

Zur Diskussion über den Verbraucherpreisindex als Inflationsindikator

Beiträge zu einem Workshop
in der Deutschen Bundesbank

Diskussionspapier 3/99
Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe
der Deutschen Bundesbank

Mai 1999

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

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

Fernruf (0 69) 95 66-1

Telex Inland 4 1 227, Telex Ausland 4 14 431, Telefax (0 69) 5 60 10 71

Bestellungen schriftlich erbeten an:

Abteilung Presse und Information, Postanschrift oder Telefax (0 69) 95 66-30 77

Nachdruck nur mit Quellenangabe gestattet.

ISBN 3-933747-10-4

Summary

In February 1998 a work was published in the series of discussion papers produced by the Bundesbank which was concerned with problems of measuring inflation in Germany. This paper met with a lively response. The Research Group of the Bundesbank therefore staged a workshop on this subject at which theoreticians from universities and practitioners from Statistical Offices had an opportunity of putting their point of view.

In his contribution, Hoffmann summarised once more the questions he raised and the findings he reached in his study. In his supplementary presentation, Neubauer stressed that one first needs to be clear about what one wants to measure before examining possible measuring errors. In this context he expressed reservations about wanting to measure a cost-of-living index in practice. In his intervention, Szenzenstein pointed out the problems which the Federal Statistical Office faces in trying to capture changes in the quality of goods. He described the methods of adjusting for quality changes and, using German price statistics data by way of illustration, showed the scale on which quality changes are captured by the survey of prices and what adjustment methods are used. In his commentary, Harhoff first argued why it is desirable to calculate a cost-of-living index and why it is wrong to stick to a pure price index. Pointing to the distortions caused by quality changes, he expressed the view that there is sufficient evidence that the rate of price increases is overstated on average in the official statistics because advances in quality are underestimated. In his paper, Brachinger gave an overview of the conception of inflation measurement in Switzerland and indicated some possible distortions in the Swiss national index of consumer prices. He took a detailed look at the process of aggregation at the lowest level (base aggregation), which displays certain special features in Switzerland. Haschka likewise concentrated in his supplementary contribution on the problems of base aggregation and confirmed the conceptual shortcomings of the Carli-Index made by Brachinger. In the final paper, Makaronidis considered the subject of the Harmonised Index of Consumer Prices. This index played a major role in assessing the progress made towards convergence in Europe and is the yardstick which the European Central Bank uses for assessing price stability.

Inhaltsverzeichnis

Probleme der Inflationsmessung Ergebnisse eines Workshops in der Bundesbank Heinz Herrmann	Seite 1
Zur Abschätzung der statistischen Verzerrung in der deutschen Inflationsrate Johannes Hoffmann	Seite 7
Koreferat zu Zur Abschätzung der statistischen Verzerrung in der deutschen Inflationsrate Werner Neubauer	Seite 21
Die Behandlung von Qualitätsänderungen im Preisindex für die Lebenshaltung Johann Szenzenstein	Seite 41
Koreferat zu: Die Behandlung von Qualitätsänderungen im Preisindex für die Lebenshaltung Dietmar Harhoff	Seite 65
Inflationsmessung in der Schweiz: Konzeption und mögliche Verzerrungen Hans Wolfgang Brachinger	Seite 83

Koreferat zu:

Inflationsmessung in der Schweiz:

Konzeption und mögliche Verzerrungen

Paul Haschka

Seite 117

Fehlerquellen und Mindeststandards beim

Harmonisierten Verbraucherpreisindex

Alexandre Makaronidis

Seite 129

.

Probleme der Inflationsmessung
Ergebnisse eines Workshops in der Bundesbank

Heinz Herrmann*)

* Hauptabteilung Volkswirtschaft, Deutsche Bundesbank, 60431 Frankfurt am Main.

Im Februar 1998 wurde in der Reihe der Diskussionspapiere der Bundesbank eine Arbeit veröffentlicht, die sich mit Problemen der Inflationsmessung in Deutschland beschäftigte.¹ Dieses Papier hat ein lebhaftes Echo gefunden. Die Forschungsgruppe der Bundesbank hat deshalb zu diesem Thema einen Workshop abgehalten, in dem Akademiker aus Universitäten und Praktiker aus Statistischen Ämtern Gelegenheiten hatten, ihre Sicht der Dinge darzustellen. Dieser Band faßt die Beiträge zusammen.

Ziel des Workshops war es, festzustellen, inwieweit die Schlußfolgerungen dieser Arbeit von anderen Sachverständigen geteilt werden, ob ähnliche Erfahrungen in unseren Nachbarländern gemacht werden und welche Verbesserungen sich für die Zukunft anbieten. Die zentralen Schlußfolgerungen des Diskussionspapiers von Hoffmann, daß vermutlich der deutsche Preisindex für die Lebenshaltung die „wahre“ Inflationsrate - gemessen an einem „echten“ Lebenshaltungskostenindex - überzeichnet, daß die Verzerrung aber eher geringer ist als vom Boskin-Report für die USA geschätzt, fanden breite Zustimmung. Gleichzeitig wurde deutlich, daß die Schätzunsicherheiten auf diesem Gebiet nach wie vor groß sind. Des weiteren wurden eine Reihe anderer Punkte diskutiert.

In seinem Beitrag „Zur Abschätzung der statistischen Verzerrung in der deutschen Inflationsrate“ faßt Hoffmann zunächst noch einmal Fragestellung und Ergebnisse seiner Arbeit zusammen. Das Papier skizziert zunächst die möglichen „Fehler“-Quellen bei der Inflationsmessung (den Produkte-Substitutions-Bias, den Qualitätsänderungs-Bias, den Neue Produkte-Bias und den Verkaufsstellen-Substitutions-Bias) und gibt an, in welchen Größenordnungen seiner früheren Arbeit zufolge die jeweiligen „Fehler“ in Deutschland liegen. Nach diesen Schätzungen könnte die Verzerrung unter normalen Umständen etwa $\frac{3}{4}$ Prozentpunkte p.a. betragen, wobei der Bias wegen unvollständiger Erfassung von Qualitätsänderungen mit rund $\frac{1}{2}$ Prozentpunkt p.a. am gewichtigsten sein dürfte.

Neubauer betont in seinem Koreferat, daß man sich zunächst darüber klar sein muß, was man messen will, bevor man sich mit möglichen Meßfehlern auseinandersetzen könne. In diesem Zusammenhang meldet er Vorbehalte dagegen an, einen Lebenshaltungskostenindex in der Praxis messen zu wollen, wie es z. B. der Boskin-Report tut, an dem sich auch

¹ Hoffmann (1998).

die Arbeit von Hoffmann orientiert. Er stellt statt dessen einen Preisindex mit einem festen Warenkorb und einen Preisindex mit festen Wertgewichten zur Debatte, wobei zur Verkettung eine Aktualisierung der Basis in mehrjährigem Abstand erfolgen solle. Für das Problem der besseren Erfassung von Qualitätsänderungen schlägt er einige praktische Verbesserungen zur Erfassung des Wertes der Qualitätsänderungen vor.

Szenzenstein legt in seinem Papier „Zur Behandlung von Qualitätsänderungen im Preisindex für die Lebenshaltung“ dar, welchen Problemen sich das Statistische Bundesamt bei der Erfassung von Qualitätsänderungen gegenübersteht. Er beschreibt dann, welche Methoden zur Bereinigung von Qualitätsänderungen zur Verfügung stehen: Die Verkettung mit und ohne überlappenden Zeitraum, der direkte Vergleich, bei dem kein Qualitätsunterschied angenommen wird, so daß eine Qualitätsbereinigung unterbleibt, und eine Methode, bei der die Preiserheber den Geldwert der Qualitätsänderung abschätzen müssen. In diesem Zusammenhang wird dargestellt, in welchem Umfang in Deutschland bei der Preiserhebung bereits Qualitätsänderungen erfaßt werden und welche Bereinigungsverfahren dabei zum Zuge kommen. Er geht des Weiteren auf mögliche Fehler bei der Qualitätserfassung ein (Nichterfassung von Qualitätsänderungen und fehlerhafte Erfassung). Anschließend beschreibt er einige Methoden, die vorgeschlagen wurden, um solche Fehler zu minimieren, und erörtert, inwieweit das Statistische Bundesamt davon Gebrauch macht. Dazu gehören die Berechnungen eines impliziten Qualitätsindex und die Anwendung von Hedonic-Techniken, bei denen Qualitätsänderungen und ihr Geldwert regressionstechnisch ermittelt werden. Diese Methoden sind seiner Meinung nach zur Lösung der Probleme nur bedingt geeignet.

In seinem Kommentar begründet Harhoff zunächst, warum es erstrebenswert ist, einen Lebenshaltungskostenindex zu ermitteln, und warum man nicht bei einem reinen Preisindex stehen bleiben soll. Mit Blick auf die Verzerrungen durch Qualitätsänderungen vertritt er die Meinung, daß es - anders als von Szenzenstein nahegelegt - genügend Hinweise dafür gibt, daß die Preissteigerungen in der amtlichen Statistik im Durchschnitt zu hoch ausgewiesen werden, weil der Qualitätsfortschritt unterschätzt wird. In diesem Zusammenhang verteidigt er die Anwendung von Hedonic-Techniken zur Ausschaltung von Qualitätseffekten und verweist auf einige neuere Studien in Deutschland, die sich der hedonischen Methode bedienen haben.

Brachinger gibt in seinem Papier einen Überblick über die Konzeption der Inflationsmessung in der Schweiz und weist auf einige mögliche Verzerrungen beim schweizerischen Landesindex der Konsumentenpreise hin. Zunächst werden die Grundzüge bei der Berechnung dieses Indexes skizziert. Sodann geht er detailliert auf die Aggregation auf der untersten Ebene (Basisaggregation) ein, die in der Schweiz - etwa im Vergleich zu Deutschland - einige Besonderheiten aufweist. Ein weiterer interessanter Aspekt der schweizerischen Inflationsmessung ist die Art und Weise, wie „neue“ Güter bei der Messung von Preisänderungen erfaßt werden und wie versucht wird, Qualitätsveränderungen gerecht zu werden. Dies wird in einem dritten Abschnitt erläutert. Zum Abschluß diskutiert das Papier eine Reihe möglicher Verzerrungen bei der Inflationsmessung in der Schweiz. Er geht dabei insbesondere auch auf einen systematischen Bias ein, der in der verwendeten Formel für die Basisaggregation (Carli-Index) angelegt ist. Insgesamt kommt er aber zu dem Schluß, daß von der Konzeption her die Verzerrungen bei der Preisermessung in der Schweiz deutlich unter denen liegen dürften, die der Boskin-Bericht für die USA vermutet.

Haschka beschäftigt sich in seinem Koreferat insbesondere mit den Problemen der Basisaggregation und bestätigt die von Brachinger aufgezeigten konzeptionellen Schwächen und potentiellen Verzerrungsprobleme des Carli-Index. Er bebildert dies mit Beispielen aus Österreich und Schweden. Des weiteren geht er auf die Probleme bei der Einbeziehung neuer Güter und der Bereinigung von Qualitätsänderungen ein. Er erwähnt kurz die in Österreich verwendeten Methoden der Qualitätsanpassung und gibt einen Ausblick auf mögliche Verbesserungen.

Makaronidis beschäftigt sich in dem abschließenden Referat mit den „Fehlerquellen und den Mindeststandards beim Harmonisierten Verbraucherpreisindex“ in Europa. Dieser Index spielte im Rahmen der Überprüfung der Konvergenz in Europa eine wichtige Rolle und ist der Maßstab, den die Europäische Zentralbank bei der Beurteilung der Preisstabilität verwendet. Zunächst geht er auf die rechtlichen Grundlagen ein, die für Eurostat bei der Konstruktion eines solchen Indexes maßgeblich sind und kontrastiert dieses mit der öffentlichen Diskussion, die sich im Umfeld des Boskin-Report auf einen Lebenshaltungskostenindex konzentriert. Im weiteren Verlauf diskutiert er dann mögliche Meßfehler und zeigt, mit welchen Vereinbarungen und Mindeststandards bei der Harmonisierung versucht wird, die wahrscheinlichsten Ursachen möglicher Verzerrungen auszuschalten. Das Papier

beschreibt des weiteren einige der Harmonisierungsvorschriften näher. Das betrifft etwa Regeln, welche Güter in die Erfassung aufgenommen werden müssen, nach welchen Indexformeln die Aggregation erfolgt oder wie Qualitätsänderungen erfaßt werden. Abschließend zeigt es, an welchen Standardisierungsvorhaben Eurostat gegenwärtig arbeitet.

Literaturverzeichnis

Hoffmann, J. (1998) Probleme der Inflationsmessung in Deutschland. Diskussionspapier 1/98 der Volkswirtschaftlichen Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank. Frankfurt/Main: Deutsche Bundesbank.

**Zur Abschätzung der statistischen Verzerrung
in der deutschen Inflationsrate**

Johannes Hoffmann *)

* Hauptabteilung Volkswirtschaft, Deutsche Bundesbank, 60431 Frankfurt am Main.

I. Warum Alternativrechnungen zum Preisindex für die Lebenshaltung?

Vor 30 Jahren veröffentlichte die Deutsche Bundesbank in ihren Monatsberichten eine Studie zu Problemen der Inflationsmessung. Damals lautete das Resümee: „Im allgemeinen wird es noch nicht als Geldwertminderung zu werten sein, wenn der Preisindex für die Lebenshaltung der „mittleren“ Verbrauchergruppe um vielleicht 1 vH pro Jahr steigt, und nur mit Einschränkungen kann es als Indiz für Geldwertverschlechterung gelten, wenn der Index sich zwischen 1 und 2 vH im Jahr erhöht.“¹

Dies war zunächst das Ergebnis eines Auftragsgutachtens für den Bundesfinanzhof. Später ist diese Marge aber auch explizit in die Formulierung der deutschen Geldpolitik eingeflossen. Nach dem Zusammenbruch des Festkurssystems von Bretton Woods ging die Bundesbank Mitte der siebziger Jahre zur Sicherung der Preisstabilität auf eine Geldmengenstrategie über. Das Zwischenziel, das potentialgerechte Wachstum der Geldmenge, wurde in der Folgezeit aus der geschätzten Veränderung des realen Produktionspotentials, einem Zuschlag für den längerfristigen Abwärtstrend der Umlaufgeschwindigkeit der Geldmenge sowie einer Marge für den Preisanstieg errechnet, hier bezogen auf den BIP-Deflator. Bis 1984 wurde ein „unvermeidlicher“ Preisanstieg angesetzt, später dann ein normativer Preisanstieg in Höhe von 2 % pro Jahr (seit 1997 eine mittelfristige Preisannahme von 1 ½ - 2 %). In dem Sonderdruck „Die Geldpolitik der Deutschen Bundesbank“ heißt es dazu: „Mit Hilfe dieser Preisnorm, die als in der mittleren Frist maximal zu tolerierende Inflationsrate aufzufassen ist, wird das Stabilitätsziel operationalisiert. Eine geringe positive Toleranzgrenze für Preisniveauveränderungen empfiehlt sich insbesondere im Hinblick auf statistische Erfassungsfehler und eine gewisse Überzeichnung des Preisanstiegs durch die Preisstatistik ...“.² Diese Einschätzung hat die Bundesbank wiederholt auch in anderen Veröffentlichungen immer wieder kommentiert und erläutert, insbesondere bei der Vorstellung bzw. Überprüfung ihres Geldmengenziels.

Auch die Europäische Zentralbank hat im Oktober 1998 ihre Definition von Preisstabilität vorgelegt. Dort heißt es: „Preisstabilität wird definiert als Anstieg des Harmonisierten Verbraucherpreisindex (HVPI) für das Euro-Währungsgebiet von unter 2 % gegenüber dem

¹ Deutsche Bundesbank (1968), hier S. 12.

² Deutsche Bundesbank (1995), S. 83.

Vorjahr.“³ Eine solche Definition von Preisstabilität, die sich auf gemessene Teuerungsraten in dem offenen Intervall von 0 bis 2 erstreckt, findet primär ihre Rechtfertigung in einer angenommenen Übertreibung der „wahren“ Teuerungsrate durch die amtliche Preisstatistik.

Dreißig Jahre nach dem Gutachten der Bundesbank für den Bundesfinanzhof war es ohne Zweifel an der Zeit, sich erneut dem Thema der Genauigkeit der Inflationsmessung zu widmen, und zwar nicht nur in grundsätzlichen Überlegungen, sondern durchaus mit dem Ziel, auch eine quantitative Vorstellung davon zu gewinnen, wie groß die Abweichung zwischen der „wahren“ Teuerungsrate aus der Sicht eines durchschnittlichen Verbrauchers und der vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten Inflationsrate (gemessen als die Veränderung des Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte gegenüber dem Vorjahr) sein könnte. Im folgenden werden die zentralen Ergebnisse einer Studie dargestellt, die in der Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank entstanden ist.⁴

Bei dieser Studie ging es nicht darum, dem Statistischen Bundesamt „Fehler“ bei der Berechnung der Inflationsrate vorzuhalten. Die statistischen Ämter versuchen nämlich gar nicht, die „wahre“ Teuerungsrate zu berechnen. Vielmehr verwendet die amtliche Statistik ein vereinfachtes Verfahren zur Berechnung der Inflationsrate, das als Versuch einer Approximation der „wahren“ Inflationsrate verstanden werden kann: So wird der Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte für einen festen Warenkorb berechnet, also nach dem Laspeyres-Prinzip. Im Abstand von mehreren Jahren erfolgt eine Aktualisierung des Warenkorbs; die Indizes werden dann verkettet. Des weiteren folgt die amtliche Statistik dem Prinzip der Repräsentativgewichtung: Preisänderungen werden nur für eine begrenzte Anzahl von Gütern ermittelt; diese sollen auch für die Preisbewegungen bei den nicht berücksichtigten Gütern repräsentativ sein. Es sollen nur „reine“ Preisänderungen in die Inflationsrate einfließen; das in den erhobenen Preisen enthaltene Entgelt für Qualitätsänderungen soll also herausgerechnet werden. Neue Güter und neue Geschäfte werden, wenn sie sich einmal am Markt durchgesetzt haben, preisniveauneutral in den Index eingestellt.

³ Pressemitteilung der EZB vom 13. Oktober 1998.

⁴ Siehe im einzelnen dazu Hoffmann (1998).

In einer nahezu stationären Wirtschaft würde ein auf solche Weise berechneter Preisindex ohne Zweifel die gesamtwirtschaftliche Preisbewegung aus Sicht der Verbraucher adäquat abbilden. In einer dynamischen Volkswirtschaft hingegen, in der sich relative Preise ändern, fortlaufend neue Güter auf den Markt kommen (und alte Güter vom Markt genommen werden) und sich neue Handelsformen herausbilden, läuft ein solcher Index Gefahr, die gesamtwirtschaftliche Preisentwicklung nur verzerrt wiederzugeben. Dann wäre die repräsentative Teuerungsrate (aus Sicht der Konsumenten) eigentlich über einen (superlativen) Index mit einer flexiblen Gewichtung zu berechnen, wie beispielsweise einem Törnqvist-Index.⁵ Zudem wären die Preise neuer Güter nicht erst nach mehrjähriger Verzögerung (d. h. bei der Umstellung auf einen neuen Warenkorb) in die Inflationsmessung einzubeziehen, sondern bereits bei ihrem erstmaligen Auftreten, und neue Vertriebsformen wären nur dann preisniveauneutral in den Index einzubauen, wenn die Preisunterschiede zu den alten Vertriebsformen genau dem Unterschied bei den Serviceleistungen und der geographischen Lage der Geschäfte entspräche. Schließlich wäre die Anpassung der Preise für unterschiedliche Produktqualitäten auf eine konsistente Weise vorzunehmen und nicht nach vereinfachten ad hoc-Methoden wie in der amtlichen Statistik.

Die konstruktionsbedingten Unterschiede zwischen einem „idealen“ Index und dem Indexkonzept der amtlichen Statistik liegen demnach im wesentlichen in der flexiblen Gewichtung, einer langfristig konsistenten Bereinigung der Preise für Qualitätsänderungen sowie einer anderen Art der Berücksichtigung neuer Güter und neuer Vertriebsformen. Zwar könnte man diese Methoden auch für den Preisindex für die Lebenshaltung fordern; all dies ist für die amtliche Preisstatistik aber wenig praktikabel, zumal wenn zeitnah über die aktuelle Preisentwicklung berichtet werden soll. Beispielsweise kann mit der Veröffentlichung von Preisindexzahlen nicht so lange gewartet werden, bis die durchschnittliche Verbrauchsstruktur des laufenden Jahres bekannt ist, die für die Berechnung von superlativen Indizes benötigt wird. Auch weiß man meist erst im nachhinein, welche neuen Güter Marktbedeutung gewinnen und welche sich als „Flops“ erweisen. Sicherlich könnte ein „idealer“ Index in einer vorläufigen Form zeitnah veröffentlicht werden, er müßte dann aber fortlaufend revidiert werden.

⁵ Siehe Diewert (1976).

Die Bundesbank fordert deshalb auch nicht - und dies beispielsweise im Gegensatz zur Boskin-Kommission⁶ - das Statistische Bundesamt solle einen „wahren“ Lebenshaltungskostenindex berechnen.⁷ Auch hat sich die Bundesbank mit anderen weitgehenden Forderungen nach Änderungen in der Preisstatistik zurückgehalten, wohl wissend, daß diese Forderungen teilweise mit dem Verlangen nach zeitnahen und revisionsfreien Preisindizes in Konflikt stehen. Gleichwohl benötigt die Geldpolitik eine Vorstellung darüber, wie groß die Abweichung zwischen der amtlichen Inflationsrate und einer auf „ideale“ Weise berechneten Inflationsrate sein könnte.

II. Methode der Untersuchung, Ergebnisse und Grenzen

Bei den Alternativrechnungen zum Preisindex für die Lebenshaltung schien ein Vorgehen in drei Schritten angebracht: Zunächst sollte die praktische Vorgehensweise des Statistischen Bundesamts einer theoretischen Analyse unterzogen werden. Sodann wurde anhand von exemplarischen Fallstudien untersucht, ob sich die vermuteten Ergebnisse auch in der Wirklichkeit beobachten lassen. Drittens sollte eine Abschätzung der „Fehler“-Komponenten und des „Fehlers“ insgesamt versucht werden. Dabei stand von vornherein fest, daß die Studie keine endgültige Antwort auf die Frage nach dem Ausmaß der Verzerrung in der Inflationsrate in Deutschland würde geben können. Es sollte aber zumindest ein erster Versuch unternommen werden, der vielleicht zu weiteren Arbeiten auf diesem Gebiet anregt.⁸

Bei Studien zum „bias“ in der Inflationsrate werden häufig vier wichtige „Fehler“-quellen unterschieden:⁹

1. Das Substitutionsproblem: Das Statistische Bundesamt berechnet einen Laspeyres-Index mit festem Warenkorb. Dieser kann infolgedessen die „wahre“ Teuerungsrate überzeichnen, weil nicht berücksichtigt wird, daß die Konsumenten auf relative Preisänderun-

⁶ Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (1996).

⁷ Siehe beispielsweise Deutsche Bundesbank (1998).

⁸ Insbesondere eine Reihe von besonderen Problemen (Preismessung bei selbstgenutztem Wohneigentum, bei Gesundheits- und Bildungsdienstleistungen) sind von vornherein ausgeklammert worden.

⁹ Diese Systematik hat sich trotz gewisser Überschneidungen bewährt.

gen reagieren. Der Warenkorb der Basisperiode ist dann nur mehr bedingt repräsentativ. Davon ist zu unterscheiden, daß der Warenkorb auch aus anderen Gründen veralten kann, etwa wegen demographischer Änderungen oder infolge von Konsumumschichtungen im Zuge allgemeiner Einkommensänderungen. In Übereinstimmung mit anderen Studien für Westeuropa ergibt sich, daß der Substitution Bias mit großer Wahrscheinlichkeit sehr klein ist, nämlich nicht mehr als rund 0,1 Prozentpunkt pro Jahr.¹⁰

2. Das Qualitätsproblem: Das Statistische Bundesamt ist bestrebt, Qualitätsänderungen aus den Preisen herauszurechnen. Ein pauschaler Vorwurf an das Statistische Bundesamt, die Inflationsrate überzeichne grundsätzlich den Preisanstieg, weil sich die Qualität der Güter verbessere, wäre daher einerseits völlig verfehlt. Andererseits aber nimmt die amtliche Statistik Anpassungen vor, die ihrerseits wieder „Fehler“ in der Inflationsrate bewirken können, die allerdings dem Vorzeichen nach unbestimmt sind.

Am häufigsten wendet das Statistische Bundesamt für die Qualitätsbereinigung Methoden an, die in die Studie von Moulton/Moses (1997) direkte Methoden genannt werden, im Gegensatz zu den indirekten Methoden wie beispielsweise der Verkettung im überlappenden Zeitraum.¹¹ Nach den Vorgaben der amtlichen Statistik bleiben Qualitätsänderungen zum einen dann unberücksichtigt, wenn neue Modelle mit einem unveränderten Preis auf den Markt kommen oder wenn sie sogar preiswerter sind als ihre Vorläufer. Zum anderen bleiben Qualitätsveränderungen auch dann außen vor, wenn der Preisunterschied zwischen alten und neuen Produkten sehr groß ist, und der Gegenwert der Qualitätsänderung vergleichsweise klein ist. Bei niedrigen, aber positiven Preissteigerungsraten wird hingegen häufig der gesamte Preisanstieg aus der Inflationsrate herausgenommen, mit der möglichen Folge, daß die Teuerung für einzelne Güter unterzeichnet wird. Der abstrakten Analyse der Anweisungen des Statistischen Bundesamts zufolge kann sich bei einzelnen Gütern also ein positiver wie ein negativer „bias“ ergeben, je nach der Konstellation von Qualitäts- und Preisveränderung.

¹⁰ Einen „lower level substitution bias“ gibt es in Deutschland vermutlich nicht, da für die Aggregation auf der Mikroebene beim Preisindex für die Lebenshaltung ein Dutot-Index (Meßzahl von Durchschnittspreisen) verwendet wird.

¹¹ Die Anweisungen des Statistischen Bundesamts sind inzwischen im Rahmen der Harmonisierung der Europäischen Preisstatistik modifiziert worden. Zum aktuellen Stand siehe den Beitrag von Szenzenstein.

Insgesamt, so das Ergebnis von einfachen Modellrechnungen, liegt es an der Heterogenität der Preis- und Qualitätstrends der einzelnen Güter, daß sich per Saldo ein positiver Qualitätsbias einstellt. Dafür sorgen vor allem „high tech“-Produkte mit hohen Fortschrittsraten, deren Preise in der Regel über die Zeit hin absolut fallen oder zumindest kaum steigen. Den einfachen Modellrechnungen zufolge wird allerdings bei den in Deutschland üblichen Teuerungsraten zwischen ½ und 3 % das Minimum des Qualitätsbias erreicht. Unter der Annahme, daß der für die Inflationsmessung relevante und idealerweise aus der Inflationsrate herauszurechnende Qualitätsfortschritt 1 % pro Jahr beträgt, ergibt sich in Modellrechnungen eine Verzerrung von rund 0,5 Prozentpunkten pro Jahr.

Soweit die Ergebnisse der theoretischen Analyse der Anweisungen des Statistischen Bundesamts an die Preiserfasser. Inwieweit nehmen die Statistischen Ämter in Deutschland aber wirklich Qualitätsadjustierungen vor? Einem Vergleich von (unbereinigten) Durchschnittspreisen und (qualitätsadjustierten) Preisindexziffern zufolge in erheblichem Umfang!¹² Bei Waschmaschinen waren es zwischen 1980 und 1995 pro Jahr 0,6 %, bei Kühlschränken 0,5 %, bei Tiefkühlgeräten sogar 1,2 % pro Jahr. Allerdings werden die Qualitätsanpassungen asymmetrisch vorgenommen, nämlich zum überwiegenden Teil bei steigenden Preisen, hingegen kaum bei konstanten oder sinkenden Preisen. Dies entspricht genau den qualitativen Ergebnissen der theoretischen Analyse!

Hedonische Schätzungen mit Daten von der Stiftung Warentest ergeben Hinweise auf einen erheblichen „bias“ bei Waschmaschinen. Bei Kühlschränken fällt er hingegen sehr viel kleiner aus, bei Tiefkühlgeräten ist er näherungsweise Null. Auch hier zeigt sich, daß tendenziell bei Preisstabilität Qualitätsadjustierungen unterbleiben, während bei mittleren Preissteigerungen möglicherweise sogar zu viel vom Preisanstieg „weggenommen“ wird.

Für eine Abschätzung des Qualitätsbias insgesamt wäre es vorteilhaft, sich auf eine ganze Reihe von Fallstudien stützen zu können und nicht nur auf die Ergebnisse für drei Güter. Dann könnte auch untersucht werden, ob sich die hier gefundenen Muster bei anderen Gütergruppen wiederholen, etwa bei „processed food“ oder bei Bekleidung. Da es solche

¹² Weitere Informationen über das Ausmaß an Qualitätsadjustierungen ergeben sich aus den von Eurostat angeregten Auszählungen. Siehe dazu den Beitrag von Szenzenstein.

Studien aber kaum gibt,¹³ bleibt man gegenwärtig auf eine Abschätzung anhand von „stylized facts“ angewiesen, wenn man nicht die Ergebnisse amerikanischer Studien auf Deutschland übertragen möchte.

Ganz wesentlich für den geschätzten „bias“ von rund 0,5 Prozentpunkten p.a. ist die Unterstellung eines für die Preismessung relevanten Qualitätsfortschritts von 1 % pro Jahr. Nach Berechnungen des Bureau of Labor Statistics wäre 1995 die amerikanische Inflationsrate (für rund 70 % der Ausgaben der privaten Haushalte) 1,76 Prozentpunkte höher ausgefallen (3,92 % anstelle von 2,16 %), wenn die amtliche Statistik in den USA auf Adjustierungen für Qualitätsänderungen verzichtet hätte.¹⁴ Demnach wäre eine Fortschrittsrate von 1 % p.a. deutlich zu niedrig angesetzt. Allerdings weisen die Experten des BLS darauf hin, daß ein Teil dieser Qualitätsänderungen veränderten Packungsgrößen u. ä. entspricht. Nach verschiedenen anderen Maßen, die solche Fälle ausschalten sollen, betrug der aus der Inflationsrate herausgerechnete Qualitätsfortschritt im engeren Sinn zwischen 0,28 und 1,1 %.¹⁵ Der in den Modellrechnungen für Westdeutschland unterstellte, für die Preismessung relevante Qualitätsfortschritt von insgesamt 1 % p.a. liegt in diesem Intervall.

3. Das Problem neuer Güter: Neue Güter mit ihrem häufig vom Durchschnitt nach unten abweichenden Preistrend werden typischerweise erst bei der Einführung eines neuen Warenkorbs in die Preisbeobachtung aufgenommen. Wegen dieser Verzögerung geht ein Teil des gesamtwirtschaftlichen Preisrückgangs für die Inflationsmessung verloren. Auch deshalb überzeichnet die veröffentlichte Inflationsrate die „wahre“ Teuerungsrate (in Ausnahmefällen ist allerdings auch eine Unterschätzung denkbar). Zudem werden neue Güter preisniveauneutral in die lange Indexreihe eingesetzt. Ein möglicher Nutzengewinn durch „echte“ Produktneuheiten wird also im Gegensatz zu der Praxis bei Qualitätsveränderungen nicht berücksichtigt.

Wenn es auch nicht schwierig ist, Beispiele zu finden, wo die Vernachlässigung neuer Produkte zu einer erheblichen Übertreibung des Preisanstiegs in Komponenten des Preis-

¹³ Für eine hedonische Studie zu Preisen für Kraftfahrzeuge siehe den Beitrag von Harhoff.

¹⁴ Moulton/Moses (1997), hier S. 330 ff. Ähnliche Informationen liegen für Deutschland bisher nicht vor.

¹⁵ Moulton/Moses (1997), hier S. 330 ff.

index für die Lebenshaltung führt (ein Beispiel dafür sind Mikrowellengeräte), so darf daraus keineswegs geschlossen werden, der Index insgesamt gebe ein grob verzerrtes Bild der „wahren“ Inflationsrate. Läßt man die empirisch nur schwer faßbaren Einführungsge-
winne außer acht, dürfte 0,1 Prozentpunkt eine vernünftige Schätzung für die Verzerrung wegen neuer Güter sein.

4. Das Problem einer sich ändernden Handelsstruktur: Dem Laspeyres-Prinzip folgend werden die Preise Monat für Monat typischerweise bei den gleichen Geschäften erhoben. Wenn ein Geschäft aus dem Markt ausscheiden muß, dann wird es durch eine möglichst ähnliche Berichtsstelle ersetzt. Die Preisdifferenz zwischen den Geschäften wird für die Inflationsmessung ausgeschaltet, unter der Annahme, daß sie genau dem Gegenwert des Unterschieds bei den Serviceleistungen entspricht. Dies wäre in einem langfristigen Gleichgewicht der Fall.

Erfolgreiche neue Geschäfte zeichnen sich jedoch durch ein überlegenes Preis-Leistungs-
verhältnis aus, ähnlich wie erfolgreiche neue Güter. Die verspätete Berücksichtigung neuer Vertriebsformen sowie die preisniveauneutrale Verknüpfung mit der Preisserie für die alten Geschäfte kann demnach prinzipiell zu einer gewissen Überschätzung der „wahren“ Inflationsrate führen. Der Vergleich von Zeitreihen von Durchschnittswerten und Preis-
indexziffern für ausgewählte, weitgehend homogene Güter gibt einige Hinweise darauf, daß dieses Phänomen auch für Deutschland relevant sein könnte. Allerdings ist wohl aus-
zuschließen, daß Verzerrungen in der Inflationsrate aufgrund einer sich ändernden Handelsstruktur ein gesamtwirtschaftlich bedeutsames Ausmaß annehmen könnten.

Insgesamt ergibt sich folgendes Ergebnis:

1. Der (west-)deutsche Preisindex für die Lebenshaltung überschätzt verglichen mit einem echten Lebenshaltungskostenindex die „wahre“ Teuerungsrate.
2. Unter normalen Umständen könnte sich die Übertreibung der „wahren“ Teuerungsrate auf rund $\frac{3}{4}$ Prozentpunkte pro Jahr belaufen.

Während es nur wenig Zweifel an dem qualitativen Ergebnis („Westdeutscher Preisindex für die Lebenshaltung überschätzt die Teuerung!“) geben dürfte, so sollte das quantitative Ergebnis nur als erste grobe Abschätzung interpretiert werden. Dies gilt insbesondere für den Qualitätsbias, wo erst zusätzliche Fallstudien zwar noch keine Hochrechnung im strengen Sinn, so aber doch eine bessere Abschätzung der Größenordnung der statistischen Verzerrung in der Inflationsrate erlauben werden. Zudem gelten solche Schätzungen in erster Linie für den Zeitraum, der ihnen zugrundeliegt. Eine mechanische Übertragung auf die Zukunft ist nur unter der Voraussetzung zulässig, daß die statistischen Methoden unverändert bleiben. Das Statistische Bundesamt hat inzwischen die Anweisungen für die Behandlung von Qualitätsänderungen modifiziert; wie sich diese neuen Regeln auswirken bleibt abzuwarten.

Schätzungen der Verzerrung in der Inflationsrate^{*)}

Autoren	Product substitution bias	New product / quality change bias	Outlet substitution bias	Bias insgesamt
Congressional Budget Office (1994) USA	0,3 bis 0,6	-0,1 bis 0,2	(0 bis 0,2)	0,2 bis 0,8
Lebow et al (1994) USA	0,4 bis 0,6	0 bis 0,8	0 bis 0,1	0,4 bis 1,5
Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (1996) USA	0,4	0,6	0,1	1,1 (0,8 bis 1,6)
Shapiro/Wilcox (1996) USA	(0,2) + (0,25)	(0,2) + (0,25)	(0,1)	1,0 (mit einer Wahrscheinlichkeit von 80 % in dem Intervall zwischen 0,6 and 1,5)
Diewert (1995) USA	0,2 + 0,5	0,35 bis 0,6	0,25 bis 0,4	1,3 bis 1,7
Diewert (1997) USA	0,2 + 0,35 bis 0,5	0,1 bis 0,5	0,1 bis 0,5	0,75 bis 1,7
Diewert (1998) USA	0,5	1,0	0,4	1,9
Baker (1998) USA	0,28	-0,44	0,02	-0,14
Fortin (1990) Kanada	< 0,2	0,3 bis 0,8		0,5 bis 1,0
Crawford (1993) Kanada	0,1 bis 0,2	< 0,3	0,1	0,5
Crawford (1998) Kanada; obere Grenze	0,1	0,5	0,1	0,7
Crawford (1998) Kanada; Mittelwert	0,1	0,3	≅ 0,07	~ 0,5
Ducharme (1997) Kanada	0,1-0,3	?	0-0,1	?
Cunningham (1996) UK	0,05 bis 0,1	0,2 bis 0,45	0,1 bis 0,25	0,35 bis 0,8
Baxter (1997) UK	0,06 bis 0,07	?	< USA	< USA
Lequiller (1997) Frankreich	0,05 bis 0,1	< USA	0,05 bis 0,15	< USA
Deutsche Bundesbank (1968) Westdeutschland				1 bis 2
Hoffmann (1998) Westdeutschland	~0,1	~0,6	< 0,1	~¾
Shiratsuka (1999) Japan; untere Grenze	0,00	0,30	0,05	0,35
Shiratsuka (1999) Japan; Mittelwert	0,10	0,70	0,10	0,90
Shiratsuka (1999) Japan; obere Grenze	0,50	0,90	0,60	2,00
Diewert (1997) „typischer amtlicher Verbraucherpreisindex“	0,2	> 0,35	0,25	> 0,8

* Abweichung der veröffentlichten Inflationsrate von der „wahren“ Inflationsrate (in Prozentpunkten p.a.).

