ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of

ZBW Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Hartwig, Jochen; Schips, Bernd

Working Paper

Verzerrungen von Konsumentenpreisindizes und ihr Einfluss auf das reale Wirtschaftswachstum: Dargestellt am Beispiel der USA

KOF Working Papers, No. 94

Provided in Cooperation with:
KOF Swiss Economic Institute, ETH Zurich

Suggested Citation: Hartwig, Jochen; Schips, Bernd (2004) : Verzerrungen von Konsumentenpreisindizes und ihr Einfluss auf das reale Wirtschaftswachstum: Dargestellt am Beispiel der USA, KOF Working Papers, No. 94, ETH Zurich, KOF Swiss Economic Institute, Zurich

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/50896

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.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

KOF Konjunkturforschungsstelle
Swiss Institute for
Business Cycle Research

Arbeitspapiere/ Working Papers

Jochen Hartwig und Bernd Schips

Verzerrungen von Konsumentenpreisindizes und ihr Einfluss auf das «reale» Wirtschaftswachstum – dargestellt am Beispiel der USA

Nr. 94, November 2004

ETH
Eidgenössische Technische Hochschule Zürich
Swiss Federal Institute of Technology Zurich

Verzerrungen von Konsumentenpreisindizes und ihr Einfluss auf das «reale» Wirtschaftswachstum – dargestellt am Beispiel der USA

Biases in consumer price indices and their impact on «real» economic growth – illustrated by the example of the United States

Von Jochen Hartwig und Bernd Schips, Zürich

JEL C43, C82, E31, O47, O51
Konsumentenpreisindex, Wirtschaftswachstum, statistische Verzerrung, statistische Artefakte, USA
Consumer Price Index, Economic Growth, Statistical bias, Statistical artifacts, United States

---

Zusammenfassung

Der Aufsatz gibt einen Überblick über die Quellen von Verzerrungen des US-amerikanischen Konsumentenpreisindexes (CPI) nach oben und unten und diskutiert die Massnahmen, die das *Bureau of Labor Statistics* ergriffen hat, um sie zu beseitigen. Die verbliebenen Verzerrungen werden quantifiziert. Weiterhin wird die Frage aufgeworfen, um wie viel die Veränderungen in der Berechnungsweise des CPI die Wachstumsraten des «realen» US-Bruttoinlandsprodukts angehoben haben. Es erweist sich, dass die Divergenz in den Wachstumsraten der USA und der EU seit 1997 fast zur Gänze auf unterschiedliche Berechnungsweisen zurückgeführt werden kann.

Summary

The paper reviews the sources of «Upward bias» and «Downward bias» in the US-*Consumer Price Index* (CPI) and discusses the changes the *Bureau of Labor Statistics* has introduced in order to eliminate them. The remaining biases are quantified. Also, the question is raised how much the changes to the CPI have lifted the growth rates of «real» US-GDP upward. It is shown that the divergence in growth rates between the US and the European Union since 1997 can be explained almost entirely in terms of differing statistical methods.

1 Einleitung

1961 präsidierte der spätere Nobelpreisträger George Stigler das *Price Statistics Review Committee*, eine zur Vorbereitung einer Reform des US-amerikanischen Konsumentenpreisindexes eingesetzte Expertengruppe. In einer Rede vor dem Kongress äusserte sich Stigler danach dahingehend, dass 95% aller Ökonomen den Konsumentenpreisindex für nach oben verzerrt halten würden (vgl. Triplett 2001a, S. 137, Fn. 7). Mit anderen Worten ausgedrückt, die statistisch ausgewiesene Inflationsrate sei in Wahrheit gar nicht so hoch wie vom Konsumentenpreisindex ausgewiesen. Zwar führten die Empfehlungen des Stigler-Komitees zu einigen Verbesserungen bei der statistischen Erfassung von Preisänderungen, besonders im Bereich der Datenerhebung für den US-*Consumer Price Index* (CPI)[1], aber diese Massnahmen genügten offenbar nicht, um das Problem einer Verzerrung nach oben («Upward bias») zu lösen. Denn als im Jahr 1996 wiederum eine Kommission mit einem vergleichbaren Auftrag – diesmal unter dem Vorsitz von Michael Boskin – ihren Bericht vorlegte, fiel das Urteil ganz ähnlich aus: Der CPI ist nach oben verzerrt. Die Boskin-Kommission wagte auch eine Abschätzung dieser Verzerrung. Der «Upward bias» wurde auf 1.1 Prozentpunkte (PP) pro Jahr veranschlagt.

Als Reaktion auf den Boskin-Report sind in den USA ab 1999 eine Reihe von Änderungen in der Berechnungsweise des CPI vorgenommen worden. Obwohl das für den CPI zuständige statistische Amt, das *Bureau of Labor Statistics* (BLS), sich den Schlussfolgerungen der Boskin-Kommission nicht in allen Punkten vollumfänglich anschliessen konnte (vgl. Abraham 1997) und zudem auch ein Mitglied der Boskin-Kommission nachträglich die Möglichkeit einer gewissen Überschätzung des «Upward bias» durch die Kommission eingeräumt hatte (vgl. Gordon 1999, S. 29), haben die vom BLS vorgenommenen Reformen doch mit dazu beigetragen, dass sich die publizierten Inflationsraten der USA seither deutlich reduziert haben (vgl. Tabelle 1).

Tabelle 1: US-Inflationsrate (geometrische Mittelwerte)

	1980-1999	1999-2003	Differenz
Wachstumsrate des CPI	3.7% p.a.	2.5% p.a.	1.2 PP p.a.

Quelle: OECD Main Economic Indicators

[1] In den USA werden verschiedene Konsumentenpreisindices publiziert. Wir konzentrieren uns auf den «CPI-U», den «Consumer Price Index – All Urban Consumers».

Der Verdacht liegt nahe und ist auch verschiedentlich geäussert worden, dass diese Reduktion der US-amerikanischen Inflationsrate in erster Linie der Tatsache zuzuschreiben sei, dass die USA modifizierte bzw. neue Berechnungsweisen verwenden, welche in Europa noch wenig gebräuchlich sind. Dabei ist der Vergleich USA-Europa allerdings etwas problematisch, denn selbst innerhalb der EU verwenden die nationalen statistischen Ämter zum Teil noch recht unterschiedliche Verfahren zur Ermittlung der Veränderungen des Preisniveaus. In den Niederlanden und Schweden ist man beispielsweise wie in den USA der Ansicht, dass der Konsumentenpreisindex nicht so sehr die Preisentwicklung eines bestimmten Warenkorbes (*Cost-of-goods-Index*, COGI), sondern vielmehr die Entwicklung der Lebenshaltungskosten nachzuzeichnen habe (*Cost-of-living-Index*, COLI). Aber nicht nur in Bezug auf die Zielsetzung gibt es unterschiedliche Auffassungen, auch bezüglich der Vorgehensweisen bei der Erfassung von Qualitätsänderungen gibt es immer noch beträchtliche Differenzen.[2] Am Ausnahmecharakter des amerikanischen CPI gibt es aber nur wenig Zweifel. Triplett (2001b, S. 121) schreibt dazu: «It does not take much foresight to see that the US may soon be surrounded by world CPIs that take quite different approaches from the COL oriented approach of the BLS».

Die Art der Erfassung von Preisänderungen hat selbstverständlich auch Konsequenzen für die Berechnung der «realen», d.h. der preisbereinigten Wirtschaftsentwicklung. In den USA werden 49.7% aller Ausgaben, die das nominelle BIP ausmachen,[3] und 55.9% des sogenannten «Nonfarm business sector output»[4] mit dem CPI deflationiert (vgl.

---

[2] Der vorliegende Beitrag stützt sich auf die aktuell verfügbaren bzw. publizierten Informationen. Da jedoch Änderungen in der Indexberechnung häufig sind – und die Transparenz gering ist –, kann nicht ausgeschlossen werden, dass gewisse Sachaussagen nicht mehr der Praxis einzelner statistischer Ämter entsprechen.

[3] Anders als im *System of National Accounts* (SNA) von 1993 der Vereinten Nationen (und weiterer internationaler Organisationen) vorgesehen, führen die USA kein gesamtwirtschaftliches Produktionskonto. Das BIP wird nur verwendungsseitig als Summe von Konsumnachfrage, Investitionsnachfrage und Nettoexporten bestimmt.

[4] Der *Nonfarm business sector output*, also das BIP abzüglich der Wertschöpfung der Sektoren Staat, private Haushalte, private Organisationen ohne Erwerbszweck sowie Wohnen und Landwirtschaft dient dem BLS als Zähler für die Berechnung der Arbeitsproduktivität. Die Wertschöpfung der nichtmarktproduzierenden Sektoren Staat, private Haushalte und private Organisationen ohne Erwerbszweck wird mit dem Argument ausgeklammert, dass die Preisbereinigung hier in Ermangelung von Deflatoren mittels der Entwicklung der Arbeitsstunden erfolgt, wodurch implizit jegliche Produktivitätssteigerung

Eldridge 1999, S. 37). Läge der «Upward bias» im CPI tatsächlich bei 1.1 PP, wie von der Boskin-Kommission geschätzt, so würde seine vollständige Beseitigung das jährliche BIP-Wachstum um 0.6 PP anheben (vgl. Eldridge 1999, S. 43).

