

Nierhaus, Wolfgang

Article

Wirtschaftswachstum in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen: Ein Vergleich Deutschland - USA

ifo Schnelldienst

Provided in Cooperation with:

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

Suggested Citation: Nierhaus, Wolfgang (2001) : Wirtschaftswachstum in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen: Ein Vergleich Deutschland - USA, ifo Schnelldienst, ISSN 0018-974X, ifo Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München, München, Vol. 54, Iss. 03, pp. 41-51

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/163587>

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.

Wirtschaftswachstum in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen: Ein Vergleich Deutschland – USA

41

Wolfgang Nierhaus

Im Jahr 2000 ist das reale Bruttoinlandsprodukt in Deutschland um 3,1% gestiegen. Das ist die höchste Zuwachsrate seit dem einigungsbedingten Boom im Jahr 1991. In den USA schwächt sich hingegen das Wirtschaftswachstum deutlich ab; im vierten Quartal 2000 betrug die Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts im Vorjahresvergleich aufgrund des hohen Überhangs jedoch noch 3,5%. Sind die Zahlenangaben aber überhaupt miteinander vergleichbar? Seit 1996 wird nämlich in den USA die Veränderung des realen Bruttoinlandsprodukts auf der Basis eines »chain-type annual-weighted« Fisher-Index ermittelt, in Deutschland hingegen auf der Basis eines Laspeyres-Index mit konstanter Gewichtung. Der folgende Beitrag gibt einen Überblick über die beiden Verfahren zur Berechnung des Wirtschaftswachstums. Sowohl das 1993 revidierte »System of National Accounts« (SNA) als auch das neue Europäische System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG 1995) empfehlen Kettenindizes nach Fisher für die Berechnung des realen Bruttoinlandsprodukts. Das Thema hat damit Relevanz für die deutsche Wirtschaftsstatistik.

Problemstellung

Der wichtigste Indikator für Konjunktur und Wirtschaftswachstum in einer Volkswirtschaft ist das Bruttoinlandsprodukt (BIP). Das nominale BIP misst die im Inland entstandene Produktion in laufenden Preisen einer Berichtsperiode. Von der Entstehungsseite entspricht es dem Geldwert aller im Inland produzierten Waren und Dienstleistungen nach Abzug des Wertes der im Produktionsprozess als Vorleistungen verbrauchten Güter. Berechnet man das Bruttoinlandsprodukt von der Verwendungsseite, so entspricht es dem Summenwert der Nachfragekomponenten (privater Konsum + öffentlicher Konsum + Bruttoinvestitionen + Exporte – Importe).

Oftmals ist man aber nicht an der Entwicklung von Größen in laufenden Preisen interessiert, sondern allein an der Bewegung der Realgrößen, d.h. an der Veränderung der effektiven Gütervolumina. Das nominale Bruttoinlandsprodukt muss zu diesem Zweck in eine Preis- und in eine Mengenkomponekte (*reales Bruttoinlandsprodukt*) zerlegt werden. Formal besteht die Aufgabe darin, einen Wertindex des nominalen Bruttoinlandsprodukts $\sum_i Q(i,t)P(i,t) / \sum_i Q(i,0)P(i,0)$, 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 setzt¹,

durch geeignete Deflationierung (d.h. Division) mit einem Preisindex in einen Mengenindex zu überführen, der die Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts misst. Die einzelnen Darstellungen des realen Bruttoinlandsprodukts unterscheiden sich grosso modo dadurch, mit welchem Preisindex das Inlandsprodukt preisbereinigt 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.

Das deutsche Verfahren

In Deutschland wird das reale Bruttoinlandsprodukt *in konstanten Preisen einer Basisperiode* ausgewiesen. Dieses Vorgehen entspricht der Praxis der amtlichen Statistik in vielen anderen Ländern und auch den Empfehlungen des internationalen System of National Accounts (SNA) aus dem Jahr 1968. Formal ergibt sich das reale BIP durch Division des nominalen Bruttoinlandsprodukts durch einen Preisindex vom Paasche-Typ.² Als Ergebnis erhält man Mengen der Berichtsperiode t, die mit den (konstanten) Preisen der Basisperiode 0 bewertet sind:

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

² Die Formel für den Paasche-Preisindex lautet: $P_P(t,0) = \sum_i P(i,t)Q(i,t) / \sum_i P(i,0)Q(i,t)$. Der Paasche-Preisindex setzt die laufenden Ausgaben einer Berichtsperiode $\sum_i P(i,t)Q(i,t)$ in Beziehung zu den fiktiven Ausgaben $\sum_i P(i,0)Q(i,t)$, die sich ergeben, wenn in der Berichtsperiode t die Preise der Basisperiode 0 gelten würden.

$$\text{BIP}_{\text{real}}(t) = \sum_i Q(i,t) P(i,0)$$

In den deutschen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen steht allerdings kein originär ermittelter »echter« Paasche-Preisindex für die Deflationierung des nominalen Bruttoinlandsprodukts zur Verfügung. Die übliche Methode, die das Statistische Bundesamt zur Berechnung des Bruttoinlandsprodukts in konstanten Preisen benützt, besteht darin, dass zunächst auf möglichst niedrigem Aggregationsniveau die Ausgaben für einzelne Gütergruppen mit Hilfe von Laspeyres-Preisindizes aus der amtlichen Preisstatistik deflationiert werden. Die Summe der so berechneten realen Teilaggregate ist eine gute Approximation an das mittels eines »echten« Paasche-Preisindex deflationierten realen Bruttoinlandsprodukts. Die Approximation ist umso besser, je tiefer die »Verpaaschung« reicht, d.h. je kleiner die Güterbündel sind, die mit Hilfe von Laspeyres-Preisindizes deflationiert werden.³ Der in der deutschen Statistik ausgewiesene Preisindex des Bruttoinlandsprodukts folgt implizit aus der Division des nominalen Bruttoinlandsprodukts durch das so ermittelte reale BIP.

Bezieht man das reale Bruttoinlandsprodukt der Berichtsperiode t auf das BIP der Basisperiode 0 , so erhält man das reale Bruttoinlandsprodukt in Form eines *Laspeyres-Mengenindex* (L_M)

$$L_M(t,0) = \frac{\sum_i Q(i,t)P(i,0)}{\sum_i Q(i,0)P(i,0)} \times 100$$

L_M zeigt die relative Veränderung des realen Bruttoinlandsprodukts gegenüber der Basisperiode auf. Die beiden Zeitreihen $L_M(t,0)$ bzw. $\text{BIP}_{\text{real}}(t)$ sind naturgemäß identisch, was die Veränderung gegenüber der jeweiligen Vorperiode $t-1$ anbetrifft. Der Mengenindex L_M lässt sich als Mittelwert von *gewogenen* Mengemesszahlen ausdrücken, wobei die Gewichte den konstanten Ausgabenanteilen im Basisjahr entsprechen (»fixed-weighted« Index).⁴ Die Darstellung des realen Bruttoinlandsprodukts als Laspeyres-Mengenindex erleichtert im Folgenden den Vergleich mit dem amerikanischen Verfahren.

Der Vorteil des deutschen Verfahrens zur Berechnung des realen BIP besteht zunächst darin, dass es mathematisch einfach gehalten und schlüssig zu interpretieren ist. Zudem sind die Ergebnisse in konstanten Preisen *additiv konsistent*, d.h. die nach dieser Rechenvorschrift ermittelten realen Verwendungskomponenten des BIP (realer privater Konsum,

reale Bruttoinvestitionen usw.) addieren sich ohne Restgröße zum realen BIP.⁵ Als gravierender Nachteil dieses Verfahrens wird gesehen, dass die Ergebnisse naturgemäß von der Wahl des (Basis-)Jahres, dessen Preisstrukturen in der Berechnung konstant gehalten werden, abhängig sind. Die Veränderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts wird hierdurch entscheidend beeinflusst. Das »reale« BIP kann im Zeitablauf umso »irrealer« werden, je stärker sich die Preisstrukturen mit zunehmendem Abstand von der Basisperiode ändern. In diesem Fall gibt es keine ökonomische Begründung mehr, zur Berechnung des realen Bruttoinlandsprodukts weiterhin die Preise der Basisperiode zu benützen. Die Preise aus dem Basisjahr wären im Berichtsjahr nur noch beliebig-fiktive Werte, die durch die aktuellen Marktverhältnisse nicht mehr gerechtfertigt sind (Neubauer 1994, S.74). Das Problem veränderter Preis- und Mengenstrukturen wurde bei der Berechnung des realen Bruttoinlandsprodukts zu Beginn der siebziger Jahre erstmals virulent, als es zu einer »Preisexplosion« bei Energieträgern kam. Auch die anhaltende »Preisimplosion« bei EDV-Investitionen ist in diesem Zusammenhang anzuführen.

