf möglichst niedrigem Aggregationsniveau die Wertangaben eines Jahres t für einzelne Gütergruppen mit Preisindizes deflationiert wurden, die auf das jeweilige Basisjahr bezogen waren. Die Summe der so berechneten realen Teilaggregate ergab das reale BIP. Der in der deutschen VGR nachrichtlich ausgewiesene Preisindex des BIP (BIP-Deflator) vom Paasche-Typ $P_P(t) = \sum_i P(i, t)Q(i, t) / \sum_i P(i, 0)Q(i, t)$ folgte implizit aus der Division des nominalen BIP durch das so ermittelte reale BIP.

⁵ Hierzu ein Beispiel: Sachgüter und Dienstleistungen, die überdurchschnittlich nachgefragt werden, haben üblicherweise Preise, die unterdurchschnittlich steigen oder sogar sinken. Bei einer Aktualisierung der Preisbasis nimmt deshalb das Indexgewicht dieser Güter ab, was dazu führt, dass das reale BIP auf neuer Preisbasis im Vergleich zur alten Preisbasis langsamer steigt. Das Problem deutlich veränderter Preis- und Mengenrelationen in den deutschen VGR wurde bei EDV-Gütern (z.B. Personal Computer) virulent; rechentechnisch in jüngster Zeit noch verstärkt durch die Einführung hedonischer Indizes zur verbesserten Erfassung von Qualitätsänderungen in der Preisstatistik. Die verbesserte Erfassung von Qualitätssteigerungen lässt bei IT-Produkten die Preiskomponente rascher sinken und – bei gegebenen nominalen Umsätzen – die Mengenkompente schneller zunehmen.

Abb. 1

Fiktive Ausgabenanteile des Jahres 2000 bei wechselnden Preisbasisjahren (Modellrechnung)



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Änderung der Mengenkomponente des BIP *möglichst aktuelle Preisstrukturen* zu verwenden. Die *längerfristige* Änderung des realen BIP sollte durch *Verkettung* der jährlichen Volumenänderungen berechnet werden. Der Freiheitsgrad besteht in einem derartigen System nur noch darin, den *Indextyp* für die jährliche Volumensänderung auszuwählen. Während sich z.B. die USA und Kanada für einen *Fisher-Mengenindex* entschieden haben, wird in Deutschland (und in anderen EU-Mitgliedstaaten) auf der Grundlage der Kommissionsentscheidung vom 30. November 1998 ein *Laspeyres-Mengenindex* L_M verwendet (was eine Preismessung nach *Paasche* impliziert):

$$(3) L_M(t, t-1) = \frac{\sum_i Q(i, t) P(i, t-1)}{\sum_i Q(i, t-1) P(i, t-1)}$$

L_M misst die *kurzfristige* Änderung der Volumina in konstanten Preisen des Vorjahres $t-1$, das Volumen in Vorjahrespreisen $\sum_i Q(i, t) P(i, t-1)$ wird hierzu durch den Nominalwert des Vorjahres $\sum_i Q(i, t-1) P(i, t-1)$ dividiert (Vorjahrespreisbasis).⁶ Durch fortlaufende Verkettung (d.h. Multiplikation) der einzelnen Indexwerte L_M miteinander erhält man einen *Kettenmengenindex vom Laspeyres-Typ* $KL_M(t, 0)$, der die längerfristige Veränderung des realen BIP in einem beliebig gewählten Zeitintervall $[0, t]$ zeigt.⁷ Der Ausdruck hierfür lautet:

$$(4) KL_M(t, 0) = \prod_{k=1, \dots, t} L_M(k, k-1) \times 100 = KL_M(t-1, 0) \times L_M(t, t-1)$$

Der erste Wert der Kette $KL_M(0, 0)$ im so genannten *Referenzjahr 0* wird gleich 100 gesetzt. Die Wahl des Referenz-

jahrs ändert naturgemäß nichts an den numerischen Werten der Kettenglieder $L_M(t, t-1)$, es dient – anders als ein Preisbasisjahr bei der Festpreismethode – lediglich als »Referenzpunkt«. Auch im neuen System kann das reale BIP als Niveaugröße dargestellt werden. Die Absolutwerte werden als *verkettete Volumenangaben zum Referenzjahr 0* bezeichnet. Formal erhält man verkettete Angaben für das BIP (oder für Teilaggregate mit Ausnahme von Saldengrößen mit wechselnden Vorzeichen wie Vorratsveränderungen und Außenbeitrag), indem der Kettenindex $KL_M(t, 0)$ mit den Ausgaben $\sum_i Q(i, 0) P(i, 0)$ im Referenzjahr multipliziert und durch 100 dividiert wird:

$$(5) KBIP_{\text{real}}(t) = [KL_M(t, 0)/100] \times \sum_i Q(i, 0) P(i, 0)$$

Die beiden durch die Gleichungen (4) bzw. (5) definierten Zeitreihen $KL_M(t, 0)$ bzw. $KBIP_{\text{real}}(t)$ sind naturgemäß identisch, was die prozentualen Veränderungsraten gegenüber dem Vorjahr oder auch anderen Perioden anbetrifft, da sie sich nur im Skalierungsfaktor $\sum_i Q(i, 0) P(i, 0)$ voneinander unterscheiden.