Bekanntlich hat sich seit der zweiten Hälfte der 90er Jahre der Abstand in den transatlantischen Realwachstumsraten ausgeweitet (vgl. Tabelle 2).

Tabelle 2: Realwachstumsunterschiede USA- EU

	BIP-Wachstumsrate USA	BIP-Wachstumsrate EU	Differenz
1980-1997	2.6% p.a.	2.3% p.a.	0.3 PP p.a.
1997-2003	3.0% p.a.	2.2% p.a.	0.8 PP p.a.

Quelle: OECD Quarterly National Accounts[5]

Derartige internationale Wachstumsvergleiche scheinen in der öffentlichen Debatte zunehmend an Bedeutung zu gewinnen, und oft werden den «sklerotischen» kontinentaleuropäischen Staaten die USA als leuchtendes Beispiel einer dynamischen Volkswirtschaft entgegengehalten. Angesichts der Tatsache, dass solche Vergleiche in vielen europäischen Staaten zum Anlass genommen werden, um wirtschafts- und sozialpolitische «Reformen» einzufordern, kommt der Frage, in welchem Ausmass die ausgewiesenen Wachstumsunterschiede lediglich auf unterschiedliche Berechnungsweisen zurückzuführen sind, eine erhebliche Bedeutung zu.

Ein Versuch, diese Frage zu klären, wird aber sofort mit dem Problem einer gewissen «Balkanisierung» des europäischen Statistikwesens konfrontiert. Besondere Schwierigkeiten ergeben sich dabei aus der Vielfalt an Berechnungsmethoden und der nicht selten anzutreffenden Intransparenz bezüglich der Details in den einzelnen Vorgehens-

---

ausgeschlossen werde (vgl. *Eldridge* 1999, S. 36). Internationale Produktivitätsvergleiche sollten daher nicht auf Grundlage des BIP erfolgen, da ansonsten Länder, die aus institutionellen Gründen große nichtmarktproduzierende Sektoren aufweisen, bei der Produktivitätsberechnung benachteiligt werden. So auch *Scarpetta et al.* 2000, S. 85f.

[5] Geometrische Mittelwerte; 1980-1997 gemäß SNA 1968, 1997-2003 gemäß SNA 1993. 1997 ist das letzte Jahr, für das US-Daten nach SNA 1968 vorliegen und wurde deswegen als «Wasserscheide» gewählt. Für die Periode 1997-2003 ist das US-BIP verkettet berechnet, das EU-BIP jedoch nicht. Zu den Unterschieden beider Berechnungsweisen, vgl. im Folgenden.

weisen. Im Gegensatz dazu sind die Berechnungsmethoden der USA vergleichsweise gut dokumentiert und öffentlich zugänglich; und die (nicht sehr umfangreiche) Forschung in diesem Bereich konzentriert sich heute vor allem auf die USA. Im vorliegenden Beitrag kann daher nicht die vielleicht interessantere Frage beantwortet werden: «Um wie viel läge das Wachstum in der EU höher, wenn wir die amerikanischen Preisbereinigungsverfahren verwenden würden?», denn dazu fehlen zur Zeit die Anhaltspunkte. Statt dessen sollen die US-amerikanischen Reformen in der Preisindexberechnung kurz vorgestellt und die zugehörigen Begründungen überprüft werden, um der Frage nachzugehen, ob die Amerikaner etwa ihr Wachstum «schön rechnen» (so z.B. Grant 2000[6]). In diesem Zusammenhang kann versucht werden die Frage zu beantworten, um wie viel das Wachstum in den USA *tiefer* ausgewiesen würde, wenn noch dieselben Preisbereinigungsverfahren verwendet würden wie früher bzw. wie sie noch heute in den meisten europäischen Staaten gebräuchlich sind.

2 «Upward bias» im US-amerikanischen Konsumentenpreisindex

2.1 Die Analyse der Boskin-Kommission

Die Boskin-Kommission identifizierte vier Quellen für Verzerrungen des CPI nach oben:

1. Die Substitutionsverzerrung auf der unteren Stufe («Lower level substitution bias»)
2. Die Substitutionsverzerrung auf der oberen Stufe («Upper level substitution bias»)
3. Die Verzerrung durch eine Substitution der Verkaufsstellen («Outlet substitution bias»)

[6] Der Titel von Grants Beitrag legt nahe, dass die Deutsche Bundesbank sich abfällig über die Deflationierungsmethoden der USA geäußert hätte. Dies trifft nicht zu. Vielmehr räumt die Bundesbank im Monatsbericht vom August 2000 ein, dass im EDV-Bereich die traditionellen, in Deutschland gebräuchlichen Methoden «an ihre Grenzen stoßen» (vgl. dazu unten mehr). Es wird allerdings darauf hingewiesen, dass das deutsche reale BIP des Jahres 1998 um ca. 1.75% höher gelegen hätte, wenn im EDV-Bereich der *amerikanische* Deflator anstelle des deutschen verwendet worden wäre (wie es z.B. in Dänemark geschieht). Diese Erhöhung würde allein durch die veränderte Einschätzung des Realwerts der EDV-Ausrüstungen zustande kommen. «Wie groß der „Wachstumseffekt" einer hedonischen Preismessung bei EDV-Gütern in Deutschland tatsächlich ist, lässt sich jedoch nur im Rahmen umfangreicher Berechnungen abschätzen, die auch die in anderen Nachfragekomponenten enthaltenen EDV-Güter berücksichtigen müssten» (Deutsche Bundesbank 2000, S. 8).

4. Die Verzerrung durch Qualitätsverbesserungen und neue Produkte («Quality change and new product bias»).

Da nach Ansicht der Boskin-Kommission der CPI die Entwicklung der Lebenshaltungskosten abbilden müsse, überschätze ein Index, der ignoriert, dass die Konsumenten relativ teurer werdende durch billigere Produkte substituieren, die Teuerungsentwicklung. Dies würde im CPI nicht berücksichtigt, kritisierte die Boskin-Kommission. Durch diesen «Lower level substitution bias» würde der CPI um 0.25 PP pro Jahr nach oben verzerrt.[7] Die Boskin-Kommission schlug deshalb vor, nicht mehr das arithmetische, sondern das geometrische Mittel zu bilden, um den Durchschnittspreis in den untersten Ausgabenkategorien (sogenannte *Entry level items*, ELI), zu errechnen. Denn man kann zeigen, dass ein mit einem geometrischen Mittel berechneter Durchschnittspreis die Veränderung der Lebenshaltungskosten erfasst, falls die Substitutionselastizität zwischen den Gütern (oder Dienstleistungen) im ELI Eins beträgt (vgl. Moulton/Smeedly 1995).[8] Ausserdem hatten exploratorische Studien des BLS gezeigt, dass geometrisch gemittelte Preise weniger stark ansteigen als arithmetisch gemittelte (vgl. Moulton 1993), und dieser Unterschied wurde von der Boskin-Kommission mehr oder weniger willkürlich als «Lower level substitution bias» interpretiert (was auf Kritik gestossen ist, vgl. Triplett 2001b, S. 124f.). Der Vorschlag der Boskin-Kommission impliziert, dass die Konsumenten *in allen Ausgabengruppen* auf Relativpreisänderungen mit Substitutionen reagieren, was wohl nicht angenommen werden darf (vgl. dazu unten).

Wenn ein bestimmtes Gut teurer wird, kann man statt dessen auch auf eine andere Güterkategorie ausweichen. Auch diese Möglichkeit, die Lebenshaltungskosten durch ein entsprechendes Substitutionsverhalten zu senken, berücksichtigt der CPI nach Ansicht der Boskin-Kommission nicht. Durch diesen «Upper level substitution bias» werde der CPI um 0.15 PP pro Jahr nach oben verzerrt. Die Kommission schlug vor, dem Problem einerseits dadurch zu begegnen, dass auf den oberen Aggregationsstufen eine sogenannte «superlative» Indexformel[9], die «Törnqvist-Formel», angewendet wird. Die Törnqvist-Formel berücksichtigt das Substitutionsverhalten implizit durch eine

[7] Die Boskin-Kommission hat, wo Forschungsresultate fehlten, das quantitative Ausmaß der Verzerrungen «über den Daumen gepeilt». Dies stieß teilweise auf Kritik, vgl. etwa *Abraham* 1997.

[8] Eine Substitutionselastizität von Eins bedeutet, dass bei einem Anstieg des Preisverhältnisses z.B. von zwei verschiedenen Apfelsorten um ein Prozent das Verhältnis der nachgefragten Mengen sich ebenfalls um ein Prozent zugunsten der günstiger gewordenen Sorte verändert.

[9] Begriff und Konzept superlativer Indices stammen von *Diewert* 1976.

Gewichtung der einzelnen Indexpositionen sowohl mit den Ausgaben des Basismonats als auch mit denen des aktuellen Monats (vgl. dazu BLS 2004, S. 37). Zweitens sollte der Warenkorb öfter, nämlich möglichst jedes Jahr, aktualisiert werden, um Gewichte zu erhalten, die den tatsächlichen Konsumanteilen entsprechen.