Literaturverzeichnis

- Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (M. Boskin, E. Dulberger, R. Gordon, Z. Griliches, D. Jorgenson) (1996) *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living*. Final Report to the Senate Finance Committee. Washington D.C.: Senate Finance Committee. Wieder abgedruckt in: D. Baker (Hrsg.) (1998) *Getting Prices Right. The Debate Over the Consumer Price Index*, S. 5-77. Armonk, N.Y. und London, England: M.E. Sharpe.
- Baker, D. (1998) Does the CPI Overstate Inflation? An Analysis of the Boskin Report. In: D. Baker (Hrsg.) *Getting Prices Right. The Debate Over the Consumer Price Index*, S. 81-155. Armonk, N.Y., und London, England: M. E. Sharpe.
- Baxter, M. (1997) Implications of the US Boskin Report for the UK Retail Price Index. *Economic Trends* No. 527, S. 56-62.
- Congressional Budget Office (1994) *Is the Growth of the CPI a Biased Measure of Changes in the Cost of Living?* CBO Papers. Washington D.C.: Congressional Budget Office.
- Crawford, A. (1993) Measurement Biases in the Canadian CPI: A Technical Note. *Bank of Canada Review*, Summer, S. 21-36.
- Crawford, A. (1998) Measurement Biases in the Canadian CPI: An Update. *Bank of Canada Review*, Spring, S. 38-56.
- Cunningham, A. (1996) *Measurement Bias in Price Indices: An Application to the UK's RPI*. Bank of England Working Paper Series 47.
- Deutsche Bundesbank (1968) Das Ausmaß der Geldentwertung seit 1950 und die weitere Entwicklung des Geldwertes. Gutachten der Deutschen Bundesbank vom 21. Juli 1965 erstattet auf Wunsch des Bundesfinanzhofs. *Monatsbericht der Deutschen Bundesbank*, März, S. 3-19.

- Deutsche Bundesbank (1995) *Die Geldpolitik der Bundesbank*. Frankfurt am Main.
- Deutsche Bundesbank (1998) Probleme der Inflationsmessung. *Monatsbericht der Deutschen Bundesbank*, Mai 1998, S. 53-66.
- Durcharme, L. M. (1997) The Canadian Consumer Price Index and the Bias Issue: Present and Future Outlooks. In: Louis Marc Ducharme (Hrsg.) *Bias in the CPI: Experiences From Five OECD Countries*. Statistics Canada, Prices Division, Analytical Series No 10. Ottawa.
- Diewert, E. (1976) Exact and Superlative Index Numbers. *Journal of Econometrics* 4, S. 115-145.
- Diewert, E. (1995) *Axiomatic and Economic Approaches to Elementary Price Indexes*. NBER Working Paper No. 5104.
- Diewert, E. (1997) Comment. In: Timothy Bresnahan, Robert J. Gordon (eds.) *The Economics of New Goods*. Studies in Income and Wealth 58, S. 423-433. Chicago: University of Chicago Press.
- Diewert, Erwin. (1998) Index Number Issues in the Consumer Price Index. *Journal of Economic Perspectives* 12, No. 1, S. 47-58.
- Fortin, P. (1990) Do We Measure Inflation Correctly? In: Richard G. Lipsey (ed.) *Zero Inflation: The Goal of Price Stability*, S. 109-130. Policy Study 8. Toronto: C.D. Howe Institute.
- Hoffmann, J. (1998) *Probleme der Inflationsmessung in Deutschland*. Diskussionspapier 1/98 der Volkswirtschaftlichen Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank.
- Lebow, D., J. Roberts and D. Stockton (1994) *Monetary Policy and „The Price Level“*. Board of Governors of the Federal Reserve System, Division of Research and Statistics.

Lequiller, F. (1997) *Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?* INSEE Studies No. 2.

Moulton, B., K. Moses (1997) Addressing the Quality Change Issue in the Consumer Price Index. *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, S. 305-349.

Shapiro, M., D. Wilcox (1996) Mismeasurement in the Consumer Price Index: An Evaluation. *NBER Macroeconomics Annual*, S. 94-142.

Shiratsuka, Shigenori (1999) *Measurement Errors in Japanese Consumer Price Index*. Federal Reserve Bank of Chicago, Working Paper WP-99-2.

Koreferat zu:

**Zur Abschätzung der statistischen Verzerrung in der deutschen
Inflationsrate**

Werner Neubauer*)

* Prof. Dr. Werner Neubauer, Institut für Statistik und Mathematik, Johann Wolfgang Goethe-Universität,
Mertonstraße 17, 60054 Frankfurt/M.

Es ist ein wirkliches Verdienst von Herrn Hoffmann, in einem einfallsreichen Beitrag die Diskussion über die Methoden der Inflationsmessung in Deutschland belebt zu haben.

Ich möchte mehr thesenartig als voll ausgeführt zu Punkten, die mir wichtig scheinen, einige Argumente vortragen.

I. Welches Inflationsmaß für die Geldpolitik? - Drei Leitlinien zur Methodik

Wenn man die Validität des deutschen Preisindex für die Lebenshaltung als Inflationsmaß diskutieren und ihn auf Verzerrungen untersuchen möchte, muß man der folgenden drei allgemeinen Leitsätze eingedenk sein:

1. Konstruktion und Interpretation des Index - wie der meisten anderen wirtschaftsstatistischen Maßzahlen - müssen auf ein konkretes Erkenntnisziel bezogen sein. Die „Inflation als Ding an sich“ gibt es nicht und kann auch durch Konvention nicht geschaffen werden.
2. Der Index ist ein gewichteter Mittelwert aus Meßzahlen von Güterpreisen und mißt die so verstandene „Preisniveauperänderung“. Wenn entweder gravierende Preisstrukturänderungen (starke Divergenz der Einzelpreisentwicklungen) oder aber gravierende Gütermengenstrukturänderungen (Änderung der Verbrauchsstruktur) eintreten, dann verliert das Maß der „Preisniveauänderung“, der Mittelwert, an sachlicher Prägnanz. Es wird eine analytische Beurteilung der Implikationen der Strukturveränderungen nötig. Die Trennung von Niveau- und Struktureffekten wird zum folgenreichen Problem.
3. Unter „Verzerrung“ des Preisindex kann man zweierlei verstehen: Erstens die „Verzerrung“ durch ganz bestimmte, objektivierbare Mängel der Meßtechnik (Beispiel: Preiserhebung in nicht repräsentativen Verkaufsstellen, Ignorierung von Qualitätsänderungen), zweitens das Verfehlen eines „wahren Wertes der Inflationsrate“ durch den gemessenen Index. Das zweite, viel anspruchsvollere Verständnis von „Verzerrung“ setzt einen eindeutigen Idealtypus der Inflationsrate (theoretisches Konzept eines „wahren Wertes“) voraus und verlangt eine Quantifizierung des Adäquationsmangels,

den der praktizierte Index hat. Die Verzerrung im ersteren Verständnis steht nicht unter dieser - im Endeffekt utopischen - Voraussetzung.

Zur Exemplifizierung des ersten Leitsatzes:

Der Preisindex kann als Maß der „Geldwertentwicklung den Gütern gegenüber“ oder für die „Einkommensindexierung bei konstantem Befriedigungsniveau“ oder als Richtschnur einer quantitativtheoretisch - oder aber anders! - orientierten Geldpolitik gemeint sein. Diese Erkenntnisziele führen nur im Ausnahmefall zu gleich konzipierten Indizes und zu gleichen Meßergebnissen. Daß man zur Deflationierung von Wertaggregaten - je nach Art des Aggregates - spezielle Preisindizes braucht, versteht sich am Rande.

Eine Exemplifizierung des zweiten Leitsatzes konkretisiert die Bedeutung des ersten.

Angenommen in einer Volkswirtschaft herrscht eine markante Streuung der Preissteigerungsraten der einzelnen Güter (bzw. Gütergruppen) von 0 % bis 6 %. Der praktizierte Index mißt im Mittel 3 % („Inflationsrate“). Nun möge eine Verschiebung der Mengenstruktur der Nachfrage eintreten: sei es in Richtung der weniger oder der stärker verteuerten Güter. Die Preissteigerungsraten aller Güter bleiben konstant. Aktualisiert man nun den Warenkorb des Index oder bildet man einen Kettenindex, so wird man infolge der veränderten Gewichte eine veränderte mittlere Preissteigerungsrate erhalten. Soll nun eine veränderte „Inflationsrate“ konstatiert werden: für die „Geldwertmessung“, für die „Einkommensindexierung“, für die Stabilitätspolitik der Zentralbank?

Diese Zweifelsfrage verweist auch schon auf den dritten Leitsatz: Solange man im Ungewissen ist, ob hier unter diesen drei genannten Untersuchungsaspekten überhaupt eine - und wenn ja, ob eine identische - Veränderung der „Inflationsrate“ konstatiert werden soll, wird man schwerlich beziffern können, um welchen Betrag der Index über- oder untertreibt.

Die Boskin-Kommission¹ hat ihr Erkenntnis- und Rechenziel eindeutig offengelegt: Ihr ging es um die Indexierung von Staatsausgaben (Transfereinkommen) und von Staatseinnahmen. Sie fordert deshalb den Übergang zu einem Cost-of-living Index (COLI). Sie glaubt zeigen zu können, daß ein solcher Index weniger stark ansteigen würde als der Consumer-Price Index (CPI) - nicht zuletzt deshalb, weil der Cost-of-living Index seiner Konstruktion nach auf die Nachfrageverschiebung zu Gütern und zu Anbietern mit unterdurchschnittlicher Preissteigerung rasch reagiert. Es kann dahin gestellt bleiben, ob man die resultierende Indexierung für sozial gerechtfertigt hält oder nicht. Aber es fragt sich: Soll derselbe Index Richtschnur der Geldpolitik sein? Gesetzt den Fall, im oben skizzierten Beispiel betrage die Steigerungsrate des Index mit aktualisiertem Warenkorb 1,5 % statt 3 % vorher - bei weiterhin konstanten Steigerungsraten der Einzelpreise. Soll das der Zentralbank Anlaß zu einer lockereren Geldpolitik sein, um „deflatorische Gefahren abzuwehren“? Oder soll sie die Geldmengenexpansion vielmehr einschränken, weil die „unvermeidliche Inflationsrate“ nun offenbar gesunken ist? Oder soll sie die für sie relevante Art von Inflation an einem anderen Index messen? An einem vielleicht, der die Konstanz aller Preissteigerungsraten zum Ausdruck bringt und die Verbrauchsstrukturänderungen eliminiert?

II. Lebenshaltungskostenindex - Index der „wahren Teuerung“?

Die aktuelle kritische Diskussion über die möglichen Verzerrungen der Konsumentenpreisindizes ist durch die Boskin-Kommission angestoßen worden.

Die Empfehlung der Boskin-Kommission an das Bureau of Labor Statistics (BLS), den CPI durch einen COLI als Maß der „wahren Teuerung“ zu ersetzen, ist gegen die Praxis der allermeisten statistischen Ämter, auch gegen die des Statistischen Bundesamtes gerichtet. Die Ämter haben erklärtermaßen das Rechenziel „echter Preisindizes“, in denen die Preisveränderungen isoliert, die Mengenänderungen eliminiert sind. Der Lebenshaltungskostenindex im traditionellen Verständnis ist kein „Preisindex“ in diesem Sinne, sondern ein „Kostenindex“, in dem sowohl die Preise als auch die Mengen variieren. Er unterscheidet sich von einem „echten“ Kostenindex (Wertindex) allerdings dadurch, daß eine fiktive

¹ Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (1996).

Kostenveränderung bei „konstant gehaltenem Befriedigungsniveau (Wohlstandsniveau, Nutzenniveau)“ gemessen werden soll. Diese Konstanzbedingung hat aber - im Unterschied zur Bedingung des konstanten Warenkorbes in einem echten Preisindex - keinen empirisch-operationalen Gehalt, weil das herrschende Niveau der subjektiv empfundenen Befriedigung nicht gemessen und nicht in der Zeit verglichen werden kann - nicht auf der Ebene des Einzelhaushalts und noch weniger auf der gesamtwirtschaftlichen Ebene. Es wird daher der Versuch gemacht, den aus unmittelbaren Beobachtungen nicht ableitbaren Lebenshaltungskostenindex zwischen eine beobachtbare Obergrenze und eine beobachtbare Untergrenze einzufangen und durch Mittelwertbildung zu approximieren. Dieser Versuch basiert auf einem nutzentheoretischen Kalkül, das aber derjenige, der an praktischer statistischer Arbeit in der realen Welt interessiert ist, eher als apologetische Hintergrundszenerie verstehen wird.

Jener Lebenshaltungskostenindex, den die Boskin-Kommission anvisiert, unterscheidet sich von einem Laspeyres-Preisindex im wesentlichen dadurch, daß laufende Veränderungen der Gütermengenstruktur und der Struktur der Anbieter nicht aus dem Index eliminiert werden (Laspeyres-Prinzip), daß vielmehr deren Effekt auf die Ausgabenentwicklung der Konsumenten gerade miterfaßt werden sollen (Die Berücksichtigung von Qualitätsänderungen der Güter ist kein Spezifikum eines Lebenshaltungskostenindex. Diese Aufgabe stellt sich genau so bei einem echten Preisindex.). Die Änderung der Verbrauchsstruktur (Mengenstruktur) wird im Boskin-Report auf eine sehr einseitige Weise interpretiert: allein als Reaktion der Verbraucher auf Änderungen der relativen Preise, die dann zu einer negativen Korrelation zwischen Preis- und Mengenentwicklung führt. Diese Interpretation rekurriert auf das traditionelle haushaltstheoretische Modell des Lebenshaltungskostenindex: Darin bewegt sich ein Haushalt bei einer Veränderung der Preisrelation zwischen den betrachteten Gütern auf einer Indifferenzkurve, die in beiden Vergleichssituationen (hier: in beiden Vergleichsperioden) unverändert bleibt, also sowohl ein konstantes Befriedigungsniveau als auch eine konstante Präferenzstruktur repräsentiert. Veränderungen der Einkommenshöhe bewirken im traditionellen Modell keine Änderung der Verbrauchsstruktur: Es werden homothetische Präferenzstrukturen unterstellt. Zum selben Ergebnis über die Einkommenseffekte kommt man, wenn man von einer Nutzenfunktion des Cobb-Douglas-Typs ausgeht und sie im Zeitablauf mit konstanten Gewichten gelten läßt. Die Ausgaben für die Güterkategorien sind dann proportional zu den Gesamtausgaben (Einkommen). Die Mengenreaktion auf Preisänderungen ist durch die im Zeitab-

lauf konstante Nachfrageelastizität von -1 für alle Güter (!) festgelegt.² Man erkennt, daß im theoretischen Modell des Lebenshaltungskostenindex nicht weniger problematische Konstanzbedingungen enthalten sind als in einem Laspeyres-Preisindex. Es ist beim Laspeyres-Index nur augenfälliger, wenn der aktuelle Warenkorb sich von dem Basiswarenkorb hinwegentwickelt hat.

Die in der realen Welt stattfindenden Änderungen der Verbrauchsstruktur (Mengen) sind aber außer von der Reaktion der Verbraucher auf Preisstrukturänderungen noch von anderen wichtigen Faktoren mitbestimmt:

- Zunahme der Nachfrage nach zeitgeistbegünstigten Gütern: Die Massenfabrikation senkt die Preise. Hier führt die Reaktion der Anbieter zu einer negativen Preis-Mengen-Korrelation.
- Angebot neuer Güter durch neue Produktionstechnologien, durch den Außenhandel und durch Tourismus.
- Neue Bedürfnisse durch Geschmackswandel, durch Änderung der sozialen und der natürlichen Umweltbedingungen.
- Veränderung des Realeinkommens (Steigendes Realeinkommen führt zu steigender Nachfrage nach „Luxusgütern“, z. B. Dienstleistungen. Sinkendes Realeinkommen zwingt zu Warenkörben auf niedrigerem Befriedigungsniveau.)
- Veränderung des Vermögens und der Verschuldung. (Bei steigender Verschuldung bekommen die Güter großer Dringlichkeit verstärktes Gewicht. Wachsendes Vermögen wirkt ähnlich wie ein steigendes Realeinkommen.)
- Veränderung des Angebots an kostenlosen öffentlichen Leistungen (Gesundheitsleistungen, Straßennutzung, Hochschulstudium).

Ob die „neue Verbrauchsstruktur“, die durch diese Faktoren aus einer „alten“ (etwa der einer zurückliegenden Basisperiode) entsteht, mit gestiegenem oder gesunkenem Wohlstand verbunden ist, steht völlig dahin. Das Argument, die souveränen Konsumenten zögen

² Vgl. Pollak (1989) insbesondere S. 18 und 22.

diese neue Verbrauchsstruktur doch offenbar der alten vor, geht fehl, weil die neue Verbrauchsstruktur zum Teil erzwungen sein kann: durch ökonomische (z. B. sinkendes Realeinkommen), durch politisch-administrative (z. B. staatliche Vorschriften über den Umweltschutz), durch technologische (z. B. neue Fernsehtechnologie) Umstände.

Es gibt kein theoretisches Konzept, das alle diese Einflußfaktoren in ein konsistentes Wirkungsschema brächte.

Die Boskin-Kommission operationalisiert ihre Empfehlung eines Lebenshaltungskostenindex: ein „verzögerter“ Törnqist-Index solle es zumindest auf den unteren Aggregations-ebenen - im Bereich „enger Substitute“ - sein, notfalls auch ein Kettenindex nach Laspeyres oder ein Fisher-Index³. Diese Empfehlung kann auf das Modell des „wahren Lebenshaltungsindex“ und der damit verknüpften Theorie der „superlativen“ Indizes nicht wirklich gestützt werden, weil diese Theoreme nur schmale Segmente der realen Welt abbilden.

In Wahrheit wird ein pragmatischer Kompromiß zwischen den beiden Warenkörben der Beobachtungsperiode und der Basisperiode geschlossen - in der Überzeugung, dieser Kompromiß führe typischerweise zu einem geringeren Indexanstieg als der Konsumentenpreisindex nach Laspeyres. Niedrigere Teuerungsraten erhält man mit dem Törnqist-Index aber schon deshalb, weil er ein geometrisches Mittel aus Preismeßzahlen ist, der Laspeyres-Index aber ein arithmetisches. Ein geometrisches Mittel ist bei gleichen Gewichten stets kleiner als ein arithmetisches. Angemerkt sei, daß ein Mittelwert aus einem Index mit Basisgewichten und einem mit aktuellen Gewichten (z. B. also ein Törnqist-Index) über längere Zeiträume zwischen Berichtsperiode und Basisperiode hin nicht realisierbar ist, wenn häufig „neue Güter“ auftreten, für die es dann ja keine Preise der Basisperiode gibt. Diese Schwierigkeit ist nur durch den Übergang auf einen Kettenindex - mit all den ihm anhaftenden Mängeln - zu beheben.

³ Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (1996), S. 78/79.

Je konsequenter die Idee eines Lebenshaltungskostenindex verfolgt wird, desto mehr entfernt sich dieser Index von einem wirklichen Preisindex. So ist etwa in einem Lebenshaltungskostenindex der zeitliche Preisvergleich zwischen ungleichartigen, aber verwendungskongruenten Gütern erlaubt, ja geboten: so etwa der Vergleich von Flugpreisen mit Bahnpreisen, wenn es üblich wird, das Flugzeug statt der Bahn zu benutzen. In einem Preisindex ist das verboten.

Ein konsequenter Lebenshaltungskostenindex wird schwerlich als Bestandteil eines „flächendeckenden“ Indexsystems dienen können, das ja für die VGR gebraucht wird. Er müßte - wenn man ihn haben will - neben einem echten Preisindex des Privaten Verbrauchs errechnet werden.

Fazit: Für praktische Zwecke hat ein „richtiger Preisindex“ mit konstantem Warenkorb einer Basisperiode eben doch Vorteile, wenn er

- keine zu langen Laufzeiten hat (etwa 5 Jahre mit Rückrechnung; das reicht für eine mittelfristige Politik);
- im Zeitpunkt der Neuberechnung hinreichend aktuell ist (Basisjahr nahe am Jahr der Neuberechnung);
- Qualitätsänderungen der Güter angemessen berücksichtigt;
- erlaubt, daß Preisrepräsentanten mit stark (!) gesunkener Marktbedeutung ersetzt werden (Lockerung des strengen Laspeyres-Prinzips, resultierende Probleme ähneln denen bei Qualitätsänderung).

III. Veränderungen der Güterqualitäten

Die Veränderlichkeit der Güterqualitäten ist die eigentliche Crux der Preisstatistik. Ihr ist auch mit dem Einsatz von hohen Erhebungs- und Auswertungskosten nicht wirklich beizukommen. Bei konstanten Güterqualitäten zeigt ein Preisindex zweierlei an: erstens die Veränderung des Geldwertes gegenüber dem Warenkorb und zweitens die Veränderung der Ausgaben, die man zum Erwerb des Warenkorbs machen muß. Bei veränderlichen Güterqualitäten fallen beide Interpretationen eines Preisindex auseinander. Will man die Geld-

wertentwicklung dem Warenkorb gegenüber messen, dann muß eine „Qualitätsbereinigung“ der Preisentwicklung stattfinden. Dann aber zeigt der Preisindex nicht mehr die Ausgabenentwicklung an, die zum Kauf des Warenkorbes mit veränderlichen Qualitäten nötig ist. Überwiegen die Qualitätssteigerungen, so führt eine Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung dazu, daß die „erforderlichen Ausgaben“ möglicherweise beträchtlich stärker steigen als der Index angibt. Daran muß man vor allem dann denken, wenn man auf eine Indexierung von Einkommen hinaus will und ein konstantes Befriedigungsniveau anstrebt. Daran müßte vor allem die Boskin-Kommission denken.

Die Hauptprobleme beginnen aber bei dem Versuch, die für die Geldwertmessung erforderliche Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung praktisch vorzunehmen. Das Statistische Bundesamt, wie alle anderen statistischen Ämter auch, versucht, sich mit relativ einfachen Mitteln zu helfen. Herr Hoffmann hat Daten der amtlichen Statistik mit einer Auswertung von Testergebnissen der Zeitschrift *Test* verglichen und ist dabei zum Ergebnis gekommen, daß das Statistische Bundesamt die Qualitätskomponente per Saldo etwas niedriger ansetzt als er es für sachgerecht hält. Es ist jetzt nicht die Zeit, technische Einzelheiten dieser Messung zu diskutieren. Daß die Datenbasis nicht die ideale ist, und daß man bei anderen Gütergruppen, wie Bekleidung und Schuhe, zu anderen Ergebnissen kommen könnte, dürfte unstrittig sein. Die Schätzmethode, die Herr Hoffmann anwendet, liegt deshalb nahe, weil sein Material aus einer Zeitreihe von Querschnitten besteht. Aber diese Meßmethode ist natürlich anfällig gegen die Tücken der Multikollinearität, weil die Geldwertkomponente als Koeffizient der Variablen Zeit geschätzt wird, diese aber mit einigen Qualitätsmerkmalen hoch korreliert ist. Ich verstehe diese Berechnungen als einen sehr gelungenen Appell, sich der Sache gründlicher anzunehmen, als es bisher geschehen ist. Herr Hoffmann hat zu recht darauf hingewiesen, daß die Erfassung von Qualitätsänderungen in der Praxis des Statistischen Bundesamtes allzusehr von besonderen Umständen des Einzelfalles abhängt. Qualitätsänderungen sind bisher nur als Begleitumstände von Preiserhöhungen erfaßt worden. Bei unveränderten Preisen wurden sie kaum wahrgenommen. Und der Fall sinkender Preise bei steigender Qualität (Fall Computer) bleibt völlig außer Betracht, ist ein besonders wunder Punkt. Das sollte sich gewiß ändern.

Ich möchte als Erwiderung auf Herrn Hoffmann und als Anregung für das Statistische Bundesamt die folgenden Thesen aufstellen:

1. Der Idealtypus von „Qualitätsänderungen“ ist bislang hochgradig unbestimmt geblieben, auch wenn auf den Bezug zum „Nutzwert für den Konsumenten“ hingewiesen wurde. Wenn es aber schon an einem halbwegs klaren Idealtypus der Qualitätsänderung fehlt, dann ist es ausgeschlossen, einen Fehlerprozentsatz anzugeben, um den der Index der Qualitätsbereinigung wegen von einem „wahren Geldwertindex“ abweicht.
2. Man sollte den Preisermittlern eine „Checkliste“ an die Hand geben, aus der hervorgeht, welche Eigenschaften eines Gutes geprüft werden müssen, wenn der Preisermittler, allgemeiner: der Statistiker, den Nutzwert für die Konsumenten bzw. dessen Veränderung beurteilen soll. Die effektive subjektive Einschätzung dieses Nutzwerts könnte man allenfalls durch Befragung der Käufer oder aber durch eine Interpretation der „Marktakzeptanz“ eines Gutes erschließen. Die Befragung von Käufern spielt bislang keine Rolle.

Ein solcher Kriterienkatalog könnte folgende Punkte enthalten:

- a) Qualitäten: Aggregate aus Elementen mit eigenen Marktpreisen (Sonderausstattung wird Serienausstattung).
 - b) Mengenäquivalente Qualitäten (Ergiebigkeit, totales Nutzungsvolumen, Nutzungsvolumen pro Periode).
 - c) Kosten der Nutzungseinheit als Qualitätsmerkmal.
 - d) Herstellungskosten als Qualitätsmerkmal.
 - e) Objektiv messbare Qualitätsmerkmale mit nicht quantifizierbarer Beziehung zum Nutzwert.
 - f) Nur subjektiv empfundene Qualitätsmerkmale.
 - g) Schädlichkeit versus Nützlichkeit, Umweltverträglichkeit.
3. Erscheint von einem Gut ein neues Modell, dessen Preisreihe mit der des alten Modells verknüpft werden soll, dann muß in allen Fällen geprüft werden, ob der Preisunterschied zwischen beiden Modellen durch eine gleichgerichtete Qualitätsveränderung ganz, teilweise oder gar nicht gedeckt ist. Es muß auch geprüft werden, ob

zwischen Preis und Qualität eine gegenläufige Veränderung stattgefunden hat (z. B. Verbilligung bei Qualitätsverbesserung). Bei der Entscheidung darüber sollte sowohl die „Marktakzeptanz“ als auch ein Urteil des Preisermittlers (oder eines Experten) aufgrund erkennbarer Qualitätsmerkmale maßgeblich sein. Dabei spielt es keine entscheidende Rolle, ob beide Modelle eine gewisse Zeit nebeneinander gehandelt werden oder einander abrupt ablösen. Wenn das neue Modell etwa im selben Maße vom Markt akzeptiert wird wie das alte, so kann das darauf hindeuten, daß der Preisunterschied als kompensiert durch den Qualitätsunterschied zu gelten hat. Das neue Modell kann aber doch Qualitätsmängel haben, die von den Käufern nicht leicht erkannt werden können, die man aber durch sachkundiges Befragen der Verkäufer oder durch Studium der Betriebsanleitung entdecken kann. In jedem Falle muß eine gewisse pauschale Präferenz der Käufer für ein neues Modell in Rechnung gestellt werden.

4. Die hedonische Regression eignet sich nicht als quasi automatisierbares Verfahren. Sie könnte aber „objektivierende Hilfe“ bei der diskretionären Beurteilung von Qualitätsänderungen durch den Statistiker leisten. Welche Merkmale der Güter sind typischerweise mit dem Preis korreliert, welche nicht?
5. Solange die Preiserhebung des Statistischen Bundesamtes auf der Beobachtung einzelner „Preisrepräsentanten“ beruht, braucht man Regeln für die Beurteilung der Qualitätsänderungen dieser Preisrepräsentanten bezüglich einzelner Qualitätsmerkmale (Beispiel: Verlängerung der Lebensdauer). Die erforderlichen Informationen enthält man aus einer multiplen Querschnittanalyse, *wenn* die partiellen Koeffizienten hinreichend interpretierbar sind und *wenn* die Querschnittregressionsbeziehung auf eine Entwicklung in der Zeit übertragbar ist. (Dagegen ist die von Herrn Hoffmann praktizierte Variante dafür ebenso wenig geeignet wie der „Durchschnittspreisvergleich mit standardisierter Qualitätsstruktur“.)
6. Um möglichst wenige erklärende Variable in der multiplen Regressionsfunktion zu haben, sollten „Pakete“ von erklärenden Variablen gebildet werden. (z. B. Leuchtröhren: $X = \text{Lichtstrom (in Lumen)} \cdot \text{maximale Brenndauer in Stunden}$; Waschmaschinen: Strom- und Wasserkosten je Waschgang.)

IV. Neue Güter

Neue Güterarten - solche also, die nicht nur neue Qualitätsvarianten vorhandener Güterarten sind - können während der Laufzeit eines Laspeyres-Index nicht systemkonform in den Index aufgenommen werden. Sie würden den Index auch nur dann spürbar beeinflussen, wenn ihre Preisentwicklung von der Indexentwicklung deutlich abweicht und wenn ihr Wertgewicht $p \cdot q$ hinreichend groß ist.

Im Boskin-Report interessieren die neuen Güterarten deshalb, weil für neue technische Produkte zuweilen die Nachfrage rasch steigt und der Preis daraufhin rasch sinkt. Von der Einbeziehung solcher Güter in den Index verspricht man sich also eine indexsenkende Wirkung.

Das Gewicht solcher neuen Güter dürfte in der Regel so begrenzt sein, daß eine Durchbrechung des Konstruktionsprinzips eines Laspeyres-Index während seiner Laufzeit nicht in Betracht kommt. Das Problem wird weiter gemildert, wenn die Laufzeit eines Laspeyres-Index nicht länger als 5 Jahre ist und bei der Neuberechnung ein möglichst aktueller Warenkorb verwendet wird.

V. Änderung der Anbieterstruktur

Die in die Preiserhebung einbezogenen Anbieter (meist: Einzelhandelsgeschäfte) sollen repräsentativ sein für die Anbieterstruktur des Basisjahres in der betroffenen Gemeinde. Wandern nun während der Laufzeit des Index im großem Umfang Kunden zwischen verschiedenen Typen von Geschäften - z. B. Fachgeschäften und Discountmärkten -, so erhebt sich die Frage: Unterscheiden sich die betroffenen Geschäftstypen allein durch ihre Preisniveaus, oder allein durch ihre Preisentwicklungen oder durch beides zugleich?

Unterscheiden sie sich durch ihre Preisentwicklung, so wird der Index davon genauso berührt wie durch eine Veränderung der nachgefragten Gütermengen in Richtung auf Güter mit stärkerer bzw. schwächerer Preisveränderung. Beide Strukturänderungen müssen bei der nächsten Neuberechnung des Index berücksichtigt werden. Es ist aber sehr fraglich, ob sich die verschiedenen Geschäftstypen wirklich durch ihre Preisveränderungsraten merklich unterscheiden.

Unterscheiden sich die Geschäfte nur durch ihre Preisniveaus, dann entspricht die Kundenwanderung einer Nachfrageverschiebung zwischen billigen und teureren Qualitäten der Güter, denn zu einem gekauften Gut gehören alle Konditionen und Umstände des Kaufaktes, Prestige Gesichtspunkte eingeschlossen.

Nun fragt es sich: Wie reagiert die amtliche Statistik, wenn eine bisher beobachtete Gütervariante stark an Marktbedeutung verliert und eine deutlich billigere Gütervariante von geringerer Qualität derselben Güterart stark an Marktbedeutung gewinnt? Wenn in einem solchen Falle der betroffene Preisrepräsentant ausgewechselt und eine Qualitätsbereinigung des Preisunterschiedes zwischen beiden Qualitäten vorgenommen wird, dann muß grundsätzlich bei der Kundenwanderung zwischen Geschäftstypen genauso verfahren werden. Das sind Implikationen des Verzichts auf das strenge Laspeyres-Prinzip. Natürlich ist die Qualitätsbereinigung des Preisunterschiedes zwischen Fachgeschäften und Discountmärkten keine triviale Aufgabe.

Auch hier gilt: Eine nicht zu lange Laufzeit des Laspeyres-Index hält die potentiell störenden Effekte solcher Kundenwanderungen in Grenzen.

Nicht akzeptabel ist das Verfahren, zu dem offenbar die Boskin-Kommission neigt: die Wanderung zu billigeren Geschäftstypen unbesehen als indexsenkend, d. h. geldwertsteigernd zu behandeln.

VI. Indizes mit konstanten Wertgewichten

Ich habe bis jetzt dafür plädiert, daß ein Laspeyres-Index, also ein Index mit fester Gütermengenstruktur der Basisperiode, so ausgestaltet werden kann, daß er den Vorzug vor den Konkurrenzprodukten verdient, die im Gefolge des Boskin-Reports unter so stolzen Bezeichnungen wie „superlative Indizes“ gepriesen werden. Der Laspeyres-Index ist nämlich ein wirklicher Preis-Index, der die Preisentwicklung isoliert. Ob der Warenkorb jeweils veraltet ist oder nicht, und welche sozialen und politischen Folgerungen gegebenenfalls daraus zu ziehen sind, das muß im Einzelfall geprüft werden. Aktuellere Warenkörbe sind eben nicht grundsätzlich die „besseren“

Es gibt aber eine durchaus ernstzunehmende Konkurrenz zum Laspeyres-Index - eine Indexform, die auch ein echter Preisindex ist, d. h., die Preisentwicklung isoliert. Es sind

dies Indizes mit fester Struktur der Wertgewichte statt mit fester Mengenstruktur. Ich habe auf diese Indizes schon im Jahre 1966 hingewiesen.⁴

Solche Indizes empfehlen sich zunächst einmal sachlogisch dann, wenn Werte - z. B. Ausgaben oder Vermögenswerte - , nicht Gütermengen disponiert werden. So stehen z. B. in öffentlichen Budgets keine Gütermengen, sondern Ausgabenbeträge. Manche privaten Haushalte legen eine „Urlaubskasse“ zurück. Die Struktur eines diversifizierten Vermögens ist in Werten beschrieben, nicht in Mengen von Grundstücken und Goldmünzen.

Wenn aus diesen Geldbeträgen dann Güter gekauft werden sollen, hängen die potentiellen Gütermengen von den Güterpreisen ab. Steigen die Preise um den Faktor k , so sinken die impliziten Mengen bei konstant gehaltenen Ausgabebeträgen um den Faktor $1/k$. Güterpreise und Gütermengen sind umgekehrt proportional. Die Elastizität der Mengen in bezug auf die Preise hat den Wert -1 .

Die Boskin-Kommission empfiehlt einen geometrischen Index auf niedriger Aggregationsstufe⁵, weil sie offenkundig davon ausgeht, daß es eine spezifische Eigenschaft solchen Indizes sei, ein konstantes Wertgewicht zu implizieren. Es wird ausgeführt, daß diese Eigenschaft der geometrischen Indizes das einfachste Mittel gegen den Substitution Bias sei. In Wahrheit kann man aber auch arithmetische und harmonische Indizes mit konstanten Wertgewichten definieren. Sie sind sachlogisch besser zu interpretieren als geometrische.

Bildet man ein harmonisches Mittel aus den Preismeßzahlen p_{ji} / p_{j0} mit den Wertgewichten $A_{j0} = p_{j0} \cdot q_{j0}$ der Basisperiode, so resultiert:

⁴ Vgl. Neubauer (1966) und Neubauer (1996), S. 70 ff.

⁵ Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (1996), S. 78, 80.

$$P_{A_0, i(0)} = \frac{\sum_{j=1}^m A_{j0}}{\sum_{j=1}^m \frac{p_{j0}}{p_{ji}} \cdot A_{j0}} = \frac{\sum_{j=1}^m p_{j0} \cdot q_{j0}}{\sum_{j=1}^m p_{j0} \cdot \frac{A_{j0}}{p_{ji}}} = \frac{\sum_{j=1}^m p_{j0} \cdot q_{j0}}{\sum_{j=1}^m p_{j0} \cdot q_{j0}^*}$$

$q_{j0(i)}^*$ ist die Menge des Gutes j , die man bei Preisen des Jahres i für den Geldbetrag A_{j0} kaufen kann.

Formal ist dies ein reziproker Mengenindex nach Laspeyres. Aber seiner Aussage nach ist es ein Preisindex, der die Preisentwicklung isoliert. Die tatsächlichen Mengen der Periode i kommen gar nicht vor. Steht dieser Index z. B. auf 2 (bzw. auf 200), so besagt dies: Das für die Gesamtausgabe $A_0 = \sum A_{j0}$ erhältliche Mengenniveau hat sich halbiert, weil das Preisniveau der betreffenden Güter sich verdoppelt hat. Man erhält in Periode i „für dasselbe Geld“ nur halb so viele Güter wie im Jahre 0.