Bei einer Aktualisierung der Preisbasis sind von daher normalerweise mehr oder weniger deutliche Revisionen der Wachstumsraten des realen Bruttoinlandsprodukts zu erwarten. Hier kommt insbesondere der »*Substitution Bias*« ins Spiel (Landefeld und Parker 1997, S. 59): In aller Regel werden diejenigen Waren und Dienstleistungen im Zeitablauf stärker nachgefragt, deren Preise seit dem Basisjahr unterdurchschnittlich gestiegen oder sogar gefallen sind. Bei einer Aktualisierung der Preisbasis erhalten derartige Güter aufgrund des gesunkenen Preisniveaus zwangsläufig ein geringeres Gewicht, was dazu führt, dass die Wachstumsrate des Gesamtaggregats im Vergleich zum alten Rechenstand *kleiner* wird (vgl. Modellrechnung 1).⁶ Das Statistische Bundesamt versucht derartige methodisch bedingte Verzerrungen bei der Berechnung des Wirtschaftswachstums dadurch zu minimieren, indem es in regelmäßigen Abständen (5-Jahres-Rhythmus) das Basisjahr aktualisiert (aktuelle Preisbasis ist derzeit das Jahr 1995). Dabei erfolgt die Rückrechnung des realen Bruttoinlandsprodukts zunächst auf der größtmöglichen Disaggregationsstufe, für weiter zurückliegende Zeiträume wird die Umrechnung jedoch nur auf höheren Aggregationsebenen vorgenommen, so dass innerhalb der Teilaggrega-

³ Auf die Deflationierungsprobleme, die sich daraus ergeben, dass das Bruttoinlandsprodukt von der Entstehungsseite wie von der Verwendungsseite als Saldogröße definiert ist, die keine eigene Gütermengenstruktur besitzt, wird hier nicht weiter eingegangen. Vgl. Neubauer (1996, S. 120 ff.; 1994, S. 75 ff.).

⁴ Offenbar gilt $L_M = \frac{\sum_i Q(i,t)P(i,0)}{\sum_i Q(i,0)P(i,0)} = \frac{\sum_i Q(i,t)/Q(i,0) \cdot P(i,0)}{\sum_i P(i,0)Q(i,0)/\sum_i P(i,0)Q(i,0)}$, wobei $Q(i,t)/Q(i,0)$ die Mengemesszahl für Gut i ist und $g(i) = P(i,0)Q(i,0)/\sum_i P(i,0)Q(i,0)$ der Anteil der Ausgaben für Gut i an den Gesamtausgaben im Basisjahr darstellt. Vgl. Young (1992, S. 42).

⁵ *Additiv konsistente* Ergebnisse erhält man überhaupt nur bei der Deflationierung von Wertgrößen mit *Paasche*-Preisindizes. Vgl. von der Lippe (1999, S. 406 f.).

⁶ Eine Verzerrung der aktuellen Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts auf alter Preisbasis »nach oben« muss aber nicht zwangsläufig auftreten: So können nämlich Güter trotz überdurchschnittlich steigender Preise aufgrund einer hohen Einkommenselastizität der Nachfrage nach diesen Gütern verstärkt konsumiert werden. Das bedeutet aber, dass die Veränderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts mit wachsendem Abstand der Berichtsperiode von der Basisperiode unterzeichnet wird. Vgl. Scheuer und Leifer (1996, S. 474).

te die alten Preisstrukturen erhalten bleiben.⁷ Folgerichtig ist nach Auffassung des Statistischen Bundesamts ein neues Basisjahr primär für die dem Basisjahr folgenden Perioden von Bedeutung (Essig, Strohm et al. 1993, S. 614). Trotzdem bleiben aber auch dann am aktuellen Rand extreme Preisstrukturverschiebungen – wie die drastische Verteuerung der deutschen Einfuhr im Jahr 2000 infolge des kumulativen Anstiegs des US-Dollar gegenüber dem Euro und des Höhenflugs der Ölpreise – unberücksichtigt.

Das amerikanische Verfahren

Das 1993 revidierte System of National Accounts empfiehlt, die jährliche Veränderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts auf der Basis eines Mengenindex vom *Fisher*-Typ zu berechnen.⁸ Auch das revidierte System Europäischer Gesamtrechnungen (ESVG 1995) legt ein solches Verfahren für die Hauptaggregate nahe (Eurostat 1996, S. 257 f.). In den USA hat das Bureau of Economic Analysis (BEA), das mit der Erstellung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen betraut ist, im Jahr 1996 die Berechnung des realen Bruttoinlandsprodukts umgestellt. Durch den Indexwechsel soll der Nachteil des herkömmlichen Laspeyres-Index mit konstanten Gewichten (»Substitution Bias«) vermieden werden. Grundsätzlich wird der *Fisher*-Mengenindex (F_M) dadurch ermittelt, dass – jeweils im Vergleich zur Vorperiode $t-1$ – ein Laspeyres-Mengenindex und ein Paasche-Mengenindex für die Berichtsperiode t berechnet wird und anschließend das geometrische Mittel aus beiden Indizes gebildet wird⁹:

$$F_M(t,t-1) = [L_M(t,t-1) \times P_M(t,t-1)]^{1/2}$$

Der Laspeyres-Mengenindex L_M misst die Veränderung des realen Bruttoinlandsprodukts (gegenüber $t-1$) bei konstant gehaltenen Preisen der Periode $t-1$; der Paasche-Mengenindex P_M die Veränderung des realen Bruttoinlandsprodukts auf der Basis konstant gehaltener Preise der Berichtsperiode t .¹⁰ Aus ökonomischer Sicht sind beide Rechenergebnisse gleichermaßen korrekt, da es keinen sachlichen Grund gibt, eine der beiden Vergleichsperioden und damit eines der beiden Ergebnisse zu bevorzugen. Es ist daher naheliegend, den Mittelwert aus beiden Einzelschätzungen als Maßstab für die »tatsächliche« Veränderung des realen Bruttoinlandsprodukts gegenüber der Vorperiode heranzuziehen. Zur Mittelwertbildung wird hier das geometrische Mittel (Quadratwurzel aus dem Produkt der beiden Mengenindizes L_M und P_M) verwendet, so dass die Veränderungsrate des Fisher-Index zwischen der Rate des Laspeyres-Index und der Rate des Paasche-Mengenindex liegt. Da in die Fisher-Indexformel F_M sowohl die Preise der Periode $t-1$ als auch die Preise von Periode t eingehen, trägt die jährliche Veränderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts in den USA – anders als in Deutschland – folglich zwischenzeitlichen Änderungen der Preisstrukturen Rechnung (Landefeld und Parker 1995, S. 33; Young 1992, S. 33 ff.).