Der «Outlet substitution bias» entsteht nach Ansicht der Boskin-Kommission, weil nicht berücksichtigt werde, dass Kunden vermehrt in Geschäften kaufen, deren Angebote verglichen mit anderen Verkaufsstellen billiger werden. Er betrage 0.1 PP pro Jahr. Abhilfe könnte ein revidierter Stichprobenplan schaffen, in dem der Aspekt der Geographie weniger Bedeutung hätte. Statt dessen müsste aufgrund der Charakteristika eines Gutes die Entscheidung getroffen werden, in welchen Verkaufsstellen die Preise des betreffenden Gutes erhoben werden.

Der «Quality change and new product bias» schliesslich trage 0.6 PP pro Jahr zur Verzerrung des CPI nach oben bei. Aufgrund der Zielsetzung von Preisindices, die nicht als COLI konzipiert sind – und offiziell war vor dem Boskin-Report auch der CPI kein COLI –, die Preisentwicklung eines fixen Warenkorbs nachzuzeichnen, werden neue Produkte oft erst nach einiger Zeit in den Index integriert. Dies sind manchmal Produkte, bei denen in der Phase der Markteinführung ein rapider Preisrückgang zu verzeichnen ist, der jedoch im Preisindex nicht berücksichtigt wird. So wurden etwa Mobiltelefone erst 1998 – und damit zehn Jahre nach ihrer Markteinführung – in den CPI aufgenommen. Hausman (1999) schätzt, dass ihr Preis in diesem Zeitraum um 51% gesunken ist. Die vorgeschlagene jährliche Aktualisierung des Warenkorbes würde auch dieses Problem weitgehend beseitigen.

Dass Qualitätsveränderungen von Gütern (und Dienstleistungen) ein Problem für die Berechnung von Preisindices darstellen, war an sich seit langem bekannt. Die Preiserheber finden viele der Güter, deren Preise sie im Vormonat registriert haben, nicht mehr in exakt derselben Form in den Verkaufsstellen vor. Oft gibt es neue Modelle, die teurer sind; aber es wäre nicht richtig, die gesamte Preiserhöhung als «Teuerung» anzusehen, denn meist sind die neuen Modelle qualitativ besser. Man denke etwa an die kontinuierliche Verbesserung der Sicherheitsausstattung von Autos. Es müssen also Verfahren zur Qualitätsbereinigung entwickelt werden; d.h. mit anderen Worten, die beobachtete Preiserhöhung beim Modellwechsel muss auf zwei Komponenten aufgeteilt werden, eine, welche die Qualitätsverbesserung abgilt, und eine zweite, die einer reinen Preisveränderung entspricht. Solche Verfahren sind allerdings in praktisch allen statistischen Ämtern seit langem gebräuchlich; und die Haupt-

kritik am Bericht der Boskin-Kommission von Seiten des BLS lautete deshalb auch, dass die Kommission, vielleicht aus Unkenntnis, die Auswirkungen der existierenden Qualitätsbereinigungsverfahren nicht zutreffend beurteilt und deshalb den «Upward bias» durch die Nichtberücksichtigung von Qualitätsänderungen überschätzt habe (Moulton 1996, Moulton/Moses 1997). Ein Kommissionsmitglied hat dies nachträglich selbst eingeräumt (Gordon 1999, S. 29). Jedenfalls identifizierte die Boskin-Kommission einen «Upward quality bias» in 19 Untergruppen des CPI, besonders stark ausgeprägt bei Elektronikgütern und medizinischen Dienstleistungen. Erstaunlicherweise empfahl die Kommission allerdings nicht, was viele Praktiker heute als den Königsweg zur Berechnung qualitätsbereinigter Preisindices ansehen, nämlich einen verstärkten Übergang zur sogenannten «hedonischen Methode» zur Ermittlung des Geldwertes von Qualitätsänderungen. Die hedonische Methode wurde zwar bereits von Court (1939) entwickelt, aber erst von Griliches (1961) populär gemacht. Sie beruht auf der Idee, auf der Basis von Querschnitts- oder kombinierten Querschnitts- und Längsschnittdaten (*Pooled data*) den Geldwert von bestimmten Güter*eigenschaften* zu ermitteln.

Griliches regressierte eine Preisstichprobe von Automobilen (*Pooled data*) auf Variablen, welche die wichtigsten Produktcharakteristika der verschiedenen Autos erfassten, sowie eine Trendvariable. Obwohl die hedonische Methode durch die Anwendung im Automobilbereich bekannt geworden ist, hat sie sich gerade hier nicht durchgesetzt. Zu komplex ist das Eigenschaftenbündel, welches die Qualität eines Automobils ausmacht.[10] Statt dessen scheint sich Computerhardware besonders für die hedonische Methode anzubieten. Denn erstens sind hier die Qualitätsverbesserungen – etwa gemessen an der Rechenleistung – rapide, während die Preise beispielsweise für den einzelnen Desktop-Computer relativ stabil bleiben. Es bestehen daher grosse Unterschiede zwischen einem qualitätsbereinigten und einem nicht-qualitätsbereinigten Preisindex für Computer. Zweitens können die Produktcharakteristika von Computern ziemlich abschliessend definiert und quantifiziert werden. Es handelt sich hauptsächlich um die Prozessorgeschwindigkeit, die Monitorgrösse sowie die Speicherkapazitäten von Festplatte, Arbeitsspeicher und Grafikkarte.[11]

---

[10] Die Qualitätsbereinigung der Automobilpreise erfolgt deshalb auf Grundlage von Angaben der Automobilhersteller über die Kosten der Qualitätsverbesserungen, vgl. BLS 2004, S. 29.

[11] Zu einem illustrativen Zahlenbeispiel aus der Praxis für eine hedonische Regression im Computerbereich, vgl. *Ball/Allen* 2002.

2.2 Die Reaktion des *Bureau of Labor Statistics*

Das *Bureau of Labor Statistics* hat sich keineswegs nur als ausführendes Organ für die Boskin-Vorschläge begriffen. Vielmehr wurden die Empfehlungen im Detail geprüft und zum Teil auch recht heftig kritisiert. Dennoch hat das BLS zu Beginn des Jahres 1999 Änderungen in der Berechnung des CPI in Kraft gesetzt, welche der Kritik der Boskin-Kommission weit entgegenkommen. Seither wurden mit hoher Frequenz weitere Reformen umgesetzt. Wie viel Prozent des ursprünglich von der Boskin-Kommission diagnostizierten «Upward bias» sind nun aber dadurch eliminiert worden?

Auf den 1. Januar 1999 hat das BLS in 61% der untersten Ausgabenkategorien (ELIs) die Ermittlung der Durchschnittspreise vom arithmetischen auf das geometrische Mittel umgestellt. Diese Vorgehensweise basiert auf der Annahme, dass die Substitutionselastizität zwischen den Gütern im ELI Eins beträgt. Falls keine substitutiven Beziehungen auf der untersten Stufe vorliegen, unterschätzt die geometrische Mittelung die Entwicklung der Lebenshaltungskosten und würde einen «Downward bias» in den CPI einführen. Für 39% der ELIs hält das BLS Substitutionsbeziehungen für unwahrscheinlich. Dazu gehören insbesondere die Indexpositionen «Wohnen» (inklusive netzgebundener Nebenkosten) und «Gesundheitsdienstleistungen». Durch diese Umstellung bei der Ermittlung der Durchschnittspreise sank die Jahreswachstumsrate des CPI um durchschnittlich 0.21 PP (vgl. Eldridge 1999, S. 41). Dies entspricht fast genau dem Schätzwert der Boskin-Kommission für den «Lower level substitution bias » (0.25 PP).

Seit 2002 werden ferner die Gewichte, mit denen aus den ELIs die Indices der höheren Aggregationsstufen berechnet werden, alle zwei Jahre anhand von Verbrauchserhebungen (*Consumer Expenditure Surveys*) aktualisiert. Damit sollte der «Upper level substitution bias» deutlich reduziert worden sein. Auf den zweiten hierzu gemachten Vorschlag der Boskin-Kommission, nämlich auf den oberen Aggregationsstufen die Törnqvist-Formel zu verwenden, ist das BLS hingegen nicht eingetreten. Nach wie vor wird hierzu die Laspeyres-Formel benutzt.[12] Gordon (1999, S. 36) kommt dennoch zu dem Schluss, dass der «Substituion bias», und damit 0.4 PP des von der Boskin-Kommission geschätzten «Upward bias» im CPI, durch die Reformen weitestgehend

[12] Das BLS berechnet allerdings einen eher experimentellen verketteten CPI mit der Törnqvist-Formel (vgl. dazu BLS 2004, S. 36f.).

eliminiert worden sei. Hinsichtlich des «Outlet substitution bias» hat das BLS indessen bisher nichts unternommen. Die 0.1 PP «Upward bias», für die diese Verzerrung nach Ansicht der Kommission verantwortlich zeichnet, sind daher nach wie vor im CPI vorhanden.