Auswirkungen der Revision auf die Konjunkturanalyse

Der Vorteil des bisherigen Festpreis-Verfahrens für die Konjunkturdiagnose und -prognose bestand zunächst darin, dass es rechentechnisch einfach gehalten und schlüssig zu interpretieren war. Die Ergebnisse in konstanten Preisen eines Basisjahres waren *additiv konsistent*, d.h. Aggregate waren die Summe ihrer Bestandteile. Mit den Angaben in konstanten Preisen eines Basisjahres konnte gerechnet werden wie mit Wertgrößen in jeweiligen Preisen; die Bildung von realen Summen oder Differenzausdrücken war auf jeder Aggregationsstufe möglich. Die additive Konsistenz der bisherigen Volumenrechnung war aus Sicht des Konjunkturanalysikers besonders wichtig, weil sich iterativ-analytische wie auch ökonometrische Prognosen des realen BIP in aller Regel aus der Aufsummierung separat geschätzter Komponenten der Entstehungs- bzw. Verwendungsseite ergaben (vgl. im Detail Nierhaus und Sturm 2003).

Der Wechsel zur Vorjahrespreisbasis in den deutschen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen folgt konzeptionell den Empfehlungen der internationalen SNA. Durch die jährliche Aktualisierung der Preisbasis wird ein möglicher »Substitution Bias« bei der Berechnung des realen BIP, der ein gravierender Nachteil der bisherigen Festpreismethode war, automatisch ausgeschaltet (vgl. Modellrechnung 2). Die Wachstumsraten des realen BIP und seiner entstehungs- bzw. verwendungsseitigen Komponenten

⁶ L_M lässt sich auch als gewogener Mittelwert der einzelnen Mengenzahlen $Q(i, t)/Q(i, t-1)$ darstellen, wobei die Gewichte $g(i, t-1)$ nunmehr den aktuellen Ausgabenanteilen $P(i, t-1)Q(i, t-1)/\sum_i P(i, t-1)Q(i, t-1)$ aus dem Vorjahr $t-1$ entsprechen.

⁷ Äquivalent kann der verkettete Laspeyres-Mengenindex KL_M dadurch ermittelt werden, dass ein Index des nominalen BIP mit Hilfe eines verketteten Paasche-Preisindex KP_P deflationiert wird. Die Indexformel hierfür lautet: $KP_P(t, 0) = KP_P(t-1, 0) \times P_P(t, t-1)$ mit $KP_P(0, 0) = 100$.

Modellrechnung 2

Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts
Vorjahrespreisbasis (ohne »Substitution Bias«)

	Konsumgüter		Investitionsgüter		BIP in jeweiligen Preisen	Reales BIP				
	Mengen	Preise	Mengen	Preise		Verkettete Volumina Referenzjahr 2000	Verketteter Laspeyres- Mengenindex (2000=100)	Verkettete Volumina Referenzjahr 2003	Verketteter Laspeyres- Mengenindex (2003=100)	Verketteter Laspeyres- Mengenindex ^{a)} (2003=100)
2000	100,0	6,0	50	4,0	800,0	800,0	100,0	756,9	89,8	100,0
2001	102,0	6,1	55	3,5	814,7	832,0	104,0	787,2	93,3	104,0
2002	104,0	6,2	60	3,1	830,8	862,3	107,8	815,9	96,8	107,8
2003	106,0	6,3	65	2,7	843,3	891,3	111,4	843,3	100,0	111,4
2004	108,0	6,4	70	2,3	852,2	918,9	114,9	869,4	103,1	114,9
Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %										
2001	2,0	1,7	10,0	-12,5	1,8	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0
2002	2,0	1,6	9,1	-11,4	2,0	3,6	3,6	3,6	3,6	3,6
2003	1,9	1,6	8,3	-12,9	1,5	3,4	3,4	3,4	3,4	3,4
2004	1,9	1,6	7,7	-14,8	1,1	3,1	3,1	3,1	3,1	3,1

^{a)} Umbasiert auf das Jahr 2000.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Modellrechnung 2 zeigt, dass auf Vorjahrespreisbasis der „Substitution Bias“ ausgeschaltet ist; die Veränderungsrate des realen BIP beträgt im Zeitraum 2000 bis 2004 – unabhängig von der Wahl des Referenzjahrs – stets 14,9%. Die Rückbasierung des Index (2003 = 100) auf das Jahr 2000 reproduziert folgerichtig den originären Index auf der Basis 2000 (vgl. obere Tabelle, 10. und 7. Spalte). Die Wachstumsrate des realen BIP für das Jahr 2001 ist deckungsgleich dem Ergebnis nach der Festpreismethode (in konstanten Preisen des Jahres 2000), während die Wachstumsrate für 2004 mit dem Festpreis-Ergebnis übereinstimmt, das auf Preisbasis 2003 berechnet wurde. Die verketteten Volumina (zum Referenzjahr 2000 oder 2003, vgl. obere Tabelle, 6. und 8. Spalte) wurden schließlich durch Fortschreibung der nominalen BIP-Werte der Jahre 2000 bzw. 2003 mit den entsprechenden verketteten Laspeyres-Mengenindizes generiert.

sind nunmehr unabhängig vom jeweiligen Referenzjahr; Korrekturen an der Historie realer Aggregate aufgrund eines Wechsels des Preisbasisjahres entfallen zukünftig. Ergänzend schreibt das amerikanische Bureau of Economic Analyses: »By minimizing substitution bias, the chain-type measures of real GDP growth also improve analyses of long-term issues, such as productivity, returns to investment, and the growth potential for the economy« (Lande-feld, Moulton und Vojtech 2003, 9).