Durch Verkettung (d.h. Multiplikation) der einzelnen Mengenindizes F_M berechnet das Bureau of Economic Analysis einen Fisher-Kettenindex, der fortlaufend die Veränderung des realen Bruttoinlandsprodukts im Vergleich zu einer (beliebig gewählten) Basisperiode 0 zeigt.¹¹ Der Index KF_M wird vom BEA als »chain-type annual-weighted index« bezeichnet:

$$KF_M(t,0) = KF_M(t-1,0) \times F_M(t,t-1)$$

Für das Basisjahr hat das BEA den Kettenindex auf den Wert 100 normiert, d.h. es gilt $KF_M(0,0) = 100$ (Seskin und Parker 1998, S. 38). Durch die Verkettung der einzelnen relativen BIP-Änderungen findet von Jahr zu Jahr eine Aktualisierung der (Preis-)Gewichte statt; der »Substitution Bias« wird ausgeschaltet (vgl. Modellrechnung 2). Dies erleichtert insbesondere langfristige Wachstumsvergleiche, da sich in aller Regel Preisstrukturen mit wachsender Länge des Untersuchungszeitraums immer stärker ändern. Auch bei Verwendung der neuen Kettenindexformel kann das reale Bruttoinlandsprodukt als Niveaugröße abgebildet werden. Die Niveauewerte werden vom BEA als »chained-dollar estimates« bezeichnet. Man erhält chained-dollar Angaben für das reale BIP (oder für die realen Verwendungskomponenten mit

⁷ So erfolgte bei der Revision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen im Jahr 1985 eine Umstellung auf das Preisbasisjahr 1980 (zuvor 1976). Die Umrechnung der Angaben in konstanten Preisen erfolgte zurück bis 1975 in größtmöglicher Rechartiefe. Für den Zeitraum 1960 bis 1974 wurde auf höheren Aggregationsstufen umbasiert, so dass innerhalb der Teilaggregate die alten Preisrelationen nicht verändert wurden. Der Nachweis für die Jahre 1950 bis 1960 erfolgte schließlich weiterhin auf alter Preisbasis 1976. Dem Nutzer wurde jedoch empfohlen, diese Ergebnisse mit Hilfe von Verkettungsfaktoren (Ergebnis 1960 in Preisen von 1980 durch Ergebnis 1960 in Preisen von 1976) selbständig auf das neue Preisbasisjahr umzubasieren. Vgl. Lützel (1985, S. 603).

⁸ »The preferred measure of year to year movements of GDP volume is a Fisher volume index.« Commission of the Monetary Fund et al. (1993, S. 392).

⁹ Äquivalent kann der *Fisher*-Mengenindex F_M dadurch ermittelt werden, dass der Index des nominalen Bruttoinlandsprodukts mit Hilfe eines *Fisher*-Preisindex deflationiert wird. Der *Fisher*-Preisindex (geometrisches Mittel aus einem Laspeyres-Preisindex und einem Paasche-Preisindex) ist eng mit dem Begriff des *ökonomischen* Preisindex verknüpft. Definiert man den Begriff »Lebenshaltungskosten« gemäß der mikroökonomischen Konsumtheorie als Aufwand zur Erzielung eines bestimmten Lebensstandards (Nutzen), so sollte ein echter ökonomischer Preisindex die bei unterschiedlichen Preissituationen jeweils minimal erforderlichen Ausgaben zur Wahrung eines bestimmten Nutzenniveaus miteinander vergleichen. Es lässt sich zeigen, dass der Laspeyres-Preisindex die *Obergrenze*, der Paasche-Index die *Untergrenze* eines auf dem Nutzenmaximierungskalkül abgeleiteten ökonomischen Preisindex bildet. Letzterer lässt sich allerdings nur bei Kenntnis der individuellen Präferenzen der privaten Haushalte ermitteln. Da die Werte des *Fisher*-Preisindex (als geometrisches Mittel) zwischen den Paasche- bzw. Laspeyres-Ergebnissen liegen, können Preisindizes nach Fisher als statistische Approximation des ökonomischen Preisindex aufgefasst werden, was den Regime-Wechsel im SNA'93 zusätzlich motiviert haben dürfte.

¹⁰ Die Formel für den Laspeyres-Mengenindex lautet $L_M = \frac{\sum Q(i,t)P(i,t-1)}{\sum Q(i,t-1)P(i,t-1)}$, der Paasche-Mengenindex ist definiert durch $P_M = \frac{\sum Q(i,t)P(i,t)}{\sum Q(i,t-1)P(i,t)}$.

¹¹ Nach demselben Muster berechnet das BEA auch einen verketteten *Fisher*-Preisindex des Bruttoinlandsprodukts (BIP-Deflator).

Ausnahme der Vorratsinvestitionen) in Periode t , indem das nominale Bruttoinlandsprodukt (oder eine Verwendungskomponente) des Basisjahrs 0 mit dem Index KF_M fortgeschrieben und durch 100 dividiert wird:

$$BIP_{real}(t) = \sum_i Q(i,0)P(i,0) \times KF_M(t,0)/100$$

Chained-dollar Ergebnisse können jedoch nicht mehr als Angaben in konstanten Preisen interpretiert werden, da sie nicht mehr allein durch reine Mengenänderungen bestimmt werden, sondern auch durch Preisstrukturänderungen. Daraus folgt auch, dass die chained-dollar Angaben – mit Ausnahme der Angaben für die Referenzperiode 0 – nicht mehr *additiv konsistent* sind. Mit anderen Worten: Die Summe der chained-dollar Verwendungskomponenten (privater Konsum, Bruttoinvestitionen usw.) ergibt nicht das auf chained-dollar Basis ermittelte reale Bruttoinlandsprodukt. Das Gleiche gilt auch für die Summe der in chained-dollar gemessenen Wertschöpfung der Wirtschaftsbereiche. Der Effekt kommt in der Regel umso stärker zum Tragen, je weiter die Berichtsperiode von der Basisperiode entfernt ist. Im Allgemeinen entsteht ein Residuum (= Differenz zwischen dem auf chained-dollar Basis ermittelten BIP und der Summe der »chained-dollar« Angaben auf der kleinsten Disaggregationsstufe) (Landefeld und Parker 1997, S. 61). Vom Bureau of Economic Analysis werden die Residuen beim Nachweis der Entstehungs- bzw. Verwendungsseite des realen Bruttoinlandsprodukts nachrichtlich angegeben. Ferner sind die Residuen von der Wahl des Basisjahrs und vom jeweiligen Disaggregationsgrad abhängig. Im jeweiligen Basisjahr sind die Restgrößen naturgemäß Null (vgl. Modellrechnung 3). Aufgrund der Nichtadditivität der realen BIP-Verwendungskomponenten lassen sich zudem die Wachstumsbeiträge der Nachfrageaggregate zum realen Bruttoinlandsprodukt auf herkömmlichem Weg¹² in der Regel nur noch approximativ berechnen.¹³

Empirische Ergebnisse für die USA und Deutschland

Bis Dezember 1995 hat in den USA das Bureau of Economic Analysis die Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts auf der Basis eines traditionellen Laspeyres-Mengenindex berechnet, was dem in Deutschland vom Statistischen Bundesamt verwendeten Verfahren (Angaben in konstanten Preisen eines Basisjahres) entspricht. Anfang 1996 wurde im Rahmen einer umfassenden Revision der »national income and product accounts« (NIPA) die Berech-

nung des realen Bruttoinlandsprodukts offiziell auf einen verketteten Fisher-Mengenindex umgestellt.

Die vom BEA veröffentlichten Angaben erlauben es, die Angaben der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen für die USA nach neuem und altem Rechenverfahren gegenüberzustellen. Das Jahr 1994 ist das letzte Jahr, für das vollständige Angaben auf Laspeyres-Basis vorliegen. Die Ergebnisse auf Laspeyres- bzw. Fisher-Indexbasis weichen in der Regel spürbar voneinander ab, und zwar aufgrund des »Substitution Bias« in den zu erwartenden Richtungen: So ist das durchschnittliche jährliche Wirtschaftswachstum in den USA im Zeitraum 1959 bis 1987 durch den herkömmlichen Laspeyres-Index (auf Preisbasis 1987) um 0,3 Prozentpunkte *unterschätzt* worden; der Umstieg auf den Fisher-Kettenindex erhöhte die langfristige durchschnittliche Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts in den USA von 3,1% p.a. auf 3,4% p.a. Gleichzeitig ist durch das herkömmliche Rechenverfahren das jahresdurchschnittliche Wachstumstempo im Zeitraum 1987 bis 1994 *überschätzt* worden. Die Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts verringerte sich aufgrund des Wechsels in der Methodik in diesem Zeitraum von 2,4% p.a. auf 2,3% p.a.; in den Jahren 1993 bis 1994 betrug die Differenz sogar mehr als 1/2 Prozentpunkt (vgl. Abb. 1). Zwischen 1987 und 1991 ergab sich aufgrund der zeitlichen Nähe zum Basisjahr erwartungsgemäß kein nennenswerter »Substitution Bias«.¹⁴