Mit Bezug auf den «Quality change bias» hat die Boskin-Kommission keine konkreten Vorschläge gemacht, wie er zu beheben sei, obwohl bereits in der *Business Week* vom 7. November 1994 zu lesen war:

> *«By now, almost everyone from Greenspan to the Congressional Budget Office to the Bureau of Labor Statistics agrees that CPI growth is too high. The reasons for upward bias in the CPI include technical problems with the calculation of the index and sluggishness in picking up changes in consumer shopping behavior. But the biggest problem with the CPI is that it doesn't reflect the improved quality of many products.»*

Das BLS ist daher selbst aktiv geworden und berechnet seit 1998 qualitätsbereinigte Preisentwicklungen auf Grundlage von hedonischen Regressionen für solche Güter, bei denen von erheblichen Qualitätsverbesserungen auszugehen ist. Begonnen wurde mit Desktop-Computern (1998) und Fernsehern (1999). Obwohl diese Revisionen den Preisindex für Fernseher um 0.1 PP pro Jahr und den Computerindex sogar um 6.5 PP pro Jahr abgesenkt haben (vgl. Stewart/Reed 1999, S. 32), glaubt Gordon (1999, S. 36) nur an eine Reduktion des gesamten «Quality change bias» um 0.1–0.2 PP pro Jahr durch diese Reformen. Mit anderen Worten würden 0.4–0.5 PP des (upward) «Quality change and new product bias» erhalten bleiben.

Allerdings hat Gordon einen sehr weitgefassten Begriff von Qualitätsveränderungen. Für ihn verzerrt auch die gestiegene Sicherheit auf Flugreisen, die höhere Frische von Fisch dank besserer Transportmöglichkeiten und die Verringerung von Schmerzen dank neuer, minimal invasiver Operationstechniken den CPI nach oben (vgl. Gordon 1999, S. 28). Solche Qualitätsverbesserungen wird man vermutlich nie aus den Preisindizes herausfiltern können, und es stehen ihnen auch immaterielle Qualitätsverschlechterungen gegenüber, wie z.B. die gestiegene Unpünktlichkeit von Flügen aufgrund der zunehmenden Überfüllung des Luftraums. Weiterhin muss berücksichtigt werden, dass seit 1999 die hedonische Methode in weitere ELIs Einzug gehalten hat, nämlich in die Ermittlung von Preisänderungen bei DVD-Playern, Videorecordern, Camcordern, Audiosystemen und Mikrowellenöfen. Auch für Kühlschränke und -tru-

hen, Waschmaschinen, Wäschetrockner und College-Lehrbücher werden bereits hedonische Indices verwendet.[13] Moulton (2001) hält fest, dass bereits 18% der Ausgaben, die ins nominelle US-BIP einfliessen, mit Preisindices deflationiert werden, bei deren Berechnung hedonische Methoden Anwendung finden. Schliesslich ist zu bedenken, dass der «New product bias» mit der Umstellung auf die zweijährliche Aktualisierung der Gewichte im Jahr 2002 an Bedeutung verloren haben dürfte. Daher ist Gordons Schätzung aus dem Jahr 1999 nicht mehr relevant. Vielmehr ist davon auszugehen, dass der «Quality change and new product bias» mittlerweile weitgehend eliminiert worden ist. Demnach dürfte sich der verbliebene «Upward bias» im CPI im Bereich der 0.1 PP des «Outlet substitution bias» bewegen. Wenn die Schätzung der Boskin-Kommission zuträfe, wäre daraus zu folgern, dass infolge der Reformen im CPI seit 1998/99 die Inflationsrate um rund 1.0 PP tiefer liegen müsste als ohne die Reformen.

Das BLS berechnet neben dem CPI auch einen Forschungsindex (*Consumer Price Index Research Series Using Current Methods*, CPI-U-RS), der auf der BLS-Homepage (vgl. Fn. 13) publiziert wird. Der CPI-U-RS beantwortet die Frage, wie sich der CPI entwickelt hätte, wenn bereits im Dezember 1977 (dem Startpunkt der Indexreihe) die jeweils aktuellsten Methoden verwendet worden wären. Dagegen wird der CPI selbst niemals revidiert, da er Grundlage zahlreicher indexierter Verträge sowie für die Anpassung der Sozialleistungen ist. Die Differenz beider Reihen ist daher ein Mass für die Auswirkungen der CPI-Revisionen auf das Niveau des Indexes.

Stewart/Reed (1999) haben untersucht, wie gross die Unterschiede zwischen den beiden Reihen bis einschliesslich 1998 waren und was die Ursachen dieser Unterschiede sind. Der CPI wuchs im Durchschnitt der Jahre 1978-1998 mit einer Rate von 4.73%, während der CPI-U-RS um 4.28% pro Jahr zulegte. Der Unterschied in den Wachstumsraten von 0.45 PP kann aber kaum allein den CPI-Reformen in Reaktion auf den Boskin-Report zugeschrieben werden.[14] Vielmehr entstehen die Unterschiede zwischen den beiden Indexreihen in der Hauptsache bereits in den Jahren 1978-80 und aufgrund der Umstellung der Preisermittlung für die Indexposition «Wohnen in Wohneigentum» im Jahr 1983. Vor 1983 dienten Immobilienpreise und Kapitalkosten als

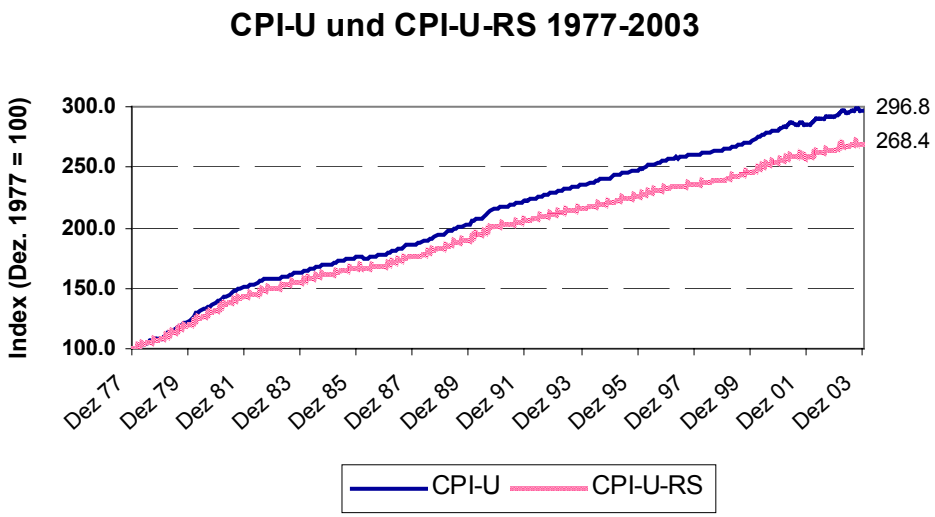
[13] Vgl. http://www.bls.gov/cpi/home.htm sowie BLS 2002, S. 47-49. Die Aussage von Fußnote 2 gilt sinngemäß auch hier.

[14] Von diesen waren zum Entstehungszeitpunkt des Beitrages von Stewart und Reed bereits in Kraft getreten: 1) die hedonische Qualitätsbereinigung der Computer- und Fernseherpreise und 2) die Umstellung auf die geometrische Mittelung bei der Basisaggregation.

Massstab für den Preis des Wohnens im Eigenheim. Ab 1983 wurde auf den Eigenmietwert, gemessen an der Entwicklung der Mieten für mit dem jeweiligen Wohneigentum vergleichbare Mietobjekte, umgestellt. Im CPI-U-RS wirkt sich diese Umstellung besonders zwischen 1978 und 1980 stark aus, wo der CPI-U-RS pro Jahr um 1.2–2.5 PP weniger stark zunimmt als der CPI. Beschränkt man sich auf den Zeitraum nach der Umstellung (Dezember 1982 – Dezember 1998), so reduziert sich der Abstand in den durchschnittlichen Jahreswachstumsraten beider Indices von 0.45 PP auf 0.34 PP. Dies ist deutlich weniger als der von der Boskin-Kommission geschätzte «Upward bias».[15]

Nun könnte eingewendet werden, dass wichtige Reformschritte zur Beseitigung des «Upward bias» erst nach 1999 erfolgt sind und dass eine Aufdatierung der Reihen einen grösseren Abstand ergeben würde. Dies ist aber nicht der Fall. In Abbildung 1 sind die beiden Indices so weit fortgeschrieben, wie der CPI-U-RS momentan publiziert wird, nämlich bis Dezember 2003. Der Abstand in den Wachstumsraten beträgt für die Jahre 1978-2003 nur noch durchschnittlich 0.41 PP p.a. und für die kürzere Periode 1982-2003 sogar nur 0.25 PP p.a.

Abbildung 1: *Consumer Price Index – All Urban Consumers* (CPI-U) und *Consumer Price Index Research Series Using Current Methods* (CPI-U-RS)



Quelle: BLS-Homepage (http://www.bls.gov)

[15] Allerdings werden im CPI-U-RS die Gewichte der einzelnen Komponenten nicht aktualisiert, vgl. *Stewart/Reed* 1999, S. 34. Dies erklärt einen Teil des Unterschieds zu den Schätzungen der Boskin-Kommission (s.u.).

2.3 Fazit zum «Upward bias» im CPI

Obwohl mittlerweile einige Reformen bei der Berechnung des CPI vorgenommen worden sind, die den von der Boskin-Kommission identifizierten «Upward bias» weitgehend eliminiert haben dürften, hat sich die Preissteigerungsrate durch diese Reformen im Durchschnitt der Jahre 1982-2003 nur um 0.25 PP reduziert. Dies entspricht fast im vollen Umfang dem Wegfall des «Lower level substitution bias» infolge des Umstiegs auf eine geometrische Mittelwertbildung auf der untersten Aggregationsstufe. (Dieser Effekt macht nach Berechnungen des BLS allein 0.21 PP aus, vgl. Eldridge 1999, S. 41.)