Allerdings gibt es im neuen VGR-System auch gravierende Nachteile: Verkettete Volumina lassen sich nicht mehr als Angaben in konstanten Preisen interpretieren, da sie nicht allein durch Mengenänderungen bestimmt werden. Auch sind verkettete Volumenwerte – mit Ausnahme der Angaben für das Referenzjahr 0 und dem ersten darauf folgenden Jahr⁸ – aufgrund der wechselnden Gewichtung *additiv inkonsistent*. Mit anderen Worten: Die Summe der verketteten Volumenwerte der BIP-Entstehungs- und Verwendungsseite ergibt nicht den Wert des verketteten realen Bruttoinlandsprodukts. Das Gleiche gilt für verkettete Zwischenaggregate bzw. für verkettete räumliche Aggregate (Bund/Länder/EWU-Ebene). Die

Nichtadditivität kommt umso stärker zum Tragen, je weiter die Berichtsperiode von der Referenzperiode entfernt ist. Im Allgemeinen entsteht ein Residuum (= Differenz zwischen dem direkt ermittelten verketteten realen BIP und der Summe der verketteten Volumenangaben der BIP-Komponenten). Die Residuen sind von der Wahl des Referenzjahrs und vom jeweiligen Disaggregationsgrad abhängig. Nur im jeweiligen Referenzjahr und im darauf folgenden Jahr sind die Residuen null (vgl. Modellrechnung 3). Für die Konjunkturanalyse hat die additive Inkonsistenz beträchtliche Konsequenzen, für die fallweise spezifische Lösungen gefunden werden müssen. Einige Ansätze sollen hier vorgestellt werden:

- Um dem Problem der *Nichtadditivität* wenigstens zum Teil abzuhelfen, wird das Statistische Bundesamt ergänzend *unverkettete* Absolutwerte des realen Bruttoinlandsprodukts (und seiner Komponenten) *in Vorjahrespreisen* ausweisen. Hierzu wird der Mengenindex $L_M(t, t-1)$ mit dem *nominalen* BIP des Vorjahres $\sum_i Q(i, t-1)P(i, t-1)$ multipliziert:

$$(6) \text{ BIP}_{\text{real}}(t) = L_M(t, t-1) \times \sum_{i=1, \dots, n} Q(i, t-1)P(i, t-1) \\ = \sum_{i=1, \dots, n} Q(i, t)P(i, t-1)$$

Diese Rechenvorschrift generiert eine Sequenz von *additiv konsistenten Volumina in konstanten Preisen* des

⁸ Für das erste Jahr, das dem Referenzjahr 0 folgt, entspricht der verkettete Volumenwert $\text{KBIP}_{\text{real}}(1)$ dem in konstanten Preisen des Vorjahres berechneten Volumen $\sum_i Q(i, 1)P(i, 0)$.

Modellrechnung 3

**Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts
Vorjahrespreisbasis und additive Inkonsistenz
Referenzjahr 2002**

	Konsumgut 1		Konsumgut 2		Investitionsgut 1		Investitionsgut 2		Bruttoinlands- produkt in jeweiligen Preisen	
	Mengen	Preise	Mengen	Preise	Mengen	Preise	Mengen	Preise		
2000	300,0	6,0	200,0	4,0	100,0	6,0	50,0	4,0	3400,0	
2001	310,0	6,1	195,0	4,3	104,0	5,9	60,0	3,6	3559,1	
2002	320,0	6,2	190,0	4,6	108,0	5,8	70,0	3,2	3708,4	
2003	330,0	6,3	185,0	4,9	113,0	5,7	85,0	2,8	3867,6	
2004	340,0	6,4	180,0	5,3	118,0	5,6	100,0	2,5	4040,8	
Periode	Konsumausgaben			Investitionsausgaben			Bruttoinlandsprodukt		Residuum ^{a)}	
	in jeweiligen Preisen	Verketteter Paasche- Preisindex (2002 = 100)	Verkettete Volumina (Referenz- jahr 2002)	in jeweiligen Preisen	Verketteter Paasche- Preisindex (2002 = 100)	Verkettete Volumina (Referenz- jahr 2002)	Verketteter Paasche- Preisindex (2002 = 100)	Verkettete Volumina (Referenzjahr 2002)	in % des realen BIP	
2000	2600,0	93,7	2774,5	800,0	108,9	734,6	97,1	3500,9	-8,3	-0,2
2001	2729,5	96,9	2817,2	829,6	104,6	793,4	98,6	3607,9	-2,7	-0,1
2002	2858,0	100,0	2858,0	850,4	100,0	850,4	100,0	3708,4	0,0	0,0
2003	2985,5	103,1	2897,0	882,1	95,1	927,4	101,1	3824,4	0,0	0,0
2004	3130,0	106,7	2934,4	910,8	90,9	1001,5	102,8	3932,2	-3,7	-0,1