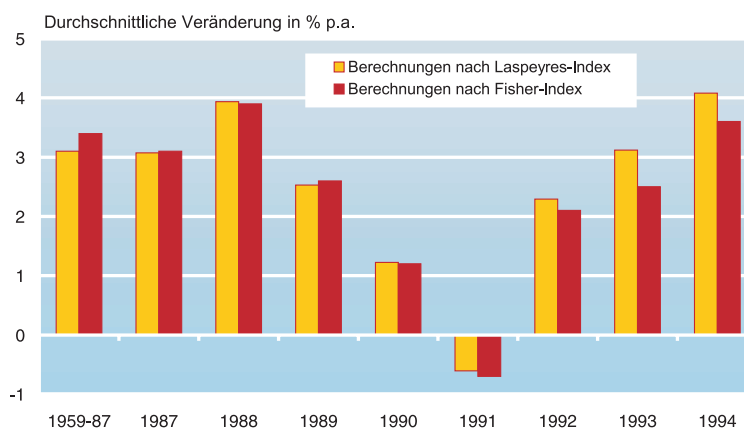
¹² Das BIP setze sich ohne Rest aus den Komponenten A und B zusammen, d.h. es gelte $BIP(t) = A(t) + B(t)$. Dann errechnen sich die Wachstumsbeiträge der Komponenten A und B (in Prozentpunkten) gemäß: $[A(t) - A(t-1)]/BIP(t-1) \times 100$ bzw. $[B(t) - B(t-1)]/BIP(t-1) \times 100$.

¹³ Eine umfassende Kritik an der Verwendung von Kettenindizes in der amtlichen Statistik findet sich bei von der Lippe (1999, S.385 ff.; 2000, S. 67 ff.).

¹⁴ Ähnliche Ergebnisse bezüglich Ausmaß und Richtung des »Substitution Bias« beim Umstieg auf einen verketteten Mengenindex wurden z.B. auch für Australien und die Niederlande nachgewiesen. Vgl. Scarpetta, Bassanini, Pilat und Schreyer (2000, S. 87 f.).

Abb. 1

Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts in den USA im Zeitraum 1959 bis 1994

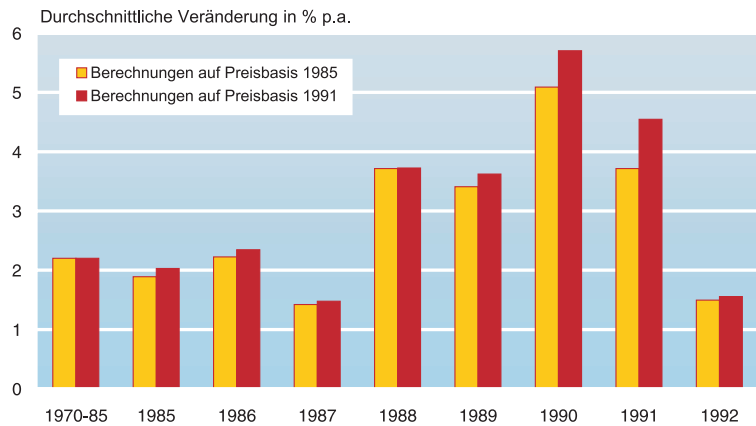


Aber auch die Verwendungskomponenten des realen Bruttoinlandsprodukts zeigen ein verändertes Wachstumsmuster auf. So erhöhte sich das Wachstumstempo der realen privaten Bruttoinvestitionen nach BEA-Berechnungen im Zeitraum 1929 bis 1987 von 2,8% p.a. auf 3,8% p.a.; gleichzeitig verringerte sich das Tempo von 1987 bis 1994 um 1 Prozentpunkt von 3,5% p.a. auf 2,5% p.a. (Landefeld und Parker 1997, S. 60 f.; Young 1992, S. 40). Maßgeblich für dieses Ergebnis war der Einfluss des starken Preisrückgangs bei EDV-Investitionen. In konstanten Preisen von 1987 bewertet waren die realen Investitionsaufwendungen für dieses Gütersegment in weit zurückliegenden Perioden offensichtlich deutlich unterschätzt worden; der Wechsel auf den verketteten Fisher-Mengenindex mit einem zeitnahen variablen Wägungsschema korrigierte die Unterschätzung und hob die Wachstumsraten spürbar an. Umgekehrt sind die realen Investitionsaufwendungen in den USA auf der Preisbasis 1987 in den Folgejahren bis 1994 überschätzt worden.

Für Deutschland gibt es naturgemäß keine Angaben der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen auf Basis eines Fisher-Index. Näherungsweise kann die mögliche Verzerrung durch den herkömmlichen Laspeyres-Mengenindex allerdings dadurch bestimmt werden, dass die Wachstumsraten des realen Bruttoinlandsprodukts vor und nach der Umstellung auf ein neues Preisbasisjahr einander gegenübergestellt werden (Scheuer und Leifer 1996, S. 476). Die letzte Revision der Preisbasis erfolgte im Jahr 1999, allerdings sind diese Ergebnisse durch konzeptionsbedingte Änderungen der deutschen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (Umstellung auf das ESVG 1995) in so starkem Maße mitbeeinflusst, dass eine Isolierung der Effekte nicht möglich ist (Nierhaus und Meister 1999, S. 3 ff.). Aussagefähiger ist deshalb ein Vergleich der vorangegangenen Umstellung im Jahr 1993. Vergleicht man alternativ die Wachstumsraten vor und nach dieser Revision (Umstellung der Preisbasis von 1985 auf 1991) für Westdeutschland, so weichen die Veränderungsrate des Bruttoinlandsprodukts in Preisen von 1991 im Zeitraum 1970 bis 1989 um höchstens 0,2 Prozentpunkte von denjenigen in Preisen von 1985 ab. Größere Abweichungen gibt es nur in den Jahren 1991 und 1992, die allerdings durch Sonderentwicklungen im Zusammenhang mit der Wiedervereinigung beeinflusst sein dürften. Außerdem unterliegen zeitnahe Angaben naturgemäß stärkeren Korrekturen, weil die Ergebnisse von zwischenzeitlich ausgewerteten Primärstatistiken nach und nach die von den Statistischen Ämtern zunächst teilweise geschätzten Werte ersetzen. Insgesamt ist nach dem Wechsel der Preisbasis die reale Entwicklung sogar geringfügig

Abb. 2

Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts in Deutschland im Zeitraum 1970 bis 1992



Quelle: Statistisches Bundesamt, Berechnungen des ifo Instituts.

steiler geworden, so dass am aktuellen Rand – zumindest auf gesamtwirtschaftlicher Ebene – eine Verzerrung der Wachstumsraten »nach oben« für Westdeutschland nicht zu verzeichnen war (vgl. Abb. 2).

Bei den Ausrüstungsinvestitionen konnte freilich auch für Westdeutschland ein – wenn auch nur leichter – »Substitution Bias« registriert werden: Über den gesamten Zeitraum der Umrechnung (1960 bis 1992) war die Wachstumsrate der realen Ausrüstungen im jahresdurchschnittlichen Mittel um rund 0,2 Prozentpunkte niedriger als auf der vorherigen Preisbasis. Etwa die Hälfte dieses Effekts ist nach Angaben des Statistischen Bundesamts auf den EDV-Bereich zurückzuführen, der überdurchschnittliche Steigerungsraten bei rückläufigen Preisen verzeichnete. Bewertet mit den niedrigeren Preisen des Jahres 1991 hatte das hohe Wachstumstempo in diesem Segment auf die gesamten Ausrüstungsinvestitionen einen geringeren Einfluss als bei der vorherigen Bewertung mit den höheren Preisen des Jahres 1985 (Essig, Strohm et al. 1993, S. 615). Betrachtet man allein die Veränderung der Ausrüstungsinvestitionen der Unternehmen im Zeitraum 1985 bis 1992, so fiel die Wachstumsrate durch den »Substitution Bias« von 6,2% p.a. (auf Preisbasis 1985) auf 5,8% p.a. (auf Preisbasis 1991) zurück.