Um zu einem mit den Schätzungen der Boskin-Kommission vergleichbaren Wert für den gesamten «Upward bias» zu gelangen, müssen zu diesen 0.25 PP noch 0.1 PP für den «Outlet substitution bias» addiert werden, welcher nicht eliminiert wurde. Weiterhin sind 0.17 PP für den «Upper level substitution bias» und den «New product bias» zu veranschlagen.[16] Diese beiden «Biases» dürften zwar mittlerweile infolge der zweijährlichen Aktualisierung der Gewichte weitgehend eliminiert worden sein, sie machen sich jedoch im CPI-U-RS nicht bemerkbar, da in ihm die Gewichte der einzelnen Komponenten nicht aktualisiert werden (s.o.).

Daraus können zwei Schlussfolgerungen abgeleitet werden.

1. Entweder wurde der «Upward bias» im CPI von der Boskin-Kommission um mehr als 100% überschätzt (1.1 PP gegenüber festgestellten 0.52 PP), oder es ist doch immer noch ein «Quality change bias» im Umfang von ca. 0.5 PP im Index enthalten, wie Gordon (1999, S. 36) vermutet hatte. Dieser liesse sich dann auch mit hedonischen Methoden offenbar nicht eliminieren.
2. Etwas weniger als ein halber Prozentpunkt (0.42 PP) des Rückgangs der US-Inflationsrate nach 1999 (vgl. Tab. 1) ist den neuen Berechnungsweisen zu verdanken.

[16] Die Boskin-Kommission schätzte den «Upper level substitution bias» auf 0.15 PP pro Jahr. Der «New product bias» ist ein – vermutlich kleiner – Teil des «Quality change and new product bias», welcher insgesamt auf 0.6 PP pro Jahr geschätzt wurde. Wir setzen einen Schätzwert für den «New product bias» von 0.02 PP pro Jahr an. Dies in Anlehnung an den Economic Report of the President (1999, S. 94), in dem vermutet wird, dass die häufigere Aktualisierung des Warenkorbs die jährliche Inflationsrate um 0.17 PP senken werde.

3 «Downward bias» im US-amerikanischen Konsumentenpreisindex

Wenn die Wachstumsrate des CPI tatsächlich nach oben verzerrt ist – wenn sie eigentlich tiefer lag als offiziell ausgewiesen – so muss das *Preisniveau in der Vergangenheit* höher gewesen sein, als bislang geschätzt wurde. Charles Hulten hat aber darauf hingewiesen, dass, wenn man die Preisentwicklung mit revidierten Inflationsraten «à la Boskin» zurückrechnet, sich ein amerikanischer Haushalt vor 200 Jahren nicht mehr als 1.3 Pfund Kartoffeln am Tag hätte leisten können. Für Wohnung, Kleidung etc. wäre nichts übrig geblieben.

Da dieses Ergebnis nicht plausibel ist – Gordon (2004a, S. 3f.), führt den Begriff «Hulten-Paradox» für dieses Rechenexempel ein –, *können* die Inflationsraten nicht über einen längeren Zeitraum in der Vergangenheit um über einen Prozentpunkt pro Jahr nach oben verzerrt gewesen sein. Zu derart hohen Schätzwerten für den «Upward bias» gelangt man nur, wenn man die vorhandenen Anhaltspunkte übersieht, dass es auch Verzerrungen nach unten im CPI gibt.

Diese Verzerrungen entstehen zum einen in Ausgabenkategorien, in denen es bei weitgehend konstanten Preisen laufende Qualitäts*verschlechterungen* gibt. Das klassische Beispiel einer solchen Indexposition ist der Bereich Wohnen, der (inklusive Eigenmietwert) mit z.Zt. 32.9% das höchste Gewicht im CPI besitzt. Zwar bleiben die Mieten (aus denen die Eigenmietwerte abgeleitet werden) über die Laufzeit der Mietverträge meist konstant, jedoch sinkt die Qualität der Wohnung langsam durch Abnutzung. Qualitätsbereinigt entspricht dies einer Preissteigerung. Wird diese nicht berücksichtigt, so kommt angesichts des Gewichts der Indexposition «Wohnen» ein spürbarer «Downward bias» zustande.

Zum anderen sind solche Indexpositionen von «Downward bias» betroffen, in denen Modellwechsel häufig vorkommen und dazu genutzt werden, Preissteigerungen durchzusetzen, die über den Qualitätszuwachs hinausgehen. In diesem Sinne schreibt Triplett (2001b, S. 125) zutreffender Weise: «It is not in general true that the direction of the bias in the index depends on the direction of quality change; it is more nearly the case that it depends on the direction of the true price change». Das Paradebeispiel für eine solche Indexposition ist die Hauptgruppe «Bekleidung», welche mit einem Gewicht von z.Zt. 4.0% in den Warenkorb des CPI eingeht. Im Bekleidungssegment gibt es nicht nur den unterjährigen Wechsel zwischen Frühjahrs- und Herbstkollektion, sondern auch den Wechsel der Mode von Jahr zu Jahr. Für die Mitarbeiter des statisti-

schen Amtes bedeutet dies, dass sie nur in den seltensten Fällen *exakt dasselbe* Produkt über einen längeren Zeitraum in den Verkaufsstellen vorfinden. Der «Downward bias» im Preisindex für Bekleidung kommt durch die Art der Qualitätsbereinigung zustande. Wie oben erwähnt, waren auch schon «vor Boskin» in allen statistischen Ämtern Qualitätsbereinigungsverfahren in Kraft, zum Beispiel, weil von jeher entschieden werden musste, wie mit der Ersetzung eines Kleidungsstücks durch eine andere Variante umgegangen werden soll, z.B. einer Lederjacke für Herren mit Knöpfen durch eine mit Reissverschluss. Wenn der Mitarbeiter des statistischen Amtes der Ansicht ist, beide Varianten seien qualitativ gleich, so wird er einen vorgefundenen Preisunterschied als reine Preissteigerung verzeichnen. (Dies könnte z.B. bei Farbunterschieden ansonsten gleicher Produkte der Fall sein.) Wenn er jedoch die Qualität für nicht vergleichbar hält, so besteht die gängigste Praxis, die das BLS (2004, S. 24) als «Linking» bezeichnet, die aber nach Triplett (1997, S. 28) korrekter als «Deletion» zu bezeichnen ist, darin, dass der betreffende Artikel, der seine Qualität geändert hat, im entsprechenden Monat nicht in den Index eingeht. Erst im nächsten Monat wird die Preisänderung wieder berücksichtigt, sofern sich die Qualität nicht erneut geändert hat.[17] Aus dieser «Deletion» entsteht ein «Downward bias» im Preisindex, *wenn* die Qualitätsänderung bzw. der Modellwechsel zum Anlass genommen wird, einen höheren Preis zu verlangen, der nicht oder nicht vollständig durch eine Verbesserung der Qualität gerechtfertigt ist. Denn dann hat eine «echte» Preiserhöhung stattgefunden, die nicht registriert wird.[18] Eine solche Praxis ist aber im Bekleidungsmarkt seit langer Zeit an der Tagesordnung, wie Gordon (2004a) gezeigt hat. Gordon vergleicht den Index für Frauenkleider im CPI mit einem hedonischen Index, den er aus Angaben zu Preisen und Charakteristika von Frauenkleidern aus dem *Sears*-Warenhauskatalog berechnet hat. Er findet, dass der CPI-Beklei-

[17] *Nota bene* bedeutet «Qualitätsveränderung» hier in erster Linie «Etwas wird anders» und nicht so sehr «Etwas wird rasch immer besser», wie im Computersegment.

[18] Vgl. dazu ausführlich *Triplett* 1997, S. 24-35. Zur einfachen «Deletion»-Methode gibt es zwei Alternativvarianten, die den «Downward bias» reduzieren. Entweder wird angenommen, dass die Preisänderung des betreffenden Artikels dem Durchschnitt des ELI entspricht oder es wird angenommen, dass die Preisänderung genauso groß ist wie bei ähnlichen Artikeln im Modellwechsel, deren Preisveränderung man aus anderen Quellen abschätzen kann (sogenannte «Class-mean imputation»), vgl. BLS 2004, S. 23. Bei diesen Verfahren entsteht ein «Downward bias» nur, wenn ein Modellwechsel mit einer überdurchschnittlichen «echten» Preiserhöhung einhergeht.

dungsindex zwischen 1914 und 1985 im Durchschnitt um 1.28 PP pro Jahr weniger angestiegen ist als der entsprechende hedonische Index.