Man beachte das Verhältnis dieses harmonischen Index zum geometrischen und zum arithmetischen Index. Wenn man die Preismeßzahlen p_{ji} / p_{j0} mit den Gewichten A_{j0} arithmetisch mittelt, erhält man einen Laspeyres-Preisindex, $P_{Li(0)}$. Wenn man aus denselben Werten ein harmonisches Mittel errechnet, erhält man $P_{A_0, i(0)}$. Wenn man aus denselben Werten ein geometrisches Mittel errechnet, erhält man den gewichteten geometrischen Index $P_{G_0, i(0)}$. Aus rein arithmetischen Gründen gilt stets:

$$P_{Li(0)} > P_{G_0, i(0)} > P_{A_0, i(0)}$$

Das harmonische Mittel ist stets kleiner als das geometrische und das arithmetische.

Wenn man alle drei Indizes für die dreistelligen Gütergruppen des Preisindex der Lebenshaltung auf der Basis 1985 berechnet, ergeben sich die Schaubilder 1 bzw. 2.

Diese Größenverhältnisse gelten aber nur für die Indizes auf fester Basis. Wenn man aus den Indizes jährliche Veränderungsrate berechnet, kann es sein, daß der Laspeyres-Index die kleinste Veränderungsrate, der harmonische Index die größte hat. Das kommt daher, daß im Laspeyres-Index die Wertgewichte von Periode zu Periode in der Preisdimension fortgeschrieben werden, die Wertgewichte des geometrischen Index aber konstant bleiben.

Für den harmonischen Index gilt: Die Preismeßzahlen p_{ji} / p_{ji-1} werden mit den Gewichten

$$\frac{A_{j0}}{p_{ji-1}} \cdot p_{j0} = q_{j0(i-1)}^* \cdot p_{j0}$$

gemittelt. Anstelle von q_{j0} stehen hier jene fiktiven Mengen, die man in Periode $i - 1$ für die Geldsummen A_{j0} kaufen kann.

VII. Fazit:

1. Übertreibt der Preisindex der Lebenshaltung die deutsche Inflationsrate - und wenn ja um wieviel? Ich bekräftige meine schon früher geäußerte Position, daß auf die so gestellte Frage eine zuverlässige Antwort unmöglich ist. Wir verfügen über keinen hinreichend klar umrissenen Idealtypus der „relevanten Inflationsrate“, an der wir die Operationalisierung, die der deutsche Preisindex der Lebenshaltung leistet, messen könnten. Der Unbestimmtheiten schon im theoretischen Konzept sind viele. Da ist die Frage, für welche Erkenntniszwecke ein Konsumentenpreisindex wirklich eine valide Operationalisierung der Inflationsrate ist. Da ist die Unbestimmtheit des Begriffs der Güterqualität, die noch zunimmt, wenn die Qualitätsänderungen nicht nur vom Verbraucher aus, sondern auch vom Produzenten aus betrachtet werden. Da ist die Frage der Repräsentativität der Warenkörbe, die wir ermitteln. Es ist erschreckend zu sehen, wie stark Güter mit einem Wertgewicht von nur wenigen Prozenten den Index berühren, wenn ihre Preise starke Bewegungen ausführen. Da ist die Frage, wie etwa die Preise von Wohnungseigentum kalkuliert werden sollen, und wie Gesundheitsleistungen zu behandeln sind, für die man teils Eigenleistungen entrichtet, teils Versicherungsprämien bezahlt. Diese Liste wäre verlängerbar. Wir sollten uns darauf beschränken, zu zeigen, daß gewisse statistische Erhebungs- und Aufbereitungstechniken den Index um bestimmte Prozentsätze nach oben oder unten verschieben. Mehr läßt sich nicht aussagen. Ob damit die Differenz zu einem wie auch immer garteten „wahren Wert“ größer oder kleiner wird, muß dahin gestellt bleiben. Lassen Sie mich ein Gleichnis bemühen: Wer in unbekannter Gegend nach einem Kompaß wandert, von dem er weiß, daß er einen Bias von 5 Grad nach Westen hat, dem ist

zwar bekannt, welchen Fehler er macht, wenn er auf die Anzeige des Kompasses vertraut. Aber es ist vollkommen unbestimmt, um wieviel er dabei von seinem Ziel abkommt, wenn er nur sehr vage Vorstellungen davon hat, wo sein Ziel liegt.

2. Wir sollten die Frage ernst nehmen, welche besonderen Formen von Preisindizes wir für besondere Erkenntnisziele oder aber politische Ziele benötigen. Das Erkenntnisprojekt determiniert das Erkenntnisobjekt. Es gibt nicht das eine Inflationsmaß für alle Zwecke.
3. Wir sollten jederzeit alle Anstrengungen machen, um erkennbare Fehler der Erhebungstechnik und der Auswertungstechnik zu korrigieren. Die Verbesserung der Auswahl von beobachteten Güterarten, Gütervarianten und Güteranbietern ist eine immerwährende Aufgabe der Preisstatistik. Die Verbesserung der Erfassung und Verarbeitung von Informationen über Veränderungen der Güterqualitäten ist auch eine solche. Technische Mängel, die die Verlässlichkeit einer statistischen Methode beeinträchtigen, müssen auch dann ausgemerzt werden, wenn man Validitätsmängel - d. h. Mängel im Idealtypus und in der Operationalisierung - nicht vermeiden kann.

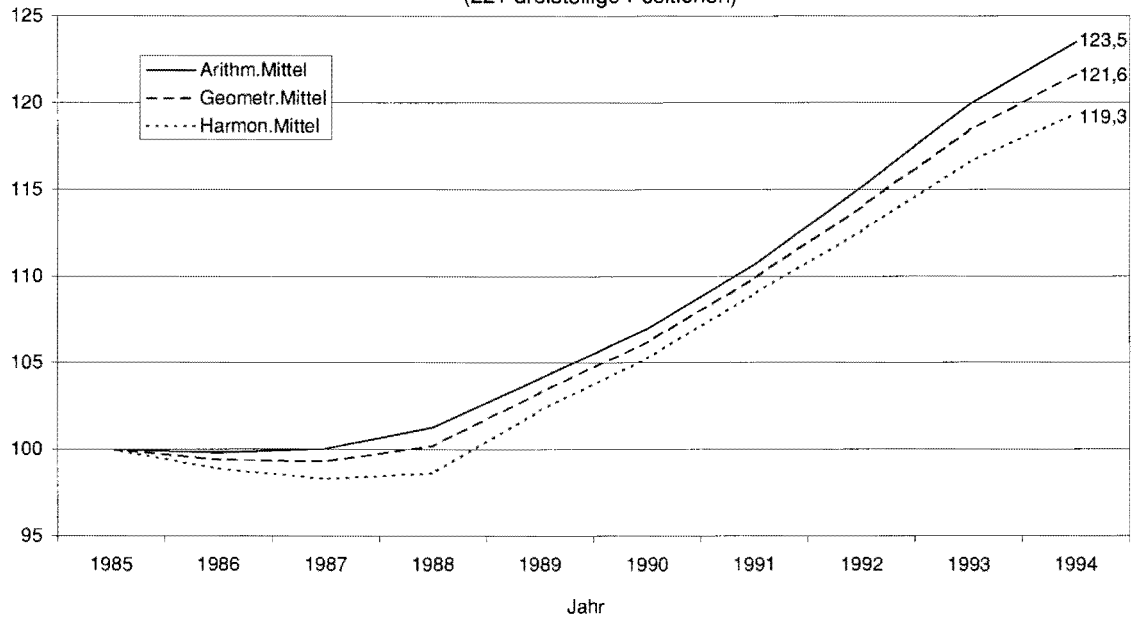
Herr Hoffmann hat sich zweifellos das Verdienst erworben, mit seiner Untersuchung solchen Verbesserungen den Weg geebnet zu haben.

Literaturverzeichnis

- Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (M. Boskin, E. Dulberger, R. Gordon, Z. Griliches, D. Jorgenson) (1996) *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living*. Final Report to the Senate Finance Committee. Washington D.C.: Senate Finance Committee.
- Diewert, W. E., A. O. Nakamura (1993) (Hrsg.) *Essays in Index Number Theory*, Vol. 1. Amsterdam: North-Holland.
- Neubauer, W. (1966) Über die Konstruktion, den Sinn und die Zwecke von Preisindexzahlen. In: A. Blind (Hrsg.) *Umriss einer Wirtschaftsstatistik*. Festgabe für P. Flaskämper, S. 190-215. Hamburg: Verlag Felix Meiner.
- Neubauer, W. (1996) *Preisstatistik*. München: Verlag Vahlen.
- Pollak, R. A. (1989) *The Theory of the Cost-of-Living Index* (1989). New York, Oxford: Oxford University Press.

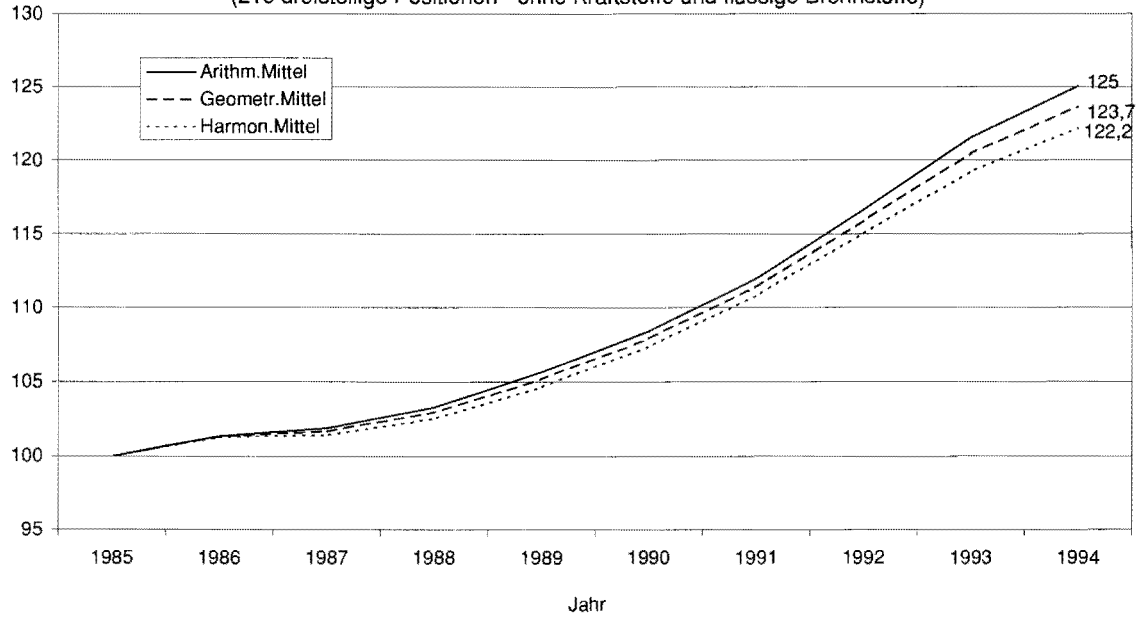
Index
1985=100

Preisindex für die Lebenshaltung (alle privaten Haushalte)
1985er Gewichtungsschema, verschiedene Mittelwertformen
(221 dreistellige Positionen)



Index
1985=100

Preisindex für die Lebenshaltung (alle privaten Haushalte)
1985er Gewichtungsschema, verschiedene Mittelwertformen
(219 dreistellige Positionen - ohne Kraftstoffe und flüssige Brennstoffe)



Die Behandlung von Qualitätsänderungen im Preisindex für die Lebenshaltung

Johann Szenzenstein*)

* Johann Szenzenstein, Leiter der Gruppe Preise, Statistisches Bundesamt, 65180 Wiesbaden.
Der hier veröffentlichte Beitrag spiegelt die persönliche Auffassung des Autors und nicht
notwendigerweise die des Statistischen Bundesamtes wider.

I. Einführung

Es ist keine Übertreibung zu behaupten, daß das „Qualitätsproblem“ schon immer das herausragende Problem der Preisstatistik war, auch wenn es von den Statistiknutzern lange Zeit nicht als solches wahrgenommen wurde.

Was das Interesse der Statistiknutzer betrifft, hat sich dies in den letzten zwei Jahren schlagartig geändert. Im Dezember 1996 hat eine vom Finanzausschuß des US-Senats eingesetzte, hochrangig besetzte Expertenkommission, unter dem Vorsitz von Prof. M. Boskin, ein Gutachten über Meßfehler im amerikanischen Verbraucherpreisindex veröffentlicht, das in den USA zu einer z. T. heftigen und kontroversen Diskussion über Probleme der Preismessung geführt hat.¹ Dieses Gutachten hat weltweit große Beachtung gefunden und hat die Deutsche Bundesbank veranlaßt, auch den deutschen Verbraucherpreisindex auf den Prüfstand zu stellen. Hoffmann hat in seiner Studie „Probleme der Inflationsmessung in Deutschland“ Fehler der Preisstatistiker bei der Ausschaltung von Qualitätsänderungen als wichtigste Ursache für die systematische Überzeichnung der tatsächlichen Teuerung durch den amtlichen Verbraucherpreisindex ausgemacht.² Er schätzt, daß rund zwei Drittel des Gesamtfehlers von rund $\frac{3}{4}$ Prozentpunkten, also $\frac{1}{2}$ Prozentpunkt, auf das Konto des „Qualitätsfehlers“ gehen. Seine Einschätzung steht im Einklang mit den Schlußfolgerungen der Boskin-Kommission; diese hatte festgestellt, daß der amtliche amerikanische Verbraucherpreisindex die tatsächliche Teuerung um etwa 1,1 Prozentpunkte pro Jahr übertreibt, und beziffert den Fehler bei der akkuraten Messung von Qualitätsänderungen einschließlich der Fehler bei der Einbeziehung neuer Güter (diese beiden Fehler können in der statistischen Praxis oft nur schwer auseinandergehalten werden) auf 0,6 Prozentpunkte.

Es ist jedoch Vorsicht geboten, aus dieser Übereinstimmung der beiden Studien einen Plausibilitätsbeweis für die Zuverlässigkeit der Schätzungen zu sehen. Obwohl Hoffmann für die Abschätzung des Qualitätsfehlers aufgrund einer wesentlich schlechteren Datenlage

¹ Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (1996).

² Hoffmann (1998).

einen anderen Weg wählen mußte als die Boskin-Kommission, weist seine Studie dieselbe Schwachstelle auf wie das Boskin-Gutachten. Für beide Studien lagen nämlich keine zuverlässigen Informationen über das Ausmaß der im jeweiligen Verbraucherpreisindex vorgenommenen Qualitätsbereinigungsmaßnahmen sowie deren Auswirkungen auf die nachgewiesene Preissteigerungsrate vor. So war insbesondere Hoffmann gezwungen, mit Annahmen über die diesbezügliche Praxis der amtlichen deutschen Preisstatistik zu arbeiten; so mußte er unterstellen, daß die bis Ende 1996 geltenden Richtlinien an die Preiserheber für die Behandlung von Qualitätsänderungen immer korrekt umgesetzt wurden. Diese Annahme ist natürlich unrealistisch; in der statistischen Praxis dürfte es sogar relativ häufig zu einer fehlerhaften Anwendung der Richtlinien gekommen sein (dies war auch ein Grund - neben den Vorgaben zu den Mindeststandards der Qualitätsbereinigung beim harmonisierten Verbraucherpreisindex - dafür, daß ab Januar 1997 neue Richtlinien eingeführt wurden). Dadurch weist die Abschätzung Hoffmanns zum Qualitätsfehler - zumindest in Bezug auf seine Größe - zwangsläufig ein relativ hohes Maß an Unsicherheit auf.

Daß eine gewisse Vorsicht gegenüber dem geschätzten Qualitätsfehler angebracht ist, hat der Fortgang der Diskussion in den USA gezeigt. Das Bureau of Labour Statistics (BLS), das für die Berechnung des amerikanischen Verbraucherpreisindex verantwortlich ist, hat inzwischen Informationen über die rechnerischen Auswirkungen der in der statistischen Praxis vorgenommenen Qualitätsbereinigungen auf die nachgewiesenen Preissteigerungen vorgelegt.³ Danach hat das BLS im Jahr 1995 im Durchschnitt aller im US-Verbraucherpreisindex beobachteten Konsumgüter (ohne die Wohnungsnutzung) eine Qualitätsverbesserung von 1,76 Prozent festgestellt, die als unechte Preissteigerung aus den beobachteten Preisen herausgerechnet wurde. Wenn man für den deutschen Verbraucherpreisindex einen ähnlichen Qualitätseffekt unterstellen könnte, dann hätte sich bei der von Hoffmann unterstellten durchschnittlichen Qualitätsverbesserung von jährlich 1,0 Prozent eine negativer Qualitätsfehler von - 0,76 Prozentpunkten ergeben, also eine entsprechende Unterschätzung der wahren Teuerung.

³ Moulton/Moses (1997).

Diese rein spekulative Überlegung zeigt, wie wichtig es ist, die Diskussion über Qualitätsbereinigungsfehler empirisch abzusichern. Den Beitrag, den die amtliche Statistik hierbei leisten kann, ist die Bereitstellung quantitativer Informationen über die in der statistischen Praxis angewandten Qualitätsbereinigungsverfahren und deren Auswirkung auf die nachgewiesenen Preissteigerungsraten.

Ich werde in meinem Vortrag Ergebnisse einer Sonderauswertung der Einzeldaten der Verbraucherpreisstatistik über die Anzahl der vorgenommenen Qualitätsbereinigungen vorstellen. Zuvor will ich Ihnen jedoch eine ausführliche Beschreibung der in der Praxis der amtlichen deutschen Verbraucherpreisstatistik angewandten Qualitätsbereinigungsverfahren geben.

II. Die Problemstellung

Der Preisindex für die Lebenshaltung wird wie alle anderen Preisindizes in der amtlichen deutschen Statistik als Laspeyres-Index auf fester Basis berechnet. Sein Warenkorb - darunter sind einerseits die für die laufende Preisbeobachtung ausgewählten konkreten Waren und Dienstleistungen, andererseits auch die Gewichte, mit denen die einzelnen Güter in die Indexberechnung eingehen, zu verstehen - wird ca. alle 5 Jahre aktualisiert. Ziel eines solchen Laspeyres-Index ist es, festzustellen, was ein gegenüber der Basisperiode quantitativ und qualitativ unverändertes Güterbündel in der Beobachtungsperiode gekostet hätte. Die Fiktion eines derart konstanten Warenkorbes ist natürlich in der Realität nicht gegeben. In einer dynamischen Volkswirtschaft ändert sich ständig die Qualität der am Markt angebotenen Güter, neue Güter kommen auf den Markt und alte Güter verschwinden. Analoges gilt für die Verkaufsstellen, neue Vertriebsformen erscheinen am Markt und verdrängen die alten. Das bedeutet, daß schon nach relativ kurzer Zeit viele der im Referenzwarenkorb enthaltenen Gütervarianten nicht mehr verfügbar sind und durch neue ersetzt werden müssen. In der Konsequenz des Meßzieles eines Laspeyres-Preisindex, nur „reine“ Preisänderungen nachzuweisen, müssen die Preise für die aktuell am Markt angebotenen Güter um die Qualitätsunterschiede zu den im Referenzwarenkorb enthaltenen Waren und Dienstleistungen bereinigt werden.

Das Ausschalten von Qualitätsänderungen ist ein zweistufiges Problem. In der ersten Stufe geht es darum, Qualitätsänderungen zu erkennen, und in der zweiten Stufe muß der Geldwert des Qualitätsunterschiedes zwischen dem alten und dem neuen Gut bestimmt werden.

III. Wann liegt eine Qualitätsänderung vor?

Eine Qualitätsänderung im Sinne der deutschen Verbraucherpreisstatistik liegt vor, wenn das neue Gut dem Verbraucher einen höheren oder niedrigeren Nutzwert stiftet als das alte. Als Qualität ist also die Summe verschiedener Produkteigenschaften zu verstehen, von denen jede einzelne Einfluß auf den Nutzen des Gutes für den Verbraucher hat. Eine Produkteigenschaft beeinflußt dann den Nutzwert, wenn der Verbraucher bereit ist, für unterschiedliche Merkmalsausprägungen einer Produkteigenschaft (bei Identität aller anderen Qualitätsmerkmale) unterschiedliche Preise zu bezahlen. Wenn also zwei Güter, die sich nur durch eine Produkteigenschaft unterscheiden, zu einem bestimmten Zeitpunkt mit unterschiedlichen Preisen am Markt angeboten werden, kann daraus geschlossen werden, daß diese Produkteigenschaft den Nutzwert beeinflußt. Diese Schlußfolgerung ist jedoch nur zulässig, wenn unterstellt werden kann, daß es sich bei den beobachteten Preisen um Gleichgewichtspreise handelt. Die Modellannahme von Gleichgewichtspreisen (Wettbewerb zwischen den Anbietern, Markttransparenz) sind jedoch in der Praxis nicht immer erfüllt.

Als preisbestimmende Qualitätsmerkmale kommen in Frage:

- a) Die physikalisch-technischen Eigenschaften eines Gutes: Zu diesen Eigenschaften rechnet auch die Marke, die der Verbraucher häufig als Ersatzqualitätsmerkmal für aus seiner Sicht wichtige, aber direkt nicht feststellbare Merkmale wie Haltbarkeit und Reparaturanfälligkeit ansieht.
- b) Die Vertriebsform der Berichtsstelle, in der der Preis erhoben wird: Ein bestimmtes Produkt wird in den verschiedenen Geschäftskategorien (Fachgeschäft, Warenhaus, Verbrauchermarkt usw.) in der Regel zu unterschiedlichen Preisen verkauft. Der Verbraucher nimmt diese Unterschiede hin, weil von den einzelnen Geschäftstypen zusammen mit einer Ware ein unterschiedlich zusammengesetztes Bündel an Dienst-

leistungen, z. B. Beratungsleistungen, Auswahlmöglichkeiten (Sortimentsbreite und -tiefe), unentgeltliche Parkmöglichkeiten usw. verkauft wird.

- c) Sonstige im Kaufvertrag vereinbarte Dienstleistungen: Der Preis eines bestimmten Produktes kann zwischen Geschäften derselben Geschäftskategorie variieren, und zwar, weil bestimmte, zusätzliche Dienstleistungen wie Transport, Aufstellen, Anschließen an vorhandene Leitungen bei einigen Anbietern im Preis enthalten sind, bei anderen nicht.

Für jedes einzelne für die laufende Preisbeobachtung ausgewählte Gut sind also in der Referenzperiode (Basisperiode) alle preisbestimmenden Qualitätsmerkmale zu identifizieren und in die Produktspezifikation aufzunehmen. Ändert sich in den nachfolgenden Perioden die Produktspezifikation, liegt eine Qualitätsänderung vor, und der Geldwert dieser Qualitätsänderung ist rechnerisch aus dem für das neue Produkt gemeldeten Preis zu eliminieren.

IV. Wer muß den Geldwert einer Qualitätsänderung bestimmen?

Die Auswahl der konkreten Waren und Dienstleistungen für die laufende Preisbeobachtung (Preisrepräsentanten) in den Berichtsstellen wird in der deutschen Verbraucherpreisstatistik von den Preiserhebem vorgenommen. Die Preiserheber haben dabei die Anweisung, möglichst diejenige Gütervariante auszuwählen, die in der jeweiligen Berichtsstelle am häufigsten verkauft wird und die voraussichtlich noch längere Zeit im Sortiment bleiben wird. Um eine flexible Auswahl des jeweiligen „Verkaufsschlagers“ zu ermöglichen, wird den Preiserhebem absichtlich keine präzise, sondern eine eher weit gefaßte Produktbeschreibung vorgegeben. So lautet z. B. die Beschreibung für die Erhebungsposition „Waschmaschine“: Waschvollautomat für 4-5 kg Trockenwäsche. Die Preiserheber müssen entsprechend dieser Vorgabe in jeder Berichtsstelle das jeweils am meisten verkaufte Modell auswählen und eine detaillierte Beschreibung des ausgewählten Modells in die Erhebungsunterlagen aufnehmen, z. B. „Modell X des Herstellers Y (einschl. Modellnummer), Frontlader, mit 7 Waschprogrammen, Wasserverbrauch 49 Liter, Stromverbrauch 1,1 kWh, Schleuderleistung 500 - 1300 Umdrehungen pro Minute“.

Mit der Auswahl des jeweiligen Verkaufsschlagers verbindet sich die Hoffnung, die Anzahl der Qualitätswechsel relativ niedrig halten zu können, da diese Modelle in der Regel noch längere Zeit am Markt angeboten werden dürften. Diese flexible Festlegung der Preisrepräsentanten hat vor allem aber den Vorteil, daß viele unterschiedliche Gütervarianten, die unterschiedliche Marktsegmente abdecken, in die Stichprobe gelangen. Dadurch kann ein höheres Maß an Repräsentativität erreicht werden als bei einer zentralen, bundesweit einheitlichen Festlegung der Preisrepräsentanten.

Bei einer dezentralen Festlegung der Preisrepräsentanten durch die Preiserheber macht es Sinn, diese auch bei der Ausschaltung von Qualitätsänderungen zu beteiligen. Dies gilt insbesondere für den ersten Schritt, nämlich das Erkennen von Qualitätsänderungen. In der deutschen Verbraucherpreisstatistik dürfen sich die Preiserheber nicht mit einer mündlichen oder schriftlichen Antwort auf die Frage begnügen, ob eine Qualitätsänderung vorliegt. Sie sollen sich in jedem Einzelfall, und zwar unabhängig davon, ob eine Preisänderung zum Vormonat festgestellt wurde, durch persönliche Augenscheinnahme des ausgewählten Artikels bzw. Modells davon überzeugen, ob eine Qualitätsänderung vorliegt oder nicht. Damit soll das Risiko, Qualitätsänderungen nicht zu erkennen, möglichst niedrig gehalten werden.

Die Preiserheber haben darüber hinaus auch die Aufgabe, den Geldwert einer Qualitätsänderung zu bestimmen. Sie sollen hierzu in jedem Fall eine Einschätzung der Berichtsstelle über den Geldwert einer Qualitätsänderung einholen. Die Preiserheber müssen dabei jede einzelne Qualitätsänderung gemäß einer vom Statistischen Bundesamt vorgegebenen Arbeitsanleitung dokumentieren, damit ihre Entscheidungen von den Produktexperten in den Statistischen Landesämtern überprüft und ggf. korrigiert werden können.

Eine Bewertung der Qualitätsänderungen durch die Preiserheber hat Vorteile gegenüber einer zentralen Bestimmung des Geldwertes durch Produktexperten in den Statistischen Ämtern, aber auch Nachteile. Da die einzelnen Produkteigenschaften von den Konsumenten häufig unterschiedlich bewertet werden, kann eine entsprechend unterschiedliche Beurteilung einer Qualitätsänderung durch die Preiserheber, die ja auch Konsumenten sind, als repräsentatives Urteil der Konsumenten angesehen werden. In solchen Fällen dürfte die Gefahr einer systematischen Fehleinschätzung bei der Übertragung dieser Aufgabe an einen oder einige wenige Produktexperten höher einzuschätzen sein. Produktexperten ver-

fügen dagegen in der Regel über bessere warenkundliche Kenntnisse, was insbesondere bei der Bewertung von Qualitätsänderungen bei technisch komplexen Gebrauchsgütern vorteilhaft ist. Andererseits können Preiserheber besser die warenkundlichen Kenntnisse des Verkaufspersonals in den Berichtsstellen nutzen.

In vielen Ländern, darunter auch in den USA, werden die Produktkenntnisse höher bewertet: Dort wird deshalb konsequenterweise die Bewertung von Qualitätsänderungen im Regelfall an zentraler Stelle durch Produktexperten vorgenommen. In Deutschland ist das der Ausnahmefall, nämlich nur bei solchen Gütern, deren Preise zentral vom Statistischen Bundesamt erhoben werden; die wichtigsten zentralen Erhebungspositionen sind die Versandhandelswaren, die (neuen) Personenkraftwagen, die Post- und Telekommunikationsdienstleistungen, die überregionalen Verkehrsdienstleistungen, die Dienstleistungen der Versicherungen sowie ausgewählte Güter für die Gesundheit.

V. Welche Qualitätsbereinigungsverfahren werden in der deutschen Praxis angewandt?

Offensichtlich ist unter den Nutzern der Verbraucherpreisstatistik folgende Auffassung weitverbreitet: Es gibt viel mehr Qualitätsverbesserungen als Qualitätsverschlechterungen und die Statistischen Ämter unternehmen nur wenig, um diese Qualitätsverbesserungen aus der Preismessung auszuschalten.

Tatsache ist jedoch, daß in der Praxis der deutschen Verbraucherpreisstatistik viele Qualitätsbereinigungen vorgenommen werden. Dabei werden gegenwärtig folgende Verfahren angewandt:

a) Die Verkettung im überlappenden Zeitraum

Wenn die alte und die neue Gütervariante für eine oder mehrere Perioden gleichzeitig verfügbar sind, kann deren Preisunterschied im Überlappungszeitraum als Schätzwert für den Geldwert des Qualitätsunterschiedes verwendet werden.

Dieses Verfahren ist jedoch nur angemessen, wenn unterstellt werden kann, daß es sich bei beiden Gütervarianten um Gleichgewichtspreise unter Wettbewerbsbedingungen handelt.

Eine solche Gleichgewichtssituation ist gegeben, wenn die Nachfrage nach beiden Produkten als stabil angesehen werden kann. Hat sich aber bereits eine massive Verschiebung der Nachfrage zugunsten des neuen Produkts ergeben und das alte Produkt kann nur noch zu Ausverkaufspreisen abgesetzt werden, darf dieses Qualitätsbereinigungsverfahren nicht mehr eingesetzt werden. In der statistischen Praxis ist es sehr schwierig, eine Gleichgewichtssituation zu erkennen. Es setzt voraus, daß die Preiserheber sich ständig über die Entwicklung der einzelnen Gütermärkte informieren.

In der Praxis werden die meisten Qualitätsänderungen erst entdeckt, wenn ein bisher beobachtetes Produkt in einer Berichtsstelle nicht mehr gefunden wird, so daß die Preise für die alte und die neue Variante nicht gleichzeitig verfügbar sind. Bei solchen Zwangssubstitutionen werden in der Verbraucherpreisstatistik zwei Fälle unterschieden, der Sortimentswechsel und der Modellwechsel.

Beim Sortimentswechsel wird das bisher beobachtete Produkt zwar aus dem Sortiment einer ausgewählten Berichtsstelle genommen, dieses Produkt wird aber noch weiterhin hergestellt und nach wie vor in anderen Einzelhandelsgeschäften mit unveränderten Produkteigenschaften angeboten. Bei einem solchen Sortimentswechsel soll eine Variante der Verkettung im überlappenden Zeitraum angewandt werden; und zwar wird der Preisunterschied zwischen dem alten und neuen Produkt in solchen Berichtsstellen, in denen noch beide Produktvarianten angeboten werden, vom Marktpreis des neuen Produktes in der Berichtsstelle, die nur das neue Produkt verkauft, abgezogen.

Ein Modellwechsel liegt vor, wenn das alte Produkt nicht mehr oder nur noch kurzfristig, oft zu Ausverkaufspreisen, am Markt angeboten wird. Der Modellwechsel ist der in der Praxis am häufigsten vorkommende Fall einer Qualitätsänderung: Für die Schätzung des Geldwertes des Qualitätsunterschiedes zwischen dem alten und dem neuen Modell wird in der Praxis eines der drei nachfolgend beschriebenen Schätzverfahren angewandt.

b) Der direkte Vergleich

Die Preiserheber sind aufgefordert, für das alte Produkt ein qualitativ möglichst ähnliches Nachfolgeprodukt auszuwählen.

Wenn nur ein geringfügiger Qualitätsunterschied zwischen dem alten und dem neuen Modell festgestellt wird, werden die Preise direkt miteinander verglichen. Bei diesem Verfahren wird der Preisunterschied also in vollem Umfang der Inflation zugerechnet. In der deutschen Verbraucherpreisstatistik werden z. B. kleinere modische Änderungen oder Änderungen im Design einer Ware als geringfügige Qualitätsänderungen angesehen.

c) Die Verkettung (ohne überlappenden Zeitraum)

Unterscheiden sich das alte und das neue Modell in mehreren wichtigen Produkteigenschaften, wird der Preisunterschied in vollem Umfang der Qualitätskomponente zugerechnet. Das neue Produkt wird dementsprechend so in den Index eingeführt, daß der Index keine Preisveränderung gegenüber dem Vormonat aufweist.

Die Verkettung kommt insbesondere dann in Frage, wenn eine grundlegende Modellüberarbeitung, ggf. in Verbindung mit der Einführung neuer Produkteigenschaften, vorgenommen wurde, nicht jedoch bei einer sogenannten "Modellpflege".

Muß für eine ausgefallene Berichtsstelle eine Ersatzberichtsstelle ausgewählt werden, die nicht demselben Geschäftstyp zuzurechnen ist, wird ebenfalls dieses Qualitätsbereinigungsverfahren angewandt; analoges gilt für einen Markenwechsel.

d) Direkte Schätzung des Geldwertes der Qualitätsänderung

Wenn die dem Preiserheber vorliegenden Informationen die Schlußfolgerung zulassen, daß hinter einem Modellwechsel auch eine echte Preisänderung versteckt wurde, muß der DM-Wert der Qualitätsveränderung direkt geschätzt werden. In einigen (wenigen) Fällen kann dies durch eine sogenannte "Ausstattungsbereinigung" erfolgen. Wenn nämlich bei einem Modellwechsel das neue Modell serienmäßig Bauteile enthält, die beim alten Modell nur optional gegen Aufpreis zu erhalten waren, z. B. Airbag oder ABS bei einem PKW, kann dieser Aufpreis als Geldwert der serienmäßigen Zusatzausstattung verwendet werden. Ein vergleichbarer Fall ist gegeben, wenn beim neuen Modell zusätzliche Dienstleistungen, z. B. Transport und Aufbau von Möbelstücken, bereits im Kaufpreis enthalten sind, diese früher aber extra bezahlt werden mußten.

Relativ häufig wird von den Preiserhebern beim warenkundlich geschulten Verkaufspersonal einer Berichtsstelle eine Schätzung des Geldwertes einer Qualitätsänderung erfragt. Wenn Zweifel über die von den Berichtsstellen genannten Schätzwert vorliegen, wird den Preiserhebern empfohlen, jeweils die Hälfte des Preisunterschiedes zwischen dem alten und dem neuen Produkt der Qualitäts- und der Preiskomponente zuzuordnen.

VI. Mögliche Fehler bei der Ausschaltung von Qualitätsänderungen

a) Nicht entdeckte Qualitätsänderungen

Viele kritische Nutzer der Preisstatistik argwöhnen, daß die meisten Qualitätsänderungen in der Praxis der amtlichen Statistik nicht entdeckt werden, und da es sich dabei ihrer Meinung nach zumeist um Qualitätsverbesserungen handelt, übertreibe der amtliche Verbraucherpreisindex die wahre Teuerung in nicht unerheblichem Ausmaß. Diese Vermutung ist nicht zutreffend. Den Preiserhebern liegt in der Regel eine detaillierte Güterbeschreibung vor, die für viele Güter, insbesondere für die langlebigen Gebrauchsgüter, auch die Modellnummer enthält. So dürften zumindest bei diesen Gütern Qualitätsänderungen kaum unerkannt bleiben. Auch bei den eher unproblematischen Waren des täglichen Bedarfs, z. B. bei Nahrungsmitteln und Getränken oder bei Hygieneartikeln, ist die Gefahr nicht erkannter Qualitätsänderungen eher gering. Die Preiserheber sind nämlich verpflichtet, jeden Monat durch Augenscheinnahe aller ausgewählter Preisrepräsentanten in den Berichtsstellen die Konstanz der preisbestimmenden Merkmale zu überprüfen. Auch wenn es bei diesen Gütern unentdeckte Qualitätsänderungen in größerer Zahl geben sollte, wäre keine systematische Überzeichnung der Teuerung zu erwarten, da sich bei den Gütern des täglichen Bedarfs Qualitätsverbesserungen und Qualitätsverschlechterungen in etwa die Waage halten dürften.

Die Wahrscheinlichkeit, daß eine Qualitätsänderung nicht entdeckt wird, ist bei den Dienstleistungen noch am größten. Bei komplexen Dienstleistungen, z. B. bei den Dienstleistungen der Ärzte oder bei den Telekommunikationsdienstleistungen, dürfte dies infolge des großen technologischen Fortschrittes zu einer Überschätzung des „wahren“ Preisanstieges führen. Aber auch bei diesen Dienstleistungen können den vermutlich überwiegenden Qualitätsverbesserungen, z. B. bessere Sprachqualität beim Telefonieren im

Festnetz, durchaus auch Qualitätsverschlechterungen, z. B. Verschlechterung des Kundendienstes bei Störungen im Endgerät, gegenüberstehen. Bei den einfachen Dienstleistungen, wie Friseurleistungen, Schuhreparaturen usw. oder bei den künstlerischen Leistungen (Theater, Oper) dürften die nicht erkannten Qualitätsänderungen hingegen nicht zu einer systematischen Über- oder Unterzeichnung der Teuerungsrate führen.