Hedonische Preise und Wirtschaftswachstum

Der in Deutschland im Vergleich zu den USA geringere dämpfende Effekt einer Aktualisierung des Preisbasisjahrs auf die Veränderungsrate der realen Ausrüstungsinvestitionen und damit auch auf die Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts ist nicht erstaunlich. Ursächlich hierfür ist, dass die Preise für IT-Investitionen nach der deutschen Preisstatistik viel weniger stark gefallen sind, als dies nach US-

Statistiken der Fall gewesen ist. Da sich die Weltmarktpreise für derartige Güter relativ gleich bewegen, können Diskrepanzen in der Preisentwicklung – bis auf allfällige Wechselkursschwankungen – nur auf unterschiedliche Messverfahren für die *Qualitätskomponenten* auf nationaler Ebene zurückzuführen sein.

Um »reine« Preisveränderungen zu erfassen, müssen Preisangaben in den Preisstatistiken um Qualitätsänderungen bereinigt werden. Qualitätsänderungen können nach verschiedenen Methoden behandelt werden. In den USA werden seit 1985 für Computer hedonische Ansätze benutzt, die Qualitätsänderungen bei der Berechnung der produktspezifischen Preisindizes ein größeres Gewicht als herkömmliche Bereinigungsverfahren beimessen.¹⁵ Die stärkere Erfassung von Qualitätsverbesserungen in den USA lässt die *Preiskomponente* von IT-Investitionen rascher sinken und – bei gegebenen nominalen Umsätzen – die Mengenkomponekte schneller steigen. In Deutschland hingegen, dessen amtliche Statistik auf traditionelle nicht-hedonische Bereinigungsverfahren setzt¹⁶, wird der qualitätsbedingte Preisrückgang und damit der Anstieg der realen IT-Investitionen im Vergleich zu hedonischen Techniken unterschätzt.¹⁷ Da der »Substitution Bias« bei einer Aktualisierung der Basisperiode umso kleiner ist, je weniger die Preise gefallen und umso schwächer die Mengen bis zur neuen Basisperiode gestiegen sind, musste der Gesamteffekt auf das reale Wachstum von Ausrüstungsinvestitionen und Bruttoinlandsprodukt in Deutschland bisher zwangsläufig geringer ausfallen als in den USA.

Dieses Ergebnis lässt die gegenwärtig geführte Diskussion um die Einführung der hedonische Preismessung bei EDV-Produkten auch in Deutschland in neuem Licht erscheinen. Zwar würden durch den Übergang zu hedonischen Preisindizes bei der Deflationierung der Ausgaben für IT-Investi-

Wachstumsbeiträge von privaten Investitionen in Computer und Software zum realen BIP in den USA

	Reales Bruttoinlandsprodukt (durchschnittliche Veränderung in % p.a.)	Wachstumsbeiträge in Prozentpunkten		
		Computer	Software	Insgesamt
1973–1995	2,78	0,16	0,08	0,24
1995–1999	4,15	0,37	0,31	0,68
Differenz	1,37	0,21	0,23	0,44

Quelle: U.S. Department of Commerce, Bureau of Economic Analysis.

tionen die realen Angaben für diese Gütergruppe in den deutschen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen zunächst stärker steigen, weil durch die bessere Erfassung von Qualitätsverbesserungen die Preiskomponente kräftiger als bisher sinkt.¹⁸ Sofern es sich um Güter aus heimischer Produktion handelte, fiel damit auch die Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts größer aus.¹⁹ Das höhere Wachstumstempo würde aber nur bis zur nächsten Aktualisierung des Preisbasisjahrs Bestand haben. Der aufgrund des stärkeren Preisrückgangs zwangsläufig größer gewordene »Substitution Bias« würde bei der Neuberechnung des Wirtschaftswachstums eine Korrektur »nach unten« bewirken, wenngleich auch nicht im Ausmaß des vorhergegangenen zusätzlichen Anstiegs. Nach einem Wechsel auf Fisher-Kettenindizes würden derartige »VGR-Revisionen« sogar vollautomatisch von Jahr zu Jahr erfolgen. Der langfristige Effekt einer Einführung von hedonischen Preismessverfahren auf das Wirtschaftswachstum in Deutschland dürfte bei adäquater Ausschaltung des »Substitution Bias« geringer sein als von manchen vermutet.

So fällt denn auch nach neuesten Berechnungen des amerikanischen Bureau of Economic Analysis der längerfristige Wachstumsbeitrag von privaten Investitionen in Computer und Software in den USA trotz hedonischer Preismessung

¹⁵ Bei der hedonischen Preisschätzung wird davon ausgegangen, dass jedes Gut in elementare Grundbausteine (Qualitätsmerkmale) zerlegt werden kann und dass der Preis jedes Gutes von der jeweiligen Kombination dieser Bausteine bestimmt werden kann. Bei einem PC könnten diese Qualitätsmerkmale z.B. die Kapazität des Hauptspeichers, die Festplattenspeicherfähigkeit oder die Taktfrequenz des Prozessors sein. Formal wird beim hedonischen Ansatz versucht, zunächst regressionsanalytisch einen funktionalen Zusammenhang zwischen dem Preis und den Qualitätsmerkmalen eines Gutes zu schätzen. In einem zweiten Schritt wird der geschätzte Zusammenhang dazu benutzt, *qualitätsneutrale* Preisindizes zu berechnen. Vgl. Gnoss, v. Minding et al. (1990, S. 5).

¹⁶ In Deutschland wird der Geldwert von Qualitätsänderungen im allgemeinen nach Maßgabe bestimmter Regeln vom Statistischen Bundesamt geschätzt. Danach werden die einzelnen Preisangaben um diese Qualitätseinflüsse bereinigt. Vgl. hierzu auch Szenzenstein (1999, S. 41 ff.).

¹⁷ Eine auf hedonischen Ansätzen beruhende Pionierstudie des Statistischen Bundesamts für Computerpreise in Deutschland zeigte z.B. für einen Zeitraum von nur fünf Quartalen (März 1985 bis Juni 1986) einen Preisrückgang von rund 20%, während die nach herkömmlichen Verfahren berechnete Preissenkung nur 5% betrug. Vgl. Gnoss, v. Minding et al. (1990, S. 6).

¹⁸ Nach Berechnungen und Schätzungen der Deutschen Bundesbank stiegen in Deutschland die realen EDV-Ausrüstungen (ohne erworbene und selbstgestellte Software) im Zeitraum 1992 bis 1999 um durchschnittlich 6% p.a.; für die USA dagegen erhält man für den gleichen Zeitraum eine Zunahme von durchschnittlich 40% p.a. Verwendet man bei der Deflationierung der deutschen Nominalwerte nicht die Preisindizes des Statistischen Bundesamts, sondern die entsprechenden amerikanischen Deflatoren (unter der Annahme, dass der Preisrückgang für diese Produkte hierzulande ähnlich war wie in den USA), dann errechnet sich für Deutschland ein Anstieg der realen EDV-Ausrüstungen von durchschnittlich 27 1/2%. Vgl. Monatsberichte der Deutschen Bundesbank (2000, S. 8).