Referenzjahr 2004

Periode	Konsumausgaben			Investitionsausgaben			Bruttoinlandsprodukt		Residuum ^{a)}	
	in jeweiligen Preisen	Verketteter Paasche- Preisindex (2004 = 100)	Verkettete Volumina (Referenz- jahr 2004)	in jeweiligen Preisen	Verketteter Paasche- Preisindex (2004 = 100)	Verkettete Volumina (Referenz- jahr 2004)	Verketteter Paasche- Preisindex (2004 = 100)	Verkettete Volumina (Referenzjahr 2005)	in % des realen BIP	
2000	2600,0	87,9	2959,5	800,0	119,7	668,1	94,5	3597,6	-30,1	-0,8
2001	2729,5	90,8	3005,1	829,6	115,0	721,5	96,0	3707,6	-19,0	-0,5
2002	2858,0	93,7	3048,6	850,4	110,0	773,4	97,3	3810,8	-11,1	-0,3
2003	2985,5	96,6	3090,2	882,1	104,6	843,4	98,4	3930,0	-3,5	-0,1
2004	3130,0	100,0	3130,0	910,8	100,0	910,8	100,0	4040,8	0,0	0,0

^{a)} Differenz zwischen dem realen Bruttoinlandsprodukt und der Summe aus realen Konsum- und Investitionsausgaben (jeweils verkettete Volumina).

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Modellrechnung 3 zeigt, dass die Summe der verketteten Verwendungskomponenten in der Regel nicht das nach der gleichen Methode direkt ermittelte BIP ergibt (additive Inkonsistenz). Im Allgemeinen entstehen Restgrößen (Residuen), die von der Wahl des Basisjahrs und vom Disaggregationsgrad abhängig sind. Im Beispiel setzt sich das nominale Bruttoinlandsprodukt vereinfacht aus den Ausgaben für zwei Gütergruppen (Konsumgüter und Investitionsgüter) zusammen. Jede Gütergruppe besteht wiederum aus zwei Waren (Konsumgut 1 und Konsumgut 2 bzw. Investitionsgut 1 und Investitionsgut 2). Der Nachweis der realen Größen (verkettete Volumina) erfolgt zunächst auf Basis des fiktiven Referenzjahres 2002, danach auf Basis des Jahres 2004. Der Vollständigkeit halber werden auch die Deflatoren für die beiden nominalen Teilaggregate bzw. für das BIP (verkettete Preisindizes nach Paasche) angegeben.

Wählt man als Referenzzeitraum das Jahr 2002, so ergibt die Summe der realen Konsum- bzw. Investitionsausgaben z.B. für das Jahr 2000 gerundet einen Wert von 3 509,2 (= 2 774,5 + 734,6), während sich der Betrag für das gesondert berechnete reale BIP auf 3 500,9 beläuft. Folglich ergibt sich ein Differenzbetrag (Residuum) in Höhe von - 8,3 oder - 0,2% des realen BIP. In den Jahren 2003 und 2004 sind die realen Summenwerte mit dem direkt berechneten realen BIP deckungsgleich, die Residuen sind null. Wird hingegen das Jahr 2004 als Referenzzeitraum gewählt, so beläuft sich die Summe der realen Konsum- bzw. Investitionsausgaben im Jahr 2000 nunmehr auf 3 627,6 (= 2 959,5 + 668,1), während das direkt ermittelte reale BIP 3 597,6 beträgt. Der Differenzbetrag hat sich demzufolge auf - 30,1 erhöht (- 0,8% des realen BIP), was zeigt, dass die Residuen bei Veränderungen der Preisstrukturen mit wachsendem zeitlichem Abstand von der Referenzperiode größer werden.

Vorjahres. Die Ausdrücke $\sum_i Q(i,t)P(i,t-1)$ können allerdings nicht zeitlich miteinander verglichen werden, da die Preisbasis der einzelnen Elemente von Periode zu Periode wechselt; der Nachweis von Veränderungsraten ist deshalb nicht zweckmäßig.⁹

- Aufgrund der veränderten mathematischen Eigenschaften der neu berechneten Volumenaggregate sind im neuen deutschen System Volkswirtschaftlicher Gesamt-

⁹ Für t-1 bestimmt sich das reale BIP nach: $BIP_{real}(t-1) = \sum_i Q(i,t-1)P(i,t-2)$.

Modellrechnung 4

Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts
Vorjahrespreisbasis und Wachstumsbeiträge

Referenzjahr 2002

	Konsumausgaben				Investitionsausgaben				Bruttoinlandsprodukt	
	Verketteter Laspeyres-Mengenindex (2002=100)	Veränderung gegen Vorjahr in %	Ausgabenanteil des Vorjahres in %	Wachstumsbeitrag zum realen BIP in %-Punkten	Verketteter Laspeyres-Mengenindex (2002=100)	Veränderung gegen Vorjahr in %	Ausgabenanteil des Vorjahres in %	Wachstumsbeitrag zum realen BIP in %-Punkten	Verketteter Laspeyres-Mengenindex (2002=100)	Veränderung gegen Vorjahr in % ^{a)}
2000	97,1	-	-	-	86,4	-	-	-	94,4	-
2001	98,6	1,5	76,5	1,2	93,3	8,0	23,5	1,9	97,3	3,1
2002	100,0	1,4	76,7	1,1	100,0	7,2	23,3	1,7	100,0	2,8
2003	101,4	1,4	77,1	1,1	109,1	9,1	22,9	2,1	103,1	3,1
2004	102,7	1,3	77,2	1,0	117,8	8,0	22,8	1,8	106,0	2,8