Bei den Wohnungsmieten ist sogar eher von einer systematischen Unterzeichnung des tatsächlichen Preisanstieges auszugehen, da hier Qualitätsverbesserungen infolge baulicher Maßnahmen in der Regel erkannt und auch aus den gemeldeten Mieten rechnerisch eliminiert werden, während die schleichenden Qualitätsverschlechterungen infolge der Alterung des Gebäudes nicht herausgerechnet werden.

b) Mögliche Fehler bei der Festlegung des Geldwertes einer Qualitätsänderung

Bei komplexen Produkteigenschaften eines Gutes ist es naturgemäß sehr schwierig, den Geldwert einer Qualitätsänderung zu bestimmen. Dies hat zur Konsequenz, daß auch bei größter Anstrengung Fehler nicht vermieden werden können. Hoffmann stellt in seiner Studie (S. 72) fest: „Niemand unter den Sachverständigen würde daher wohl behaupten wollen, die Indizes für einzelne Güter gäben die Preisentwicklung Monat für Monat „richtig“ wieder. Darauf kommt es aber auch gar nicht so sehr an. Es wäre ausreichend, wenn die Preisadjustierungen für Qualitätsänderungen im Durchschnitt zutreffen, oder anders ausgedrückt, wenn kein systematischer „Fehler“ („Bias“) auftritt“. Dieser Auffassung kann vernünftigerweise nicht widersprochen werden. Die in der amtlichen Statistik angewandten, pauschalen Verfahren zur Ausschaltung von Qualitätsänderungen geben demzufolge nur dann Anlaß zu Besorgnis, wenn der Verdacht besteht, daß die im Einzelfall häufig nicht vermeidbaren Fehler bei der Qualitätsbestimmung in der überwiegenden Mehrzahl der Fälle dasselbe Vorzeichen aufweisen.

Die Verkettung im überlappenden Zeitraum, mit der zumindest theoretisch der Geldwert einer Qualitätsänderung exakt bestimmt werden kann, kann in der Praxis nur selten adäquat eingesetzt werden, weil, wie bereits erwähnt, den Preisermittlern nur in wenigen Fällen die hierfür notwendigen Informationen über die Entwicklung der einzelnen Gütermärkte rechtzeitig vorliegen. Es besteht dabei vor allem die Gefahr, daß zu spät verkettet wird, und

es sich also in Wirklichkeit um eine Verkettung ohne überlappenden Zeitraum handelt. Hoffmann vermutet in diesen Fällen eine Überzeichnung der Preisentwicklung, obwohl der gesamte Preisunterschied zwischen dem alten und neuen Modell als Qualitätsverbesserung herausgerechnet wird. Er unterstellt: „Ein Produkt kann ein Konkurrenzmodell letztendlich nur durch ein überlegeneres Preis- und Leistungsverhältnis vom Markt verdrängen. Wenn also ein Produkt an Marktanteil gewinnt und ein anderes verliert, dann muß das Marktanteile gewinnende Produkt im Urteil der Konsumenten überlegen sein“ (S. 61).

Diese Vermutung ist plausibel, und zwar bei substantiellen Qualitätsverbesserungen. Häufig wird jedoch im Zusammenhang mit einem Modellwechsel, bei dem eine grundlegende Modellüberarbeitung vorgenommen wurde, das alte Modell zu stark reduzierten Preisen verkauft. Wenn mit solchen Ausverkaufspreisen verkettet wird, kann dies auch zu einer starken systematischen Verzerrung der Preisentwicklung nach unten führen, insbesondere wenn im Zusammenhang mit einem Modellwechsel regelmäßig eine Ausverkaufsaktion durchgeführt wird.

Auch wenn keine Ausverkäufe stattfinden, kann es bei einer Verkettung (mit oder ohne überlappenden Zeitraum) zu einer Überschätzung des Qualitätseffektes kommen, und zwar insbesondere dann, wenn bei einem Modellwechsel nur kleinere Änderungen, z. B. modische Änderungen oder Änderungen im Design, vorgenommen werden („Modellpflege“). In Zeiten allgemeiner Preissteigerungen werden nämlich die Hersteller und die Einzelhändler versuchen, eine Preiserhöhung möglichst im Zusammenhang mit einem Modellwechsel durchzusetzen. Und zwar sowohl aus absatzstrategischen Gründen, nämlich um die echte Preiserhöhung hinter dem Modellwechsel zu verstecken, als auch aus Kostengründen.

Bei der direkten Schätzung des Geldwertes einer Qualitätsänderung können Fehler in beiden Richtungen gemacht werden, der Qualitätseffekt kann über-, aber auch unterschätzt werden. Das Risiko einer Überschätzung des Geldwertes eines Qualitätswechsels ist insbesondere bei einer „Ausstattungsberreinigung“ gegeben. Die Anwendung dieses Verfahrens ist immer dann problematisch, wenn sich nur wenige Käufer beim alten Produkt für ein optionales Ausstattungsmerkmal entschieden hatten oder wenn stark nachgefragte Merkmale nur zusammen mit weniger begehrten als „Ausstattungspaket“ gekauft werden konnten.

Wenn die alte und die neue Gütervariante direkt miteinander verglichen werden, obwohl eine kleine Qualitätsänderung festgestellt wurde, kann im Einzelfall der Qualitätsfehler ebenfalls sowohl ein positives als auch ein negatives Vorzeichen aufweisen. Aber wenn man der Meinung ist, daß Qualitätsverbesserungen in der Realität überwiegen, kann eine häufige Anwendung dieses Qualitätsbereinigungsverfahrens über einen längeren Zeitraum hinweg zu einer nicht vernachlässigbaren Überzeichnung der tatsächlichen Preisentwicklung führen. Die Gefahr einer systematischen Überzeichnung der Teuerungsrate ist noch am größten, wenn Qualitätsverbesserungen mit Preisstabilität oder sogar mit Preisrückgängen einhergehen, was bei innovativen Produkten (oft genanntes Beispiel: der PC) häufiger vorkommen kann. In solchen Fällen kann in der Praxis im Normalfall nur die Methode des direkten Vergleichs angewandt werden. D. h., die Qualitätsverbesserung bleibt in vollem Umfang unberücksichtigt. Zusammenfassend kann man feststellen, daß das Vorzeichen des Qualitätsfehlers, zumindest in Zeiten mittlerer und stärkerer allgemeiner Preissteigerungen, a priori nicht bekannt ist.

VII. Quantitative Darstellung der in der Praxis vorgenommenen Qualitätsbereinigungen

Alleine aus der Kenntnis der in der statistischen Praxis angewandten Qualitätsbereinigungsverfahren heraus können also keine gesicherten Aussagen über Richtung und Ausmaß eines Qualitätsfehlers gemacht werden; hierzu bedarf es quantitativer Informationen über die in der Praxis durchgeführten Qualitätsbereinigungsmaßnahmen und deren Auswirkung auf die nachgewiesene Teuerungsrate. Da in der deutschen Verbraucherpreisstatistik monatlich rund 400 000 Preisreihen beobachtet werden, können entsprechende empirische Studien nur DV-gestützt vorgenommen werden. Die Voraussetzungen hierfür, nämlich die Übernahme der im Zusammenhang mit einer Qualitätsänderung vorliegenden Informationen auf elektronische Datenträger, konnten erst mit der Einführung des europäischen Harmonisierten Verbraucherpreisindex (ab Januar 1997) geschaffen werden; allerdings konnten die zentral erhobenen Preisreihen (rd. 90 000 pro Monat) bisher noch nicht mitberücksichtigt werden.

Das Statistische Bundesamt hat im Rahmen der Erstellung von Kontrollstatistiken über die Einhaltung der Vorgaben zum europäischen Harmonisierten Verbraucherpreisindex eine

Auswertung des Einzelmaterials der Verbraucherpreisstatistik vorgenommen. Ziel dieser Auswertung war es in erster Linie, verbotene oder unerwünschte Praktiken der Qualitätsbereinigung zu entdecken und ggf. durch eine Änderung bzw. eine Präzisierung der Arbeitsanweisungen an die Preiserheber abzustellen. In den Tabellen 1 und 2 sind einige aggregierte Ergebnisse dieser Sonderauswertung dargestellt.

Aus Tabelle 1 wird ersichtlich, daß im zweiten Halbjahr 1997 bei knapp 1 Prozent der monatlichen Preismeldungen eine Qualitätsänderung registriert wurde. Diese monatliche Austauschquote fällt erwartungsgemäß für die einzelnen Gütergruppen sehr unterschiedlich aus. Die höchste Austauschquote mußte infolge des regelmäßigen Wechsels von Sommer- und Winterkollektion in der Gütergruppe „Bekleidung, Schuhe“ hingenommen werden, während sie in den Gütergruppen „Verkehr“, „Hotels, Cafés und Restaurants“, bei denen zahlenmäßig jeweils die Dienstleistungen dominieren, um ein vielfaches niedriger ausfiel.

Im Vergleich mit der monatlichen Austauschquote im US-Verbraucherpreisindex (1995: ca. 3,90 % von 80 000 Preisreihen) liegt sie im deutschen Verbraucherpreisindex signifikant niedriger. Bei diesem Vergleich ist jedoch große Vorsicht geboten. Die relativ niedrige deutsche Substitutionsquote muß nicht bedeuten, daß in Deutschland der größte Teil der Qualitätsänderungen von den Preiserhebern nicht erkannt wird. Es kommen auch andere Ursachen in Frage, z. B. das unterschiedliche Vorgehen bei der Auswahl der Preisrepräsentanten. Beim deutschen Verbraucherpreisindex wird, wie bereits erwähnt, aus einer weit gefaßten Güterbeschreibung das in der jeweiligen Berichtsstelle am häufigsten verkaufte Produkt für die Preisbeobachtung ausgewählt. Beim US-Verbraucherpreisindex können nicht nur die jeweiligen Verkaufssrenner, sondern auch solche Gütervarianten in die Stichprobe kommen, die eher dem Randsortiment einer Berichtsstelle zuzuordnen sind; dabei muß zwangsläufig eine höhere Substitutionsquote in Kauf genommen werden. Als weitere Ursache kommt auch eine unterschiedliche Zusammensetzung der Stichprobe in Frage: nämlich relativ viele Preisrepräsentanten bei Gütergruppen mit eher seltenen Qualitätsänderungen sowie kleine Stichproben bei Gütern mit häufigem Modellwechsel im deutschen Verbraucherpreisindex und umgekehrt im US-Verbraucherpreisindex. Es fällt auch auf, daß das BLS bei zwei Drittel der im Jahr 1995 notwendig gewordenen Substitutionen die Methode des „direkten Vergleichs“ angewandt, also die Preisreihe mit dem unkorrigierten Preis des neuen Gutes weitergeführt hat; in diesen Fällen lag eine Änderung der Produktionsbeschreibung vor, die aber nicht als Qualitätsänderung bewertet wurde.

Aus Tabelle 1 geht auch hervor, daß die Preiserheber bei der Schätzung des Geldwertes der Qualitätsänderungen keineswegs ausschließlich die beiden extremen Qualitätsbereinigungsverfahren angewandt haben, nämlich die „Verkettung“ und den „direkten Vergleich“. Bei knapp der Hälfte aller Qualitätsänderungen (Summe aus den Spalten 5 bis 7) wurde der Geldwert der Qualitätsänderung explizit geschätzt.

Wie Tabelle 2 zeigt, kann das Verfahren der Verkettung im überlappenden Zeitraum in der Praxis nur relativ selten eingesetzt werden. In nur 4 Prozent aller Qualitätsänderungen wurde ein gezielter Austausch eines Produktes mit abnehmender Marktbedeutung gegen ein neues Produkt mit steigender Nachfrage vorgenommen. D. h., die Preiserheber sind mit der Aufgabe einer vorausschauenden Marktbeobachtung offensichtlich überfordert.

Welches Fazit kann aus der vorliegenden Auswertung gezogen werden? Sie liefert wichtige Informationen zur Aufdeckung grob unplausibler Praktiken bei der Bereinigung von Qualitätsänderungen sowie zu deren Abstellung. Sie bietet aber nur wenig Erkenntnisse über das Vorzeichen oder gar die Größenordnung eines Qualitätsfehlers.

Hierfür wären weiterführende Untersuchungen notwendig. Denkbar wäre die Berechnung eines impliziten Qualitätsindex (IQI), der als durchschnittlicher Qualitätseffekt über alle Güter hinweg definiert ist. Bei der Berechnung eines IQI sind verschiedene Ansätze möglich, und zwar sowohl bezüglich des Aggregationsverfahrens - bei einem additiven Ansatz werden Qualitätsverbesserungen und Qualitätsverschlechterungen unterschiedlich bewertet, bei einem logarithmischen Ansatz dagegen gleich - als auch im Hinblick auf den Ausschluß sehr großer Qualitätseffekte aus der Berechnung. Eine solche Extremwertbereinigung kann sinnvoll sein, um Fälle auszuschließen, wo es dem Preiserheber nicht möglich ist, bei einem Ausfall einer Preismeldung (Sortimentswechsel) ein ähnliches Nachfolgeprodukt zu finden und deshalb der Qualitätseffekt sehr groß ausfällt. Das BLS hat für den US-Verbraucherpreisindex mehrere Varianten eines IQI berechnet. Die Spannweite der Ergebnisse reichte dabei für das Jahr 1995 von 1,76 Prozentpunkten (additiver Ansatz ohne Extremwertbereinigung) bis zu 0,28 Prozentpunkten (logarithmischer Ansatz mit Extremwertbereinigung). Das Ergebnis eines IQI hängt aber nicht nur vom gewählten Rechenverfahren ab, sondern auch vom Vorgehen bei der Auswahl der Preisrepräsentanten. So kann bei der Auswahl des jeweils am häufigsten verkauften Produktes in einer Berichtsstelle eine sehr viel niedrigere Substitutionsrate und damit auch ein entsprechend

niedrigerer IQI erwartet werden als bei einer zentralen Festlegung der Preisrepräsentanten. Es könnte deshalb einen Sinn machen, die durch Abnutzung der Stichprobe (Berichtsstellenwechsel) hervorgerufenen Qualitätseffekte aus der Berechnung eines IQI auszuschließen.

Bei der Interpretation eines IQI gibt es ein weiteres Problem. Es kann durchaus sein, daß die Preiserheber bei einem Modellwechsel ein anderes Ersatzprodukt auswählen als die Verbraucher. Wenn die Verbraucher infolge steigender bzw. sinkender Realeinkommen systematisch auf qualitativ bessere bzw. schlechtere Ersatzprodukte umsteigen, die Preiserheber aber nicht, ist der IQI kein geeigneter Maßstab für die durchschnittliche Verbesserung der Qualität der Konsumgüter in der Wirtschaft. Das Statistische Bundesamt ist aufgrund dieser Probleme bei der Interpretation der Ergebnisse von impliziten Qualitätsindizes der Auffassung, daß sie zwar inhaltliche Informationen über Änderungen der statistischen Praxis im Zeitablauf liefern können, daß sie aber sowohl für internationale Vergleiche von Qualitätseffekten (z. B. im Rahmen der Überwachung der Einhaltung der Vorgaben zum europäischen harmonisierten Verbraucherpreisindex) als auch für die Abschätzung eines Qualitätsfehlers nur sehr eingeschränkt tauglich sind.

VIII. Was können Hedonic-Techniken zur Lösung des Qualitätsproblems beitragen?

Die in der Praxis der deutschen Verbraucherpreisstatistik angewandten Qualitätsbereinigungsverfahren können keine völlig zufriedenstellenden Ergebnisse garantieren, und für einige wichtige Güter sind die Ergebnisse höchst unbefriedigend. Das trifft insbesondere für komplexe „hightech“-Güter, wie PC, Geräte der Unterhaltungselektronik, optische Geräte und Personenkraftwagen zu. Bei diesen Gütern werden mindestens einmal im Jahr neue, oft technisch erheblich verbesserte Modelle auf den Markt gebracht, wobei nicht selten die neuen Modelle billiger sind als die alten.

Eine Möglichkeit, bei diesen Gütern zu einer besseren Einschätzung der Qualitätseffekte zu kommen, bietet die Anwendung sogenannter Hedonic-Techniken. Diese regressionsanalytischen Verfahren gehen davon aus, daß man ein Gut in elementare, qualitätsrelevante Produkteigenschaften zerlegen kann und daß der Preis des Gutes von der Kombination dieser Produkteigenschaften bestimmt wird. Mit Hilfe der Regressionsanalyse werden die implizi-

ten Preise der einzelnen Qualitätsmerkmale geschätzt, die dann wiederum zur Bestimmung des Geldwertes einer Qualitätsänderung oder zur Berechnung eines qualitätskonstanten Preisindex benutzt werden können.

Das Statistische Bundesamt hat 1990 verschiedene Varianten der hedonischen Verfahren am Beispiel eines Preisindex (auf der Erzeugerstufe) für Computer getestet.⁴ Die empirischen Ergebnisse dieses Forschungsprojektes haben gezeigt, daß die Anwendung dieser Methode selbst bei eher unzureichenden Informationen über die Qualitätsmerkmale zu plausibleren Ergebnissen führen kann als die herkömmlichen Verfahren der amtlichen Statistik. Das Forschungsprojekt hat aber auch deutlich gemacht, daß der Aufwand, der bei einer Implementierung dieser Methode in die laufende Indexberechnung zu leisten wäre, sehr hoch anzusetzen ist.

Zum einen muß durch eine permanente wissenschaftliche Tätigkeit die quantitative und qualitative Veränderung der Qualitätseinflußvariablen beobachtet werden. Das weitaus größere Problem ist jedoch die Beschaffung der für die Anwendung der Hedonic-Methode notwendigen umfassenden Informationen über die einzelnen qualitätsrelevanten Produkteigenschaften. Die Datenbeschaffung verursacht nicht nur hohe Kosten bei den statistischen Ämtern, sondern belastet auch die Datenlieferanten in hohem Maße, was zu Akzeptanzproblemen bei den Auskunftgebenden führen könnte. Vor dem Hintergrund des hohen Aufwandes bei der Anwendung von Hedonic-Techniken ist es nicht überraschend, daß sie in der Praxis der statistischen Ämter bisher nur sehr selten, und wenn, dann nur bei wenigen Gütern eingesetzt werden.

Der zögerliche Einsatz hedonischer Verfahren in der laufenden Indexberechnung hat noch einen weiteren Grund. Wenn bei einem komplexen Gut ein neues Qualitätsmerkmal (z. B. der Seitenairbag für PKWs) erstmalig am Markt angeboten wird, müssen neue Strukturgleichungen getestet werden. Es müssen aber erst genügend Beobachtungen über Verkaufsfälle mit der neuen Produkteigenschaft vorliegen, um hierfür einen zuverlässigen impliziten Preis berechnen zu können. Dies dürfte in der Regel erst nach einem längeren Beobachtungszeitraum möglich sein, wenn klar ist, daß das neue Qualitätsmerkmal von

⁴ Gnos/Minding (1990).

einer ausreichend großen Anzahl von Verbrauchern akzeptiert wird. Wegen der hohen Aktualitätsanforderungen an die Verbraucherpreisstatistik können die statistischen Ämter aber in der Regel nicht so lange warten, bis zuverlässige implizite Preise für neue Produkteigenschaften zur Verfügung stehen.

Schließlich darf nicht vergessen werden, daß auch die Anwendung von hedonischen Verfahren zur Ausschaltung von Qualitätsänderungen nicht völlig frei von subjektiven Elementen ist (z. B. bei der Auswahl der Qualitätsmerkmale) und daß alternative Regressionsgleichungen zu recht unterschiedlichen Ergebnissen führen können (bei gleichwertigen Gütekriterien der Regressionsgleichungen). Bezüglich des Einsatzes von Hedonic-Techniken in der statistischen Praxis kann folgendes Fazit gezogen werden. Wegen des hohen Datenbeschaffungsaufwandes können sie nur bei wenigen ausgewählten Gütern angewandt werden, wobei sie eher zur expliziten Schätzung des Geldwertes einer Qualitätsänderung und weniger zur monatlichen Berechnung eines qualitätsneutralen Hedonic-Index eingesetzt werden sollten. Aber auch bei einer Beschränkung der Anwendung auf wenige Gütergruppen müßten der Preisstatistik erhebliche zusätzliche Ressourcen zur Verfügung gestellt werden.

IX. Zusammenfassung

Viele Nutzer der Verbraucherpreisstatistik sind der Meinung, daß von Fehlern bei der Ausschaltung von Qualitätsänderungen aus der Preismessung die größte Gefahr für eine systematische Überzeichnung der Teuerungsrate ausgeht. In diesem Beitrag werden die in der Praxis der amtlichen deutschen Verbraucherpreisstatistik angewandten Qualitätsbereinigungsverfahren ausführlich beschrieben und für das zweite Halbjahr 1997 quantitativ dargestellt. Aufgrund des großen Stichprobenumfangs - in der deutschen Verbraucherpreisstatistik werden monatlich rund 400 000 Preise erhoben - sowie der hohen Aktualitätsanforderungen beschränkt sich die amtliche deutsche Statistik auf Verfahren, die ohne großen Aufwand für die Befragten und für die Preisstatistiker eingesetzt werden können; dieses Vorgehen entspricht den international üblichen Standards.

Obwohl bei den Qualitätsbereinigungsverfahren der Geldwert einer Qualitätsänderung oft nur grob geschätzt werden kann und bei der Wahl des im Einzelfall am besten geeigneten Verfahrens für die Preisstatistik häufig ein weiter Ermessungsspielraum besteht und

demzufolge Fehler im Einzelfall nicht vermieden werden können, liefert die empirische Auswertung über die Anzahl der im zweiten Halbjahr 1997 vorgenommenen Qualitätsbereinigungsmaßnahmen keinen Beweis für die oft vermutete systematische Überzeichnung der tatsächlichen Teuerung; die Verfahren, die eher eine Unterschätzung des Qualitätseffektes erwarten lassen, und die Verfahren, die in vielen Fällen zu einer Überschätzung des Qualitätseffektes führen dürften, werden etwa gleich häufig eingesetzt.

Mit modernen Methoden, den sogenannten Hedonic-Techniken können zwar bei der Ausschaltung von Qualitätsänderungen bessere Ergebnisse erzielt werden; die Anwendung dieser Methoden verursacht jedoch vor allem wegen des sehr hohen Datenbeschaffungsaufwandes auch erhebliche zusätzliche Kosten.

Literaturverzeichnis

Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (M. Boskin, E. Dulberger, R. Gordon, Z. Griliches, D. Jorgenson) (1996) *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living*. Final Report to the Senate Finance Committee. Washington D.C.: Senate Finance Committee. Wieder abgedruckt in: D. Baker (Hrsg.) (1998) *Getting Prices Right. The Debate Over the Consumer Price Index*, S. 5-77. Armonk, N.Y. und London, England: M.E. Sharpe.

Gnoss, R., B. v. Minding (1990) *Neue Ansätze zur Berechnung von Preisindizes*. Heft 13 der Schriftenreihe: Ausgewählte Arbeitsunterlagen zur Bundesstatistik. Herausgeber: Statistisches Bundesamt.

Hoffmann, J. (1998) *Probleme der Inflationsmessung in Deutschland*. Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank, Diskussionspapier 1/98. Frankfurt am Main.

Moulton, B.E., K.E. Moses (1997), Addressing the Quality Change Issue in the Consumer Price Index. *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, S. 305-349.

Tabelle 1: Qualitätsbereinigungsmaßnahmen im Preisindex für die Lebenshaltung nach Gütergruppen und Bereinigungsverfahren, zweites Halbjahr 1997

Gütergruppe (Zweisteller der COICOP)	Anzahl der monatlichen Preismeldungen	im Durchschnitt pro Monat entdeckte Qualitätsänderungen		die Qualitätsänderung wurde mit ... Prozent des gesamten Preisunterschiedes zwischen alter und neuer Gütervariante gewertet					
		Anzahl 2	In Prozent v. Spalte 1 3	0	1-49	50	51-99	100	
				in Prozent von Spalte 2					
	1		4	5	6	7	8		
Alle Güter zusammen	307.051	2 733	0,89	19	10	18	19	34	
01 Nahrungsmittel und nichtalkoholische Getränke	130.652	852	0,65	23	11	16	20	30	
02 Alkoholische Getränke, Tabakwaren	8.636	75	0,87	25	10	17	15	33	
03 Bekleidung, Schuhe Wohnung, Wasser, Elektrizität, Gas und andere Brennstoffe	33.170 25.350	624 106	1,88 0,42	15 4	10 3	24 1	22 10	29 82	
05 Hausrat und laufende Instandhaltung des Hauses	41.254	510	1,24	18	8	20	20	34	
06 Gesundheitspflege	3.650	35	0,96	21	8	17	13	41	
07 Verkehr	13.244	48	0,36	21	12	13	22	32	
09 Freizeit und Kultur	20.763	270	1,30	20	8	18	18	36	
11 Hotels, Cafes und Restaurants	10.271	51	0,50	31	4	18	9	38	
12 Verschiedene Waren und Dienstleistungen	20.061	162	0,81	20	9	19	19	33	

Quelle: Statistisches Bundesamt

Tabelle 2: Produktwechsel im Preisindex für die Lebenshaltung nach Gütergruppen sowie nach Art der Substitution, zweites Halbjahr 1997

Gütergruppe (Zweisteller der COICOP)	Anzahl der Substitutionen insgesamt	gezielte Substitutionen	Zwangssubstitutionen		
			Sortiments- wechsel	Modell- wechsel	
in Prozent von Spalte 1					
	1	2	3	4	
Alle Güter zusammen	16.399	4	10	86	
01 Nahrungsmittel u. nicht- alkoholische Getränke	5.111	5	11	84	
02 Alkoholische Getränke, Tabakwaren	447	7	6	87	
03 Bekleidung, Schuhe	3.741	3	13	84	
04 Wohnung, Wasser, Elektrizität, Gas und andere Brennstoffe	641	0	1	99	
05 Hausrat und laufende Instandhaltungskosten des Hauses	3.063	4	9	87	
06 Gesundheitspflege	209	6	10	84	
07 Verkehr	290	1	6	93	
09 Freizeit und Kultur	1.618	3	8	89	
11 Hotels, Cafes und Restaurants	308	0	5	95	
12 Verschiedene Waren und Dienstleistungen	971	5	7	88	

Quelle: Statistisches Bundesamt

Koreferat zu:

**Die Behandlung von Qualitätsänderungen
im Preisindex für die Lebenshaltung**

Dietmar Harhoff *)

* Prof. Dietmar Harhoff, Ph. D. - Institut für Innovationsforschung und Technologiemanagement (INNOtec), Fakultät für Betriebswirtschaftslehre, Ludwig-Maximilians-Universität München, Ludwigstr. 28 RG/III, 80539 München.

I. Einführung

Das vorliegende Papier von Johann Szenzenstein schließt - insbesondere für diejenigen, die die Debatte um Meßprobleme der amtlichen Preisindizes nicht als Spezialisten verfolgen können - eine erhebliche Lücke in der Literatur. Der Autor, selbst Praktiker der Preisstatistik, aber auch aktiver Teilnehmer in der wissenschaftlichen Debatte über Probleme der Inflationsmessung, diskutiert ein zentrales Problem der Preisstatistik - die Erfassung und Berücksichtigung von Veränderungen der Produktqualität, in diesem Fall bei Gütern, die zur Berechnung des Preisindex für die Lebenshaltung herangezogen werden. Ausgehend von der jüngsten Kritik im Bericht der Boskin-Kommission¹ beschreibt er die in der amtlichen Statistik in Deutschland üblichen Vorgehensweisen zur Erfassung und Behandlung von Qualitätsveränderungen. Wie schon in einem früheren Beitrag², der sich mit ähnlichen Problemen in der industriellen Preisstatistik beschäftigt hat, werden interessante quantitative Angaben zum Umfang von Qualitätsbereinigungsmaßnahmen gemacht. Darüber hinaus werden Überlegungen angestellt, in welchem Umfang tatsächlich Meßprobleme oder „Verzerrungen“ bei der Ermittlung des Preisindex für die Lebenshaltung vorliegen. In vielen Fällen ist den Ausführungen des Autors vorbehaltlos zuzustimmen. Aber natürlich gibt es in diesem Koreferat auch etliche abweichende Auffassungen, die näher zu begründen sind. Diese ändern jedoch nichts daran, daß Szenzenstein ein außerordentlich nützliches Papier vorgelegt hat, das für die weitere wissenschaftliche Diskussion der Preismessung einen wichtigen Bezugspunkt bilden kann.

¹ Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (1996).

² Vgl. Szenzenstein (1995).

II. Vorgeschichte der derzeitigen Diskussion

Das auch in Deutschland wachsende Interesse an Problemen der Preismessung hat eine längere Vorgeschichte. Im Laufe der 70er und 80er Jahre vertraten immer mehr Ökonomen in den USA und einigen anderen Ländern die Auffassung, daß die mit den Standardverfahren der amtlichen Statistik ermittelten Preisindizes für technisch besonders anspruchsvolle Güter die tatsächliche Preisentwicklung zum Teil drastisch überschätzen. Während die ersten Untersuchungen auf Automobile, Computer und andere elektronische Geräte abzielten, wurden im Laufe der Zeit auch Probleme bei den Preisindizes von Haushaltsgütern bekannt.³ In den USA stellte sich somit die Frage nach dem Einfluß qualitativ verbesserter oder neuer Güter auf den national wichtigsten Preisindex, den *Consumer Price Index (CPI)*, immer drängender.

Das *Finance Committee* des US-Senat rief im Jahr 1994 eine Kommission ins Leben, die die Berechnung des *CPI* in den USA begutachten sollte. Der *CPI* wird in den USA in einer Vielzahl von Verträgen zur Kodifizierung von Indexierungen, sogenannten *Cost of Living Adjustments (COLAs)* eingesetzt. Insbesondere sind die Leistungen aus der Sozialversicherung in den USA indexiert. Die Kommission legte ihren Endbericht im Jahr 1996 vor.⁴ In Bericht wurde ein geschätzter Unterschied zwischen *CPI* und „tatsächlicher Inflation“ von 1,1 Prozent ausgewiesen, wobei die Kommission ein Intervall von 0,8 bis 1,6 als plausibel ansah. Angesichts der im Vorfeld bereits publizierten Studien war dieses Ergebnis kaum überraschend. Der Bericht enthielt die Empfehlung, nach sorgfältigem Studium der Ergebnisse die „Verzerrung“ zu korrigieren. In den Monaten nach der Publikation des Berichtes wurden die Ergebnisse dennoch kontrovers und intensiv diskutiert, sowohl in der ökonomischen Profession als auch in der breiten Öffentlichkeit. Auch diese Reaktion war nicht unerwartet: die Auswirkungen einer *CPI*-Korrektur um 1,1 Prozent wären nämlich beträchtlich. Aufgrund der in den USA häufig eingesetzten Indexierung würde eine massive Entlastung des amerikanischen Fiskus und eine erhebliche Steuer- und Abgabemehrbelastung der Haushalte resultieren.

³ Siehe z. B. Gordon (1990).

⁴ Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (1996).

Die Situation in Deutschland ist eine andere. Transferleistungen des deutschen Fiskus knüpfen aufgrund des generellen Indexierungsverbots im Währungssicherungsgesetz größtenteils an der Nettolohnentwicklung und nicht direkt an der Inflationsrate oder den ihr zugrunde liegenden Preiserfassungen an. Zwar gibt es auch in der Bundesrepublik für privatrechtliche Verträge die Möglichkeit der Indexierung, die entsprechenden Regelungen sind jedoch bei der Bundesbank vorzulegen und werden fallweise befürwortet oder abgelehnt. Das Volumen der in der Bundesrepublik durch Wertsicherungsklauseln abgesicherten Zahlungsströme ist meines Wissens nicht genau bekannt. Bekannt ist nur die Zahl der Fälle, in denen eine derartige Absicherung stattfindet. So geht aus dem Geschäftsbericht der Bundesbank hervor, daß im Jahr 1997 55 038 Anträge auf Genehmigung solcher Klauseln gemäß § 3 Satz 2 Währungssicherungsgesetz gestellt wurden.⁵ Von diesen wurden 43 605 Anträge tatsächlich bewilligt. Mit einiger Sicherheit ist davon auszugehen, daß die Bedeutung dieses Absicherungsinstrumentes im Vergleich zu den USA eher gering ist. Dies mag erklären, warum in Deutschland - anders als in den USA - bisher noch keine intensive öffentliche Debatte um die Erstellung von Inflationsmaßen entbrannt ist.

Allerdings bedeutet dies nicht, daß man in Deutschland gelassen auf das Ende der internationalen wissenschaftlichen Diskussion warten kann. Denn die für den Preisindex der Lebenshaltung vorliegende Problematik betrifft alle anderen Preisindizes in ähnlicher Form. Für zahlreiche Analyseverfahren, insbesondere für Produktivitätsstudien, ist das Vorliegen unverzerrter Preisindizes eine unerläßliche Vorbedingung.⁶ Denn auch in Deutschland werden sektorale Produktivitätsmaße, die ja indirekt in Lohnverhandlungen Eingang finden, durch die von der amtlichen Statistik ausgewiesenen Preisindizes beeinflusst.

Der Bericht der Boskin-Kommission hat nicht nur ein Echo in der breiten Öffentlichkeit der USA gefunden. Er hat auch dazu geführt, daß derzeit in vielen nationalen Statistikorganisationen die üblichen Verfahren zur Erstellung von Preisindizes überprüft werden. So hat das Statistische Amt in Großbritannien ein auf drei Jahre angelegtes Forschungsprogramm initiiert, um die bei der Erstellung des *Retail Price Index (RPI)* verwendeten

⁵ Deutsche Bundesbank (1998).

⁶ Weitere Auswirkungen von Verzerrungen in den Preisindizes der amtlichen Statistik werden in Harhoff (1995) diskutiert.

Vorgehensweisen zu studieren und gegebenenfalls zu verbessern.⁷ Ähnliche Untersuchungen laufen in Kanada, Frankreich und in anderen Staaten. In der Bundesrepublik verlief die Entwicklung bisher zögerlich. Allerdings sind auch hierzulande aufgrund der Studie von Hoffmann (1998) erste Anzeichen zu erkennen, daß sich eine breitere wissenschaftliche Diskussion als bisher zu beobachten entwickelt.

III. Preisindex oder Kostenindex?

Die Boskin-Kommission betrachtet mehrere Quellen von Abweichungen zwischen dem *CPI* und den „wahren“ Lebenshaltungskosten, die für ökonomische Entscheidungen als relevant angesehen werden. Dabei wird als Ideal ein Index betrachtet, der einem Nutzenkonzept entspringt und „wahre“ Inflation als Steigerung des Preises für das kostenminimierende Güterbündel betrachtet, das einen konstanten Konsumnutzen erlaubt. Laut Boskin-Kommission sind vier Ursachen maßgeblich dafür, daß dieses Ideal und der *Consumer Price Index* der USA voneinander abweichen. Diese werden von Hoffmann (1998) näher diskutiert, so daß auf Details hier verzichtet werden kann. Wichtig erscheint aber, daß das von der Boskin-Kommission angestrebte Ideal ein Index der Lebenshaltungskosten ist, wohingegen die Konzeption vieler nationaler statistischer Ämter auf einen Index für die Preisentwicklung eines konstant gehaltenen Güterbündels hinausläuft. Bei sich ändernden Preisen werden die von den Haushalten konsumierten Mengen der einzelnen Güter jedoch angepaßt. Diese nutzenerhöhende Anpassung wird im reinen Preisindex nicht in jedem Jahr erfaßt. Die Haushaltsausgaben für die Beschaffung des nutzenkonstanten Güterbündels steigen also (bei Vorliegen von inflationären Tendenzen) langsamer als die Ausgaben für die Beschaffung des konstant gehaltenen Güterbündels.

In der deutschen Diskussion hat das Statistische Bundesamt (wie zuvor die amtliche Statistik in den USA) die Position bezogen, der Preisindex für die Lebenshaltung sei gar nicht als Index der Lebenshaltungskosten, sondern als reiner Preisindex konzipiert. Wenn dem so ist, dann spielt die Substitution der Konsumenten weg von dem zugrundegelegten Warenkorb zunächst natürlich keine Rolle. Ergo wäre zunächst auch die Kritik irreführend,

⁷ Baxter/Camus (1999).

eine Korrektur der „Substitutionsverzerrungen“ müsse im derzeitig erstellten Preisindex vorgenommen werden.

Dennoch bleiben Einwände bestehen. Wie bereits von Hofmann (1998) ausführlich dargestellt, ist es offenkundig, daß ein Kostenindex für viele ökonomische Betrachtungen der sinnvollere Index ist. Nach Möglichkeit sollte es also einen derartigen Index geben. Es ist klar, daß die Erstellung eines Kostenindex für die Lebenshaltung schwieriger ist als die eines reinen Preisindex. All dies spricht aber nicht dagegen, neben dem „reinen“ Preisindex einen Index der Lebenshaltungskosten einzuführen. Außerdem sind die Aussagen des Statistischen Amtes hinsichtlich des Einsatzes seines Preisindex für den Zweck der Wertsicherung zumindest intransparent. So enthält jeder Band der Fachserie 17 (Reihe 7) detaillierte Hinweise, wie mit Hilfe des Preisindex für die Lebenshaltung eine *Wertsicherungsklausel* erstellt werden kann. Der entsprechende Passus ist zwar mit zahlreichen Warnungen rechtlicher und inhaltlicher Natur versehen. Auf den Unterschied zwischen einem Preisindex und einem Kostenindex wird jedoch nicht aufmerksam gemacht. Indirekt wird dadurch der fehlerhaften Verwendung des Preisindex Vorschub geleistet.