¹⁹ Sofern der stärkere reale Anstieg im Bereich der IT-Investitionen allerdings auf importierte Güter zurückgeht, bleibt die Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts davon unberührt, weil eine gleich große Gegenkorrektur bei den realen Importen erfolgt. Im Jahr 1999 wurden immerhin für 55,2 Mrd. DM Büromaschinen, Datenverarbeitungsgeräte und -einrichtungen eingeführt (Ausfuhr: 27,2 Mrd. DM), hinzu kommen Dienstleistungsimporte der Datenverarbeitung und von Datenbanken in Höhe von 7,2 Mrd. DM (Ausfuhr: 6,6 Mrd. DM). Der reale Außenbeitrag (und auch der Wachstumsbeitrag des realen Außenbeitrags) wird bei Verwendung hedonischer Preisindizes geringer ausfallen als derzeit.

relativ bescheiden aus: Im Zeitraum 1973 bis 1995 stieg das reale Bruttoinlandsprodukt in den USA mit einer jahresdurchschnittlichen Veränderungsrate von 2,78%; der Wachstumsbeitrag der privaten Investitionen in Computer und Software betrug 0,24 Prozentpunkte (vgl. Tab.). Im Zeitraum 1995 bis 1999 nahm das reale BIP mit einer jahresdurchschnittlichen Rate von 4,15% beschleunigt zu; dazu trugen die privaten Investitionen in Computer und Software nun 0,68 Prozentpunkte bei.²⁰ Insgesamt nahm damit das reale Bruttoinlandsprodukt in den USA von 1995 bis 1999 um 1,37 Prozentpunkte stärker zu als im Zeitraum 1973 bis 1995; zu dieser Wachstumsdifferenz steuerten die privaten IT-Investitionen 0,44 Prozentpunkte bei, was zwar beachtlich, bei weitem aber nicht ausreichend ist, um die ganze Wachstumsbeschleunigung in den USA rechnerisch erklären zu können (Landefeld und Grimm 2000, S. 18).

Fazit

Das in den USA 1996 eingeführte Verfahren zur Berechnung des Wirtschaftswachstums auf Basis eines Kettenindex nach *Fisher* steht im Einklang mit den Empfehlungen des 1993 revidierten System of National Accounts und wird auch vom neuesten Europäischen System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG 1995) nahegelegt. Der Nachweis des Wirtschaftswachstums unter Verwendung eines zeitnahen und variablen Gewichtungsschemas vermeidet Revisionen, die sich beim herkömmlichen, in Deutschland verwendeten VGR-System mit festem Wägungsschema bei jedem turnusmäßigen Wechsel des Basisjahrs aufgrund von Preis- und Mengenstrukturveränderungen ergeben (»Substitution Bias«). Die Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts ist in einem derartigen VGR-System unabhängig vom jeweiligen Basisjahr.

Das neue Deflationierungsverfahren birgt allerdings auch erhebliche Nachteile: Die Summe der realen Verwendungskomponenten (privater Konsum, Bruttoinvestitionen usw.) ergibt im amerikanischen System nicht mehr das reale Bruttoinlandsprodukt, das – anders als im deutschen VGR-System – separat preisbereinigt wird. Das Gleiche gilt für die Summe der Wertschöpfung der Wirtschaftsbeiriche. Im Allgemeinen entstehen Restgrößen, die von der Wahl des Basisjahrs und vom jeweiligen Disaggregationsgrad der Berechnungen abhängen. Die Wachstumsbeiträge der Nachfrageaggregate zum realen Bruttoinlandsprodukt lassen sich daher nur noch näherungsweise berechnen. Dies erschwert die Interpretierbarkeit der Ergebnisse der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen und schränkt

²⁰ Der Beitrag der finalen Käufe von Computer und Software (private Investitionen einschließlich öffentlicher Investitionen, private Konsumausgaben, Exporte abzüglich Importe) lag ebenfalls bei 0,7%, was zeigt, dass die Importe gerade die restlichen Komponenten ausgleichen. Vgl. Landefeld und Grimm (2000, S. 18).

ihre Nutzung für viele Konsumenten ohne spezielle Schulung ein.

In Deutschland fielen die amtlichen Korrekturen des Wachstumstempos aufgrund einer Aktualisierung der Preisbasis bisher relativ klein aus. Ein Systemwechsel beim Deflationierungsverfahren in den deutschen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen ist deshalb nicht angezeigt. Dies könnte sich allerdings ändern, wenn bei der statistischen Erfassung der Preisentwicklung im IT-Bereich auch in Deutschland – wie in den USA – hedonische Verfahren verwendet würden. Hedonische Techniken erfassen Qualitätsänderungen in größerem Umfang als herkömmliche Bereinigungsverfahren, was zu einer dynamischeren Entwicklung der realen Investitionen führt und, sofern es sich um heimische Erzeugnisse handelt, auch das reale Bruttoinlandsprodukt erhöht. Damit vergrößerte sich im herkömmlichen deutschen VGR-System aber auch der »Substitution Bias«. In den USA führte der Übergang auf das neue VGR-System mit variablen Gewichten, das den »Substitution Bias« automatisch eliminiert, dazu, dass die Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts im Zeitraum 1991:I bis 1995:II immerhin um rund 0,5 Prozentpunkte herungesetzt werden musste (Landefeld und Grimm 2000, S. 18 f.). Für die deutsche Statistik wäre damit im Rahmen einer zukünftigen großen Revision eine »Paketlösung« sinnvoll: Eine Einführung *hedonischer* Preismessverfahren (insbesondere bei IT-Investitionen mit starken Qualitätsänderungen) bei gleichzeitiger Umstellung der Berechnung des Wirtschaftswachstums in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen auf einen *Kettenindex nach Fisher*. Nach einer derartigen umfassenden Revision wären die Ergebnisse der deutschen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen von der Methodologie wie von den Ergebnissen zugleich kompatibler mit den statistischen Angaben der USA und anderer wichtiger Industrieländer.²¹

²¹ Kettenindizes zur Messung des realen Bruttoinlandsprodukts sowie hedonische Preismessverfahren für Computer verwenden z.B. gegenwärtig die USA, Kanada, Australien und Frankreich. Kettenindizes (ohne hedonische Techniken) benutzen Großbritannien, die Niederlande und Norwegen. Hedonische Ansätze (ohne Kettenindizes) finden sich in Japan, Dänemark und Schweden. Nach deutschem Verfahren arbeiten zurzeit u.a. die Statistischen Ämter in Italien, Finnland, Irland und Spanien. Vgl. Gust und Marquez (2000, S. 676).

Literatur

- Commission of the Monetary Fund (1993), *Organisation for Economic Co-operation and Development, United Nations, and World Bank, System of National Accounts*, Brüssel.
 Deutsche Bundesbank (2000), *Monatsberichte der Deutschen Bundesbank* 8, Frankfurt am Main.
 Essig, H., W. Strohm et al. (1993), »Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen 1. Halbjahr 1993«, *Wirtschaft und Statistik* (9).
 Eurostat (1996), *Europäisches System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen*, Luxemburg.

- Gnoss, R., B. v. Minding et al. (1990), »Neue Ansätze zur Berechnung von Preisindizes«, in: Statistisches Bundesamt (Hrsg.), *Ausgewählte Arbeitsunterlagen zur Bundesstatistik*, Heft 13.
- Gust, C. und J. Marquez (2000), »Productivity Developments Abroad«, *Federal Reserve Bulletin*, Oktober.
- Landefeld, J.S., B.T. Grimm (2000), »A Note on the Impact of Hedonics and Computers on Real GDP«, *Survey of Current Business*, Dezember.
- Landefeld, J.S. und R.P. Parker (1995), »Preview of the Comprehensive Revision of the National Income and Product Accounts: BEA's New Featured Measures of Output and Prices«, *Survey of Current Business*, Juli.
- Landefeld, J.S. und R.P. Parker (1997), »BEA's Chain Indexes, Time Series and Measures of Long-Term Economic Growth«, *Survey of Current Business*, Mai.
- von der Lippe, P. (1999), »Kritik internationaler Empfehlungen zur Indexformel für Preisindizes in der Statistik«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 218.
- von der Lippe, P. (2000), »Der Unsinn von Kettenindizes«, *Allgemeines Statistisches Archiv* 84.
- Lützel, H. (1985), »Revision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen 1960 bis 1984«, *Wirtschaft und Statistik* (8).
- Neubauer, W. (1994), »Deflationierung«, in: D. Brümmerhoff und H. Lützel (Hrsg.), *Lexikon der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen*, München.
- Neubauer, W. (1996), *Preisstatistik*, München.
- Nierhaus, W. und W. Meister (1999), »Harmonisierung der VGR: Statistisches Bundesamt stellt revidierte Daten für 1991 bis 1998 vor«, *ifo Schnelldienst* 52(4).
- Scarpetta, S., A. Bassanini, D. Pilat und P. Schreyer (2000), »Economic Growth in the OECD Area: Recent Trends at the Aggregate and Sectoral Level«, *OECD Economics Department Working Paper* No. 248, Paris.
- Scheuer, M. und H.-A. Leifer (1996), »Zur Umstellung des realen Bruttoinlandsprodukts in den USA auf einen Kettenindex«, *Wirtschaftswissenschaftliches Studium* (9).
- Seskin, E.P. und R.P. Parker (1998), »A Guide to the NIPAS«, *Survey of Current Business*, März.
- Szenzenstein, J. (1999), »Die Behandlung von Qualitätsänderungen im Preisindex für die Lebenshaltung«, in: Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank, *Zur Diskussion über den Verbraucherpreisindex als Inflationsindikator*, Diskussionspapier 3.
- Young, A.H. (1992), »Alternative Measures of Change in Real Output and Prices«, *Survey of Current Business*, April.