Referenzjahr 2004

	Konsumausgaben				Investitionsausgaben				Bruttoinlandsprodukt	
	Verketteter Laspeyres-Mengenindex (2002=100)	Veränderung gegen Vorjahr in %	Ausgabenanteil des Vorjahres in %	Wachstumsbeitrag zum realen BIP in %-Punkten	Verketteter Laspeyres-Mengenindex (2002=100)	Veränderung gegen Vorjahr in %	Ausgabenanteil des Vorjahres in %	Wachstumsbeitrag zum realen BIP in %-Punkten	Verketteter Laspeyres-Mengenindex (2002=100)	Veränderung gegen Vorjahr in % ^{a)}
2000	94,6	-	-	-	73,4	-	-	-	97,0	-
2001	96,0	1,5	76,5	1,2	79,2	8,0	23,5	1,9	100,0	3,1
2002	97,4	1,4	76,7	1,1	84,9	7,2	23,3	1,7	102,8	2,8
2003	98,7	1,4	77,1	1,1	92,6	9,1	22,9	2,1	106,0	3,1
2004	100,0	1,3	77,2	1,0	100,0	8,0	22,8	1,8	109,0	2,8

a) Das Wachstum des realen Bruttoinlandsprodukts ergibt sich aus den Wachstumsbeiträgen der Konsum- bzw. Investitionsausgaben. Der Wachstumsbeitrag einer Komponente ergibt sich aus der Wachstumsrate, gewichtet mit dem jeweiligen nominalen Ausgabenanteil aus dem Vorjahr. Abweichungen in den Summen durch Runden der Zahlen.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Modellrechnung 4, die auf dem Zahlenbeispiel der Modellrechnung 3 aufbaut, zeigt, dass sich auf Vorjahrespreisbasis die Wachstumsbeiträge der BIP-Komponenten (im Beispiel: Konsumausgaben und Investitionsausgaben) aus dem Produkt der jeweiligen Veränderungsraten und den nominalen Ausgabenanteilen (des Vorjahres) errechnen lassen. Wie die Veränderungsraten sind auch die numerischen Werte der Wachstumsbeiträge unabhängig von der Wahl des Referenzjahrs.

rechnung viele gewohnte Verknüpfungen nicht mehr zulässig. So ist die Berechnung von *makroökonomischen Quoten* (z.B. der Anteil des privaten Konsums bzw. der Anteil der Investitionen am BIP usw.) sinnvollerweise nur noch nominal, d.h. in laufenden Preisen, oder aber als unverkettete Absolutwerte, d.h. in Preisen des jeweiligen Vorjahrs, möglich, da sich nur dann die jeweiligen Quoten ohne Rest zu 100 aufaddieren lassen.

- Infolge der Nichtadditivität verketteter Volumina müssen zudem für die im herkömmlichen Festpreissystem relativ einfach zu berechnenden *Wachstumsbeiträge* von Teilaggregaten (privater Konsum, Investitionen usw.) des realen BIP neue Formeln gefunden werden. Der Grundgedanke hierfür ist, dass sich die prozentuale Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts $L_M(t,t-1) \times 100 - 100$ als gewogenes Mittel der

Wachstumsraten der ($s = 1, \dots, r$) BIP-Komponenten $L_{M,s}(t,t-1)$ darstellen lässt.¹⁰ Die Gewichte $G_s(t-1)$ entsprechen nunmehr aber den Anteilen der nominalen Komponenten am nominalen BIP des Vorjahrs (nominale Ausgabenanteile):

$$(7) [L_M(t,t-1) - 1] \times 100 = \sum_{s=1, \dots, r} [L_{M,s}(t,t-1) - 1] \times G_s(t-1) \times 100$$

Daraus folgt für den gesuchten Wachstumsbeitrag in Prozentpunkten einer beliebigen realen BIP-Komponente s (vgl. Modellrechnung 4) der Ausdruck (vgl. Tuke 2002, 28):

$$(8) [L_{M,s}(t,t-1) - 1] \times G_s(t-1) \times 100 \quad s = 1, \dots, r$$

¹⁰ Der Einfachheit halber werden bei dieser Beweisskizze die Vorratsinvestitionen den Bruttoanlageinvestitionen zugeschlagen, für die sich auf der Verwendungsseite des BIP ein verketteter Laspeyres-Mengenindex konstruieren lässt. Auf der Entstehungsseite gilt der Gedankengang exakt für die Aggregate der Bruttowertschöpfung.

Für das unmittelbar einem Referenzjahr nachfolgende Jahr stimmen die nach dieser Formel ermittelten Wachstumsbeiträge mit den herkömmlichen Ergebnissen des Festpreisansatzes überein, da im Referenzjahr die nominalen Ausgabenanteile mit den realen identisch sind.

- Formel (7) kann man naturgemäß auch zur Berechnung von Veränderungsraten beliebiger *nutzerdefinierter Zwischenaggregate* verwenden, für die vom Statistischen Bundesamt keine gesonderten verketteten Ergebnisse ausgewiesen werden. Die Veränderungsrate $LM_{i(A+B)}(t, t-1)$ eines beliebigen realen Aggregats $(A+B)_{real}$ im Jahr t ergibt sich demzufolge aus den Wachstumsraten seiner Bestandteile LM_{iA} bzw. LM_{iB} , gewogen mit den nominalen Anteilen G_A bzw. G_B des Vorjahrs $t-1$:

$$LM_{i(A+B)}(t, t-1) = LM_{iA}(t, t-1) \times G_A(t-1) + LM_{iB}(t, t-1) \times G_B(t-1)$$