Wenn auch der Bekleidungsindex im CPI lange Zeit nach unten verzerrt gewesen sein mag, so kann davon heute keine Rede mehr sein. Denn das BLS hat bereits im Jahr 1991 begonnen, diesen Index, bzw. die Teilindizes, aus denen er zusammengesetzt ist, mit der hedonischen Methode zu berechnen. Als erklärende Variablen für die Preisänderung beispielsweise von Frauenkleidern werden der Typ (Tages- oder Abendkleid), die Anzahl der Teile (ein oder zwei), das Material, die Markennamenkategorie, die Grösse, die Fütterung etc. verwendet (vgl. Liegey 1994, S. 39). Als Folge der neuen Berechnungsweise erhöhte sich der Bekleidungsindex um ca. 0.4 PP pro Jahr (vgl. Stewart/Reed 1999, S. 36). Diese Erhöhung wurde allerdings nur im CPI-U-RS, aber nicht im CPI zurückextrapoliert, so dass Gordon (2004a) für die Zeit vor 1991 im CPI jenen grossen «Downward bias» vorfinden konnte. Es zeigt sich an diesem Beispiel, dass die hedonische Methode nicht immer – wie im Fall der Computer – zu einer Absenkung der Inflationsrate führt. In der Hauptgruppe «Bekleidung» war das Gegenteil der Fall. Allerdings war in dieser Hauptgruppe auch der (upward) «Lower level substitution bias» grösser als in jeder anderen Gruppe. Seine Eliminierung durch den Übergang zur geometrischen Mittelwertbildung auf der untersten Aggregationsstufe ab 1999 hat den Bekleidungsindex um etwa 1.5 PP pro Jahr erhöht. Der Nettoeffekt aus den beiden genannten Reformen in der Berechnungsweise des Bekleidungsindexes in den Jahren 1991 und 1999 ist ein «*Upward* bias» in Höhe von 1.1 PP im Durchschnitt der Jahre 1978-1998 (vgl. Stewart/Reed 1999, S. 35). Die Hauptgruppe «Bekleidung» scheint daher – entgegen der Auffassung von Gordon (2004a) – das «Hulten-Paradox» nicht aufklären zu können.

Wie bereits oben erwähnt, gibt es noch eine zweite gewichtige Hauptgruppe, in der ein «Downward bias» wahrscheinlich ist, und zwar die Hauptgruppe «Wohnen». Der Preisindex für «Wohnen» wird sogar schon seit Januar 1988 mit dem hedonischen Verfahren berechnet (vgl. dazu Fixler et al. 1999, S. 12). Dies war überhaupt die erstmalige Anwendung der hedonischen Methode im CPI. Erklärende Variablen für die Miethöhe bzw. den Eigenmietwert sind das Alter der Wohneinheit, die Anzahl der Schlafzimmer, die Anzahl der Badezimmer, die Anzahl der übrigen Zimmer sowie das Vorhandensein oder Nichtvorhandensein einer Klimaanlage. Hauptzweck dieser Gleichung ist die Schätzung eines «Abschreibungsparameters», der die schleichende Qualitätsminderung der Wohnung abbildet. Daneben können die geschätzten Koeffi-

zienten der übrigen Variablen zur Qualitätsbereinigung benutzt werden in jenen seltenen Fällen, in denen hier Änderungen vorkommen. Das BLS hat also die hedonische Methode zur Beseitigung eines «Downward bias» im CPI verwendet, lange bevor sie zur Beseitigung eines «Upward bias» benutzt wurde. Die Frage ist, ob im Bereich «Wohnen» der «Downward bias» auf diese Weise beseitigt werden konnte.

Gordon (2004b, S. 18f.) zufolge gibt es nicht nur den «Aging bias» im Preisindex für «Wohnen», welchen man mit der hedonischen Methode erfassen könne, sondern daneben auch den «Nonresponse bias». Dieser ist dem «Deletion bias» im Bekleidungsindex nicht unähnlich. Mieterhöhungen finden meist bei Mieterwechseln statt. Der neue Mieter weiss oft nicht, was der Vormieter bezahlt hat, so dass ein Grossteil der effektiven Mieterhöhungen unerfasst bleiben. Andererseits hat das BLS durch verbesserte Befragungstechniken den «Nonresponse bias» im Laufe der Zeit reduziert (vgl. dazu Gordon 2004b, S. 19). Ausserdem stehen den Mieterhöhungen auch Qualitätsverbesserungen gegenüber, die von der hedonischen Gleichungsspezifikation des BLS nicht erfasst werden, z.B. Verbesserungen in den Bereichen Wasser-/Abwasserversorgung, Elektrizität, Zentralheizung und Küchenausstattung, welche allerdings hauptsächlich in der ersten Hälfte des 20. Jahrhunderts durchgesetzt wurden. Gordon versucht, den Nettoeffekt all dieser Einflüsse zu ermitteln, und kommt über die Periode 1914-2003 auf einen durchschnittlichen «Downward bias» im CPI für «Wohnen» von 0.97 PP pro Jahr. In der jüngsten Untersuchungsperiode (1995-2003) hingegen, nachdem wichtige Reformen zur Beseitigung dieses «Downward bias» in Kraft getreten sind, reduziert er sich auf 0.33 PP pro Jahr (vgl. Gordon 2004b, Tab. 14). Bei einem Gewicht des Teilindexes für «Wohnen» von rund einem Drittel am Gesamtindex (s.o.) ist also von einem verbliebenen «Downward bias» von ca. 0.1 PP p.a. im Gesamt-CPI aufgrund des «Nonresponse bias» im Wohnbereich auszugehen.

4 Einfluss der Verzerrungen im Konsumentenpreisindex – bzw. ihrer Beseitigung – auf das «reale» Wirtschaftswachstum

Als das BLS im Jahr 1999 in Reaktion auf den Bericht der Boskin-Kommission weitreichende Änderungen in der Berechnung des CPI in Kraft setzte, rechneten viele Beobachter damit, dass das reale BIP der USA in der ebenfalls auf 1999 terminierten umfas-

senden Revision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechung (*NIPA*[19]) kräftig nach oben revidiert werden müsste. Einerseits konnte mit einer deutlichen Abwärtsrevision des CPI gerechnet werden, die sich in den NIPA-Konten als Erhöhung des realen privaten Verbrauchs niederschlagen würde, andererseits wurde noch eine Neuerung umgesetzt, die das «System of National Accounts 1993» eingeführt hatte, nämlich die Umbuchung der Ausgaben der Unternehmen für Software. Anstatt als BIP-neutrale Vorleistungen, werden diese Ausgaben für Software neu als BIP-erhöhende Ausrüstungsinvestitionen gezählt. Angesichts der Tatsache, dass die nun als investiv geltenden Ausgaben für Software in den Jahren 1995-98 mit Raten von durchschnittlich 15.2% pro Jahr gewachsen waren (vgl. Jorgenson/Stiroh 2000, Tab. 1), mussten die realen Investitionen aufgrund dieser Neuerung spürbar höher liegen. Viele Beobachter waren daher überrascht, dass die Wachstumsrate des realen BIP im Durchschnitt der Jahre 1960-1998 «nur» um 0.2 PP nach oben revidiert wurde (von 3.2% auf 3.4%). Wie es aufgrund der zunehmenden Bedeutung der Software erwartet werden konnte, liegt die Revision am aktuellen Rand etwas höher. Zwischen 1995 und 1998 wurde die Wachstumsrate des realen BIP um durchschnittlich 0.4 PP nach oben revidiert (von 3.4% auf 3.8%, vgl. Seskin 1999, S. 17). Jorgenson/Stiroh (2000, Tab. 2) schätzen den realen Wachstumsbeitrag der Softwareinvestitionen im Durchschnitt der Jahre 1995-98 auf 0.2 PP. Demnach beträgt der Wachstumsbeitrag der neuen Preisbereinigung ebenfalls 0.2 PP pro Jahr.

Warum hat die Berücksichtigung der Empfehlungen der Boskin-Kommission – angesichts des grossen Einflusses der Deflationierungsmethoden auf die ausgewiesene Realentwicklung (vgl. dazu Eldridge 1999) – keinen stärkeren Effekt auf das Realwachstum gehabt? Zunächst ist darauf hinzuweisen, dass die Kommission den «Upward bias» im CPI mit 1.1 PP pro Jahr wahrscheinlich überschätzt hat und dass die Reform des CPI die Inflationsrate «nur» um ca. 0.4 PP pro Jahr, aber nicht um 1.1 PP abgesenkt hat (s.o.). Ausserdem ist von zentraler Bedeutung, dass in der Revision der *National Income and Product Accounts* des Jahres 1999 nur noch ein Teil der «Boskin-Reformen» für das Realwachstum relevant wurde, weil ein anderer Teil der Empfehlungen der Kommission längst umgesetzt worden war.

---

[19] Die US-Statistik weicht von der international gängigen Terminologie ab und spricht nicht von «Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnung» (*System of National Accounts*), sondern von «National Income and Product Accounts (NIPA)». Nicht nur die Terminologie, sondern auch die Kontensystematik weicht von den internationalen Konventionen ab (s.o., Fn. 3).

Nicht nur das europäische Statistikwesen ist zersplittert, auch in den USA gibt es «more than a dozen federal agencies that primarily serve a statistical function, and several dozen others that collect or disseminate statistics in support of other activities» (Moulton 2001, S. 3). Der CPI wird vom *Bureau of Labor Statistics* (BLS) berechnet, aber die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung (*NIPA*) wird vom *Bureau of Economic Analysis* (BEA) erstellt. Das BEA geht zum Teil andere Wege als das BLS, entweder aufgrund internationaler Konventionen oder aufgrund von amtsinternen Entscheidungen. Ein Beispiel für den Einfluss internationaler Konventionen ist, dass seit 1995 bei der Berechnung der Realwachstumsrate des BIP die einzelnen Verwendungskomponenten nicht mehr anhand ihrer Preise in einem fixen Basisjahr gewichtet werden, sondern dass auf einen verketteten Index mit jährlicher Neugewichtung umgestellt wurde. In diesem Kettenindex werden die Komponenten mit dem geometrischen Mittel ihrer Nominalanteile in zwei benachbarten Jahren gewichtet (Fisher-Index). Das BEA entsprach mit dieser Umstellung den Vorgaben des neuen SNA 1993. Diese Methode war von der Boskin-Kommission auch für den CPI zur Beseitigung des «Upper level substitution bias» vorgeschlagen, aber vom BLS nur teilweise umgesetzt worden (s.o.). In den NIPA wurde so jedoch bereits im Jahr 1995 der «Upper level substitution bias» vollständig beseitigt (vgl. Landefeld et al. 1995, Triplett 1997, S. 22).