Man mag sich streiten, ob die Festlegung auf das „richtige“ Indexkonzept mit oder ohne Einbeziehung der ökonomischen Nutzentheorie erfolgen sollte. Die Betrachtung von Substitutionseffekten erfordert bei der Erstellung eines Kostenindex sicherlich eine derartige Einbeziehung. Aber um ein Nutzenkonzept kommt man spätestens auch dann nicht mehr herum, sobald man sich der Problematik von Qualitätsveränderungen zuwendet. Wie Szenzenstein in seinem Beitrag darlegt: „Eine Qualitätsänderung im Sinne der deutschen Verbraucherpreisstatistik liegt vor, wenn das neue Gut dem Verbraucher einen höheren oder niedrigeren Nutzwert stiftet als das alte“. Von Bedeutung für die Beurteilung der Praxis und alternativer Methoden der Indexerstellung sind daher insbesondere zwei Fragen:

1. Sind die in der amtlichen Statistik eingesetzten Verfahren geeignet, um qualitative Veränderungen der betrachteten Produkte a) zu erkennen, und b) aus der beobachteten Preisdifferenz mit der erforderlichen Präzision und ohne systematische Verzerrung „herauszurechnen“?

2. Sind alternative Verfahren, wie z.B. die Methode der hedonischen Regression, geeignet, einen Index zu erstellen, der potentiell eine geringere „Qualitätsverzerrung“ aufweist als der mit üblichen Verfahren erstellte? Wenn ja, in welchen Fällen kann die amtliche Statistik auf dieses Verfahren zurückgreifen?

Die weiteren Anmerkungen konzentrieren sich auf diese Fragen.

IV. Veränderungen der Produktqualität und Bereinigungsverfahren in der amtlichen Statistik

Der vermutlich maßgebliche Fehler im US-amerikanischen Preisindex ergibt sich laut Boskin-Kommission aus den qualitativen Veränderungen der im Warenkorb erfaßten Produkte. Szenzenstein konzentriert sich in seiner Arbeit auf die Auswirkungen von Veränderungen der Produktqualität auf den deutschen Preisindex für die Lebenshaltung. Die amtliche Statistik in Deutschland versucht in vielfacher Weise, die reine Preisentwicklung für die im Warenkorb definierten Produkte von der Entwicklung der Produktqualität zu trennen. Diese Korrekturen sind umfangreich, aber die Tatsache, daß sie erfolgen, sagt für sich genommen noch nichts darüber aus, ob sie in zu geringem, zu großem oder dem genau richtigen Umfang erfolgen.

Insbesondere kann nicht präzise beantwortet werden, ob Fälle, in denen eine Qualitätsveränderung vorliegt und eine Korrektur erfolgen sollte, im richtigen Umfang erfaßt werden. Da die Entscheidungen diesbezüglich, wie von Szenzenstein beschrieben, im Gegensatz zu anderen Ländern von den jeweiligen Preiserhebern dezentral vorgenommen werden, kann nur eine Einzelbetrachtung dieser Entscheidungen mehr Aufschluß bringen. Diese Frage ist von großer Bedeutung: in den USA werden 3,90 Prozent aller Preisbeobachtungen als Fälle mit qualitativer Veränderung des Produktes ausgewiesen. Diese relativ wenigen Fälle führen dann zu einer „Qualitätskorrektur“ des *CPI* um 1,76 Prozentpunkte. In der Bundesrepublik werden 0,89 Prozent aller Beobachtungen (siehe Tabelle 1 in Szenzensteins Beitrag) als Fälle mit einer Qualitätsveränderung des Produktes erfaßt. Ob dies die „korrekte“ Zahl ist, läßt sich wie schon diskutiert nicht beantworten. Es ist auch weniger die Differenz zwischen den USA und Deutschland, die hier zu Besorgnis Anlaß gibt. Vielmehr ist zu vermuten, daß die Hebelwirkung weiterer potentieller Fälle von

Qualitätsveränderungen auf die amtlicherseits vorgenommene Korrektur erheblich sein dürfte.

Eine nicht minder interessante Frage betrifft das Ausmaß der Korrektur, sobald ein Fall von Qualitätsveränderung vom Preiserheber konstatiert wird. Aus wissenschaftlicher Sicht wäre es hier sinnvoll, die Konsistenz von Preis- und Qualitätsdatenerfassungen zu analysieren. Dies kann (im Gegensatz zum vorher diskutierten Fall) sehr wohl mit Hilfe des vorliegenden Datenmaterials unternommen werden, sofern die Bezeichnung der erfaßten Produkte von den dezentralen Erfassungsstellen an das Bundesamt oder die Landesämter weitergemeldet wird. Wenn beispielsweise innerhalb eines Zeitraumes von mehreren Monaten bundesweit das „alte“ Modell eines Herstellers durch ein neues ersetzt wird, so werden diese Übergänge mehrfach in den Daten auftauchen. Die von den Preiserhebern dezentral ermittelten Korrekturen, die die qualitative Veränderung von der reinen Preisveränderung trennen und prinzipiell identisch sein sollten, lassen sich dann vergleichen. Eine derartige Studie könnte auch sinnvoll auf hedonische Verfahren zurückgreifen. Es wäre unrealistisch, wenn man von Preiserhebern bei diesem Test völlige Übereinstimmung verlangen würde. Aber die verfügbaren Daten könnten darüber Aufschluß geben, ob der in Deutschland den Preiserhebern zugemessene komparative Vorteil bei der Trennung von Preis- und Qualitätseffekten wirklich vorliegt. In diesem Fall sollte die Streuung der ermittelten Qualitätskorrekturen relativ gering ausfallen. Szenzenstein macht die Kriterien bei der Abwägung zwischen zentraler und dezentraler Beurteilung deutlich, aber um eine empirisch abgesicherte Antwort zu finden, wäre eine Analyse nach oben genanntem Muster erforderlich.

Hinsichtlich der in der amtlichen Statistik eingesetzten Verfahren (Verkettung im überlappenden Zeitraum, direkter Vergleich, Verkettung ohne überlappenden Zeitraum und direkte Schätzung des Geldwertes der Qualitätsänderung) gelten ähnliche Überlegungen. Diese Verfahren werden im Detail von Szenzenstein dargestellt und hinsichtlich ihrer Vorzüge und Schwächen diskutiert. In allen Fällen ist ersichtlich, daß zahlreiche Entscheidungen vor Ort von den Preiserhebern getroffen werden, ohne daß das Ergebnis der Entscheidung einer Kontrolle oder empirischen Überprüfung unterworfen werden kann. Wie aber vor Ort Entscheidungen getroffen werden, ist nicht genau bekannt. Insofern ist zunächst auch die Feststellung von Szenzenstein berechtigt, daß die derzeit verfügbaren Daten zu Häufigkeit und Umfang von Qualitätsbereinigungen nur grobe Anhaltspunkte

liefern. Es ist nach wie vor unbekannt, was Preiserheber wirklich tun. Wir kennen nur die Anweisungen, die sie befolgen sollen, und auch diese sind - in einigen Fällen aus gutem Grunde - vage gehalten.

Szenzensteins Schlußfolgerung, daß damit nur wenig Erkenntnisse über das Vorzeichen oder die Größenordnung eines Qualitätsfehlers vorlägen, wird von diesem Verfasser allerdings nicht geteilt. Zum einen gibt es Hoffmanns (1998) Studie, in der sehr sorgfältig und m. E. eher konservativ dargelegt wird, warum die Verzerrung mit großer Wahrscheinlichkeit zugunsten der ausgewiesenen reinen Preissteigerung ausfällt. Die hedonisch ermittelten Preisindizes in Hoffmanns Studie unterstützen diese Schlußfolgerung. Ein zweites Argument ergibt sich aus der Ähnlichkeit der in den verschiedenen nationalen Statistikorganisationen eingesetzten Verfahren zur Indexerstellung.⁸ Offensichtlich hat es via internationale Organisationen wie OECD und Europäische Union hier auch Lernprozesse gegeben, die zu einer langsamen Angleichung der eingesetzten Verfahren führen. Zudem sind viele der erfaßten Produkte nicht mehr lokaler Natur, sondern werden global produziert und vertrieben. Ergo wird die technische Entwicklung, die für Qualitätsveränderungen sorgt, über verschiedene Länder positiv korreliert sein, ebenso wie potentielle Verzerrungen bei der Indexerstellung.

Hinsichtlich des Vorzeichens der aus Qualitätsveränderungen resultierenden Verzerrungen im Preisindex für die Lebenshaltung gibt es deshalb m.E. keinerlei Hoffnung, daß die in zahlreichen Ländern konstatierte und zum Teil empirisch nachgewiesene Überschätzung der inflationären Tendenzen in Deutschland nicht zu finden sein wird. Es ist zwar richtig, daß die Diskussion der Boskin-Studie auf Einzelfälle aufmerksam macht, in denen eine Unterschätzung der Inflationstendenzen denkbar oder sogar plausibel ist. Er erscheint mir aber äußerst unwahrscheinlich, daß im Aggregat eine *Unterschätzung* der Inflationstendenzen resultieren könnte. All dies ändert nichts daran, daß es noch viel zu tun gibt, bis eine präzise Quantifizierung derartiger Verzerrungen vorliegt.

⁸ Vgl. Harhoff (1995).

V. Zur Eignung hedonischer Preisindizes

Die prinzipielle Eignung hedonischer Preisindizes zur Trennung von Qualitäts- und reinen Preiseffekten ist auch unter Praktikern in der amtlichen Statistik nicht umstritten.⁹ Einwände gelten häufig der Praktikabilität des Einsatzes solcher Verfahren. Viele dieser Einwände fallen aber m. E. übermäßig skeptisch aus und verwerfen den Einsatz des Verfahrens vorschnell. So ist häufig der Vorwurf zu hören, die Regressionsergebnisse würden ja doch bei näherem Hinsehen stark streuen. Die per hedonischer Regression ermittelten Preisindizes seien - so einige Beobachter - wenig verlässlich, sei es wegen der Multikollinearität der Daten oder aber der vermeintlichen Willkür bei der Festlegung der funktionalen Form der Regressionsgleichung.

Bei einer Würdigung dieser Kritik sollte zunächst festgehalten werden, daß Regressionsverfahren hier nicht einem absoluten Standard unterworfen werden können. Die Frage ist lediglich, ob sie - im Vergleich zu den typischerweise in der amtlichen Statistik verwendeten Verfahren - Hilfestellung leisten können bei der Trennung von Zeiteffekten und Qualitätsveränderungen. Deshalb ist es auch kein besonders tiefgehendes Argument, der (hedonischen) Regression das Kollinearitätsproblem anzulasten. Mithin ist auch ein Regressionsverfahren die Modellierung eines Erwartungswertes bzw. eine Zerlegung der beobachteten Preise in Einzelkomponenten. Wenn diese Zerlegung in einer Regressionsanalyse nicht verlässlich gelingt, dann auch nicht in den Verfahren, die bei gleichem Informationsstand im statistischen Alltag eingesetzt werden. Die Standardverfahren stellen nämlich vereinfachte Regressionsgleichungen dar, bei denen bestimmte Parameter nicht geschätzt, sondern per Annahme restringiert werden. Wenn beispielsweise bei der Indexerstellung der Wert der Qualitätsveränderung in jedem Jahr durch Rückgriff auf Kostendaten direkt geschätzt wird und die so bereinigten Preise dann verknüpft werden, so entspricht dies einer vereinfachten Regression, in der der in jedem Jahr beobachtete Preis durch Zeitdummyvariablen und einen Kostenterm modelliert wird, dessen Koeffizient auf den Wert -1 restringiert wurde. Sind Kostendaten und Zeiteffekte hochgradig korreliert, dann sind bei der nicht restringierten Schätzung u. U. Kollinearitätsprobleme zu erwarten. Diese stammen jedoch aus der statistischen Natur des Problems, nicht aus der Anwendung

⁹ Vgl. Gnos/Minding (1990).

des Regressionsverfahrens. Nicht überzeugend ist auch die Vermutung, daß die qualitätsbeschreibenden Variablen in einer hedonischen Regression grundsätzlich so hoch mit den Zeitvariablen korreliert seien, daß der Einsatz des Regressionsverfahrens generell hoffnungslos sei. Diese Vermutung wird durch die zahlreichen bereits erschienenen Studien widerlegt.

Was andere Probleme angeht, beispielsweise die Festlegung der funktionalen Form, so sind sicherlich Wahlfreiheiten vorhanden, die die Ergebnisse hedonischer Schätzungen beeinflussen können. Es ist natürlich richtig, daß in den bisher bei hedonischen Regressionen häufig verwendeten, relativ kleinen Stichproben die ermittelten Regressionskoeffizienten und somit auch die implizit durch sie bestimmten Preisindizes stochastische Größen mit zum Teil beträchtlicher Streuung sind. Ergo ist die Macht von Testverfahren, die unterschiedliche Spezifikationen miteinander statistisch konkurrieren lassen, nicht besonders groß.

Wer aber glaubt, aufgrund dieser stochastischen Eigenschaften seien hedonisch ermittelte Indizes „schlechter“ als die der vom Statistischen Amt ausgewiesenen Werte, gibt sich einer Traumvorstellung hin. Denn bei den üblichen amtlichen Verfahren werden die Streubreiten, die sicherlich existieren, nicht einmal ausgewiesen. Auch alternative Vorgehensweisen bei der Berücksichtigung von Qualitätsveränderungen kommen nicht ans Tageslicht, da die Praxis der Preiserhebung solche Alternativbetrachtungen nicht zuläßt. Wenn Hoffmann (1998) eine ganze Bandbreite möglicher Schätzer ausweist, dann legt er Unsicherheiten offen, die in der gängigen statistischen Praxis ebenfalls existieren können, aber schlichtweg unter den Tisch fallen. Würden nämlich alle möglichen Formen der Identifikation zur Berücksichtigung von Qualitätsbereinigungen experimentell einmal nebeneinander gestellt, dann ließe sich sicher auch bei herkömmlich erstellten Indizes eine erhebliche Bandbreite von Schätzwerten ausweisen.

Ein weiterer Einwand bezieht sich auf den Bearbeitungsaufwand, der bei einer hedonischen Studie anfällt. Hier ist sicherlich richtig, daß das Verfahren nicht in einfacher Form für alle Produkte in die Tagesarbeit der amtlichen Statistik eingebracht werden kann. Sein Vorzug liegt ja gerade in der Möglichkeit, eine Vielzahl preisbestimmender Qualitätsvariablen berücksichtigen und ihren Beitrag zur Preissetzung statistisch prüfen zu können. Diesen Vorzug - die statistische Überprüfung der zugrundegelegten Zusammenhänge - hat keines

der amtlichen Standardverfahren, ihm steht aber der erhöhte Datenerhebungsaufwand gegenüber. In der Abschätzung von Kosten und Nutzen mag es daher sehr wohl sinnvoll sein, hedonische Verfahren nur in bestimmten Situationen einzusetzen. Insbesondere kann m. E. über einen unterstützenden Einsatz des Verfahrens nachgedacht werden, z. B., um in längeren Zeitabständen die Preisgewichte für einzelne Charakteristika neu festzulegen, die dann im Rahmen der üblichen Verkettungspraxis bei Modellwechseln eingesetzt werden, um eine Preiskorrektur vorzunehmen. Letztlich sollte das Verfahren auch als Möglichkeit gesehen werden, das Ausmaß der qualitätsbedingten Verzerrungen in den Standardverfahren der amtlichen Statistik zu präzisieren, so wie es von Hoffmann (1998) getan wird.

Abschließend ist ein Vorschlag erwähnenswert, der nach meinem Wissensstand auf Jack Triplett zurückgeht. Berechtigterweise wird gegen hedonische Preisindizes vorgebracht, daß die Fixkosten zur Ermittlung der relevanten Qualitätscharakteristika bei einer erstmaligen hedonischen Modellierung sehr hoch sind. Triplett schlägt vor, Vorschläge zur Auswahl der zu berücksichtigenden Qualitätsmerkmale durch internationale Arbeitsgruppen erarbeiten zu lassen, in denen die jeweiligen nationalen Ämtern vertreten sind. Da im Zeitalter der Globalisierung die technische Entwicklung zumindest in den industrialisierten Ländern sehr ähnlicher Natur ist, könnte eine derartige Kooperation viel dazu beitragen, die Kosten für den Einsatz dieser Verfahren weiter zu senken.

Wie für die vorhergehenden Vorschläge gilt: es gibt keine magischen Lösungen - aber die amtliche Statistik könnte diese und andere Vorschläge aufgreifen und sich offensiv in die Diskussion einbringen. In vielen Ländern werden hedonische Verfahren inzwischen in der amtlichen Praxis eingesetzt - die amtliche Statistik der Bundesrepublik stellt hier inzwischen eine Ausnahme dar. Allerdings ist der Schlußfolgerung Szenzensteins völlig zuzustimmen, daß es beim Test und bei der Einbindung dieser Verfahren in die statistische Praxis in Deutschland zusätzlicher Ressourcen bedarf.

VI. Ein hedonischer Preisindex für Automobile

Um auszuloten, welche Verzerrungen sich aufgrund von Qualitätsveränderungen bei einem wichtigen Produkt des Warenkorb der deutschen Haushalte ergeben können, wurde am

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) eine Studie zur Preisentwicklung bei Automobilen durchgeführt.¹⁰ Dazu wurde die Unterstützung eines privaten Unternehmens eingeholt, das seit Jahrzehnten in Deutschland in detaillierter Form Listenpreise von neuen und gebrauchten Automobilen¹¹ sowie deren Ausstattungsmerkmale erhebt.¹² Das Statistische Bundesamt unterstützte diese Studie dankenswerterweise durch die Bereitstellung von detaillierten Zeitreihen für die amtlichen Preisindizes, aber auch von internen Daten, aus denen der Umfang der amtlicherseits vorgenommenen Korrekturen für Qualitätsveränderungen ersichtlich ist. Als Qualitätscharakteristika wurden Hubraum, Antriebsleistung, Bauart (Kombi, Limousine, Cabrio, Coupé, Roadster), Zahl der Türen, Antriebsart und eine Kontrollvariable für Katalysatoren einbezogen.

Die Studie, deren Ergebnisse im Detail hier nicht nachvollzogen werden sollen, zeigt auf, daß der amtliche Index für den Zeitraum von 1986 bis 1993 eine durchschnittliche jährliche Steigerung von 3,6 Prozent ausweist. Der entsprechende hedonische Index ergibt eine Preissteigerung, die im Jahresdurchschnitt um 0,9 Prozentpunkte unter der amtlicherseits ausgewiesenen liegt. Das ist insofern bemerkenswert, als daß Senkungen des Treibstoffverbrauchs nicht in den Ausstattungsmerkmalen erfaßt werden, ergo die Zeiteffekte vermutlich überschätzt werden, da sinkender Treibstoffverbrauch mit dem Zeittrend korreliert ist.

Wem die geschätzte Verzerrung zu hoch erscheint, der sei auf eine ähnliche Studie für Automobile in Großbritannien verwiesen. Blow and Crawford (1998) ermitteln über den Zeitraum von 1986 bis 1995 eine fast genauso hohe jährliche Differenz zwischen amtlichem und hedonischem Index von 0,8 Prozentpunkten. Die Ähnlichkeit der Ergebnisse ist wenig verwunderlich, wenn man nochmals daran erinnert, daß es sich hier um ein Produkt mit global aktiven Herstellern handelt und daß die in verschiedenen Ländern in der amtlichen Statistik eingesetzten Verfahren zur Behandlung von Qualitätsveränderungen ähnliche Stärken und Schwächen haben dürften. Eine hohe Korrelation der

¹⁰ Ausgaben für Automobile und Fahrräder stellten im Warenkorb des Jahres 1991 insgesamt 7,1 Prozent der gesamten Ausgaben der Haushalte dar.

¹¹ In der amtlichen Statistik wird bisher keine Unterscheidung zwischen gebrauchten und neuen Fahrzeugen getroffen. Es wird also angenommen, daß Preisveränderungen bei Neufahrzeugen, für die Preise erhoben werden, auf den Markt für Gebrauchtfahrzeuge übertragen werden können.

¹² Über Details wird in Harhoff (1999) berichtet.

qualitätsbedingten Verzerrungen in den jeweiligen nationalen Preisindizes ist also zu erwarten.

Es ist zu wünschen, daß auch in der Bundesrepublik weitere Studien für volkswirtschaftlich interessante Produktgruppen erstellt werden. Erste Ansätze dazu gibt es mit den Studien von Harhoff/Moch (1997), Gröhn (1998), Hoffmann (1998) und Moch (1999), aber die vorliegenden Studien können noch keinen verläßlichen Gesamteindruck über das genaue Ausmaß der hier diskutierten Problematik vermitteln. Es sollte auch noch einmal auf die Studie von Gnos und Minding (1990) aufmerksam gemacht werden, die eine Pionierleistung darstellte, aber leider im Statistischen Bundesamt keine Wiederholung gefunden hat. Die Durchführung von wissenschaftlichen Studien mit impliziter oder expliziter ideeller Unterstützung des Statistischen Bundesamtes, wie sie auch im Beitrag von Szenzenstein avisiert wird, ist eine erfreuliche Entwicklung, die es weiter zu unterstützen gilt. Es wäre darüber hinaus sinnvoll, wenn die Wirtschaftspolitik die Bedeutung solcher Studien erkennen und eine finanzielle Unterstützung für diese angewandten Forschungsarbeiten bereitstellen könnte.

VII. Abschließende Anmerkungen

Die Zusammenarbeit zwischen Wissenschaft und amtlicher Statistik in der Bundesrepublik ist bisher schwach ausgeprägt gewesen. Dies gilt sowohl für die Bereitstellung von Daten der amtlichen Statistik für wissenschaftliche Zwecke als auch für die Kooperation zwischen Vertretern beider Gruppen in gemeinsamen Forschungsprojekten. Verantwortung für diesen Tatbestand tragen wohl beide Seiten - die amtliche Statistik wie auch die Wissenschaftler in Universitäten und Forschungsinstitutionen. Die deutsche Diskussion um mögliche Probleme bei der Erstellung von Preisindizes hat bis vor kurzem bestätigt, daß Themen mit Relevanz für die statistische Praxis in deutschen Universitäten kaum aufgenommen werden, neue Ansätze aus der internationalen Forschung aber auch vom Statistischen Bundesamt nur langsam verarbeitet werden. Erst die in der Bundesbank durchgeführte Studie von Hoffmann (1998) hat hier für Veränderungen gesorgt.

Es ist zu hoffen, daß weitere Studien dieser Art folgen werden. Forschungsbeiträge der Zentralbanken - wie sie in den USA beispielsweise von den Banken der *Federal Reserve*

produziert werden - könnten auch in Europa eine wichtige Ergänzung der akademischen Forschung darstellen. Sicherlich würden sie auch dazu beitragen, der empirischen Wirtschaftsforschung und der statistischen Praxis weitere Impulse zu geben. Das kann nur begrüßt werden, ebenso wie die von Szenzenstein in seinem Beitrag ausgedrückte Bereitschaft des Statistischen Bundesamtes, externe Studien zum Thema der Preismessung zu unterstützen.

Literaturverzeichnis

- Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (M. Boskin, E. Dulberger, R. Gordon, Z. Griliches, D. Jorgenson) (1996) *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living*. Final Report to the Senate Finance Committee. Washington D.C.: Senate Finance Committee. Wieder abgedruckt in: D. Baker (Hrsg.) (1998) *Getting Prices Right. The Debate Over the Consumer Price Index*, S. 5-77. Armonk, N.Y. und London, England: M.E. Sharpe.
- Baxter, M. und D. Camus (1999) Three Year Research Programme on RPI Methodology. *Economics Trends*, No. 543, S. 25-29.
- Blow, L. und I. Crawford (1998) *A Quality-constant Price Index For New Cars in the UK, 1986 to 1995*. IFS Working Paper No. W98/12. London: Institute for Fiscal Studies.
- Deutsche Bundesbank (1998) *Geschäftsbericht 1997*. Frankfurt/Main.
- Gross, R. und B. v. Minding (1990) Neue Ansätze zur Berechnung von Preisindizes. *Ausgewählte Arbeitsunterlagen zur Bundesstatistik*, No. 13. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Gordon, R. J. (1990) *The Measurement of Durable Goods Prices*. Chicago: Chicago University Press.
- Gröhn, A. (1998) *Prices, Brands and Quality in the Consumer Good Industry*. Unveröffentlichtes Arbeitspapier, Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- Harhoff, D. (1995) Methodik und Einsatz hedonischer Preisindizes - Ein Überblick: In: D. Harhoff und M. Müller (Hrsg.) *Preismessung und Technischer Fortschritt*, S. 37-60, Baden-Baden: Nomos.
- Harhoff, D. (1999) *A Hedonic Price Index for Automobiles in Germany*. Unveröffentlichtes Arbeitspapier, Ludwig-Maximilians-Universität München.
- Harhoff, D. und D. Moch (1997) Price Indexes for PC Database Software and the Value of Code Compatibility. *Research Policy*, Vol. 26, S. 509-520.

Hoffmann, J. (1998) *Probleme der Inflationsmessung* Diskussionspapier 1/98 der Volkswirtschaftlichen Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank. Frankfurt a.M.: Deutsche Bundesbank.

Moch, D. (1999) *Price Indices for Information and Communication Technology Industries - An Application to the German PC Market*. Unveröffentlichtes Arbeitspapier, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim.

Szenzenstein, J. (1995) Preisindizes für industrielle Güter in der amtlichen Statistik. In: D. Harhoff und M. Müller (Hrsg.), *Preismessung und Technischer Fortschritt*. Baden-Baden: Nomos, S. 11-36.

Inflationsmessung in der Schweiz: Konzeption und mögliche Verzerrungen

Hans Wolfgang Brachinger*)

* Prof. Dr. Hans Wolfgang Brachinger, Seminar für Statistik, Universität Fribourg, Av. de Beauregard 13,
CH-1700 Fribourg.

1. Allgemeines Indexkonzept

Der schweizerische Landesindex der Konsumentenpreise (LIK) soll „ein Maßstab der allgemeinen Preisentwicklung der für die Konsumenten bedeutsamen Waren und Dienstleistungen“ sein und soll die „reine Preisentwicklung messen“.¹ In die Indexberechnung gehen all jene Waren und Dienstleistungen ein, die zum Aggregat des privaten Konsums gemäß der Nationalen Buchhaltung gehören. Ausschlaggebend sind dabei deren im Inland tatsächlich bezahlten Verkaufspreise, d. h. deren Transaktionspreise.

Der Landesindex der Konsumentenpreise wird als Teuerungsmaßstab für vielfältige politische und ökonomische Zwecke verwendet. Er dient ebenso als Orientierungshilfe beim Entscheid über wirtschaftspolitische Maßnahmen wie zur Deflationierung von nominellen Größen etwa der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung. Daneben wird er auch als Maßstab zur Festlegung des Teuerungsausgleiches auf Löhnen oder auch zur Anpassung anderer nomineller Größen wie etwa von Mietzinsen und Renten herangezogen. Der Landesindex der Konsumentenpreise stellt also in gewisser Weise einen „Omnibus-Index“ dar, der simultan einer Reihe von Zwecken dienen soll.

Entsprechend den internationalen Gepflogenheiten basiert der Landesindex der Konsumentenpreise auf dem bekannten Laspeyres'schen Indexkonzept. Dieses Konzept ist dadurch gekennzeichnet, daß von einem fest vorgegebenen Korb von Waren und Dienstleistungen („Güter“) ausgegangen wird, der über eine gewisse Zeit konstant gehalten wird. Aufgrund der Tatsache, daß sich die Konsumgewohnheiten der Verbraucher laufend ändern, wird dieser Warenkorb periodisch neu zusammengestellt. Die Preismesszahlen aller Güter im Warenkorb werden nach einem festen Schema gewichtet. Diese Gewichte sind gerade die gutspezifischen Anteile der Ausgaben eines „repräsentativen“ Haushalts an seinen Gesamtausgaben für Konsumzwecke.

¹ Bundesamt für Statistik (1993), S. 3.

Das Waren- und Dienstleistungsangebot in der Schweiz ist wie bei anderen hochentwickelten Ländern bei weitem zu umfangreich, um das Laspeyres'sche Indexkonzept „wörtlich“ umzusetzen. Es ist nicht praktikabel, für alle angebotenen Güter die zugehörigen Ausgabenanteile zu ermitteln. Deshalb wird für die Berechnung des Landesindex die Gesamtheit der angebotenen Waren- und Dienstleistungen nach der international weit verbreiteten „Systematik der Verwendungszwecke des letzten Verbrauchs der privaten Haushalte“ gegliedert. Entsprechend dieser Systematik wird die Gütergesamtheit nach ihrem Verwendungszweck in acht „Hauptgruppen“ unterteilt. Jede dieser Hauptgruppen wird zunächst hierarchisch in „Warengruppen“ und „Indexpositionen“ unterteilt. Die rund 200 Indexpositionen stellen in dieser Güterhierarchie die tiefste Position dar, für die Gewichte verfügbar sind. Jede Indexposition besteht schließlich aus einer Gesamtheit von „Erhebungspositionen“. Sie bezeichnen jene Güter, für die effektiv Preise erhoben werden.

Die im Rahmen der Erhebungspositionen erhobenen Preise stellen die Daten dar, aus denen der Landesindex der Konsumentenpreise errechnet wird. Dazu werden diese Preise für jede Indexposition n ($n = 1, \dots, N$) zunächst zu Subindizes SI'_n amalgamiert. Der Subindex SI'_n kennzeichnet die Preisentwicklung der Indexposition n von einer Basisperiode $B = 0$ bis zu einer Vergleichsperiode $V = t$. Die methodische Konzeption, die dabei verwendet wird, wird im folgenden Abschnitt ausführlich dargestellt. Aus den Subindizes SI'_n wird schließlich nach der bekannten Laspeyres'schen Indexformel der aktuelle Wert LIK^t des Landesindex der Konsumentenpreise berechnet, d. h. es gilt

$$(1.1) \quad LIK^t = \sum_{n=1}^N g_n \times SI'_n ,$$

wobei die Gewichte g_n gerade die zur Indexposition n gehörigen Ausgabenanteile darstellen. Die derzeit verwendeten Gewichte stammen aus einer Verbrauchserhebung, die 1990 bei einer Zufallsstichprobe der gesamten Wohnbevölkerung durchgeführt wurde.

Die Preisdaten werden in insgesamt 24 „Indexgemeinden“ erhoben. Diese Indexgemeinden setzen sich im wesentlichen aus den 16 sogenannten MS-Großregionen („Mobilité Spatiale“), die alle Agglomerationen der Schweiz umfassen, zusammen. Zur Schließung

regionaler Lücken und zur Berücksichtigung regionaler Aspekte werden diese durch vier Peripheriezentren und vier Landgemeinden ergänzt. Für spezielle Gütergruppen mit nationalen Einheitspreisen wie etwa Bahn- und Post-Tarife oder auch Radio- und Fernsehkonzessionen werden die Preise vom Bundesamt für Statistik (BFS) zentral auf dem Korrespondenzweg erhoben. Die Mietpreise werden auf der Grundlage einer Zufallsstichprobe von rund 5000 Wohnungen, die aus dem schweizerischen Telefonregister gezogen wird, ermittelt. Monatlich werden Preise nur erhoben für Güter mit kurzfristigen Preisschwankungen wie etwa Nahrungsmittel oder Benzin. Für Güter mit weniger kurzfristigen Schwankungen finden Preiserhebungen lediglich vierteljährlich statt. Ausnahmsweise sind auch längere Erhebungsperiodizitäten möglich.

2. Basisaggregationskonzept

Das Basisaggregationsproblem besteht allgemein darin, für jede Indexposition IP die gesamte Information, die eine Veränderung des „Preises“ dieser Indexposition von einer Basisperiode zu einer Vergleichsperiode kennzeichnet, zu einer einzigen positiven Zahl zu aggregieren. Das Basisaggregationskonzept des BFS umfaßt *drei Aggregationschritte*. Der erste besteht darin, daß für jede Indexposition absatzkanal- und regionsspezifische Teilindizes gebildet werden.

Die Grundlage zur Bildung der absatzkanal- und regionsspezifischen Teilindizes besteht darin, daß für jede Indexposition IP alle Preismeldestellen, bei denen Preise von wenigstens einem Gut erhoben werden, das zu dieser Indexposition gehört, nach zwei Kriterien strukturiert werden. Diese beiden Kriterien sind der Absatzkanal a ($a = 1, \dots, A$), zu dem eine Preismeldestelle gehört, und die Region r ($r = 1, \dots, R$), in der sie sich befindet. Dies bedeutet, daß für jede Indexposition IP die Gesamtheit aller relevanten Preismeldestellen in einer Tabelle mit zweifachem Eingang dargestellt werden kann. Im Tabellenfeld (a, r) werden alle Preismeldestellen zusammengefaßt, die zum Absatzkanal a gehören, sich in der Region r befinden und wenigstens ein Gut anbieten, das zu IP gehört. Dabei ist zu beachten, daß Anzahl und Art der Kategorien der beiden Kriterien Absatzkanal und Region grundsätzlich von der einzelnen Indexposition abhängen, $A = A(IP)$, $R = R(IP)$.

Für die Darstellung des Basisaggregationskonzepts des BFS sei im folgenden von einer beliebigen Indexposition IP und einer beliebigen Kombination (a, r) aus Absatzkanal a und Region r ausgegangen. Für jedes Gut i ($i=1, \dots, n$), das zur betrachteten Indexposition IP gehört, wird für jede Preismeldestelle m ($m=1, \dots, M$), die zur betrachteten Kombination (a, r) gehört und bei welcher der Preis des Gutes i erhoben wird, die zugehörige Preismeßzahl gebildet. Die Anzahl n der Güter, die zu einer Indexposition gehören, hängt dabei im allgemeinen von der Indexposition ab, $n = n(IP)$. Die Anzahl M hängt im allgemeinen vom betrachteten Gut i und der betrachteten Kombination (a, r) ab, $M = M(i) = M(i)$. Im Einzelfall kann $M(i) = 0$ sein, nämlich dann, wenn es in (a, r) keine Preismeldestelle gibt, bei welcher der Preis des Gutes i erhoben wird.

Bezeichnet man für eine gegebene Indexposition IP , einen gegebenen Absatzkanal a und eine bestimmte Region r den Preis, den das i -te Gut, das zur Indexposition IP gehört, bei der m -ten Preismeldestelle in der Basisperiode $B = 0$ kostet mit $p_{ar,im}^0 = p(IP)_{ar,im}^0$, und mit $p_{ar,im}^t = p(IP)_{ar,im}^t$ den entsprechenden Preis in der Vergleichsperiode $V = t$, dann ist die zugehörige Preismeßzahl („Basisrelation“) gegeben mit

$$(2.1) \quad I_{ar,im}^t = p_{ar,im}^t / p_{ar,im}^0.$$

Der *erste Aggregationsschritt* des BFS besteht nun darin, für jede Indexposition IP und jede Kombination (a, r) einen *absatzkanal- und regionspezifischen Teilindex* zu berechnen. Grundidee dieses Teilindexes ist es, als Teuerungsindikator das ungewogene arithmetische Mittel aller absatzkanal- und regionspezifischen Preismesszahlen $I_{ar,im}^t$, $i = 1, \dots, n$ und $m = 1, \dots, M$, d. h.

$$(2.2) \quad I_{ar}^t = I(IP)_{ar}^t = 1 / \sum_{i=1}^{n(IP)} M(i) \left(\sum_{m=1}^{M(i)} I_{ar,im}^t \right)$$

zu verwenden. Für den Fall, daß es innerhalb eines Tabellenfeldes für bestimmte Güter i keine Verkaufsstelle gibt ($M(i) = 0$), wird die innere Summe dieses Ausdrucks gleich Null gesetzt. Falls dies für alle Güter einer Indexposition der Fall ist, wird für dieses Tabellenfeld keine Basisrelation ausgewiesen. Es bleibt leer.

Als Grundlage für die praktische Berechnung dieser Teilindizes dient allerdings nicht die konzeptionelle Formel (2.2), sondern eine rekursive Variante davon. Der Wert I'_{ar} jedes Teilindex für die Periode t kann nämlich äquivalent mit Hilfe der Rekursionsformel

$$(2.2') \quad I'_{ar} = \left[\frac{\sum_{m,i=1}^{M,n} I'_{ar,im}}{\sum_{m,i=1}^{M,n} I'^{t-1}_{ar,im}} \right] \times I'^{t-1}_{ar} = Q'_{ar} I'^{t-1}_{ar}$$

berechnet werden. Bei dieser Rekursionsformel wird also offenbar der Wert I'^{t-1}_{ar} des Teilindex der Vorperiode korrigiert mit dem Quotienten aus dem Wert I'_{ar} des Teilindex für die Periode t und seinem Wert I'^{t-1}_{ar} für die Vorperiode.

Führt man die Rekursion (2.2') zurück bis auf den ersten (sinnvollen) Ausdruck für $t = 1$, so erhält man

$$I'_{ar} = \frac{\sum I'_{ar,mi}}{\sum I'^{t-1}_{ar,mi}} \times \frac{\sum I'^{t-1}_{ar,mi}}{\sum I'^{t-2}_{ar,mi}} \times \dots \times \frac{\sum I'^{t-(t-1)}_{ar,mi}}{nM} \times 1 .$$

Diese Gleichung macht deutlich, daß bei der Berechnung von I'_{ar} einerseits fortlaufend in bestimmter Weise verkettet wird und daß die Rekursionsformel (2.2') mit dem definitorischen Ausdruck (2.2) mathematisch äquivalent ist. Die Zwischenterme für die Perioden 1 bis $t - 1$ kürzen sich heraus.