Die dazugehörigen verketteten Volumenangaben $(A+B)_{real}(t)$ erhält man aus der (sukzessiven) Multiplikation, d.h. Verkettung der Veränderungsraten $LM_{i(A+B)}(t, t-1)$ mit dem Nominalwert des Summenaggregats $A(0) + B(0)$ im Referenzjahr 0 (vgl. Whelan 2000):

$$(A+B)_{real}(t) = \prod_{k=1, \dots, t} LM_{i(A+B)}(k, k-1) \times [A(0) + B(0)]$$

- Mit Hilfe der nominalen Ausgabenanteile des Vorjahres lassen sich schließlich disaggregierte *1-Schritt Prognosen* für die Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts (unter Einschluss einer impliziten Schätzung des Residuums) generieren (vgl. Landefeld, Moulton und Vojtech 2003, 12 ff.). Da in Deutschland bereits im Januar die Ausgabenanteile des Vorjahres $t-1$ vom Statistischen Bundesamt veröffentlicht werden, können bereits vorhandene Prognosen von Veränderungsraten realer Teilkomponenten zumindest für

das laufende Jahr t mit Hilfe der nominalen Vorjahresanteile *ohne* Aggregationsfehler zur Veränderungsrate des realen BIP zusammengewichtet werden. Die Schätzung des Residuums im Jahr t ergibt sich dann implizit aus der Differenz der Summe der prognostizierten realen Verwendungskomponenten (privater Konsum, Bruttoinvestitionen usw.) und des über die nominalen Ausgabenanteile (aus dem Jahr $t-1$) hochgeschätzten realen BIP. Für eine entsprechende BIP-Prognose für das Folgejahr $t+1$ erfordert dieser Ansatz allerdings eine ergänzende Schätzung der nominalen Ausgabenanteile im Jahr t . In aller Regel dürfte deshalb ein zusätzlicher Aggregationsfehler bei der Prognose des BIP für das Jahres $t+1$ nicht zu vermeiden sein, selbst wenn die realen Veränderungsraten der einzelnen BIP-Komponenten fehlerlos prognostiziert worden wären. Andere denkbare Ansätze zur disaggregierten Prognose des realen BIP bestünden darin, das Residuum gleich null zu setzen, was freilich nur in unmittelbarer zeitlichen Nähe zum Referenzjahr zulässig wäre, oder aber die Zeitreihe der Residuen mit Hilfe statistischer Methoden fortzuschreiben.

Fazit

In diesem Frühjahr wird in den deutschen VGR zur Berechnung des realen Wirtschaftswachstums die Methode der Vorjahrespreisbasis eingeführt, die das bisherige Festpreisverfahren ablöst. Der Nachweis von realen Ergebnissen auf Vorjahrespreisbasis wird sich für das frühere Bundesgebiet voraussichtlich auf den Zeitraum 1970 bis 1991 erstrecken, für Gesamtdeutschland erfolgt der Nachweis ab 1991. Unmittelbarer rechtlicher Anlass für den Systemwechsel ist die Kommissionsentscheidung 98/715/EG. Die EU-weiten Harmonisierungsbemühungen stehen politisch im Zusammenhang mit dem Stabilitäts- und Wachstumspakt von

Kasten:

Abkehr von der Festpreisbasis – Erfahrungen in den USA und in Japan

In den *USA* hat das Bureau of Economic Analysis (BEA), das mit der Erstellung der VGR betraut ist, das reale BIP bis Ende 1995 auf Basis eines Laspeyres-Mengenindex berechnet, was dem in Deutschland bisher verwendeten Festpreisverfahren entspricht. Anfang 1996 wurde die Berechnung auf einen verketteten Fisher-Mengenindex mit jährlich wechselnden Gewichten umgestellt. Die Neuberechnung zeigte, dass das durchschnittliche Wirtschaftswachstum auf Festpreisbasis zwischen 1982 und 1987 um 0,3 Prozentpunkte *unterschätzt* worden war; auf Basis des Fisher-Kettenindex stieg die durchschnittliche reale BIP-Rate in diesem Zeitraum von 2,8 auf 3,1% p.a. Gleichzeitig ist zwischen 1987 und 1994 das Wachstumstempo auf Festpreisbasis *überschätzt* worden; die Rate des realen BIP wurde in diesem Zeitraum von 2,5 auf 2,4% p.a. leicht nach unten korrigiert; im Jahr 1993 betrug die Differenz sogar 0,9 Prozentpunkte (vgl. Abb. 2). Zwischen 1986 und 1988 ergab sich aufgrund der Nähe zum Basisjahr 1987 kein nennenswerter »Substitution Bias« (vgl. Nierhaus 2001).

In *Japan* wurde die Berechnung des Wirtschaftswachstums durch das Economic and Social Research Institute (ESRI) im Dezember 2004 von der Festpreisbasis (1995 = 100) auf die Vorjahrespreisbasis zum Referenzjahr 2000 umgestellt. Wie in Deutschland wird hierzu ein verketteter Laspeyres-Mengenindex verwendet. Die Rückrechnung reicht gegenwärtig bis zum früheren Preisbasisjahr 1995. Die bisher veröffentlichten Ergebnisse zeigen, dass auf der bisherigen Festpreisbasis das Wirtschaftswachstum tendenziell *überschätzt* wurde. Die jahresdurchschnittliche Wachstumsrate des realen BIP wurde für die Zeitspanne 1995 bis 2003 um 0,2 Prozentpunkte herunterkorrigiert, sie beläuft sich jetzt nur noch auf 1,1% p.a. Die größte numerische Abweichung ergab sich für das Jahresergebnis 2003, das dem Ursprungswert nach im Vergleich zur früheren Festpreisbasis nunmehr mit 1,4% um 1,1 Prozentpunkte niedriger ausfällt (vgl. Abb. 3).