Das BEA behauptet, dass durch die Beseitigung des «Upper level substitution bias» die Realwachstumsrate des BIP *gesenkt* werde und begründet dies wie folgt: Die überdurchschnittlich wachsenden Wirtschaftssektoren seien meist diejenigen, in denen die Preise sinken. Wenn diese Sektoren mit weit in der Vergangenheit liegenden Preisen – die noch «hoch» waren – gewichtet werden, wie es vor der Umstellung der Fall war, so werde das Realwachstum überhöht dargestellt (vgl. Landefeld/Grimm 2000, S. 18f.). Dieses Argument ist zwar im Prinzip richtig, jedoch nur aus einer rein angebotsseitigen Perspektive. Unter Nachfrageeinfluss ist es auch möglich, dass Sektoren ein überdurchschnittliches Realwachstum bei steigenden Preisen erleben, wie es zum Beispiel im Gesundheitswesen der Fall ist. Dann kehrt sich das Argument um, und durch die Verkettung erhöht sich das «reale»[20] Wachstum.

[20] Das «reale» BIP ist nicht «real» in dem Sinn, dass es beobachtbar wäre. Das «reale» BIP ist nichts weiter als ein Index, allerdings im Unterschied zum CPI kein Preis-, sondern ein Mengenindex. So auch *Landefeld et al.* 1995, S. 32.

In den USA hat sich durch die Ermittlung des «realen» BIP mit Hilfe eines Kettenindexes – und damit durch die Beseitigung des «Upper level substitution bias» – die Wachstumsrate des «realen» BIP jedenfalls zwischen 1959 und 1972 um 0.4 PP pro Jahr *erhöht* (von 3.7% auf 4.1%) und zwischen 1973 und 1994 um 0.1 PP (von 2.4% auf 2.5%), vgl. Landefeld et al. 1995, S. 35.

Ein Beispiel für eine amtsinterne Entscheidung des BEA, von der bis dahin üblichen Praxis des BLS abzuweichen, stellt die Preisbereinigung für Computerhardware dar. Nicht erst 1998, sondern bereits im Dezember 1985 stellte das BEA die Qualitätsbereinigung der Preise für Computer und Computerzubehör auf die hedonische Methode um (vgl. Moulton 2001, S. 4). Zwischen 1986 und 1998 sind die Preise in diesem Segment – gemessen am hedonischen Deflator des BEA – um 88% gesunken (vgl. Triplett 2001a, Tab. 1). Computer sind von allen CPI-Indexpositionen mit einem (upward) «Quality change bias» mit Abstand am gewichtigsten (vgl. Landefeld/Grimm 2000, S. 18). Der gesamte mit Computern im Zusammenhang stehende «Upward bias» ist aber im BIP-Deflator abwesend, und zwar bereits ab einem Zeitpunkt vor dem eigentlichen Beginn des Computerbooms.

Um wie viel hätte das «reale» Wirtschaftswachstum tiefer gelegen, wenn – wie in vielen anderen Ländern – auf eine hedonische Qualitätsbereinigung der Computerpreise verzichtet worden wäre? Dieser Frage gehen Vanhoudt/Onorante (2001) innerhalb eines traditionellen «Growth Accounting»-Modells nach.[21] Auf Grundlage von Daten von Jorgenson/Stiroh (2000) berechnen Vanhoudt und Onorante zwei alternative Deflatoren für den Kapitalstock – einen «traditionellen» (ohne hedonische Qualitätsbereinigung der Computerpreise) und einen zweiten, in dem die Computerausrüstungen hedonisch deflationiert werden, was entsprechend ihrem Gewicht am gesamten nominellen Kapitalstock den Kapitaldeflator absenkt. Im zweiten Fall liegt somit der «Realkapitalstock» höher. Der offiziellen Wachstumsrate der US-Arbeitsproduktivität (die mit hedonisch deflationierten Computerausrüstungen berechnet wird) stellen Vanhoudt und Onorante diejenige gegenüber, die sich bei Verwendung des «traditionellen», also nicht-hedonischen Deflators ergäbe. Den Stützbereich ihres Modells bilden die Jahre 1995-1998. Sie finden, dass die Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität bei hedonischer Deflationierung der Computerausrüstungen im Durchschnitt der vier

[21] Das «Growth Accounting» geht zurück auf *Solow* 1957.

Jahre um 0.19 PP pro Jahr höher liegt.[22] *Ceteris paribus*, d.h. bei unverändertem Arbeitseinsatz, resultiert hieraus auch eine um 0.19 PP höhere Wachstumsrate des «realen» BIP.[23]

Dass die Berücksichtigung der Empfehlungen der Boskin-Kommission bei der Revision der US-amerikanischen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung im Jahr 1999 die ausgewiesene Wachstumsrate des «realen» BIP im Durchschnitt der Jahre 1995-98 lediglich um 0.2 PP p.a. erhöht hat, erklärt sich also dadurch, dass ein Grossteil des «Quality change bias» bereits seit der Umstellung des Computerpreisindexes auf die hedonische Methode im Jahr 1985 und der «Upper level substitution bias» bereits seit der Umstellung der Aggregation der deflationierten Teilkomponenten des BIP auf den oberen Aggregationsstufen auf einen Fisher-Index im Jahr 1995 eliminiert worden waren. 1999 wurde nur noch der «Lower level substitution bias» entfernt.

Tabelle 3 zeigt, welche Wachstumsbeiträge von jeder der drei statistischen Änderungen ausgehen – bzw., strenggenommen, ausgegangen sind, denn es handelt sich um festgestellte durchschnittliche Wachstumsbeiträge über bestimmte Zeiträume der Vergangenheit. Die Spalte «Zeitraum» gibt an, auf welche Periode sich die Angabe zum Wachstumsbeitrag bezieht. Ob die Wachstumswirkung immer noch anhält, darüber kann nur spekuliert werden.

Tabelle 3: Wachstumsbeiträge statistischer Änderungen für das «reale» BIP der USA

	Zeitraum	Quelle	Wachstumsbeitrag (PP pro Jahr)
Quality change bias	1995-98	Vanhoudt/Onorante 2001	**0.19**
Upper level substitution bias	1973-94	Landefeld et al. 1995	**0.1**
Lower level substitution bias	1995-98	Seskin 1999, Jorgenson/Stiroh 2000	**0.2**

[22] Vgl. *Vanhoudt/Onorante* 2001, S. 77. In ihre Tabelle 6 hat sich leider ein Fahler eingeschlichen, aber im Text stehen die korrekten Angaben.

[23] Tatsächlich blieb der Arbeitseinsatz aber nicht konstant, sondern wuchs zwischen 1995 und 1998 um durchschnittlich 2.2% pro Jahr. Die USA erlebten in der zweiten Hälfte der 90er Jahre nicht nur einen Investitionsboom, insbesondere im IT-Bereich, sondern auch einen «Labor services boom», worauf *Bosworth/Triplett* (2001, S. 22) hinweisen.

Sollten diese Angaben fortgeschrieben werden können,[24] so beruht ungefähr ein halber Prozentpunkt des jährlichen «realen» Wirtschaftswachstums in den USA auf statistischen Änderungen, die noch nicht oder zumindest nicht in gleichem Umfang von den europäischen Länden umgesetzt wurden.

5 Fazit

Das *Bureau of Labor Statistics* hat sich seit Jahrzehnten bemüht, alle denkbaren Verzerrungen aus dem CPI zu eliminieren. Dabei konzentrierte man sich zunächst auf die Beseitigung des «Downward bias» in den Teilindices für «Wohnen» und «Bekleidung». Heute ist davon auszugehen, dass der CPI kaum noch nach unten verzerrt ist. Allenfalls durch den «Nonresponse bias» im Wohnbereich dürfte ein «Downward bias» von 0.1 PP pro Jahr im Gesamt-CPI verbleiben. In historischer Perspektive war die Verzerrung des Konsumentenpreisindexes nach unten durch den Teilindex für «Wohnen» ein bedeutender Faktor und erscheint als der wahrscheinlichste Kandidat zur Auflösung des «Hulten-Paradoxons».

Mit den Empfehlungen der Boskin-Kommission von 1996 rückte der «Upward bias» ins Blickfeld. Auch dieser dürfte in der Zwischenzeit weitgehend beseitigt worden sein. Der verbliebene «Outlet substitution bias» könnte 0.1 PP pro Jahr betragen. Damit würden sich die verbliebenen geringen Verzerrungen nach oben und unten praktisch ausbalancieren.