Der Grund, warum das BFS bei der Berechnung der absatzkanal- und regionspezifischen Teilindizes einer Indexposition von der Rekursionsformel (2.2') ausgeht, liegt in der Möglichkeit, diese Formel im Hinblick auf das Problem neu auf dem Markt auftauchender oder vom Markt verschwindender Güter oder Güterqualitäten flexibel zu interpretieren. Diese Flexibilisierungsmöglichkeit besteht darin, die Gesamtheit der Güter, über die bei der Bildung des Indexes (2.2) summiert wird, periodenabhängig zu betrachten. Dies bedeutet, daß bei der Bildung des Korrekturfaktors Q'_{ar} nicht notwendigerweise über die gleichen Preismeßzahlen summiert wird wie bei der Berechnung des Indexes I'^{t-1}_{ar} der Vorperiode.

Wird auf dem Markt ein neues Gut angeboten und in hinreichender Menge nachgefragt und kann dieses Gut einer bestimmten Indexposition zugeordnet werden, so wird dieses Gut innerhalb dieser Indexposition in bestimmter Weise im Korrekturfaktor Q_{ar}^t ergänzend zu den bisher im Warenkorb befindlichen Gütern berücksichtigt. Wird ein Gut, das bisher dem Warenkorb angehörte, nicht mehr hinreichend nachgefragt, so wird es bei der Summation im Rahmen des Korrekturfaktors nicht mehr berücksichtigt. Innerhalb des Korrekturfaktors Q_{ar}^t wird dabei im Zähler über die gleichen Güter summiert wie im Nenner. Im folgenden sollen die absatzkanal- und regionsspezifischen Teilindizes einer Indexposition IP , falls sie nach der flexibilisierten Rekursionsformel (2.2') berechnet werden, mit RI_{ar}^t bezeichnet werden. Im allgemeinen gilt natürlich $I_{ar}^t \neq RI_{ar}^t$.

Nachdem für eine Indexposition IP alle absatzkanal- und regionsspezifischen Teilindizes RI_{ar}^t ($a = 1, \dots, A; r = 1, \dots, R$) ermittelt worden sind, sind diese Teilindizes zum Gesamtindex dieser Indexposition zu aggregieren. In einem *zweiten Aggregationsschritt* werden im BFS zunächst alle Teilindizes, die zu einem bestimmten Absatzkanal gehören, über die verschiedenen Regionen hinweg zusammengefaßt. Dabei geht man von der Grundidee aus, hierzu das gewogene arithmetische Mittel dieser Teilindizes, d. h.

$$(2.3) \quad I_a^t = I(IP)_a = \sum_{r=1}^R \alpha_r RI_{ar}^t$$

zu verwenden, wobei als Gewicht α_r für den Teilindex RI_{ar}^t ($r = 1, \dots, R$) der Anteil der Bevölkerung der Region r an der Gesamtbevölkerung aller betrachteten Regionen dient. Diese Gewichte sind positiv und summieren sich zu Eins, $\alpha_r > 0$ und $\sum_{r=1}^R \alpha_r = 1$. Sie geben die Bedeutung der einzelnen Region für den Konsum in der schweizerischen Volkswirtschaft wieder. Die zur Berechnung dieser Gewichte notwendigen Bevölkerungszahlen werden aus den Daten der aktuellsten verfügbaren Volkszählung entnommen.

Als Grundlage für die praktische Berechnung der *absatzkanalspezifischen Teilindizes* dient allerdings wieder nicht die konzeptionelle Formel (2.3), sondern wie bei der Bildung der absatzkanal- und regionsspezifischen Teilindizes eine rekursive Variante davon. Der Wert

I dieses Teilindexes für die Periode t wird dadurch ermittelt, daß sein Wert I_a^{t-1} für die Vorperiode $t-1$ geeignet korrigiert wird. Die verwendete Rekursionsformel lautet analog zur Formel (2.2')

$$(2.3') \quad I_a^t = \left[\frac{\sum_{=1} \alpha I_a^t}{\sum_{=1} \alpha I_a^{t-1}} \right] \times I_a^{t-1} = Q_a^t I_a^{t-1} \quad \text{für } t = 1, 2, \dots$$

Bei dieser Rekursionsformel wird also der Wert I_a^{t-1} des absatzkanalspezifischen Teilindexes der Vorperiode korrigiert mit dem Quotienten aus dem Wert I_a^t des Teilindexes für die Periode t und seinem Wert I_a^{t-1} für die Vorperiode. Diese Rekursionsformel ist mathematisch mit dem definitorischen Ausdruck (2.3) äquivalent.

Der Grund, warum das BFS bei der Berechnung absatzkanalspezifischer Teilindexe auf diese Rekursionsformel zurückgreift, liegt ähnlich wie bei der Berechnung der absatzkanal- und regionsspezifischen Teilindizes in der Möglichkeit, diese Formel flexibel zu interpretieren. Die Flexibilisierungsmöglichkeit besteht hier darin, die Regionen, über die bei der Bildung des absatzkanalspezifischen Teilindexe (2.3) summiert wird, periodenabhängig zu betrachten. Dies bedeutet, daß bei der Bildung des Korrekturfaktors Q_a^t nicht notwendigerweise über die gleichen Regionen summiert wird wie bei der Berechnung des Indexe I_a^{t-1} der Vorperiode. Bei Verwendung dieser Formel ist es jederzeit möglich, zusätzliche Regionen zu berücksichtigen oder Regionen entfallen zu lassen. Analog wie bei der Berechnung der absatzkanal- und regionsspezifischen Teilindizes wird innerhalb des Korrekturfaktors Q_a^t im Zähler über die gleichen Regionen summiert wie im Nenner. Im folgenden sollen die absatzkanalspezifischen Teilindizes einer Indexexposition IP , falls sie nach der flexibilisierten Rekursionsformel (2.3') berechnet werden, mit RI_a^t bezeichnet werden. Im allgemeinen gilt natürlich $I_a^t \neq RI_a^t$.

Nachdem für eine Indexexposition IP alle absatzkanalspezifischen Teilindizes ermittelt worden sind, werden diese in einem *dritten Aggregationsschritt* zum *Gesamtindex dieser Indexexposition* zusammengefaßt. Dabei geht man wieder von der Grundidee aus, hierzu das gewogene arithmetische Mittel dieser Teilindizes, d. h.

$$(2.4) \quad I^t = I(IP)^t = \sum_{\alpha=1}^A \beta_{\alpha} RI_{\alpha}^t$$

zu verwenden. Als Gewichte β_a ($a=1, \dots, A$) mit $\beta_a > 0$ und $\sum_{a=1}^A \beta_a = 1$ dienen dabei Faktoren, welche die Bedeutung der einzelnen Absatzkanäle wiedergeben sollen. Diese Gewichte werden vom BFS bei einem Marktforschungsinstitut eingekauft.

Als Grundlage für die praktische Berechnung des Gesamtindex dient allerdings wieder nicht die konzeptionelle Formel (2.4), sondern wie bei der Bildung der bisherigen Teilindizes eine rekursive Variante davon. Der Wert I^t des Gesamtindex einer Indexposition für die Periode t wird dadurch ermittelt, daß sein Wert I^{t-1} für die Vorperiode $t-1$ geeignet korrigiert wird. Die verwendete Rekursionsformel lautet analog zur Formel (2.2')

$$(2.4') \quad I^t = \left[\frac{\sum_{\alpha=1}^A \beta_{\alpha} RI_{\alpha}^t}{\sum_{\alpha=1}^A \beta_{\alpha} RI_{\alpha}^{t-1}} \right] \times I^{t-1} = Q^t I^{t-1} \dots \text{für } t = 1, 2, \dots$$

Bei dieser Rekursionsformel wird also der Wert I^{t-1} des Gesamtindex der Indexposition für die Vorperiode korrigiert mit dem Quotienten aus dem Wert I^t des Gesamtindex für die Periode t und seinem Wert I^{t-1} für die Vorperiode. Diese Rekursionsformel ist analog zur Rekursionsformel (2.2') mathematisch mit dem definitorischen Ausdruck (2.4) äquivalent.

Der Grund, warum das BFS bei der Berechnung des Gesamtindex einer Indexposition auf diese Rekursionsformel zurückgreift, liegt ähnlich wie bei der Berechnung der absatzkanalspezifischen Teilindizes in der Möglichkeit, diese Formel flexibel zu interpretieren. Die Flexibilisierungsmöglichkeit besteht hier darin, die Absatzkanäle, über die bei der Bildung des Gesamtindex (2.4) summiert wird, periodenabhängig zu betrachten. Dies bedeutet, daß bei der Bildung des Korrekturfaktors Q^t nicht notwendigerweise über die gleichen Absatzkanäle summiert wird wie bei der Berechnung des Indexes I^{t-1} der Vorperiode. Bei Verwendung dieser Formel ist es jederzeit möglich, zusätzliche Absatzkanäle zu berücksichtigen oder Absatzkanäle entfallen zu lassen. Innerhalb des Korrekturfaktors Q^t wird im Zähler über die gleichen Absatzkanäle summiert wie im

Nenner. Im folgenden soll der Gesamtindex einer Indexposition n ($n = 1, \dots, N$), falls er nach der flexibilisierten Rekursionsformel (2.4') berechnet wird, mit RI'_n bezeichnet werden. Im allgemeinen gilt natürlich $I'_n \neq RI'_n$.

Die rekursiv ermittelten Gesamtindizes RI'_n ($n = 1, \dots, N$) aller N Indexpositionen stellen nun die Subindizes dar, die in die Formel (1.1) eingehen. Der Landesindex der Konsumentenpreise ergibt sich somit gemäß Gleichung (1.1) als das gewogene arithmetische Mittel

$$(2.5) \quad LIK' = \sum_{n=1}^N g_n \times RI'_n$$

aller rekursiv berechneten Subindizes, wobei die Gewichte g_n die zur Indexposition n gehörigen Ausgabenanteile darstellen. Im folgenden wird nun ausgeführt, wie das BFS bei der Berechnung des Landesindex neu auf dem Markt auftauchende Güter und Qualitätsveränderungen behandelt.

3. Behandlung von Veränderungen auf dem Gütermarkt

Im Zusammenhang mit der permanenten Änderung des Warenangebotes werden in der Praxis der Berechnung Laspeyres'scher Indizes je nach Grad der Änderung eines Gutes üblicherweise zwei Fälle unterschieden. Der *erste Fall* ist dadurch gekennzeichnet, daß sich ein neu angebotenes Gut zwar von allen bisher im Warenkorb erfaßten Gütern unterscheidet, daß es aber im Warenkorb wenigstens ein Gut gibt, mit dem es im Hinblick auf die für die Nutzung wesentlichen Eigenschaften identisch ist. In diesem Sinn kann das neu angebotene Gut als *neue Variante* oder *neues Modell* eines bereits im Warenkorb erfaßten Gutes betrachtet werden. In diesem Fall stellt sich im Hinblick auf die Teuerungsmessung die methodische Aufgabe, ausschließlich qualitätsbedingte Preisveränderungen beim Übergang vom alten zum neuen Modell aus der Indexberechnung zu eliminieren.

Der *zweite Fall* ist dadurch gekennzeichnet, daß sich ein neu angebotenes Gut so stark von allen bisher im Warenkorb erfaßten Gütern unterscheidet, daß es nicht mehr nur als Variante eines bereits erfaßten Gutes interpretiert werden kann, sondern als *neues Gut im eigentlichen Sinn* betrachtet werden muß. In diesem Fall stellt sich im Hinblick auf die Teuerungsmessung die methodische Aufgabe, das neue Gut zu einem angemessenen Zeitpunkt im Rahmen der Indexberechnung zu berücksichtigen. Im folgenden Abschnitt wird zunächst ausgeführt, wie das BFS mit dem zweiten Fall einer Veränderung auf dem Gütermarkt umgeht.

3.1 Behandlung „neuer“ Güter

Im Hinblick auf die Behandlung von im eigentlichen Sinn neuen Gütern sind bei Verwendung des Laspeyres'schen Indexkonzeptes grundsätzlich wieder zwei Fälle zu unterscheiden. Der *erste Fall* ist dadurch gekennzeichnet, daß ein „neues“ Gut als weitere Erhebungsposition einer im Rahmen des aktuellen Indexkonzeptes bestehenden Indexposition zugeordnet werden kann. In diesem Fall soll im folgenden von einem *indexverträglichen* neuen Gut gesprochen werden. Im *zweiten Fall*, der dadurch gekennzeichnet ist, daß ein „neues“ Gut in keine der vorgegebenen Indexpositionen „paßt“ soll von einem *indexunverträglichen* neuen Gut gesprochen werden. Die Aufnahme eines derartigen Gutes erfordert eine Änderung der vorgesehenen Indexpositionen. Dies ist nur im Rahmen einer Indexrevision möglich.

Zunächst ist festzuhalten, daß das BFS durch regen Kontakt mit den Preismeldestellen und durch eigene laufende Marktbeobachtung sehr sensibel für neu auf dem Markt angebotene Güter ist. Die Fallunterscheidung, ob ein „neues“ Gut in eine bestehende Indexposition eingeordnet werden kann oder nicht, hängt offensichtlich davon ab, was unter „passen“ eines „neuen“ Gutes verstanden wird. Dazu liegen beim BFS keine schriftlich formulierten Richtlinien vor. Die Entscheidung, ob ein „neues“ Gut in eine bereits bestehende Indexposition eingeordnet wird oder nicht, wird fallweise zentral von der Abteilung „Preise“ des BFS getroffen. Dabei kann davon ausgegangen werden, daß „neue“ Güter wenn irgendmöglich in eine bestehende Indexposition eingereiht werden. Nur wenn ein „neues“ Gut wirklich erheblich vom Typus aller bestehenden Indexpositionen abweicht, wird bis zur nächsten Indexrevision gewartet und dann explizit eine Indexposition dafür geschaffen. Im

folgenden soll zunächst dargestellt werden, wie das BFS im Fall eines indexverträglichen „neuen“ Gutes vorgeht.

Bei der Behandlung eines indexverträglichen neuen Gutes werden erneut zwei Fälle unterschieden. Der *erste Fall* ist dadurch gekennzeichnet, daß ausschliesslich „der aktuelle Preis“ $p'_{i(neu)}$ des neuen Gutes $i(neu)$ bekannt ist. Der „Preis irgendeiner Vorperiode“ ist unbekannt („Code 3“). Da ein neues Gut von gewisser Marktbedeutung natürlich bei verschiedenen Preismeldestellen mehrerer Absatzkanäle und in mehreren Regionen angeboten wird, gibt es im allgemeinen eine Reihe von aktuellen Preisen, d. h., $p'_{i(neu)} = p'_{ar,i(neu)m}$.

Dies bedeutet, daß dieser erste Fall eines indexverträglichen neuen Gutes, dadurch gekennzeichnet ist, daß es für mindestens ein Tabellenfeld (a, r) mindestens eine Preismeldestelle gibt, bei der ein bestimmtes Gut zum ersten Mal in die Preiserhebung aufgenommen werden soll und von dem in dieser Preismeldestelle kein Vorperiodenpreis bekannt ist. Das neue Gut wird dann in jeder derartigen Preismeldestelle in der Form berücksichtigt, daß für dieses Gut eine artifizielle Preismeßzahl (relativ zur Basisperiode) bestimmt wird. Diese Preismeßzahl wird gerade gleich dem aktuellen Wert RI'_{ar} des Teilindexes gesetzt, der zu dem Tabellenfeld (a, r) gehört, in dem die betrachtete Meldestelle liegt, d. h.

$$(3.1) \quad p'_{ar,i(neu)m} / p^0_{ar,i(neu)m} = RI'_{ar} .$$

Diese Setzung bedeutet, daß ein neues Gut in der Form in die Indexberechnung eingebracht wird, daß sein Basispreis implizit mit

$$(3.2) \quad p^0_{ar,i(neu)m} := \frac{p'_{ar,i(neu)m}}{RI'_{ar}}$$

angesetzt wird. Der Basispreis ergibt sich also durch Rückrechnung des aktuellen Preises mit Hilfe der durchschnittlichen Preisentwicklung im betrachteten Tabellenfeld. Diese Methode soll deshalb im folgenden „Teilindeximputation“ genannt werden. Die Setzung (3.1) bedeutet, daß die Einbringung des neuen Gutes keinen Einfluß auf den Indexwert RI'_{ar} hat. Das BFS spricht deshalb von einem „indexneutralen“ Einbezug eines neuen Gutes.

Der *zweite Fall* eines indexverträglichen neuen Gutes ist dadurch gekennzeichnet, daß neben „dem aktuellen Preis“ $p_{i(neu)}^t$ des neuen Gutes sein „Preis $p_{i(neu)}^{t-1}$ in der Vorperiode“ bekannt ist („Code 2“). Oben wurde bereits erwähnt, daß ein neues Gut von gewisser Marktbedeutung im allgemeinen bei verschiedenen Preismeldestellen mehrerer Absatzkanäle und in mehreren Regionen angeboten wird.

Dies bedeutet, daß dieser zweite Fall eines indexverträglichen neuen Gutes dadurch gekennzeichnet ist, daß es für mindestens ein Tabellenfeld (a, r) mindestens eine Preismeldestelle gibt, bei der ein bestimmtes Gut zum ersten Mal in die Preiserhebung aufgenommen werden soll und von dem in dieser Preismeldestelle ein Vorperiodenpreis bekannt ist. Dies bedeutet, daß es in diesem Fall im allgemeinen nicht nur eine Reihe von aktuellen Preisen, d. h., $p_{i(neu)}^t = p_{ar,i(neu)m}^t$, sondern auch eine Reihe von Preisen der Vorperiode gibt, d. h., $p_{i(neu)}^{t-1} = p_{ar,i(neu)m}^{t-1}$. Ein neues Gut wird nun in der Form berücksichtigt, daß für jede Meldestelle, bei der dieses Gut angeboten wird und bei der ein Vorperiodenpreis bekannt ist, für dieses Gut ebenfalls eine artifizielle Preismeßzahl (relativ zur Basisperiode) bestimmt wird. Diese Preismeßzahl wird gerade gleich der Preismeßzahl des neuen Gutes relativ zur Vorperiode gesetzt multipliziert mit dem Vorperiodenwert des Teilindex, der zu dem Tabellenfeld (a, r) gehört, in dem die betrachtete Meldestelle liegt, d. h.

$$(3.3) \quad \frac{p_{ar,i(neu)m}^t}{p_{ar,i(neu)m}^0} = \frac{p_{ar,i(neu)m}^t}{p_{ar,i(neu)m}^{t-1}} \times RI_{ar}^{t-1} .$$

Diese Setzung bedeutet, daß ein neues Gut in der Form in die Indexberechnung eingebracht wird, daß sein Basispreis implizit mit

$$(3.4) \quad p_{ar,i(neu)m}^0 := \frac{p_{ar,i(neu)m}^{t-1}}{RI_{ar}^{t-1}}$$

angesetzt wird. Der Basispreis ergibt sich also durch Rückrechnung des Vorperiodenpreises mit Hilfe der durchschnittlichen Preisentwicklung im betrachteten Tabellenfeld. Diese Methode soll deshalb im folgenden „Vorperioden-Teilindeximputation“ genannt werden. Auch in diesem Fall wird ein neues Gut in einem bestimmten Sinn in „indexneutraler“ Form in die Indexberechnung einbezogen. Bei beiden eben beschriebenen Prozeduren zur Aufnahme eines neu auf dem Markt angebotenen Gutes ist zu beachten, daß sie darauf beruhen, daß für jedes Tabellenfeld, für das eine Preismeldung für ein „neues“ Gut vorliegt, ein zugehöriger Teilindex ausgewiesen wird. Ist dies nicht der Fall, so wird die Preismeßzahl des „neuen“ Gutes mit Hilfe des zugehörigen Teilindex auf der nächsthöheren Aggregationsstufe festgelegt.

In diesem Abschnitt wurde bisher ausschließlich der Fall eines indexverträglichen neuen Gutes behandelt. Für indexunverträgliche neue Güter müssen neue Indexpositionen geschaffen werden. Die Schaffung neuer Indexpositionen ist aber bei jedem Indexkonzept erst im Rahmen einer Indexrevision möglich. Das gilt insbesondere für das Laspeyres'sche Indexkonzept, wie es als Grundlage auch für den Landesindex der Konsumentenpreise dient. Deshalb werden indexunverträgliche neue Güter im Landesindex der Konsumentenpreise zwangsläufig erst im Rahmen der periodisch stattfindenden Neubasierungen erfaßt.

3.2 Behandlung von „neuen“ Gütervarianten

Im Fall einer Veränderung der Qualität eines Gutes i geht es nicht darum, eine neue Preisreihe zu beginnen, sondern darum, eine bereits bestehende geeignet fortzusetzen. Zur Bestimmung einer aktuellen Preismeßzahl (relativ zur Basisperiode) der qualitätsveränderten neuen Gütervariante $i(\text{neu})$ wird eine geeignete Preismeßzahl $PMZ_{i(\text{neu})}^{t,t-1}$ dieses Gutes relativ zur Vorperiode „verkettet“ mit der Vorperioden-Preismeßzahl (relativ zur Basisperiode) des ursprünglichen Gutes i , d. h. man geht vom allgemeinen Ansatz

$$(3.5) \quad \frac{P_{ar,i(\text{neu})m}^t}{P_{ar,i(\text{neu})m}^0} = PMZ_{i(\text{neu})}^{t,t-1} \times \frac{P_{ar,im}^{t-1}}{P_{ar,im}^0}$$

aus.

Diese Setzung bedeutet, daß eine qualitätsveränderte neue Gütervariante in der Form bei der Indexberechnung berücksichtigt wird, daß ihr Basispreis implizit mit

$$(3.6) \quad p_{ar,i(neu)m}^0 := \frac{p_{ar,i(neu)m}^t}{PMZ_{i(neu)}^{t,t-1}} \times \frac{p_{ar,im}^0}{p_{ar,im}^{t-1}}$$

angesetzt wird. Dieser Basispreis ergibt sich also durch Rückrechnung des aktuellen Preises des qualitätsveränderten Gutes mit Hilfe einer geeigneten Preismeßzahl dieses Gutes relativ zur Vorperiode und der Vorperioden-Preismeßzahl (relativ zur Basisperiode) dieses Gutes vor der Qualitätsveränderung.

Auf der Grundlage dieser allgemeinen Konzeption zur Fortsetzung bestehender Preisreihen werden im BFS bei der Behandlung von Qualitätsveränderungen drei Fälle unterschieden. Der *erste Fall* ist dadurch gekennzeichnet, daß von einem Gut, das im Warenkorb innerhalb einer Erhebungsposition erfaßt wird, eine neue Variante auf dem Markt angeboten wird, die sich von der alten zwar leicht unterscheidet, aber trotzdem noch als äquivalent angesehen werden kann („Code 1“). In solchen Fällen wird die Preisreihe der alten Gütervariante direkt mit dem Preis der neuen fortgesetzt, ohne daß der neue oder der alte Preis in irgendeiner Weise qualitätsbereinigt werden. D. h., der Qualitätsunterschied zwischen neuer und alter Gütervariante wird als so geringfügig angesehen, daß er vernachlässigt werden darf. Innerhalb der betreffenden Erhebungsposition wird lediglich die Artikelbezeichnung geändert.

In diesem ersten Fall wird die Preismeßzahl $PMZ_{i(neu)}^{t,t-1}$ der neuen Gütervariante relativ zur Vorperiode gleich $p_{i(neu)}^t / p_{i(alt)}^{t-1}$ gesetzt. Aus (3.6) erhält man damit gerade

$$(3.7) \quad p_{ar,i(neu)m}^0 := p_{ar,i(alt)m}^0,$$

der Basispreis der neuen Gütervariante wird also implizit gleich dem Basispreis der alten Gütervariante gesetzt.

Der *zweite Fall* der Behandlung von Qualitätsveränderungen ist dadurch gekennzeichnet, daß für die neue Variante $i(neu)$ des betrachteten Gutes i neben dem aktuellen Preis

$p'_{ar,i(neu)m}$ auch der zugehörige Vorperioden-Preis $p^{t-1}_{ar,i(neu)m}$ bekannt ist („Code 7“). In diesem Fall wird als Preismeßzahl $PMZ^{t,t-1}_{i(neu)}$ der neuen Variante gerade die tatsächliche Preismeßzahl $p'_{ar,i(neu)m} / p^{t-1}_{ar,i(neu)m}$ verwendet. Aus (3.6) erhält man damit gerade

$$(3.8) \quad p^0_{ar,i(neu)m} := p^{t-1}_{ar,i(neu)m} \times \frac{p^0_{ar,im}}{p^{t-1}_{ar,im}}.$$

In zweiten Fall der Behandlung von Qualitätsveränderungen wird also der Basispreis der neuen Variante eines Gutes dadurch festgelegt, daß sein ex-post beobachteter Vorperioden-Preis $p^{t-1}_{ar,i(neu)m}$ mit der Vorperioden-Preismeßzahl (relativ zur Basisperiode) $p^{t-1}_{ar,im} / p^0_{ar,im}$ der bisherigen Variante des Gutes zurückgerechnet wird.

Der *dritte Fall* der Behandlung von Qualitätsveränderungen ist dadurch gekennzeichnet, daß für die neue Variante $i(neu)$ des betrachteten Gutes i nur der aktuelle Preis $p'_{ar,i(neu)m}$ bekannt ist („Code 6“). In diesem Fall kann als Preismeßzahl $PMZ^{t,t-1}_{i(neu)}$ der neuen Variante nicht die tatsächliche Preismeßzahl $p'_{ar,i(neu)m} / p^{t-1}_{ar,i(neu)m}$ verwendet werden. Dann behilft man sich beim BFS in der Form, daß man den Vorperioden-Preis $p^{t-1}_{ar,im}$ der bisherigen Variante des betrachteten Gutes geeignet korrigiert. Dazu betrachtet man fallweise für jedes qualitätsverbesserte Gut den Preisunterschied $p'_{ar,i(neu)m} - p^{t-1}_{ar,im}$ zwischen dem aktuellen Preis der qualitätsverbesserten Produktvariante und dem Vorperiodenpreis des ursprünglichen Produktes und schätzt ab, welcher Teil dieser Preisdifferenz eine „reine“ Preissteigerung darstellt und welcher Teil qualitätsbedingt ist. Dann wird der Vorperiodenpreis $p^{t-1}_{ar,im}$ der ursprünglichen Produktvariante in der Form korrigiert, daß ihm der qualitätsbedingte Teil der Preisdifferenz zugeschlagen wird. Dadurch erhält man für die neue Produktvariante den hypothetischen Vorperiodenpreis $p^{t-1}_{ar,i(hyp)m}$. In diesem Fall wird als Preismeßzahl $PMZ^{t,t-1}_{i(neu)}$ der neuen Variante die hypothetische Preismeßzahl $p'_{ar,i(neu)m} / p^{t-1}_{ar,i(hyp)m}$ verwendet. Aus (3.6) erhält man damit gerade

$$(3.9) \quad p^0_{ar,i(neu)m} := p^{t-1}_{ar,i(hyp)m} \times \frac{p^0_{ar,im}}{p^{t-1}_{ar,im}}.$$

In diesem Fall wird also der Basispreis der neuen Variante eines Gutes dadurch festgelegt, daß ein ex-post konstruierter Vorperioden-Preis $p_{ar,i(hyp)m}^{t-1}$ mit der Vorperioden-Preismaßzahl (relativ zur Basisperiode) $p_{ar,im}^{t-1} / p_{ar,im}^0$ der bisherigen Variante des Gutes zurückgerechnet wird.

Das wesentliche Problem dieser Vorgehensweise besteht offenbar in der Schätzung der „reinen“ qualitätsbereinigten Preissteigerung, die mit dem Übergang zu einer neuen Produktvariante verbunden ist. Dazu liegen beim BFS keine schriftlich formulierten Richtlinien vor. In jedem Einzelfall wird diese Schätzung zentral von der Abteilung „Preise“ des BFS erstellt. Dies erfolgt aber stets in Zusammenarbeit mit den Preismeldestellen, bei denen im Regelfall die nötige Vertrautheit mit dem betrachteten Gut gegeben ist. In Einzelfällen berät sich das BFS überdies mit externen Experten.

4. Verzerrungen

Im vieldiskutierten Abschlußbericht der sogenannten „Boskin-Kommission“² wurden für den amerikanischen CPI vier Verzerrungen diagnostiziert, nämlich ein *Substitutions-Bias*, ein *Qualitäts-Bias*, ein *Neue-Produkte Bias* und ein *Absatzkanal-Bias*. Dabei ist zu beachten, daß diese Verzerrungen stets als Verzerrungen relativ zum Lebenshaltungskostenindex betrachtet werden. Dieser Referenzpunkt wird nicht weiter hinterfragt. Im folgenden soll zwar auch der LIK auf Verzerrungen relativ zum „wahren“, aber natürlich unbekanntem Lebenshaltungskostenindex untersucht werden. Zu beachten ist dabei aber, daß ein Preisindex, der relativ zu diesem Indexkonzept verzerrt ist, bezüglich eines anderen Indexkonzepts durchaus unverzerrt sein kann.

Neben den im Boskin-Report untersuchten Verzerrungen kann ein Preisindex selbstverständlich noch weiteren Verzerrungen unterliegen. Dies ist immer dann möglich, wenn in das verwendete Indexkonzept irgendwelche Parameterwerte eingehen, die über diejenigen Parameter hinausgehen, durch die das Indexkonzept an sich gekennzeichnet ist. Solche Parameterwerte sind entweder bekannte Größen oder sie sind Schätzungen

² Boskin et al. (1996).

derartiger Größen. Falls es sich um bekannte Größen handelt, besteht die Gefahr von Verzerrungen darin, daß diese Werte im Rahmen einer Indexrevision in das Indexkonzept eingebracht wurden und nicht fortlaufend aktualisiert werden. Falls es sich um Schätzungen handelt, besteht eine zusätzliche Gefahr von Verzerrungen darin, daß diese Schätzungen selbst verzerrt sind.

In diesem Abschnitt soll nun diskutiert werden, inwieweit der Landesindex der Konsumentenpreise Verzerrungen unterliegt. Für eine ausführliche Diskussion dieser Frage sei auf eine vom BFS in Auftrag gegebene Studie verwiesen.³

4.1 New-Product Bias

Im folgenden soll zunächst untersucht werden, inwieweit beim Landesindex der Konsumentenpreise bei der Berücksichtigung indexverträglicher „neuer“ Güter Verzerrungen auftreten.

In manchen Ländern, in denen mit dem Laspeyres'schen Indexkonzept gearbeitet wird, - etwa in der Bundesrepublik Deutschland - werden für jede Indexexposition ein oder mehrere sogenannte „Preisrepräsentanten“ bestimmt, an denen möglichst lange festgehalten werden soll. Diese stellen die Gütervarianten dar, von denen effektiv die Preise erhoben werden. Die Auswahl der Preisrepräsentanten wird lediglich in periodischen Abständen etwa von fünf Jahren aktualisiert. Dies bedeutet, daß die Indexberechnung gegenüber indexverträglichen „neuen“ Gütern in gewissem Ausmaß „immunisiert“ wird.

Demgegenüber verfolgt das BFS beim Landesindex der Konsumentenpreise auf der Ebene Indexexposition eine sehr flexible Strategie. Durch regen Kontakt mit den Preismeldestellen und durch eigene laufende Marktbeobachtung ist man nicht nur bemüht, indexverträgliche „neue“ Güter möglichst rechtzeitig zu erkennen. Das vom BFS entwickelte Basisaggregationskonzept bietet überdies auch den methodischen Rahmen, der nötig ist, um „neue“ Güter laufend in die Indexberechnung mit einzubeziehen (vgl. Abschnitt 2). Im

³ Brachinger/Schips/Stier (1999).

Rahmen der rekursiven Indexformeln RI'_{ar} besteht die Möglichkeit, die Gesamtheit der Güter, über die am aktuellen Rand summiert wird, laufend zu aktualisieren.

Internen Arbeitsunterlagen des BFS⁴ kann entnommen werden, daß in den Jahren 1996 bis 1998 in die Berechnung des Landesindex der Konsumentenpreise jeden Monat durchschnittlich 105 358 Preismeldungen eingehen. Monatlich werden durchschnittlich 714 Preisreihen nicht mehr fortgesetzt („Code 0“), durchschnittlich 724 Preismeldungen kommen neu hinzu („Code 2“ oder „Code 3“). Dies bedeutet, daß von 1996 bis 1998 über alle Indexpositionen hinweg die durchschnittliche monatliche Austauschrate bei etwa 1,4 % lag. Dies ist zunächst kein besonders hoher Wert. Dabei ist aber zu beachten, daß in den Gesamtindex sehr viele Indexpositionen eingehen, bei denen nur vergleichsweise selten „neue“ Güter auftreten.

Viele Indexposition, bei denen aufgrund von Modeschwankungen eher häufiger „neue“ Güter auf dem Markt angeboten werden, enthält die Hauptgruppe „Bekleidung und Schuhe“. Dieser Hauptgruppe kommt im Landesindex der Konsumentenpreise ein Gewicht von 6 518 Prozentpunkten zu. In den Jahren von 1996 bis 1998 wurden in dieser Hauptgruppe jeden Monat im Durchschnitt 14 059 Preise erfaßt. Dabei wurden einerseits durchschnittlich 132 Preismeldungen mit dem Code 0 und andererseits 165 Preismeldungen mit den Codes 2 oder 3 gekennzeichnet. D. h., rund 1 % der Preismeldungen fielen durchschnittlich pro Monat aus der aktuellen Indexberechnung heraus und rund 1,2 % der Preismeldungen kamen neu hinzu. Insgesamt heißt dies, daß sich in dieser Hauptgruppe die durchschnittliche monatliche Austauschrate bei den Preismeldungen bei etwa 2,2 % bewegte.

Bei den meisten Indexpositionen dieser Hauptgruppe werden die Preise aber nur halbjährlich, bei einigen auch nur vierteljährlich erhoben. Änderungen an der Gesamtheit der Güter, über die innerhalb des zugehörigen Indexes RI' summiert wird, können somit faktisch nur in den Monaten Februar, Mai, August und November vorgenommen werden. Dies bedeutet zunächst, daß man beim BFS davon ausgeht, daß dieser Erhebungsrhythmus der Geschwindigkeit der Marktentwicklung angepaßt ist. In den Monaten, in denen

⁴ Bundesamt für Statistik (1998).

tatsächlich Preise erhoben werden, ist man beim BFS tatsächlich sehr flexibel. Mittelt man bei der Ermittlung der Austauschrate nur über diejenigen Monate, in denen tatsächlich Preise erhoben werden, so fielen in den Jahren 1996 bis 1998 durchschnittlich 2,8 % aus der aktuellen Indexberechnung heraus. Im Durchschnitt kamen 3,3 % der Preismeldungen neu hinzu. Dies bedeutet, daß in der Hauptgruppe „Bekleidung und Schuhe“ in den Monaten, in denen tatsächlich Preise erhoben werden, die durchschnittliche Austauschrate bei etwa 6,1 % liegt. Dies ist ein beachtlich hoher Wert.

Wird dieser Wert auch über alle Hauptgruppen insgesamt nicht erreicht, so zeigt er doch, daß das BFS im Hinblick auf die laufende Aktualisierung der erfaßten Güter auf Basisaggregationsebene nicht nur über ein geeignetes methodisches Instrumentarium verfügt, sondern daß es dieses Instrumentarium auch ausgiebig nutzt. Ein Vergleich mit den USA oder Deutschland verdeutlicht dies: In der Schweiz fanden neue Produkte der Elektronik-Industrie wie etwa CD und CD-Player sowie Videorecorder und -cassetten wesentlich früher Eingang in die Messung der Teuerungsentwicklung. Der *Neue-Produkte-Bias* durch zu lange Erfassung „alter“ Güter sowie durch Nicht-Berücksichtigung indexverträglicher „neuer“ Güter dürfte beim LIK deshalb praktisch vernachlässigbar sein.

Eine Verzerrung könnte allerdings trotz eines hohen Aktualitätsgrades bezüglich der erfaßten Güter dann auftreten, wenn die Methodik, nach der neue Preisreihen in die Indexberechnung eingebracht werden, Verzerrungseffekte mit sich bringt. Zur Einbringung neuer Preisreihen verwendet das BFS je nach verfügbarer Information die Methoden der Teilindeximputation (3,2) und der Vorperioden-Teilindeximputation (3,4). Diese Methoden sind mit der „Class-Mean Methode“ und der „Link-Methode“, die etwa das amerikanische Bureau of Labor Statistics verwendet, eng verwandt. Wie diese tendieren die Methoden, die das BFS verwendet, deshalb zu einer Überzeichnung der aktuellen Preisentwicklung. Preissenkungen, wie sie bei „neuen“ Gütern, die sich auf dem Markt durchsetzen, in einer ersten Phase ihres Lebenszyklus üblich sind, werden im allgemeinen erst verspätet erfaßt. Dies gilt für die Methode der Vorperioden-Teilindeximputation weniger als für die Methode der Teilindeximputation, weil bei der Vorperioden-Teilindeximputation ein sofort wirksamer Einbezug des „neuen“ Gutes in die Indexberechnung erfolgt.