Abb. 2

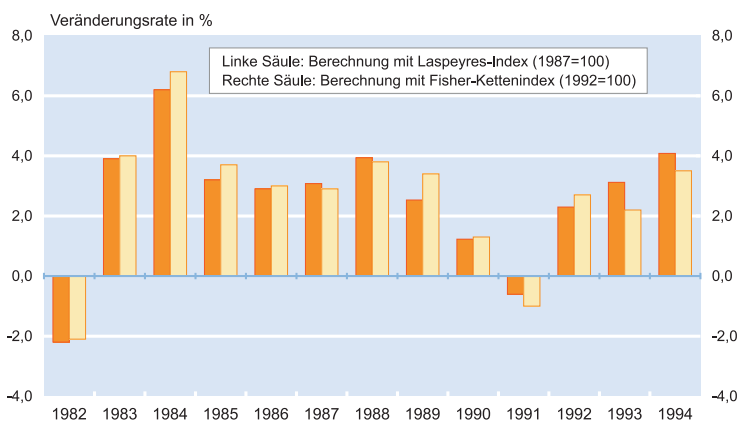
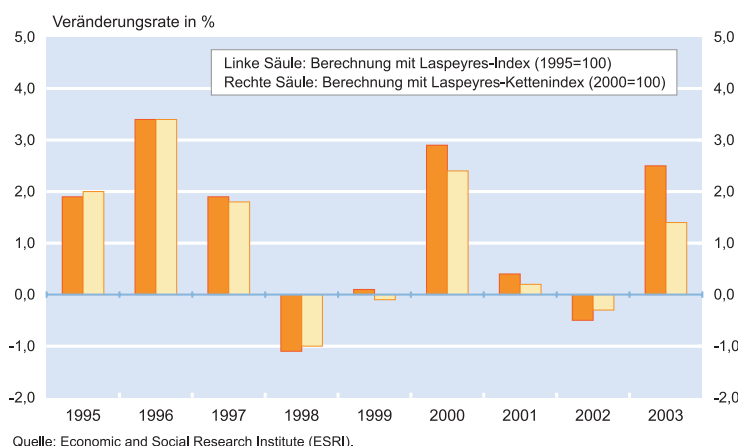
Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts in den USA im Zeitraum 1982 bis 1994

Abb. 3

Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts in Japan im Zeitraum 1995 bis 2003

1997, der bei Verletzung des staatlichen Defizitziels in einem Mitgliedsland Sanktionsmechanismen vorsieht sowie Ausnahmeregelungen, die vor allem auf die Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts abstellen (vgl. Statistisches Bundesamt 2003).

Der Wechsel zur Vorjahrespreisbasis folgt konzeptionell den Empfehlungen der internationalen SNA, wenngleich durch die Verwendung von Laspeyres-Kettenindizes (anstelle von Fisher-Kettenindizes wie in den USA). Die Berechnung des realen Bruttoinlandsprodukts und seiner Komponenten unter Verwendung eines zeitnahen Gewichtungsschemas vermeidet Revisionen, die sich bei der bisherigen Darstellung auf Festpreisbasis bei jedem turnusmäßigen Wechsel des Basisjahrs aufgrund von negativ korrelierter Preis- und Mengenveränderungen ergaben (»Substitution Bias«). Sofern Investoren und Verbraucher auf gestiegene (oder gesun-

kene) Preise mit entgegengesetzten Nachfrageänderungen reagieren, ist jetzt das aktuelle Wirtschaftswachstum auf Vorjahrespreisbasis »automatisch« niedriger als auf Festpreisbasis.

In Deutschland sind bisher die Korrekturen des Wachstumstempos bei turnusmäßigen Aktualisierungen der Preisbasis verhältnismäßig klein ausgefallen. Die Neuberechnung der Volumina auf der Basis von Vorjahrespreisen dürfte von daher kein nennenswert anderes numerisches Bild für die BIP-Entwicklung mit sich bringen – anders etwa als in den USA oder in Japan, wo sich zum Teil beträchtliche Korrekturen in einer Größenordnung bis zu 1 Prozentpunkt ergaben (vgl. Kasten). Modellrechnungen, die das Statistische Bundesamt im Jahr 2001 exemplarisch für den Zeitraum 1991 bis 2000 durchgeführt hat, zeigten für die jährliche Veränderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts in den Jahren 1999 und 2000 auf der Basis von Vorjahrespreisen ein um jeweils $\frac{1}{10}$ Prozentpunkt niedriges Wachstumstempo als auf herkömmlicher Festpreisbasis. In den Jahren 1993 bis 1998 ergab die Modellrechnung keine numerischen Unterschiede; im Jahr 1992 schließlich erhöhte sich die Wachstumsrate auf Vorjahrespreisbasis im Vergleich zur Festpreisbasis um $\frac{1}{10}$ Prozentpunkt. Bei den Teilaggregaten des realen BIP ergaben sich Rechenzeitraum etwas größere Abweichungen, wobei sich die quantitativ bedeutsamsten Unterschiede in einer Größenordnung von $\pm 0,3$ Prozentpunkten erwartungsgemäß bei den Importen