Diese Aussage steht und fällt allerdings mit der Einschätzung der Höhe des – in den Worten von Triplett (1997, S. 35) – «Quality change outside the CPI sample», also der Zunahme an Haltbarkeit, Frische, Sicherheit, Komfort, individuellem Zuschnitt, Energieeffizienz etc. von Produkten, welche Gordon (1999, S. 36) auf noch 0.4–0.5 PP pro Jahr schätzt. Andererseits ist Eldridge (1999, S. 43) zuzustimmen, die schreibt: «It should be emphasized that, due to the lack of strong data-based analysis of quality-related bias, it is uncertain whether the bias estimate … is accurate». Klammert man diese Form eines umfassenden «Quality change bias» einmal aus, so kann vorderhand davon ausgegan-

[24] Dies ist besonders bei den 0.1 PP für den «Upper level substitution bias» fraglich, da Kettenindices dazu neigen, am aktuellen Rand tiefere Wachstumsraten auszuweisen als Mengenindices mit festen Preisgewichten, vgl. *Scarpetta et al.* 2000, S. 86.

gen werden, dass der US-Konsumentenpreisindex zur Zeit höchstens noch unwesentlich verzerrt ist.

Nicht nur bei der Berechnung des Konsumentenpreisindexes, sondern auch im Bereich der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung sind die US-Amerikaner schon seit längerer Zeit «fortschrittlich» und berechnen das «reale» BIP-Wachstum gemäss SNA 1993 mit einem jährlich neugewichteten Kettenindex. In der Summe aus Verkettung, geometrischer Mittelung auf der untersten Aggregationsstufe und hedonischer Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung (insb. bei Computern) entsteht ein «reales» Zusatzwachstum von 0.4–0.5 PP pro Jahr. Nicht unplausibel ist ferner, was Grant (2000) vermutet, dass nämlich die US-Notenbank angesichts eines nachlassenden gemessenen Preisdrucks die Zinsen tiefer belassen hat, als sie es ohne die statistischen Änderungen im CPI getan hätte, wodurch das Wirtschaftswachstum weiter stimuliert worden ist.

Es sollte nicht verkannt werden, dass manche europäischen Länder die neuen statistischen Verfahren erst partiell anwenden und daher im Vergleich zu den USA einen «Upward bias» im veröffentlichten Konsumentenpreisindex und einen «Downward bias» in der Wachstumsrate des «realen» BIP aufweisen. Internationale Vergleiche von Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen werden jedoch heute vielfach in öffentlichen Debatten unbesehen benutzt, um wirtschafts- und sozialpolitische «Reformen» einzufordern oder zu legitimieren. Mit dem Hinweis auf den grösseren wirtschaftlichen Erfolg der USA wird gefordert, gewisse Aspekte der Wirtschafts- und Gesellschaftsordnung dieses Landes zu übernehmen. Internationale Vergleiche sind aber nur dann zulässig, wenn die zum Vergleich herangezogenen Daten auf denselben Erhebungsstandards beruhen. In diesem Sinne ist Vanhoudt/Onorante (2001, S. 78) zuzustimmen, die schreiben:

> *«Our results do not intend to put the recent statistical changes in a bad daylight – the modifications undoubtedly contribute to a more accurate measurement of the economy. However, international comparisons should compare like with like. We documented that if one does correct for the increase in growth due to changes in definitions, the gap between the EU and the US becomes smaller.»*

Die von uns ermittelten 0.4–0.5 Prozentpunkte «Zusatzwachstum» in den USA aufgrund der Verwendung von in Europa noch wenig gebräuchlichen statistischen

Verfahren entsprechen ziemlich genau der Ausweitung der Wachstumsdifferenz zwischen den USA und der EU nach 1997 (vgl. Tabelle 2). Der relative Gewinn an wirtschaftlicher Dynamik in den USA nach 1997 wäre demnach in einem erheblichen Ausmass bloss ein statistisches Artefakt.

Literatur

Abraham, K.G. (1997), The CPI Commission: Discussion. American Economic Review, Vol. 87(2), pp. 94-95.

Ball, A., A. Allen (2002), The Introduction of Hedonic Regression Techniques for the Quality Adjustment of Computing Equipment in the Producer Price Index (PPI) and the Harmonised Index of Consumer Prices (HICP). Mimeo: National Statistics (UK).

BLS (2002), Program Report: Recent and Planned Improvements to Consumer Price Indexes. Monthly Labor Review, May, pp. 47-49.

BLS (2004), BLS Handbook of Methods, Chapter 17: The Consumer Price Index (http://www.bls.gov/opub/hom/pdf/homch17.pdf).

Bosworth, B.P., J.E. Triplett (2001), What's New About the New Economy? IT, Economic Growth and Productivity. International Productivity Monitor, No. 2, pp. 19-30.

Court, A.T. (1939), Hedonic Price Indexes with Automotive Examples. In: The Dynamics of Automobile Demand, New York: General Motors Corporation, pp. 99-117.

Deutsche Bundesbank (2000), Probleme internationaler Wachstumsvergleiche auf Grund unterschiedlicher Deflationierungsmethoden – dargestellt am Beispiel der EDV-Ausrüstungen in Deutschland und den USA. In: Monatsbericht August, S. 8.

Diewert, W.E. (1976), Exact and Superlative Index Numbers. Journal of Econometrics, Vol. 4(2), pp. 114–145.

Economic Report of the President (1999), Washington, D.C.

Eldridge, L.P. (1999), How Price Indexes Affect BLS Productivity Measures. Monthly Labor Review, February, pp. 35-46.

Fixler, D., C. Fortuna, J. Greenlees, W. Lane (1999), The Use of Hedonic Regressions to Handle Quality Change: The Experience in the U.S. CPI. Paper presented at the fifth meeting of the International Working Group on Price Indices, Reykjavik, August 25-27.

Gordon, R.J. (1999), The Boskin Commission and its Aftermath. Paper presented at the Conference on the Measurement of Inflation, Cardiff, September 1.

Gordon, R.J. (2004a), Apparel Prices 1914-93 and the Hulten/Bruegel Paradox. Paper presented at the CRIW Conference on Price Index Concepts and Measurement, Vancouver, June 28-29.

Gordon, R.J. (2004b), A Century of Downward Bias in the Most Important Component of the CPI: The Case of Rental Shelter, 1914-2003. Revision of paper originally presented at the CRIW Conference in Memory of Zvi Griliches, Bethesda, MD, September 19-20, 2003.

Grant, J. (2000), Bundesbank Mocks US IT Book-cooking. Financial Times, September 4.

Griliches, Z. (1961), Hedonic Price Indexes for Automobiles: An Econometric Analysis of Quality Change. In: The Price Statistics of the Federal Government, New York: NBER.

Hausman, J. (1999), Cellular Telephone, New Products and the CPI. Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 17(2), pp. 188-194.

Jorgenson, D.W., K.J. Stiroh (2000), Raising the Speed Limit: U.S. Economic Growth in the Information Age. Mimeo: Harvard University.

Landefeld, J.S., B.T. Grimm (2000), A Note on the Impact of Hedonics and Computers on Real GDP. Survey of Current Business, December, pp. 17-22.

Landefeld, J.S., R.P. Parker, J.E. Triplett (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, July, pp. 31-38.

Liegey, P.A., Jr. (1994), Apparel Price Indexes: Effects of Hedonic Adjustments. Monthly Labor Review, May, pp. 38-45.

Moulton, B.R. (1993), Basic Components of the CPI: Estimation of Price Changes. Monthly Labor Review, December, pp. 13-24.

Moulton, B.R. (1996), Bias in the Consumer Price Index: What is the Evidence? Journal of Economic Perspectives, Vol. 10(4), pp. 159-177.

Moulton, B.R. (2001), The Expanding Role of Hedonic Methods in the Official Statistics of the United States. Mimeo: Bureau of Economic Analysis.

Moulton, B.R., K.E. Smedley (1995), A Comparison of Estimators for Elementary Aggregates in the CPI. Paper presented at the Western Economic Association International Conference, San Diego, CA, July 7.

Moulton, B.R., K.E. Moses (1997), Addressing the Quality Change Issue in the Consumer Price Index. Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 28(1), pp. 305-349.

Scarpetta, S., A. Bassanini, D. Pilat, P. Schreyer (2000), Economic Growth in the OECD Area: Recent Trends at the Aggregate and Sectoral Level. OECD Economics Department Working Paper, No. 248.

Seskin, E.P. (1999), Improved Estimates of the National Income and Product Accounts for 1959-98. Results of the Comprehensive Revision. Survey of Current Business, December, pp. 15-43.

Solow, R.M. (1957), Technical Change and the Aggregate Production Function. Review of Economics and Statistics, Vol. 39(3), pp. 312-320.

Stewart, K.J., S.B. Reed (1999), Consumer Price Index Research Series Using Current Methods, 1978-98. Monthly Labor Review, June, pp. 29-38.

Triplett, J.E. (1997), Measuring Consumption: The Post-1973 Slowdown and the Research Issues. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, Vol. 97(3), pp. 9-42.

Triplett, J.E. (2001a), Hedonic Indexes and Statistical Agencies, Revisited. Journal of Economic and Social Measurement, Vol. 27(3+4), pp. 131-153.

Triplett, J.E. (2001b), Research on Price Index Measurement: Agendas for the Next Twenty Years: Comment. Journal of Economic and Social Measurement, Vol. 27(3+4), pp. 120-130.

Vanhoudt, P., L. Onorante (2001), Measuring Economic Growth and the New Economy. EIB Papers, Vol. 6(1), pp. 63-83.