In der Praxis kann man allerdings keineswegs davon ausgehen, daß es generell besser ist, ein neues Gut zum Zeitpunkt t bereits indexwirksam in die Indexberechnung einzu beziehen. Wann die Preisveränderung eines indexverträglichen „neuen“ Gutes indexwirksam werden sollte, hängt von der Marktbedeutung dieses Gutes ab. Nur dann, wenn ein Gut zum Zeitpunkt t bereits eine gewisse Marktbedeutung besitzt, tendiert die Teilindeximputation zur Überschätzung der tatsächlichen Preisentwicklung. Dies bedeutet, daß letztlich der Zeitpunkt, zu dem ein indexverträgliches „neues“ Gut in die Indexberechnung eingebracht wird, entscheidend ist. Es wurde bereits darauf hingewiesen, daß das BFS sehr bemüht ist, indexverträgliche „neue“ Güter möglichst rechtzeitig in die Indexberechnung einzubringen, und daß das verwendete Basisaggregationskonzept einen dafür in hohem Maße geeigneten Rahmen bietet.

Insgesamt wird der Umgang des BFS mit indexverträglichen „neuen“ Gütern deshalb den Anforderungen an eine zeitgerechte und unverzerrte Erfassung in hohem Maße gerecht. Methodisch besteht eine minime Tendenz zu einer positiven Verzerrung, also einem *positiven*, „*New-Product Bias*“. Diese Tendenz dürfte aber praktisch kaum ins Gewicht fallen.

Im Hinblick auf die Frage, inwieweit beim Landesindex der Konsumentenpreise bei der Berücksichtigung *indexunverträglicher* „*neuer*“ Güter Verzerrungen auftreten, ist noch einmal zu betonen, daß der LIK ein Preisindex vom Laspeyres'schen Typ ist. Jeder derartige Index basiert auf der Idee eines festen Warenkorbes und ist deshalb grundsätzlich nicht aufnahmefähig für *indexunverträgliche* „*neue*“ Güter. Insofern unterliegt er zwangsläufig dann einer Verzerrung, wenn auf dem Markt *indexunverträgliche* „*neue*“ Güter auftauchen, die von den Konsumenten nachgefragt werden und eine von der allgemeinen Preisentwicklung abweichende Preisänderungstendenz haben. Diese Art von „*New-Product Bias*“ ist damit offenbar ein Spezialfall des sogenannten „*oberen Substitutionsbias*“.

4.2 Oberer Substitutionsbias

Ein *oberer Substitutionsbias* tritt beim Laspeyres'schen Indexkonzept dann auf, wenn beim „repräsentativen Haushalt“ Güter, die einer bestimmten Indexexposition zugerechnet werden und relativ teurer geworden sind, durch solche, die relativ billiger geworden sind, aber einer anderen Indexexposition zugerechnet werden, substituiert werden. Dann treffen nämlich

die Gewichte, mit denen die betreffenden Indexpositionen in den Gesamtindex eingehen, nicht mehr zu. Beim Landesindex der Konsumentenpreise tritt ein oberer Substitutionsbias dann auf, wenn bei der Amalgamation der Gesamtindizes aller Indexpositionen zum Landesindex Gewichte verwendet werden, die nicht der aktuellen Gewichtung der Konsumenten entsprechen. Dies ist insbesondere dann der Fall, wenn die Konsumenten ein indexunverträgliches „neues“ Gut nachfragen, weil dabei derjenige Anteil an den Konsumausgaben, der für das „neue“ Gut ausgegeben wird, bei einer oder mehreren Indexpositionen abzuziehen ist.

Der Landesindex der Konsumentenpreise unterliegt somit konstruktionsbedingt einem oberen Substitutionsbias. Dieser Bias fällt bei einem Laspeyres'schen Indexkonzept offenbar um so geringer aus, je häufiger die Gewichte der einzelnen Indexpositionen und die Indexpositionen an sich an die aktuelle Konsumstruktur angepaßt werden. Seit den 50er Jahren wurde der US-amerikanische CPI durchschnittlich alle 11,25, der schweizerische LIK alle 10 Jahre umbasiert. Der Zeitraum zwischen zwei Indexrevisionen und somit zwischen zwei Anpassungen auf der Ebene der Indexpositionen ist also in der Schweiz zwar kürzer als in den USA, aber nur unwesentlich. Allerdings sind in der Schweiz die Gewichte zu dem Zeitpunkt, zu dem sie erstmalig in die Indexberechnung eingehen, wesentlich aktueller als dies in den USA der Fall ist. In der Schweiz sind sie im allgemeinen etwa ein bis zwei Jahre alt, während sie in den USA zu diesem Zeitpunkt im allgemeinen bereits 3 bis 5 Jahre alt sind. Deshalb kann davon ausgegangen werden, daß der *obere Substitutions-Bias* des LIK sicher nicht über dem des CPI liegen wird.

4.3 Basisaggregationsbias

Eine weitere Verzerrung, auf die der Landesindex zu untersuchen ist, ist ein Bias, der im folgenden Basisaggregationsbias genannt werden soll. Ein *Basisaggregationsbias* tritt dann auf, wenn die Art und Weise, in der die erhobenen Preismeldungen bei der Basisaggregation verarbeitet werden, zu Subindizes für die Indexpositionen führt, die vom „Idealbild“ eines Subindexes abweichen. Dieses Idealbild ist durch die inhaltlichen und formalen Zielvorstellungen bzw. Ansprüche geprägt, die mit der Berechnung eines Subindexes verfolgt werden. Eine Abweichung von formalen Ansprüchen soll hier *Formelbias* und eine Abweichung vom Ziel einer Messung der Veränderung von Lebenshaltungskosten

soll in Anlehnung an die Diktion der Boskin-Kommission *unterer Substitutionsbias* genannt werden.

Geht man von dem formalen Ziel aus, daß eine Indexformel, die bei der Basisaggregation verwendet wird, möglichst alle bekannten Indexaxiome, also insbesondere Zeitumkehr- und Verkettungsaxiom erfüllen sollte, so ist das vom BFS verwendete Basisaggregationskonzept zwingend verzerrt, d. h. es unterliegt einem Formelbias. Bekanntlich gilt nämlich für das arithmetische Mittel von Preismeßzahlen, den sogenannten Carli-Index P , für beliebige Preisvektoren $\mathbf{p}_B, \mathbf{p}_V$ die Ungleichung

$$(4.1) \quad P^{Ca}(\mathbf{p}_B, \mathbf{p}_V) P^{Ca}(\mathbf{p}_V, \mathbf{p}_B) \geq 1 = P^{Ca}(\mathbf{p}_B, \mathbf{p}_B).$$

Diese Gleichung bedeutet insgesamt, daß der Carli-Index weder dem Zeitumkehraxiom noch dem Verkettbarkeitsaxiom genügt und einen *systematischen positiven Bias* aufweist.⁵ Gleichung (4.1) legt zunächst eine positive Verzerrung aller absatzkanal- und regionspezifischen Teilindizes, d. h. eine Überschätzung der „wahren“ formal korrekten Subindizes nahe.

Diese Indizes werden aber effektiv mit Hilfe der flexibilisierten Rekursionsformel (2.2') berechnet. Eine genauere Betrachtung dieser Rekursionsformel zeigt, daß der nach dieser Formel berechnete Index RI_a in einem bestimmten Sinn einen *Kettenindex* darstellt. Der Quotient Q'_{ar} , der zur Korrektur des Indexwertes der Vorperiode herangezogen wird, kann nämlich interpretiert werden als der auf die Vorperiode $t-1$ umbasierte aktuelle Wert I'_{ar} des aktuellen absatzkanal- und regionspezifischen Teilindex I_{ar} . Dieser Index ist durch den Güterkorb gekennzeichnet, der in der Periode t der Berechnung des absatzkanal- und regionspezifischen Teilindex zugrunde liegt. Der auf die Vorperiode umbasierte aktuelle Wert I'_{ar} des aktuellen absatzkanal- und regionspezifischen Teilindex I_{ar} wird fortlaufend mit dem rekursiv ermittelten Indexwert RI_{ar}^{t-1} der Vorperiode verkettet.

⁵ Vgl. Diewert (1995), S. 4.

Diese Vorgehensweise ist streng genommen aber nur dann zulässig, wenn das verwendete Indexkonzept das Verkettbarkeitsaxiom erfüllt. Nur dann ist nämlich bekanntlich der durch Umbasierung gewonnene Indexwert für eine Berichtsperiode relativ zu einer Vergleichsperiode mit dem tatsächlichen Indexwert für diese Berichtsperiode relativ zur gleichen Vergleichsperiode identisch. Das wesentliche Problem des Basisaggregationskonzepts des BFS besteht also aus theoretischer Sicht darin, daß es das Verkettbarkeitsaxiom nicht erfüllt.

Dies bedeutet, daß im allgemeinen der aktuelle Indexwert $I'_{ar} = I'^{t,0}_{ar}$ relativ zur Basisperiode 0, nachdem er auf die Vorperiode $t - 1$ umbasiert wurde, nicht mit dem eigentlich interessierenden aktuellen Indexwert $I'^{t,t-1}_{ar}$ relativ zur Vorperiode übereinstimmt, d. h. im allgemeinen gilt

$$(4.2) \quad Q'_{ar} := \frac{\sum_{m,t=1}^{M,n} I'_{ar,tm}}{\sum_{m,t=1}^{M,n} I'^{t,t-1}_{ar,tm}} = I'^{t,0}_{ar} / I'^{t-1,0}_{ar} \neq I'^{t,t-1}_{ar} .$$

In Anbetracht des systematischen positiven Bias, den der Carli-Index aufweist, besteht grundsätzlich das Risiko, daß der eigentlich interessierende aktuelle Indexwert $I'^{t,t-1}_{ar}$ durch den Quotienten Q'_{ar} tendenziell in einem gewissen Ausmaß *unterschätzt* wird. Da alle Teilindizes I_{ar} vom Carlischen Typ sind, ist nämlich zu erwarten, daß im allgemeinen wegen Gleichung (4.1)

$$(4.3) \quad I'^{t,0}_{ar} \leq I'^{t,t-1}_{ar} \cdot I'^{t-1,0}_{ar}$$

gelten wird.

Eine genauere Analyse des rekursiven Indexes RI'_{ar} zeigt, daß dieses Unterschätzungsrisiko für den Fall ausgeschlossen werden kann, daß zum Zeitpunkt t lediglich neue Güter in den Index eingebracht werden. Neue Güter werden nämlich wie in Abschnitt 3.1 ausgeführt in der Indexberechnung in „indexneutraler“ Form erfaßt. Dies bedeutet aber, daß für jedes t der Indexwert $I'^{t-1,0}_{ar}$ der Vorperiode relativ zur Basisperiode, berechnet aus den Preismesszahlen der bisherigen Güter und den der neu hinzugekommenen, mit dem

Indexwert RI_{ar}^{t-1} , in dem die in t neu hinzugekommenen Güter noch nicht berücksichtigt sind, übereinstimmt. Daraus folgt gerade, daß sich der Nenner von Q_{ar}^t und RI_{ar}^{t-1} in der flexibel interpretierten Formel (2.2') herauskürzen und RI_{ar}^t mit dem interessierenden Indexwert I_{ar}^t übereinstimmt.

Unübersichtlicher wird die Frage, inwieweit der Index RI_{ar}^t wegen (4.1) einem Unterschätzungsrisiko ausgesetzt ist, wenn in t nicht nur neue Güter hinzukommen, sondern auch alte entfallen. Modellrechnungen haben gezeigt, daß davon auszugehen ist, daß der Quotient Q_{ar}^t in der Praxis den eigentlich interessierenden Indexwert $I_{ar}^{t,t-1}$ sowohl über- als auch unterschätzen kann. Er kann aber auch gelegentlich mit diesem Wert übereinstimmen. Diese Modellrechnungen haben jedoch darüber hinaus verdeutlicht, daß das Ausmaß der Verzerrung in Fällen der Überschätzung im allgemeinen deutlich geringer ist als in Fällen der Unterschätzung.

Vor allem zeigte sich bei diesen Modellrechnungen, daß die Frage, ob der rekursive Index RI_{ar}^t eher über- oder unterzeichnet, bei Preissteigerungen bei den verbleibenden Gütern vor allem davon abhängt, wie sich die Preise der entfallenden Güter zuletzt entwickelt hatten. Bei Preissteigerung bei diesen Gütern ist von einer Überzeichnung der Preisentwicklung auszugehen, bei Preissenkungen von einer Unterzeichnung. Da das BFS Ausverkaufspreise generell nicht berücksichtigt, ist im allgemeinen eher davon auszugehen, daß die Preise der entfallenden Güter nicht sinken. Inwieweit sich die eher seltenen Fälle relativ größerer Unterschätzungen und die eher häufigen Fälle relativ geringerer Überschätzungen die Waage halten, kann ohne aufwendigere empirische Analysen nicht gesagt werden. Aus den Ausführungen in Abschnitt 7.4.6 geht hervor, daß in den Jahren 1996 bis 1998 monatlich im Durchschnitt nur 0,7 % der Preisreihen nicht mehr fortgesetzt wurden. Der im Rahmen des Basisaggregationskonzepts des BFS offenbar problematische Fall entfallender alter Güter spielt also nur eine recht bescheidene Rolle. Insgesamt kann deshalb davon ausgegangen werden, daß der Landesindex höchstens einem vergleichsweise sehr geringen Formelbias unterliegt. Dieser kann einmal schwach positiv und einmal schwach negativ ausfallen.

Nach Aussage des BFS sind bei vielen derzeitigen Indexpositionen Substitutionsbeziehungen zu beobachten. Substitutionsbeziehungen werden aber beim Basisaggregationskonzept des BFS offenbar nicht erfaßt. Demgegenüber würden sie bekanntlich erfaßt, wenn man das arithmetische Mittel durch das geometrische ersetzt. Dies legt es nahe, das Ausmaß der Verzerrung, das in diesem Sinne im Basisaggregationskonzept des BFS steckt, d. h. das Ausmaß des unteren Substitutionsbias durch einen Vergleich zwischen arithmetischer Mittelung und geometrischer abzuschätzen. Da das arithmetische Mittel bekanntlich immer größer oder gleich dem geometrischen ist, wird beim Basisaggregationskonzept des BFS in diesem Sinn mit Sicherheit eine Überschätzung vorliegen, d. h., der *untere Substitutionsbias* wird *positiv* sein.

Im BFS wurde intern eine Simulationsstudie durchgeführt, in der für eine bestimmte Indexposition, nämlich die Indexposition „Sportartikel“, mit realen Daten für die Perioden von Mai 1993 bis Dezember 1997 das arithmetische und das geometrische Mittel miteinander verglichen wurden. Als Ergebnis dieser Studie kann festgehalten werden, daß das arithmetische Mittel die Teuerung um durchschnittlich 0,23 Basispunkte jährlich überschätzt. Simulationsstudien in den USA haben gezeigt, daß der Übergang zum geometrischen Mittel auf der Ebene der Basisaggregationen zu einer Reduktion der Indexwerte von Indexpositionen führt, die im allgemeinen unter etwa 0,5 Basispunkten liegt. Aufgrund der Flexibilität des Basisaggregationskonzepts des BFS sollte der *untere Substitutionsbias* beim Landesindex der Konsumentenpreise *deutlich unter diesem Wert* liegen. Zur Orientierung kann der vom BFS selbst ermittelte Wert von etwa 0,2 Basispunkten dienen. Dabei ist aber zu beachten, daß es sich bei dem untersuchten Beispiel (Sportartikel) um eine Indexposition handeln dürfte, innerhalb der relativ viel substituiert wird. Dieser Wert sollte bei anderen Indexpositionen also eher niedriger liegen.

4.4 Qualitäts-Bias

Eine weitere Verzerrung, auf die der Landesindex zu untersuchen ist, ist der Qualitäts-Bias. Eine derartige Verzerrung tritt dann auf, wenn Qualitätsänderungen bei den erfaßten Gütern im Rahmen der Preismessung nicht korrekt berücksichtigt werden, wenn also beim Wechsel zu einer neuen Gütervariante die Qualitätskomponente der Preisänderung nicht zutreffend aus der Preisänderung „herausgerechnet“ wird.

In Abschnitt 3.2 wurde darauf hingewiesen, daß das BFS bei der Behandlung von Qualitätsveränderungen drei Fälle unterscheidet, die mit den Codes 1, 6 bzw. 7 gekennzeichnet werden. Während der Jahre 1996 bis 1998 wurden über alle Indexpositionen hinweg monatlich im Durchschnitt 303 (0,3 %) Preismeldungen mit dem Code 1 versehen, 68 (0,06 %) mit dem Code 6 und 38 (0,04 %) mit dem Code 7. Dies bedeutet, daß insgesamt im Durchschnitt nur etwa 0,4 % der Preismeldungen qualitätsveränderte „neue“ Gütervarianten betreffen. Dies ist im Vergleich zu den oben erwähnten 1,4 % der Preismeldungen, die „neue“ und „alte“ Güter betreffen, die durchschnittlich im Monat neu in den Warenkorb aufgenommen werden bzw. entfallen, erstaunlich wenig.

Bei Preismeldungen, die mit dem Code 1 gekennzeichnet sind, wendet das BFS die „Methode des direkten Vergleichs“ an, d. h. die „alte“ Preisreihe wird einfach durch die Preise der „neuen“ Gütervariante fortgesetzt. Es erfolgt lediglich eine Änderung der Artikelbezeichnung. In Fällen, wo auf dem Markt zwar eine „neue“ Gütervariante beobachtet wird, beide Varianten aber als qualitativ äquivalent eingestuft werden, ist es stets denkbar, daß kleine Qualitätsveränderungen unzutreffenderweise als Preisveränderung betrachtet werden. Geht man davon aus, daß es sich bei Qualitätsveränderungen meist um Qualitätsverbesserungen handelt und daß zur Reduktion des Meldeaufwands eher zu viele als zu wenige „neue“ Gütervarianten als qualitativ äquivalent eingestuft werden, so tendiert diese „Methode des direkten Vergleichs“ zu einer leichten positiven Verzerrung.

Die Vorgehensweise des BFS im zweiten Fall einer Qualitätsveränderung ist (Code 7) offenbar mit der in Deutschland und den USA gebräuchlichen Methode der sogenannten *Verkettung im überlappenden Zeitraum* („*overlap pricing*“ oder im Boskin-Report auch „*linking*“ genannt) eng verwandt. Diese Methode wird im allgemeinen dann eingesetzt, wenn in einer „Überlappungsperiode“ gleichzeitig der Preis der alten und der „neuen“ Gütervariante vorliegen. Dann wird der Preisunterschied zwischen der alten und der „neuen“ Gütervariante in dieser Periode als Schätzung für den Wert ihres Qualitätsunterschieds betrachtet. Die „echte“ Preisveränderung des betrachteten Gutes von der Basisperiode bis zur Überlappungsperiode wird gleich der Preisveränderung der alten Gütervariante gesetzt.

Der Unterschied zwischen der vom BFS praktizierten Methode und der Methode der Verkettung im überlappenden Zeitraum besteht darin, daß bei der Vorgehensweise des BFS

zur Schätzung des Wertes des Qualitätsunterschieds zwischen alter und „neuer“ Variante nicht der Preisunterschied zwischen der alten und der „neuen“ Gütervariante in Periode t , sondern jener in der Vorperiode $t-1$ herangezogen wird. Die „echte“ Preisveränderung beim Übergang von der alten zur „neuen“ Gütervariante in Periode t wird dementsprechend bereits durch die Preisveränderung der neuen Variante beim Übergang von der Vorperiode $t-1$ zur aktuellen Periode t gemessen. Die vom BFS praktizierte Methode kann deshalb als *Vorperioden-Verkettung* bezeichnet werden.

Wenn die Preisdifferenz zwischen der älteren und der neueren Variante eines Gutes in Periode $t-1$ als Bewertung ihres Qualitätsunterschieds durch den Markt interpretiert wird, so bedeutet dies, daß der qualitätsbereinigte Preis beider Gütervarianten implizit als identisch betrachtet wird. Wird aber in einer Periode der qualitätsbereinigte Preis zweier Gütervarianten als identisch betrachtet, so kann für diese Periode die aktuelle Meßzahl (relativ zu einer Basisperiode) der neuen Gütervariante gleich gesetzt werden mit der aktuellen Meßzahl (relativ zur selben Basisperiode) der alten Gütervariante. D. h., die Teuerung der älteren Gütervariante von der Basisperiode bis zur aktuellen Periode wird quasi auf die „neue“ Gütervariante übertragen. In diesem Sinn wird durch die Verkettung der Preisunterschied der beiden Gütervarianten bei der Ermittlung der Meßziffer der neuen Variante „ausgeschaltet“.⁶

Aus der Gleichheit der Meßzahlen der beiden Gütervarianten in Periode $t-1$ folgt, daß der unbekannte Basispreis der neuen Gütervariante gerade gemäß (3.8) angesetzt werden. Diese Setzung bedeutet, daß in der Überlappungsperiode $t-1$ für die neue Gütervariante meist eine Preissteigerung angesetzt wird. Meist liegt nämlich der aktuelle Preis der älteren Gütervariante über dem der Basisperiode. D. h., bei der Verkettung wird für die neue Gütervariante in der Periode, in der sie zum ersten Mal in die Indexberechnung eingeht, nicht selten eine Preissteigerung angesetzt. Diese Überlegungen gelten für jede beliebige Periode.

Das wesentliche Problem der Verkettung besteht offenbar in der impliziten Annahme, daß der qualitätsbereinigte Preis der beiden Varianten des betrachteten Gutes in der Über-

⁶ Für eine modellmäßige Betrachtung vgl. Brachinger et. al. (1999), S. 177 f.

lappungsperiode identisch ist. Der Vorteil der Vorperioden-Verkettung gegenüber der herkömmlichen Verkettung besteht darin, daß diese Annahme nur für die Vorperiode gemacht wird. Am aktuellen Rand der Preisreihe beim Übergang von Periode $t-1$ zur Periode t wird bei der Vorperioden-Verkettung anders als bei der herkömmlichen Verkettung bereits die tatsächliche Entwicklung des qualitätsbereinigten Preises, d. h. die tatsächliche Preisveränderung der neuen Variante des betrachteten Gutes berücksichtigt. Dies bedeutet, daß das Überschätzungspotential der Vorperioden-Verkettung deutlich geringer anzusetzen ist als das der herkömmlichen Verkettungsmethode.

Bei der Vorgehensweise des BFS im dritten Fall einer Qualitätsänderung (Code 6) handelt es sich um ein sogenanntes direktes Verfahren der Qualitätsbereinigung von Preisunterschieden. Derartige Methoden sind dadurch gekennzeichnet, daß bei ihnen der Geldwert einer Qualitätsänderung direkt geschätzt wird. Das Hauptproblem all dieser Methoden liegt gerade in der korrekten Bewertung von Qualitätsunterschieden. Anders als dies von der Boskin-Kommission vertreten wird, unterliegen direkte Qualitätsanpassungen a priori aber sowohl einem positiven als auch einem negativen Verzerrungsrisiko. Dies gilt insbesondere, wenn solche Anpassungen auf Kostenschätzungen der Produzenten beruhen.⁷

Das BFS verfolgt mit den Methoden, mit denen es Veränderungen auf dem Gütermarkt angeht, offenbar das Ziel, zu dem Zeitpunkt, zu dem ein indexverträgliches „neues“ Gut in die Indexberechnung eingebracht wird, nach Möglichkeit neben dem aktuellen Preis bereits seinen tatsächlichen Vorperiodenpreis zu berücksichtigen. Diese Strategie bedeutet im Fall eines indexverträglichen „neuen“ Gutes, daß in der Preismeßzahl, mit der dieses zum ersten Mal in die Indexberechnung eingebracht wird, der Einfluss der vergleichbaren reiferen Güter reduziert wird. Im Fall einer „neuen“ Gütervariante bedeutet sie eine Robustifizierung der Preismeßzahl, mit der diese zum ersten Mal in die Indexberechnung eingebracht wird, gegen irreguläre Preissetzungen beim alten Gut am aktuellen Rand. Insgesamt kann deshalb festgehalten werden, daß der Qualitäts-Bias zwar auch beim Landesindex der Konsumentenpreise tendenziell positiv ist, aber deutlich niedriger ausfallen dürfte als dies etwa beim CPI der Fall ist.

⁷ Vgl. Griliches (1971), S. 11.

4.5 Absatzkanal- und Regionalbias

Einleitend wurde darauf hingewiesen, daß ein Preisindex dann noch weiteren Verzerrungen unterliegen kann, wenn in das verwendete Indexkonzept irgendwelche speziellen Parameterwerte eingehen. Spezielle Parameterwerte, die beim Landesindex der Konsumentenpreise in das Basisaggregationskonzept eingehen und deshalb im Hinblick auf den Basisaggregationsbias von Bedeutung sind, sind die Regionalgewichte α_r und Absatzkanalgewichte β_a .

Die Absatzkanalgewichte sollen die Bedeutung der einzelnen Absatzkanäle wiedergeben. Sie werden vom BFS bei einem Marktforschungsinstitut eingekauft. Nach Auskunft des BFS werden die Absatzkanalgewichte BFS-intern jährlich neu „angesehen“. Dies mit der Idee, diese Gewichte sofort geeignet zu modifizieren, wenn zwischen den Absatzkanälen wesentliche Verschiebungen auftreten. Tatsächlich sind nach Aussage des BFS auf dem schweizerischen Gütermarkt seit der letzten Indexrevision 1993 keine Verschiebungen zwischen den Absatzkanälen aufgetreten, die eine Modifikation der Absatzkanalgewichte notwendig gemacht hätte. Überdies sind auf dem schweizerischen Gütermarkt keine wesentlichen neuen Absatzkanäle aufgetreten.

Im Sinne des Boskin-Reports liegt bei einem Indexkonzept ein Absatzkanal-Bias dann vor, wenn „Shifts“ zwischen verschiedenen Absatzkanälen und insbesondere von älteren zu neu auf dem Markt auftretenden in diesem Konzept nicht hinreichend berücksichtigt werden. Da in den letzten Jahren auf dem schweizerischen Gütermarkt auf der Anbieterseite keine wesentlichen Verschiebungen aufgetreten sind, kann ausgeschlossen werden, daß der Landesindex einem Absatzkanal-Bias unterliegt. Sollten aber derartige Verschiebungen tatsächlich einmal auftreten, so kann davon ausgegangen werden, daß sie im Landesindex spätestens ein Jahr später berücksichtigt werden. Ein nennenswerter *Absatzkanal-Bias* dürfte beim Landesindex *nicht vorliegen*.

Die Basisinformation für die Regionalgewichte stammt aus der letzten verfügbaren Volkszählung. Die Regionalgewichte stellen den Anteil der Bevölkerung der Region r an der Gesamtbevölkerung aller betrachteten Regionen dar. Sie werden im Gegensatz zu den Absatzkanalgewichten allerdings nicht laufend „angesehen“. Diese Gewichte verändern sich unabhängig von der Bevölkerungsentwicklung bei Wanderungsbewegungen zwischen

den MS-Großregionen. Dabei ist es grundsätzlich denkbar, daß sie sich in einem Ausmaß ändern, das im Rahmen der Basisaggregation auf die Indexwerte der Indexpositionen durchschlägt. Veraltete Regionalgewichte können deshalb beim Landesindex zu einem zusätzlichen Basisaggregationsbias führen. Über Ausmaß und Richtung dieses „Regional-Bias“ kann allerdings a-priori kaum eine Aussage gemacht werden. Die MS-Großregionen sind so abgegrenzt, daß sie stadtnahe Landgemeinden mit umfassen. Viele der häufig zu beobachtenden Stadt-Land-Wanderungen spielen deshalb für die Regionalgewichte keine Rolle. Deshalb sollte der *Regional-Bias* auf jeden Fall *recht klein* ausfallen.

5. Schluß

Die in Abschnitt 4 angestellten Überlegungen machen deutlich, das der schweizerische Landesindex der Konsumentenpreise grundsätzlich der gleichen Verzerrungsgefahr ausgesetzt ist wie andere Preisindizes, die auf dem Laspeyres'schen Indexkonzept beruhen. Zusätzlich unterliegt er dem Risiko eines Regionalbias.

Jede Analyse eines statistischen Preisindex auf mögliche Verzerrungen setzt die Fixierung eines Referenzpunktes voraus. Je nach Referenzpunkt wird die Verzerrung unterschiedlich ausfallen. Untersucht man den Landesindex der Konsumentenpreise auf Verzerrungen relativ zum „wahren“ Lebenshaltungskostenindex, so zeigen die in Abschnitt 4 angestellten Überlegungen überdies, daß das Verzerrungspotential dieses Indexes deutlich unter den 1,1 Basispunkten liegt, die von der Boskin-Kommission für den amerikanischen CPI angesetzt wurden.

Diese Überlegungen basieren allerdings allein auf einer allgemeinen Analyse der konzeptionellen und methodischen Praxis des BFS. Sie gelten unabhängig von speziellen Gütergruppen. Eine genauere Analyse der Frage, inwieweit der Landesindex der Konsumentenpreise Verzerrungen unterliegt, erfordert eine detailliertere Untersuchung wenigstens auf der Ebene der acht Hauptgruppen. Derartige Untersuchungen sollten Gegenstand weiterer Studien zum Landesindex der Konsumentenpreise sein. Abschliessend sei vermerkt, daß das BFS im Rahmen der im Jahr 2000 geplanten Indexrevision am Landesindex der Konsumentenpreise verschiedene methodische Änderungen vornehmen wird. So ist etwa geplant, auf der Basisaggregationsebene zum geometrischen Mittel der Preismeßzahlen überzugehen.

Literaturverzeichnis

- Bundesamt für Statistik BFS (1993) *Der neue Landesindex der Konsumentenpreise: Mai 1993 = 100*. Bern: Bundesamt für Statistik
- Bundesamt für Statistik BFS (1998) *Verschiedene Dokumentationen zum Landesindex der Konsumentenpreise*. Bern/Neuchâtel: Bundesamt für Statistik.
- Boskin, M.J., E.R. Dulberger, R.J. Gordon, Z. Griliches, and D. Jorgensen (1996) *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living*. Final Report to the Senate Finance Committee from the Advisory Commission to Study the Consumer Price Index. Washington D.C.: Senate Finance Committee.
- Brachinger, H.W. (1995) Intertemporaler Vergleich von Lebenshaltungskosten: Statistische Adäquation. In: Statistisches Bundesamt (ed.) *Indizes – Status quo und europäische Zukunft*. Schriftenreihe Forum der Bundesstatistik, Band 28. Stuttgart: Metzler-Poeschel, S. 43-87.
- Brachinger, H.W., B. Schips und W. Stier (1999) *Zur Relevanz des ‚Boskin-Reports‘ für den Schweizerischen Landesindex der Konsumentenpreise*. Expertise im Auftrag des Schweizerischen Bundesamtes für Statistik. Neuchâtel: Bundesamt für Statistik.
- Diewert, W.E. (1995) *Axiomatic and Economic Approaches to Elementary Price Indexes*. NBER Working Paper Series No. 5104. Cambridge/Mass.: National Bureau of Economic Research.
- Fixler, D. (1993) The Consumer Price Index: Underlying Concepts and Caveats. *Monthly Labor Review* 116, No. 12, S. 3-12.
- Griliches, Z. (1971) Introduction: Hedonic Price Indexes Revisited. In: Z. Griliches (ed.) *Price Indexes and Quality Change: Studies in New Methods of Measurement*, S. 3-15. Cambridge/Mass.: Harvard University Press.

Moulton, B.R. (1993) Basic Components of the CPI: Estimation of Price Changes. *Monthly Labor Review* 116, No. 12, S. 13-24.

Moulton, B.R. and K.E. Moses (1997) Addressing the Quality Change Issue in the Consumer Price Index. *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, S. 305-349.

Reinsdorf, M., P. Liegey, and K. Stewart (1998) New Ways of Handling Quality Change in the US Consumer Price Index. BLS-Papers. Washington D.C.: U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics.

Koreferat zu:

**Inflationsmessung in der Schweiz:
Konzeption und mögliche Verzerrungen**

Paul Haschka *)

* Mag. Paul Haschka, Österreichisches Statistisches Zentralamt, Abteilung 5, Sozialstatistik, Hintere Zollamtsstraße 2b, A-1033 Wien.
Der hier veröffentlichte Beitrag spiegelt die persönliche Auffassung des Autors und nicht notwendigerweise die des Österreichischen Statistischen Zentralamtes wider.

1. Zur Mittelungsmethode auf der untersten Ebene

1.1 Vorbemerkung

Dieses Koreferat beleuchtet den Beitrag von Prof. Brachinger über die Inflationsmessung in der Schweiz aus Sicht des österreichischen Verbraucherpreisindexes (VPI). Dabei steht die Mittelungsmethode auf der untersten Ebene (Basisaggregation bzw. Elementaraggregate EA) im Zentrum des Interesses.

Bei der Frage der Mittelungsmethode geht es um die Mittelung von Preisen auf der untersten Ebene, auf der per definitionem noch keine Gewichtungsinformation vorhanden ist. Eine solche winzige Teilmenge des Index wird nach den Konventionen Eurostats Elementaraggregat (EA) genannt, in der Schweiz ist die entsprechende Bezeichnung Basisaggregation. In Österreich würden die Preise einer bestimmten Ware (von insgesamt 710) in einer bestimmten Stadt (von insgesamt 20) ein EA bilden. Daher gibt es in Österreich insgesamt $710 \times 20 = 14200$ EAs, in der Schweiz kommt noch die Dimension des Absatzkanals hinzu.

Im nationalen VPI wird in Österreich seit 1976 die Meßziffermethode (Carli-Index) verwendet. Bis 1976 wurde mit Durchschnittspreisen (Dutot-Index) gerechnet. Das Geometrische Mittel (Jevons-Index) wird seit 1996 für die meisten Positionen des HVPI angewendet.

Durch die Verordnung Nr. 1749/96 der Kommission für den HVPI wird die Verwendung des Carli-Index für die Mittelung auf EA-Ebene grundsätzlich untersagt, während die anderen beiden Methoden empfohlen werden.

Heute sind die Nachteile der Meßziffermethode deutlicher als noch vor einigen Jahren geklärt und empirisch bewiesen. Dies läßt sich mikroskopisch an drei Beispielen demonstrieren. Die makroskopische Auswirkung davon ist die Tatsache, daß diese Methode in den allermeisten Fällen ein höheres Indexergebnis liefert als die anderen beiden Formeln.

1.2 Mikroskopische Beispiele

Alle Beispiele gehen davon aus, daß die Grundsituation in einem EA die gleiche ist, daß es nämlich zwei vergleichbare Indexgüter (die gleiche Ware, die gleiche Region, der gleiche Absatzkanal) gibt, unterschiedlich viel kosten, nämlich 10.-€ bzw. 20.- €.

Situation 1:

Im Basiszeitraum kosteten die Güter 10.- und 20.- €, im Berichtszeitraum sind die Preismeldungen genau umgekehrt, nämlich 20.- und 10.- €.

	Basiszeitraum	Berichtszeitraum	Meßziffern
Ware 1	20.-	10.-	$10/20 = 0,5$
Ware 2	10.-	20.-	$20/10 = 2,0$
(Arith.) Mittelwert:	15.-	15.-	1,25
Geometrisches Mittel:			1,00

Obwohl am Gesamtmarkt keine Änderung eingetreten ist, liefert die Carli-Formel ein Ergebnis von 125, also eine Steigerung um 25 %, während die anderen beiden Formeln übereinstimmend keine Änderung des Preisniveaus anzeigen würden.

Das Ergebnis von + 25 % wäre dann richtig, wenn die Ware 2 doppelt so oft gekauft würde wie die Ware 1 und wenn die Mengen danach konstant bleiben. Da jedoch vorausgesetzt worden war, daß keine Gewichtsinformation vorhanden ist, müßte eine Gleichverteilung unterstellt werden. Unter der Annahme einer Gleichverteilung ist das Indexergebnis allerdings zu hoch.

Bei oftmaligem Wechsel des Basiszeitraums fällt diese Art von Überzeichnung eher ins Gewicht, daher wäre die Verwendung eines Kettenindex und die Verwendung des Carli-Index in hohem Maße unverträglich. Bei einem Index mit für längerer Zeit fester Basis dürfte dieser Effekt hingegen nur bei längerer Preisstabilität zum Tragen kommen.

Situation 2:

Im Berichtszeitraum 1 kosteten die Güter 10.- und 20.- €, im Berichtszeitraum 2 sind die Preismeldungen genau umgekehrt, nämlich 20.- und 10.- €. Im Basiszeitraum hatten die Waren ebenfalls unterschiedliche Preise, nämlich 5.- und 10.- €.

	<u>Basiszeitraum</u>	<u>Berichtszeitraum 1</u>		<u>Berichtszeitraum 2</u>	
Ware 1	10.-	20.-	$20/10 = 2,0$	10.-	$10/10 = 1,0$
Ware 2	5.-	10.-	$10/5 = 2,0$	20.-	$20/5 = 4,0$
(Arith.) Mittelwert:	7,50	15.-	2,0	15.-	2,5
Geometrisches Mittel:			2,0		2,0

Obwohl in den Berichtszeiträumen 1 und 2 die gleiche Marktsituation vorliegt, unterscheiden sich die Indexergebnisse bei der Meßziffermethode (Carli-Index), während die Indizes nach Dutot und Jevons neuerlich dasselbe Ergebnis zeigen und keine Veränderung des Preisniveaus signalisieren. Unter der obigen Voraussetzung, daß über die Mengenrelation nichts bekannt ist, würde daher der Carli-Index die Inflation im Berichtszeitraum 2 neuerlich überzeichnen.