und den Ausrüstungen zeigten, was sich im deutschen BIP allerdings weitgehend saldierte (vgl. Mayer 2001, 1037). Aktualisierte Ergebnisse des Statistischen Bundesamts aus dem Jahr 2003 liefern für die Entwicklung der makroökonomischen Aggregate keinen wesentlich anderen empirischen Befund (vgl. Statistisches Bundesamt 2003). Insgesamt zeigen die Modellrechnungen, dass sich auf neuer Vorjahrespreisbasis für das reale Bruttoinlandsprodukt in Deutschland geringfügig niedrigere jährliche Veränderungsrate ergeben können (jedenfalls in Jahren nach der letzten Festpreisbasis 1995).

Der Methodenwechsel hat allerdings erhebliche Konsequenzen für die Konjunkturdiagnose und -prognose. Aufgrund der zeitnahen Gewichtungsschemas erhält die Analyse nominaler Größen einen höheren Stellenwert, die additive Inkonsistenz verketteter Volumina erfordert fallwei-

Übersicht Indexformeln in ausgewählten Industrieländern

Land	Indexformel für die Jahresrechnung	Indexformel für die Vierteljahresrechnung
Deutschland	Verketteter Laspyeres-Index (2005)	Verketteter Laspyeres-Index (2005)
Finnland	Verketteter Laspyeres-Index (2005)	Verketteter Laspyeres-Index (2005)
Frankreich	Verketteter Laspyeres-Index	Laspyeres-Index
Griechenland	Verketteter Laspyeres-Index	Laspyeres-Index
Großbritannien	Verketteter Laspyeres-Index	Verketteter Laspyeres-Index
Italien	Verketteter Laspyeres-Index (2005)	Verketteter Laspyeres-Index (2005)
Niederlande	Verketteter Laspyeres-Index	Verketteter Laspyeres-Index
Schweden	Verketteter Laspyeres-Index	Verketteter Laspyeres-Index
Spanien	Laspyeres-Index	Laspyeres-Index
USA	Verketteter Fisher-Index	Verketteter Fisher-Index
Kanada	Verketteter Fisher-Index ^{a)}	Verketteter Fisher-Index ^{a)}
Australien	Verketteter Laspyeres-Index	Verketteter Laspyeres-Index
Neuseeland	Verketteter Laspyeres-Index	Verketteter Laspyeres-Index
^{a)} Nur für die Verwendungsseite des BIP.		

Quelle: Schreyer (2004).

se modifizierte Rechengänge. Neue Wege müssen auch bei der disaggregierten BIP-Prognose beschritten werden. Dies alles erschwert sicherlich zumindest für einen gewissen Zeitraum die Diagnose und Prognose der konjunkturellen Entwicklung.

Gleichwohl ist der Systemwechsel bei der Volumenmessung richtig und notwendig. Denn mit dem weiteren Vordringen hedonischer Verfahren bei der Erfassung der Preisentwicklung könnte im bisherigen Festpreissystem der »Substitution Bias« zukünftig an Gewicht gewinnen. Außerdem sind nach der Umstellung die Ergebnisse der deutschen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen von der Methodologie wie von der Darstellung kompatibel mit den Angaben anderer wichtiger Industriestaaten (vgl. Übersicht).

Literatur

Landefeld, J.St., B.R. Moulton und C.M. Vojtech (2003), »Chained-Dollar Indexes: Issues, Tips on Their Use, and Upcoming Changes«, *Survey of Current Business* (November), 8–16.
Mayer, H. (2001), »Preis- und Volumenmessung in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen«, *Wirtschaft und Statistik* (12), 1032–1043.

Nierhaus, W. (2001), »Wirtschaftswachstum in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen: Ein Vergleich Deutschland – USA«, *ifo Schnelldienst* 54(3), 41–51.
Nierhaus, W. (2004a), »Wirtschaftswachstum in den VGR: Zur Einführung der Vorjahrespreisbasis in der deutschen Statistik«, *ifo Schnelldienst* 57(5), 28–34.
Nierhaus, W. (2004b), »Zur Einführung der Vorjahrespreisbasis in der deutschen Statistik – Besonderheiten der Quartalsrechnung«, *ifo Schnelldienst* 57(15), 14–21.
Nierhaus, W. und J.-E. Sturm (2003), »Methoden der Konjunkturprognose«, *ifo Schnelldienst* 56(4), 7–23.
Schreyer, P. (2004), »Chain Index Number Formulae in the National Accounts«, 8th OECD-NBS Workshop on National Accounts, Paris.
Statistisches Bundesamt (2003), *Tagungsunterlagen der Sitzung des Fachausschusses Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen am 26. November 2003, TOP 2.1.1, Einführung der Vorjahrespreisbasis*, Wiesbaden.
Tuke, A. (2002), »Analysing the effects of annual chain-linking on the output measure of GDP«, *Economic Trends* No. 581, 26–33.
Whelan, K. (2000), »A Guide to the Use of Chain Aggregated NIPA Data«, *Finance and Economics Discussion Series* 2000-35 (June), 1–20.
Young, A.H. (1992), »Alternative Measures of Change in Real Output and Prices«, *Survey of Current Business* (April), 32–48.