Anhang

Modellrechnung 1:

Wirtschaftswachstum mit »Substitution Bias«

Die folgende Modellrechnung zeigt exemplarisch den Einfluss des »Substitution Bias« auf die Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts, der sich bei Verwendung eines Laspeyres-Mengenindex mit festem Wägungsschema immer dann ergibt, wenn sich die Preis- und Mengenstrukturen deutlich ändern. Dem Zahlenbeispiel liegt eine geschlossene Volkswirtschaft zugrunde; das nominale Bruttoinlandsprodukt ergibt sich aus den laufenden Ausgaben für Konsumgüter und für Investitionsgüter. Das reale Bruttoinlandsprodukt erhält man durch Division des nominalen Bruttoinlandsprodukts durch einen Paasche-Preisindex (BIP-Deflator). Um die Effekte auf die Wachstumsraten des realen Bruttoinlandsprodukts zu verdeutlichen, wird mit fiktiven Preis- und Mengenbewegungen gearbeitet.

In der Modellrechnung ändern sich die Preisstrukturen dahingehend, dass die Preise für Konsumgüter von Periode zu Periode steigen, während die Preise für Investitionsgüter permanent sinken. Berechnet man das reale Bruttoinlandsprodukt auf Basis der (konstant gehaltenen) Preise von Periode 3, so steigt das reale BIP um durchschnittlich 3,4% pro Periode. Wird die Preisbasis aktualisiert (Preise der Periode 5), so nimmt das reale Bruttoinlandsprodukt nur noch um durchschnittlich 3,1% pro Periode zu. Maßgebend hierfür ist, dass die im Zahlenbeispiel stark gestiegenen Investitionsgüter nach der Umbasierung mit deutlich niedrigeren Preisen bewertet werden, was ihr Gewicht im Gesamttaggregat so deutlich reduziert, dass die Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts im Vergleich zum alten Rechenstand um 0,3 Prozentpunkte sinkt. Vice versa fällt die gesamtwirtschaftliche Preissteigerungsrate – gemessen am Deflator des Bruttoinlandsprodukts – nach der Umbasierung um durchschnittlich 0,3 Prozentpunkte höher aus.

**Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts (Modellrechnung 1)
Deutsches Verfahren**

Periode 3 als Basisperiode

Periode	Konsumgüter		Investitionsgüter		Nominales Bruttoinlandsprodukt		Deflator	Reales Bruttoinlandsprodukt	
	Mengen	Preise	Mengen	Preise	in jeweiligen Preisen	Index der Umsätze (Periode 3 = 100)	Paasche-Preisindex (Periode 3 = 100)	Laspeyres-Mengenindex (Periode 3 = 100)	in Preisen von Periode 3
1	100,0	6,0	50,0	4,0	800,0	96,3	103,2	93,3	775,0
2	102,0	6,1	55,0	3,5	814,7	98,1	101,5	96,6	802,9
3	104,0	6,2	60,0	3,1	830,8	100,0	100,0	100,0	830,8
4	106,0	6,3	65,0	2,7	843,3	101,5	98,2	103,4	858,7
5	108,0	6,4	70,0	2,3	852,2	102,6	96,1	106,7	886,6
Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %									
2	2,0	1,7	10,0	-12,5	1,8	1,8	-1,7	3,6	3,6
3	2,0	1,6	9,1	-11,4	2,0	2,0	-1,4	3,5	3,5
4	1,9	1,6	8,3	-12,9	1,5	1,5	-1,8	3,4	3,4
5	1,9	1,6	7,7	-14,8	1,1	1,1	-2,1	3,2	3,2

Periode 5 als Basisperiode

Periode	Konsumgüter		Investitionsgüter		Nominales Bruttoinlandsprodukt		Deflator	Reales Bruttoinlandsprodukt	
	Mengen	Preise	Mengen	Preise	in jeweiligen Preisen	Index der Umsätze (Periode 5 = 100)	Paasche-Preisindex (Periode 5 = 100)	Laspeyres-Mengenindex (Periode 5 = 100)	in Preisen von Periode 5
1	100,0	6,0	50,0	4,0	800,0	93,9	106,0	88,6	755,0
2	102,0	6,1	55,0	3,5	814,7	95,6	104,5	91,4	779,3
3	104,0	6,2	60,0	3,1	830,8	97,5	103,4	94,3	803,6
4	106,0	6,3	65,0	2,7	843,3	99,0	101,9	97,1	827,9
5	108,0	6,4	70,0	2,3	852,2	100,0	100,0	100,0	852,2
Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %									
2	2,0	1,7	10,0	-12,5	1,8	1,8	-1,3	3,2	3,2
3	2,0	1,6	9,1	-11,4	2,0	2,0	-1,1	3,1	3,1
4	1,9	1,6	8,3	-12,9	1,5	1,5	-1,5	3,0	3,0
5	1,9	1,6	7,7	-14,8	1,1	1,1	-1,8	2,9	2,9

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Modellrechnung 2:**Wirtschaftswachstum ohne »Substitution Bias«**

Modellrechnung 2 zeigt beispielhaft, dass die Berechnung des Wirtschaftswachstums auf Basis eines Kettenindex nach Fisher mit zeitnahe und variablem Gewichtungsschema den »Substitution Bias« eliminiert. Die Veränderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts ist unabhängig vom jeweiligen Basisjahr. Wie in Modellrechnung 1 ergibt sich das nominale Bruttoinlandsprodukt aus den laufenden Ausgaben für Konsumgüter und Investitionsgüter (geschlossene Volkswirtschaft). Das reale Bruttoinlandsprodukt (verkettete Angaben) erhält man durch die Fortschreibung des nominalen Bruttoinlandsprodukts mit einem verketteten Mengenindex nach Fisher.

Um die Ergebnisse mit dem deutschen Verfahren (vgl. Modellrechnung 1) vergleichbar zu machen, sind in Modellrechnung 2 die gleichen fiktiven Preis- und Mengenbewegungen eingestellt worden. Die Preisstrukturen ändern sich dahingehend, dass die Preise für Konsumgüter von Periode zu Periode steigen, während die Preise für Investitionsgüter permanent sinken. Unabhängig von der Wahl des Basisjahrs (Periode 3 oder Periode 5) ergeben sich im gesamten Rechenzeitraum die gleichen Wachstumsraten für das reale Bruttoinlandsprodukt. Dabei liegt die BIP-Wachstumsrate am Anfang der Zeitreihe mit 3,9% näher an dem vergleichbaren deutschen Ergebnis für das reale Bruttoinlandsprodukt (in konstanten Preisen der Periode 3), während die BIP-Wachstumsrate am Ende der Zeitreihe (Periode 5) mit 3,0% sehr dicht an das deutsche Ergebnis (2,9%) heranrückt, das auf der Basisperiode 5 berechnet wurde. Maßgeblich hierfür ist die laufende Aktualisierung der (Preis-)Gewichte im Fisherindex. Aufgrund der Konstanz der realen Größen ist die gesamtwirtschaftliche Preissteigerungsrate – gemessen an der Veränderung des Deflators des Bruttoinlandsprodukts – jetzt ebenfalls unabhängig vom jeweiligen Basisjahr. Die Berechnung des BIP-Deflators erfolgt mit Hilfe eines verketteten Preisindex nach Fisher.

Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts (Modellrechnung 2) Amerikanisches Verfahren

Periode 3 als Basisperiode

Periode	Konsumgüter		Investitionsgüter		Nominales Bruttoinlandsprodukt		Deflator	Reales Bruttoinlandsprodukt	
	Mengen	Preise	Mengen	Preise	in jeweiligen Preisen	Index der Umsätze (Periode 3 = 100)	Verketteter Fisher-Preisindex (Periode 3 = 100)	Verketteter Fisher-Mengenindex (Periode 3 = 100)	Verkettete Angaben
1	100,0	6,0	50	4,0	800,0	96,3	103,6	92,9	772,2
2	102,0	6,1	55	3,5	814,7	98,1	101,6	96,6	802,2
3	104,0	6,2	60	3,1	830,8	100,0	100,0	100,0	830,8
4	106,0	6,3	65	2,7	843,3	101,5	98,3	103,3	858,0
5	108,0	6,4	70	2,3	852,2	102,6	96,4	106,4	883,9
Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %									
2	2,0	1,7	10,0	-12,5	1,8	1,8	-2,0	3,9	3,9
3	2,0	1,6	9,1	-11,4	2,0	2,0	-1,5	3,6	3,6
4	1,9	1,6	8,3	-12,9	1,5	1,5	-1,7	3,3	3,3
5	1,9	1,6	7,7	-14,8	1,1	1,1	-1,9	3,0	3,0

Periode 5 als Basisperiode

Periode	Konsumgüter		Investitionsgüter		Nominales Bruttoinlandsprodukt		Deflator	Reales Bruttoinlandsprodukt	
	Mengen	Preise	Mengen	Preise	in jeweiligen Preisen	Index der Umsätze (Periode 5 = 100)	Verketteter Fisher-Preisindex (Periode 5 = 100)	Verketteter Fisher-Mengenindex (Periode 5 = 100)	Verkettete Angaben
1	100	6,0	50	4,0	800,0	93,9	107,5	87,4	744,5
2	102	6,1	55	3,5	814,7	95,6	105,3	90,8	773,5
3	104	6,2	60	3,1	830,8	97,5	103,7	94,0	801,0
4	106	6,3	65	2,7	843,3	99,0	101,9	97,1	827,3
5	108	6,4	70	2,3	852,2	100,0	100,0	100,0	852,2
Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %									
2	2,0	1,7	10,0	-12,5	1,8	1,8	-2,0	3,9	3,9
3	2,0	1,6	9,1	-11,4	2,0	2,0	-1,5	3,6	3,6
4	1,9	1,6	8,3	-12,9	1,5	1,5	-1,7	3,3	3,3
5	1,9	1,6	7,7	-14,8	1,1	1,1	-1,9	3,0	3,0

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Modellrechnung 3:

Verkettete Realgrößen und additive Inkonsistenz

Die Modellrechnung 3 zeigt, dass die Summe der verketteten realen Verwendungskomponenten in der Regel nicht das reale Bruttoinlandsprodukt ergibt (additive Inkonsistenz). Im allgemeinen entstehen Restgrößen (Residuen), die von der Wahl des Basisjahrs und vom Disaggregationsgrad abhängig sind. In Modellrechnung 3 setzt sich das nominale Bruttoinlandsprodukt vereinfacht aus den Ausgaben für zwei Teilgütergruppen (Konsumgüter und Investitionsgüter) zusammen. Jede Teilgütergruppe besteht wiederum aus zwei Waren (Konsumgut 1 und Konsumgut 2 bzw. Investitionsgut 1 und Investitionsgut 2). Die nominalen Ausgaben für Konsumgüter bzw. Investitionsgüter werden einzeln (d.h. durch Fortschreibung mit den entsprechenden Mengenindizes) preisbereinigt; das nominale Bruttoinlandsprodukt wird separat deflationiert. Der Nachweis aller realen Größen erfolgt zunächst auf Basis der Referenzperiode 3, danach auf Basis der Periode 5. Der Vollständigkeit halber werden zusätzlich die expliziten Deflatoren der beiden Teilaggregate bzw. des Bruttoinlandsprodukts (verkettete Preisindizes nach Fisher) angegeben.

Wählt man als Referenzbasis die Periode 3, so ergibt die Summe der realen Konsumgüter- bzw. Investitionsgüteraussgaben z.B. in Periode 1 den Wert 3 512,7 (= 2 776,4 + 736,3), während sich der Betrag für das gesondert deflationierte reale Bruttoinlandsprodukt auf 3 507,2 beläuft. Folglich ergibt sich ein Differenzbetrag (Residuum) in Höhe von - 5,5 oder - 0,2% des realen Bruttoinlandsprodukts. In Periode 3 sind nominale und reale Angaben für alle Aggregate naturgemäß deckungsgleich, das Residuum ist Null. Wird Periode 5 als Basiszeitraum gewählt, so beläuft sich die Summe der realen Konsumgüter- bzw. Investitionsgüteraussgaben in Periode 1 auf 3 635,0 (= 2 963,5 + 671,5), während das reale Bruttoinlandsprodukt 3 611,6 beträgt. Der Differenzbetrag hat sich demzufolge auf - 23,4 erhöht (- 0,6% des realen Bruttoinlandsprodukts), was zeigt, dass die Residuen im allgemeinen mit wachsender zeitlicher Entfernung von der Basisperiode größer werden.

Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts (Modellrechnung 3)

Amerikanisches Verfahren (Periode 3 als Basisperiode)

Periode	Konsumgut 1		Konsumgut 2		Investitionsgut 1		Investitionsgut 2		Bruttoinlandsprodukt in jeweiligen Preisen
	Mengen	Preise	Mengen	Preise	Mengen	Preise	Mengen	Preise	
1	300,0	6,0	200,0	4,0	100,0	6,0	50,0	4,0	3400,0
2	310,0	6,1	195,0	4,3	104,0	5,9	60,0	3,6	3559,1
3	320,0	6,2	190,0	4,6	108,0	5,8	70,0	3,2	3708,4
4	330,0	6,3	185,0	4,9	113,0	5,7	85,0	2,8	3867,6
5	340,0	6,4	180,0	5,3	118,0	5,6	100,0	2,5	4040,8

Periode	Konsumgüter			Investitionsgüter			Bruttoinlandsprodukt		Residuum ^{a)}	
	in jeweiligen Preisen	Deflator (verketteter Fisher-Preisindex)	real (verkettete Angaben)	in jeweiligen Preisen	Deflator (verketteter Fisher-Preisindex)	real (verkettete Angaben)	Deflator (verketteter Fisher-Preisindex)	real (verkettete Angaben)	in % des realen BIP	
1	2600,0	93,6	2776,4	800,0	108,6	736,3	96,9	3507,2	-5,5	-0,2
2	2729,5	96,9	2818,1	829,6	104,4	794,3	98,6	3611,1	-1,3	0,0
3	2858,0	100,0	2858,0	850,4	100,0	850,4	100,0	3708,4	0,0	0,0
4	2985,5	103,1	2896,2	882,1	95,3	925,8	101,2	3820,2	-1,8	0,0
5	3130,0	106,7	2932,4	910,8	91,2	998,7	103,0	3924,0	-7,1	-0,2

Amerikanisches Verfahren (Periode 5 als Basisperiode)

Periode	Konsumgüter			Investitionsgüter			Bruttoinlandsprodukt		Residuum ^{a)}	
	in jeweiligen Preisen	Deflator (verketteter Fisher-Preisindex)	real (verkettete Angaben)	in jeweiligen Preisen	Deflator (verketteter Fisher-Preisindex)	real (verkettete Angaben)	Deflator (verketteter Fisher-Preisindex)	real (verkettete Angaben)	in % des realen BIP	
1	2600,0	87,7	2963,5	800,0	119,1	671,5	94,1	3611,6	-23,4	-0,6
2	2729,5	90,7	3008,0	829,6	114,5	724,4	95,7	3718,6	-13,8	-0,4
3	2858,0	93,7	3050,6	850,4	109,7	775,6	97,1	3818,8	-7,3	-0,2
4	2985,5	96,6	3091,3	882,1	104,5	844,3	98,3	3933,9	-1,8	0,0
5	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 Investitionsgütern.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.