Rein empirisch zeigt sich, daß billigere Waren häufig prozentuell teurer werden als teure Waren. Mathematisch formuliert besteht eine negative Korrelation zwischen (Basis-) Preisen und Meßziffern bei den meisten Waren.

Situation 3:

Hier ist die Annahme analog zu 2., jedoch mit stark fallenden Preisen: Im Berichtszeitraum 1 kosteten die Güter 10.- und 20.- €, im Berichtszeitraum 2 sind die Preismeldungen genau umgekehrt, nämlich 20.- und 10.- €. Im Basiszeitraum hatten die Waren unterschiedliche, allerdings höhere Preise, nämlich 40.- und 20.- €.

	<u>Basiszeitraum</u>	<u>Berichtszeitraum 1</u>		<u>Berichtszeitraum 2</u>	
Ware 1	40.-	20.-	$20/40 = 0,50$	10.-	$10/40 = 0,25$
Ware 2	20.-	10.-	$10/20 = 0,50$	20.-	$20/20 = 1,00$
(Arith.) Mittelwert:	30.-	15.-	0,50	15.-	0,63
Geometrisches Mittel:			0,50		0,50

Obwohl in den beiden Berichtszeiträumen 1 und 2 die gleiche Marktsituation vorliegt, unterscheiden sich die Indexergebnisse bei der Meßziffermethode neuerlich. Auch hier liegt der Carli-Index deutlich höher als die beiden anderen Formeln.

Die Differenz zwischen Dutot-Index und Carli-Index läßt sich mit Hilfe der Korrelation zwischen Meßziffern und Basispreisen auch analytisch errechnen¹ zu:

$$I_{Dutot} - I_{Carli} = I_{Carli} * CV\left(\frac{P_t}{P_0}\right) * CV(P_0) * \rho\left(\frac{P_t}{P_0}, P_0\right)$$

Hier wurde der Variationskoeffizient $CV = \sigma/\mu$ als Abkürzung verwendet. - Da in der Praxis ρ fast immer negativ, die anderen Faktoren jedoch in der Regel größer als Null und nur in Ausnahmefällen gleich Null sind, ist das Produkt meist negativ; der Carli-Index liegt daher wie oben beschrieben normalerweise über dem Dutot-Index.

Daß das Geometrische Mittel stets kleiner und nur in Ausnahmefällen gleich dem arithmetische Mittel der Meßziffern ist, ist eine altbekannte mathematische Tatsache, die hier nicht näher erläutert werden muß. Der Jevons-Index ist daher stets kleiner als bzw. höchstens gleich dem Carli-Index.

1.3 Ergebnisse von Alternativberechnungen mit österreichischen Preisdaten

Bei den ersten Schritten der EU-Indexharmonisierung (1993-95) stand die Formelfrage als erste praktische Frage im Mittelpunkt des Interesses, vor allem auch in Österreich, wo der Carli-Index angewendet wird.

Es gab daher eine Reihe von Untersuchungen und Proberechnungen, die die im vorigen Teil angeführten mikroökonomischen Überlegungen bestätigten.

¹ Vgl. Carruthers/Sellwood/Ward (1980).

Zunächst zeigte sich folgendes Ergebnis, das stark mit der Homogenität der Preise und damit mit dem Grad der Detailliertheit der Warenbeschreibungen zusammenhängt:

- In der Gruppe Ernährung, die relativ homogen war, zeigten sich Unterschiede zwischen einem Carli-Index und einem geometrischen Mittel von etwa 0,15 Prozentpunkten p.a. in der durchschnittlichen Inflationsrate p.a. (1987-1992).
- In den wesentlich inhomogeneren Gruppen Bekleidung sowie Bildung & Freizeit waren die Unterschiede deutlich größer, nämlich 0,5 bis 0,8 Prozentpunkte p.a.. Bei fortschreitender Indexlaufzeit nahm die durchschnittliche jährliche Differenz des Indexstands in diesen Gruppen ab.

Eine darauf folgende breiter angelegte Studie der Universität Wien basierte auf den Preisdaten der Jahre 1989 bis 1995.² Sie ergab folgendes:

- Die Gesamtinflationsrate - gemessen mit dem Carli-Index - liegt im Durchschnitt um 0,13 Prozentpunkte über dem Dutot-Index bzw. 0,12 Prozentpunkte über dem Jevons-Index, wobei die Differenzen am Beginn der Indexlaufzeit (1987 und 1988) nicht einbezogen wurden. Sie dürften etwas höher liegen.
- Die Durchschnittspreismethode und das Geometrische Mittel liegen stets sehr nahe beisammen, wobei letzteres zwar etwas höher (0,01 Prozentpunkte p.a.) liegt, der Unterschied jedoch nicht signifikant ist.

Andere im Zuge der Indexharmonisierung durchgeführte Proheberechnungen mit schwedischen und englischen Preisdaten zeigten wesentlich höhere Unterschiede im Indexergebnis, nämlich 0,5 bis 0,8 Prozentpunkte in der jährlichen Inflationsrate.

Die Ursachen für die hohen Differenzen in Schweden und die deutlich niedrigeren Differenzen in Österreich können folgendermaßen erklärt werden:

² Grossmann/Hudec/Kurzawa/Titz (1997), Hudec/Kurzawa/Titz (1997).

- In Schweden werden einzelne Wohnungsmieten für die Preisstatistik erhoben, in Österreich sind es bereits Bundesländer-Durchschnittspreise pro Quadratmeter, die in den Index eingehen. Durch diese Vorgangsweise werden die Differenzen in diesem heterogenen Bereich auf 0 reduziert.
- Ein weiterer sehr inhomogener Bereich betrifft frisches Obst und Gemüse: Durch die große auch witterungsbedingte Volatilität der Preise kam es bei schwedischen Proberechnungen zu größeren Differenzen, während in Österreich auch hier die Durchschnittspreismethode angewendet wird.
- Schließlich wird in Schweden ein Kettenindex berechnet, basierend jeweils auf Dezember des Vorjahres. Demzufolge überlagern sich die in den Situationen 1 und 2 geschilderten Effekte, während in Österreich mit der relativ langen Indexlaufzeit von bisher 10 Jahren vor allem die Situation 2 zum Tragen kommen dürfte.

Schlußfolgerung: Die in 4.3 des Beitrags von Prof. Brachinger gestellte Frage nach der Höhe des Basisaggregationsbias könnte für den Schweizer Index durchaus bedeutend werden, nämlich dann, wenn genauere Analysen hinsichtlich der Homogenität der Basisaggregate (EAs) vorliegen. Die Empfehlung, auf den Jevons-Index umzusteigen, kann jedenfalls nur unterstützt werden.

2. Neue Varietäten am Markt

2.1 Zeitpunkt der Einbeziehung von neuen Varietäten

In der Fachdiskussion nimmt dieser Bereich einen immer breiteren Raum ein, wobei der raschlebige Markt vor allem im Elektroniksektor, aber nicht nur dort, sicherlich ursächlich dafür ist. Varietät meint dabei eine Sorte eines Produkts unterhalb der Gewichtungsebene. Dies ist außerdem noch zusätzlich schwierig, weil die Gewichtungsebene etwa in Österreich und in der Schweiz unterschiedlich gelagert ist (Schweiz: rund 200 Indexpositionen, Österreich: 710).

Auch im Schweizer Indexkonzept wird immer wieder zurecht betont, daß die Wahl der Formel eine große Flexibilität garantiert und daß die Verbrauchsgewohnheiten mit dieser Methode am besten erfaßt werden können.

Dazu wäre anzumerken, daß der Zeitpunkt der Einbeziehung neuer Waren eine starke Auswirkung auf das Indexergebnis haben kann. Die Erarbeitung von Richtlinien dazu wäre nicht nur für den Indexalltag, sondern auch für die EU-Harmonisierung von Interesse. Die dazu existierende Kommissionsverordnung (Nr. 1749/96) schreibt die explizite Einbeziehung vor, wenn der Marktanteil eines neuen Produkts mehr als 0,1% des Konsums der Privathaushalte ausmacht, was eine zu hohe Grenze sein dürfte. Realistisch betrachtet hat diese Verordnung auch nur geringe Auswirkungen auf die Praxis.

Auf der Mikroebene lassen sich bei unterschiedlichen Produktarten zwei mögliche Vorgänge beobachten:

- Neue Varietäten haben einen hohen Einführungspreis und werden wesentlich billiger, wenn sie populär werden oder wenn durch technischen Fortschritt Produktivitätsverbesserungen erzielt werden können. Dies ist bei allen Arten von technischen Produkten immer wieder der Fall, am deutlichsten wahrscheinlich auf dem PC-Sektor.
- Neue Anbieter können aber auch mit Dumpingpreisen versuchen, sich auf dem Markt zu etablieren. In weiterer Folge würden dann Preissteigerungen beobachtet, die aber in Wirklichkeit nur die Angleichung auf ein realistisches Niveau widerspiegeln. In Österreich wurde dies zuletzt auf dem Zeitungs- und Zeitschriftenmarkt besonders deutlich.

Wenn, wie im Schweizer Landesindex der Konsumentenpreise, die Einbeziehung von neuen Gütern gezielt vorgenommen wird, wäre es wichtig, die Auswirkungen dieser Einbeziehung zu untersuchen. Für Österreich wäre es wünschenswert, die Auswirkung der Schweizer Richtlinien kennenzulernen. Das ÖSTAT interpretiert das Laspeyres-Konzept ja meist enger als die Schweiz.

2.2 Vorschlag zur Messung der Repräsentativität

Die Repräsentativität steht rein formal nicht nur im Mittelpunkt der Preisstatistik, sondern eigentlich der Statistik überhaupt. Schließlich soll der Warenkorb die Haushaltsausgaben „repräsentieren“ und die Erhebung „repräsentative“ Produkte beinhalten. In der Interpretation wird dies im Indexalltag oft sehr schwierig und der Schätzung überlassen, vor allem deshalb, weil Repräsentativität bis dato nicht gemessen werden kann.

Dem könnte vielleicht mittelfristig mit folgendem Vorschlag abgeholfen werden: Die Repräsentativität eines zu erhebenden Korbes von Waren und Dienstleistungen könnte als *der Anteil der Güter, für die die Warenbeschreibungen passen, am gesamten Privaten Konsum der Haushalte* definiert werden. Diese Definition wäre zumindest theoretisch operationalisierbar, wenn auch die entsprechenden Studien sehr umfangreich ausfallen dürften.

In weiterer Folge könnte mit dieser Definition nicht nur die Repräsentativität eines Warenkorbs, sondern auch die einer Auswahl von Geschäften oder von Regionen ermittelt werden.

Unter der Voraussetzung gleicher Repräsentativität würde auch ein Vergleich von Standardabweichungen von Preisen mehr Sinn ergeben, da damit auch die Homogenität oder Inhomogenität des Marktes und des Verbraucherverhaltens abgeschätzt werden könnten.

3. Qualitätsanpassungen

Es steht außer Zweifel – alle Studien habe dies bisher gezeigt – daß dieser Bereich der wichtigste in der Indexberechnung ist. Dazu kommt, daß die Unterscheidung zwischen Lebenshaltungskostenindex und Preisindex auf der untersten Ebene der Preiserhebung – allerdings nur dort – zu verschwimmen scheint: Denn was sonst als ein typisches Produkt, das somit dem durchschnittlichen Lebensstandard entspricht, sollte denn ein Preiserheber letztlich suchen?

Damit erhebt sich natürlich sofort die Problematik der Qualitätsanpassung, die vorgenommen werden muß, wenn die Warenspezifikation von ausgewählten Beobachtungen nicht mehr zum Vormonat paßt.

Die in Österreich dafür verwendeten Methoden sind eher einfacher Natur: Meist wird entsprechend der EU-Verordnung keine Qualitätsanpassung durchgeführt oder grundsätzlich ein Überlappungspreis zu finden versucht. Lediglich bei einigen zentral erfaßten Waren und Dienstleistungen werden differenziertere Methoden angewendet.

Das ÖSTAT hat sich darüberhinaus stets gegen die großflächige Verwendung von hedonischen Methoden in der Preisstatistik ausgesprochen, und zwar aus folgenden Gründen:

- Durch die Einbeziehung bzw. Ausschluß von Variablen ist Volatilität bei den Ergebnissen zu erwarten, zudem wäre die Objektivität nur scheinbar gewährleistet.
- Grundlegende Neuerungen könnten zudem auch mit diesen Methoden nicht bewertet werden.
- Bei sich rasch ändernden Marktsituationen ist zudem auch eine Veränderung der Koeffizienten zu erwarten, sodaß die Bewertung laufend neu durchgeführt werden müßte.
- Schließlich würde die Anwendung von Regressionsmethoden unverhältnismäßig hohe Ressourcen verschlingen (Anwendung in Einzelfällen wäre möglich).

Traditionelle Methoden der Qualitätsschätzung durch Experten sollten nach Ansicht des ÖSTAT von EU-Seite forciert werden. Dazu wären konkrete Leitlinien in internationaler Zusammenarbeit zu entwickeln und in allen EU-Staaten anzuwenden. Damit könnte eine Verbesserung der Qualitätsschätzungen unter Beibehaltung der gebotenen amtlichen Objektivität erreicht werden.

Literaturverzeichnis

Carruthers, A. G., D. S. Sellwood, P. W. Ward (1980) Recent Developments in the Retail Prices Index. *The Statistician* 29, S. 1-32.

Grossmann, W., M. Hudec, R. Kurzawa, H. Titz (1997) *Proberechnungen für den VPI'86*. Endbericht. Wien: Institut für Statistik, Operations Research und Computerverfahren.

Hudec, M., R. Kurzawa, H. Titz (1997) Problemrechnungen für den VPI' 86 *Austrian Journal of Statistics* 26, S. 59-79.

Fehlerquellen und Mindeststandards beim Harmonisierten Verbraucherpreisindex

Alexandre Makaronidis *)

* Alexandre Makaronidis, Direktorat B, Preisstatistik, Eurostat, L-2920 Luxemburg.
Der hier veröffentlichte Beitrag spiegelt die persönliche Auffassung des Autors und nicht notwendigerweise die des Eurostat wider.

I. Hintergrund

Mit dem Vertrag von Maastricht ist es notwendig geworden, die Teuerung zwischen den Mitgliedstaaten zu vergleichen. Wim Duisenberg, der Präsident der EZB, hat im Oktober 1998 angekündigt, die EZB werde eine flexible geldpolitische Strategie verfolgen, die auf einer quantitativen Definition der Preisstabilität, einem monetären Referenzwert und einem Satz verschiedener anderer Indikatoren beruhen werde.¹

Herr Duisenberg erklärte ferner, das vorrangige Ziel des Europäischen Systems der Zentralbanken (ESZB) werde, wie im Vertrag vorgesehen, die Gewährleistung der Preisstabilität sein, und fügte hinzu: „Preisstabilität wird definiert als Anstieg des Harmonisierten Verbraucherpreisindex (HVPI) für das Euro-Währungsgebiet von unter 2% gegenüber dem Vorjahr.“ Harmonisierte Verbraucherpreisindizes bilden die Grundlage für die Erstellung des Europäischen Verbraucherpreisindex (EVPI) und des Verbraucherpreisindex der Europäischen Währungsunion (VPI-EWU), die später offiziell zur Messung der Inflation im gemeinsamen Währungsgebiet herangezogen werden.

Die HVPI wurden durch eine Rahmenverordnung des Rates der EU eingeführt, die im allgemeinen nach dem Ansatz von Mindeststandards vorgeht. Festgelegt werden diese Mindeststandards in Durchführungsverordnungen der Kommission bzw. des Rates. Sie bestimmen, welche Ergebnisse vorzulegen sind, überlassen es jedoch den Mitgliedstaaten, wie sie diese erreichen wollen. EU-Verordnungen sind in allen ihren Teilen verbindlich und gelten unmittelbar in jedem Mitgliedstaat.

HVPI sind somit Verbraucherpreisindizes, die auf der Grundlage einer gesetzlich verankerten Methodik erstellt werden. Dies impliziert, daß die statistischen Grundsätze für methodikgerechte HVPI herausgearbeitet und interpretiert werden müssen, um im Einzelfall beurteilen zu können, ob und inwieweit den gesetzlichen Anforderungen entsprochen wird.

¹ Vgl. Duisenberg (1998).

Die Qualität der HVPI ist von allergrößter Bedeutung für die EWU. Qualität kann als Zwecktauglichkeit verstanden werden, worunter zu verstehen ist, inwieweit ein HVPI sich für den Zweck eignet, zu dem er konzipiert wurde.

II. Verzerrungen in den VPI - Boskin und die Folgen

Die so verstandene Zwecktauglichkeit oder Eignung der HVPI wird von der Gesamtheit ihrer Merkmale und Eigenschaften bestimmt, d. h. von den Konzepten, Methoden, Definitionen und Verfahren sowie vom praktischen Vorgehen bei ihrer Erstellung. Zuerst stellt sich die Frage, ob die erstellten HVPI den Mindeststandards entsprechen oder nicht, und dann, ob diese Mindeststandards präzise formuliert bzw. ob sie in einigen Fällen für die Erstellung vergleichbarer HVPI überhaupt ausreichend sind.

Im Zusammenhang mit Verzerrungen in Verbraucherpreisindizes wurde der Öffentlichkeit kürzlich ein Beispiel für eine Herausforderung in Sachen Qualität vor Augen geführt: In dem vor knapp zwei Jahren veröffentlichten Boskin-Bericht über den VPI der Vereinigten Staaten wurde die Ansicht vertreten, der US-VPI sei nach oben verzerrt, und zwar in erster Linie, weil er angeblich Qualitätsänderungen bei Waren und Dienstleistungen (insbesondere in High-Tech-Bereichen wie PCs und chirurgische Eingriffe) teilweise unberücksichtigt ließ.² Die Boskin-Methoden wurden zwar heftig kritisiert, dennoch hatte der Bericht schwerwiegende Folgen. Nicht selten trifft man heute auf die Auffassung, daß VPI generell aus den gleichen Gründen nach oben verzerrt sind. Die „Sunday Times“ zitierte am 29.11.98 Herrn Duisenberg, der erklärt haben soll, es gebe bei den Verbraucherpreisen eine „allseits bekannte“ Verzerrung, er habe allerdings keine Ahnung, auf welche Weise sich diese Verzerrung in der Inflationsrate im Laufe der Zeit äußern werde.

Eurostat ist der Auffassung, daß sicherlich in jedem VPI Verzerrungen am Werke sind, daß diese jedoch unterschiedlicher Art sind, je nach Produkttyp unterschiedliche Auswirkungen haben und höchstwahrscheinlich nicht in die gleiche Richtung gehen. So dürften

² Advisory Commission to Study the Consumer Price Index.

beispielsweise die Indizes für Bekleidung nach unten verzerrt sein - und dabei darf nicht vergessen werden, daß das Gewicht für Bekleidung erheblich höher ist als für PCs.

Im Mittelpunkt der Diskussionen, die auf den Boskin-Bericht folgten, stand die Frage, ob VPI nicht von vornherein für wirtschaftspolitische Zwecke ungeeignet seien, und die Vermutung, daß VPI im allgemeinen als einfache Approximationen für einen Index der Lebenshaltungskosten (LHI) verwendet werden. Es wird also davon ausgegangen, daß VPI (und HVPI) keine genaue Messung der „Inflation“ darstellen können, da die Unterschiede zwischen einem Verbraucherpreisindex und einem Lebenshaltungskostenindex nach gängiger Meinung zu einer Überschätzung der „wahren“ Inflationsrate führen. Bei den meisten dieser vermutlichen Fehler in den VPI handelt es sich jedoch um subjektive Urteile, denen keine gesicherten Erkenntnisse zugrunde liegen. Im übrigen richten sich solche Urteile grundsätzlich nach dem jeweiligen Verständnis dessen, was ein bestimmter VPI tatsächlich mißt.

Dieser Ansatz könnte unter gewissen Umständen die Glaubwürdigkeit nationaler VPI im allgemeinen und der HVPI im besonderen untergraben. Der Beitrag von Eurostat bleibt auf die HVPI konzentriert, da sie laut EU-Statistikgesetz die einzige Quelle für die gemeinschaftliche Statistik im Bereich der Verbraucherpreise darstellen.

Die Erstellung eines VPI umfaßt stets die Erhebung und Verarbeitung von Daten über Preise und Ausgaben nach bestimmten Konzepten, Definitionen, Methoden und Verfahren.

Die Konzepte beziehen sich auf die wesentlichen Ziele des VPI. Jegliche Bezugnahme auf die „wahre“ Inflationsrate setzt nicht nur eine eindeutige Definition dessen, was Inflation ist, voraus, sondern auch eine in geeigneter Weise abgeleitete operationelle Definition für den VPI. Die eigentliche Schwierigkeit bestand (und besteht) eigentlich darin, daß es keine einheitliche und für weite Kreise akzeptable Definition der Inflation gibt, die als praktische Basis für die Erstellung eines geeigneten Indexes herangezogen werden könnte. Definitionen existieren nur auf einer allgemeinen Ebene wie die wohl am weitesten verbreitete Definition, wonach Inflation definiert wird als „ein anhaltender Anstieg des allgemeinen Preisniveaus.“

Eine derartige Definition taucht weder in der allgemeinen Diskussion noch unseres Wissens an anderer Stelle auf. In der Praxis definiert sich „Inflation“ durch den Index, der zu ihrer Messung herangezogen wird! Die einem VPI zugrunde liegende konzeptionelle Basis wird in der Regel (wenn überhaupt) nur mit allgemeinen Begriffen ausgedrückt. VPI werden gemeinhin als „Lebenshaltungskostenindizes“ oder als „reine Preisindizes“ bezeichnet.

Während man die letztgenannten als allgemeines Maß für die Inflation der Verbraucherpreise betrachten könnte, dienen die erstgenannten vielleicht dazu, die Kaufkraft der Einkommen zu bestimmen.

Die Wahl eines Konzepts und die Verwendung eines besonderen Indexes in der Politik ist damit eine politische Frage mit wichtigen Konsequenzen für die Haushalts-, Finanz- und Geldpolitik. Würde beispielsweise die vermutete Verzerrung um 1,1 Prozentpunkte nach oben im US-VPI zutreffen, dann wäre dies gleichbedeutend mit „ungerechtfertigten“ Ausgaben von rund 1 Billion US-Dollar im Zeitraum 1996-2008.

Da es keine international vereinbarte operationelle Definition der Inflation gibt, sind die Konzepte und die entsprechenden Definitionen, Methoden und Verfahrensweisen der einzelstaatlichen VPI unterschiedlich. Daher dürfte es nicht sinnvoll sein, von einem LHI als dem allgemein anerkannten VPI-Konzept auszugehen. Alle Vergleiche nationaler VPI auf solcher Grundlage wären nur bedingt aussagekräftig.

Hier ist auf eine wichtige terminologische Frage hinzuweisen. Was die HVPI anbelangt, so läßt sich „Verzerrung“ im Sprachgebrauch von Eurostat beschreiben als der Unterschied zwischen dem im Vertrag vorgesehenen Index und dem von einem statistischen Amt eines Mitgliedstaates tatsächlich definierten Index (z. B. der Unterschied zwischen einem idealen „reinen“ Preisindex, wie ihn der Vertrag offenbar vorsieht, und einem bestimmten „pragmatischen“ Laspeyres-Index, wie er von einem Mitgliedstaat üblicherweise definiert wird). Das ist also als Unterschied zwischen „Konzept“ und „Definition“ (*Validitätsbias*).

Fehler und Verzerrungen können auch durch den Unterschied zwischen dem definierten und dem entworfenen Index bedingt sein (*Verfahrensbias*). Dieser Unterschied hängt davon ab, inwieweit die in der Praxis gewählten Methoden der vorgegebenen Definition

gerecht werden können. Rein intuitiv erscheint es plausibel, daß bestimmte Verfahren verglichen zu alternativen Verfahren in den meisten Fällen zu systematisch unterschiedlichen Ergebnissen führen. Beispielsweise kann eine gezielte Stichprobenauswahl gegenüber einer Zufallsauswahl zur Überschätzung führen. Andererseits kann ein bestimmtes Verfahren nur unter bestimmten Umständen verzerrte Ergebnisse hervorbringen, z. B. kann eine vierteljährliche gegenüber einer monatlichen Preiserhebung bei steigenden Preisen zu einer Verzerrung nach unten führen.

Der Unterschied zwischen dem entworfenen Index und dem in der Praxis tatsächlich erstellten Index wird sich eher in *Zufallsfehlern* äußern. Fehler, die durch ein anhaltendes Nichtbeachten vorgegebener Verfahren bedingt sind, können zu systematischen Fehlern im HVPI führen. Aufgrund ihrer Beschaffenheit dürften operationelle Fehler jedoch mit größerer Wahrscheinlichkeit variable Auswirkungen haben, bei denen es sich um Zufallseffekte handeln wird. Ein Beispiel hierfür sind Schreib- oder Aufzeichnungsfehler der Preiserheber.

Eine Verzerrung im Sprachgebrauch der Boskin-Kommission orientiert sich an einem LHI als Bezugsgröße. Tatsächlich bedeutet Tauglichkeit des VPI als geeignete Inflationsmeßzahl in diesem Sprachgebrauch Tauglichkeit des VPI als möglichst enge Annäherung an einen nicht definierten LHI. Dieser Ansatz erscheint Eurostat nicht akzeptabel, würde er doch darauf hinauslaufen, daß es entgegen dem Geist und dem Buchstaben des rechtlichen HVPI-Rahmens nach dem Konzept wie auch nach der Definition einen möglicherweise schwerwiegenden Validitätsbias im HVPI gäbe. Dies würde die Glaubwürdigkeit des Index deutlich beeinträchtigen.

Die Diskussion über den Boskin-Bericht in den USA zeigt außerdem, wie schädlich auf Unkenntnis beruhende Spekulationen über Verzerrungen sein können. Wenn es möglich wäre, die Verzerrung in einem VPI zu ermitteln, würde man sie ja beseitigen. Solange noch keine verzerrungsfreien Meßzahlen definiert und entwickelt werden können, kann über das Ausmaß einer jeden Verzerrung stets nur spekuliert werden. Solange man beispielsweise qualitätsbereinigte Preisveränderungen bei Kraftfahrzeugen nicht ordentlich messen kann, weiß man auch nicht, welche Auswirkungen ihre Einbeziehung haben wird. Die vorhandenen VPI können diese Information für den HVPI nicht liefern, man kann sie jedoch als Hilfsmittel heranziehen, wenn man alternative Lösungsansätze für das Problem

der Erstellung solcher Indizes untersucht. Aus einer vom „Wall Street Journal“ veröffentlichten Umfrage geht hervor, daß von 320 befragten Wirtschaftswissenschaftlern weniger als 40 % der Ansicht waren, die Verzerrung des US-VPI nach oben liege innerhalb oder über der von Boskin geschätzten Fehlermarge.³

Darüber hinaus dürften die Boskin-Ergebnisse für eine Übertragung auf die EU wohl zu „US-spezifisch“ sein. Eine OECD-Befragung bestätigte diese Auffassung. Die Erörterungen zum Boskin-Bericht in der Eurostat-Arbeitsgruppe zur Harmonisierung der VPI zeigten, daß es in den Mitgliedstaaten, wenn überhaupt, nur sehr gemäßigte Reaktionen auf den Bericht gab. Die meisten Experten vertraten die Auffassung, die Ergebnisse des Berichts seien nur auf die US-Daten anwendbar, und Ziel des US-VPI sei, anders als in der EU, ein Index der Lebenshaltungskosten. Weitgehende Übereinstimmung bestand darüber, daß die Hauptursache für Verzerrungen in den Verbraucherpreisindizes die Behandlung von Qualitätsänderungen sei. Da man sich jedoch nur bedingt darüber einig war, was auf diesem Gebiet getan werden könnte oder sollte, konnte auch keine Einigung darüber erzielt werden, welche Verzerrungen es gebe. Dessenungeachtet wird die Richtigkeit der Ergebnisse des Harmonisierungsprozesses durch den Boskin-Bericht, die entsprechende Reaktion des US Bureau of Labor Statistics (BLS) und den Hoffmann-Bericht untermauert. Die von Boskin und Hoffmann angesprochenen Fragen hatten bei der Harmonisierung bereits eine Schlüsselrolle gespielt, insbesondere die Qualitätsanpassung, die Basisformel und die Verfolgung von Marktentwicklungen (neue Waren und Gewichtungen). Allerdings war der Schwerpunkt bei der Harmonisierung ein anderer, er lag eher auf der Vergleichbarkeit als auf der eigentlichen Verzerrung.

³ Siehe Triplett (1997), Popkin (1997).

III. Hauptmerkmale des HVPI und Eignung des HVPI zur Inflationsmessung

Ziel der im März 1997 eingeführten HVPI ist die vergleichbare Messung der Inflation der Verbraucherpreise in Europa. Die HVPI ermöglichen eine solche Messung und werden von der Kommission und der Europäischen Zentralbank verwendet. Der Schwerpunkt liegt dabei auf der Vergleichbarkeit der Indizes zwischen den einzelnen Mitgliedstaaten sowie auf ihren jeweiligen Veränderungen. Hierfür wurden die Qualitätsstandards im allgemeinen angehoben, so daß heute viele von diesen auch Bestandteil der einzelstaatlichen VPI sind bzw. dies demnächst sein werden.

Im Vertrag von Maastricht wird ausdrücklich bestimmt, daß die Preisstabilität und die Geldpolitik im Hinblick auf die einheitliche Währung in der dritten Stufe der EWU auf vergleichbaren Verbraucherpreisindizes aufbauen müssen. Die einzelstaatlichen VPI haben sich im Laufe der Jahre höchst unterschiedlich entwickelt und spiegeln nationale Bedürfnisse und nationale Gegebenheiten wider. Sie sind nachweislich nicht miteinander vergleichbar, auch wenn sie den einzelstaatlichen Bedürfnissen durchaus angemessen entsprechen mögen. Laut Protokoll Nr. 6 zu Artikel 109 j Absatz 1 des Vertrags wird „die Inflation ... anhand des Verbraucherpreisindex auf vergleichbarer Grundlage unter Berücksichtigung der unterschiedlichen Definitionen in den einzelnen Mitgliedstaaten gemessen“.

Diesem Erfordernis wird durch die Einführung von HVPI Rechnung getragen. Der HVPI ist ein „reiner Preisindex“, dessen Anwendungsbereich in Artikel 3 der HVPI-Verordnung des Rates festgelegt wird: „Der HVPI beruht auf den Preisen für Waren und Dienstleistungen, die zur direkten Befriedigung der Verbraucherbedürfnisse im Wirtschaftsgebiet des Mitgliedstaats **zum Kauf** angeboten werden.“ Dies ist in der Tat das Konzept der Verbraucherpreisinflation, das vom HVPI widergespiegelt wird, entworfen, die tatsächlichen vom Verbraucher bezahlten Preise für Waren und Dienstleistungen zu erfassen.

Bei den HVPI kann keine Verzerrung dadurch entstehen, daß die Inflation auf der Grundlage der HVPI anstelle eines LHI irgendeiner Art gemessen wird. Eurostat räumt jedoch ein, daß einige der von Boskin angesprochenen und von Hoffmann wiederholten

Probleme die Ursache für spezifische Verzerrungen sein könnten, wie sie von Eurostat definiert werden.

IV. Mögliche Ursachen spezifischer Verzerrungen

Zu Beginn des Harmonisierungsprojektes bestand der Ansatz von Eurostat darin, zunächst eine Liste möglicher Fehlerquellen zu erstellen, aufgeschlüsselt nach dem vermuteten Ausmaß der daraus resultierenden Abweichungen. Heute ist es möglich, die damals identifizierten Fehlerquellen den inzwischen festgelegten HVPI-Mindeststandards gegenüberzustellen. Was Eurostat nicht tun kann, ist, die mögliche Verzerrung mit einem Zahlenwert zu versehen. Wenn uns dies gelänge, könnten wir, wie bereits erwähnt, auch eine explizite Anpassung vornehmen und die Verzerrung beseitigen.

Es scheint indessen kaum eine Möglichkeit zu geben, auf unterschiedliche Ursachen zurückzuführende Abweichungen in schlüssiger Weise zu einer einzigen Zahl zu aggregieren, wie im Boskin-Bericht und von anderer Seite vorgeschlagen wurde. Es liegen eigentlich keine bzw. nur sehr wenige Erkenntnisse darüber vor, ob und wie diese Effekte statistisch voneinander abhängen könnten.

Die nachfolgende Tabelle gibt einen Überblick über die zu Beginn des HVPI-Projektes ermittelten möglichen Ursachen für Abweichungen.

Wie bereits erwähnt, wurden diese Probleme im Harmonisierungsprojekt innerhalb des hierfür geschaffenen rechtlichen Rahmens schon berücksichtigt. Bisher ist es gelungen, Verfahrensweisen auszuschalten, die als wahrscheinlichste Ursachen möglicher Verzerrungen angesehen wurden. Dies geschah durch Festlegung bestimmter Mindeststandards für Elementaraggregate, neue Produkte, Gewichte, Preise und Stichprobenverfahren sowie, im Rahmen der Qualitätsanpassung, durch das Verbot der automatischen Verknüpfung (was nur einen Teil des Problems der Qualitätsänderung darstellt). Dadurch, daß von Anfang an Eigentümerwohnungen und einige weitere Positionen aus dem Erfassungsbereich ausgeschlossen waren, haben die EU-Statistiker einige „Unvergleichbarkeiten“ (wenn nicht Verzerrungen) beseitigt. Was mögliche Verzerrungen im Zusammenhang mit dem demographischen und geographischen Erfassungsbereich anbelangt, so wurden geeignete Min-

deststandards entwickelt. Wichtige, noch andauernde Arbeiten in Form empirischer Studien über Qualitätsanpassung und Stichprobenbildung werden für die Entwicklung zusätzlicher EU-Standards zur weiteren Verbesserung der Zuverlässigkeit der Indizes herangezogen werden.

<i>Ursache</i>	<i>Langfristige Effekte</i>	<i>Kurzfristige Effekte</i>
Qualitätsanpassung	(+++)	(+)
Formel für Elementaraggregate	(++)	(+)
Alter der Produktgruppengewichte	(++)	(+)
Fehlende Beobachtungen, "Preisvortrag"	(++)	(+)
Basisindexerstellung	(++)	(0)
Aufbereitung	(+)	(+)
Ein- bzw. Ausschluß von Produktgruppen	(+)	(0)
Preisumbasierung der Verbrauchsgewichte	(+)	(0)
Anzahl der Elementaraggregate	(0)	(++)
Gezielte v. Wahrscheinlichkeitsstichproben	(0)	(++)
Regionale Unterschiede	(0)	(++)
Art der Verkaufsstellen	(0)	(++)
Stichprobenfehler	(0)	(++)
Rabatte	(0)	(0)

- (0) := unwahrscheinlich
 (+) := möglich
 (++) := wahrscheinlich
 (+++) := sehr wahrscheinlich

a) Geltungsbereich

HVPI können im Hinblick auf ihren Erfassungsbereich und mehrere damit zusammenhängende Aspekte Unterschiede aufweisen.

Produktfassung: Die Definition des Erfassungsbereichs soll gewährleisten, daß in der COICOP/HVPI⁴ aufgeführte Waren und Dienstleistungen in den HVPI aufgenommen und die entsprechenden Teilindizes mit den geeigneten Gewichten an Eurostat übermittelt werden, wenn sie ein Verkaufsvolumen von mehr als einem Tausendstel der gesamten

⁴ Classification of Individual Consumption by Purpose adapted to the needs of HICPs - Klassifikation des individuellen Verbrauchs nach Verwendungszwecken angepaßt an die Bedürfnisse der HVPI; eingeführt durch Artikel 2 der HVPI-Verordnung 1749/96.

Verbraucherausgaben in einem Mitgliedstaat erreichen. In einer kürzlich angenommenen Verordnung des Rates wird der Erfassungsbereich der HVPI als „die durch monetäre Transaktionen getätigten Konsumausgaben der privaten Haushalte“ im Sinne des neuen Europäischen Systems Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG 95) operationalisiert und auf alle Waren und Dienstleistungen der COICOP/HVPI ausgedehnt, die ein Verkaufsvolumen von mehr als einem Tausendstel der Verbraucherausgaben in einem Mitgliedstaat erzielen. Die Mitgliedstaaten übermitteln Eurostat Informationen über die Ausgaben für aus dem Erfassungsbereich ausgeschlossene Produkte und über die Zuordnung von Waren und Dienstleistungen zu den Kategorien der COICOP/HVPI in so detaillierter Weise, daß die Einhaltung der Bestimmungen beurteilt werden kann.

Konzeptionelle Probleme bei „schwierigen“ Produktgruppen: Einige schwierige Kategorien, wie das Gesundheits- und das Unterrichtswesen, wo zwischen den Mitgliedstaaten größere institutionelle Unterschiede bestehen, werden vom HVPI noch nicht vollständig erfaßt. Da viele Waren und Dienstleistungen im Gesundheits- und Unterrichtssektor in erheblichem Umfang staatlich subventioniert werden, ist nicht immer klar, welche Preise in einen Verbraucherpreisindex einbezogen werden sollten, und dieses Problem wird von den Mitgliedstaaten unterschiedlich angegangen. Gegenwärtig wird an weiteren spezifischen Maßnahmen zur Lösung der entsprechenden Methodikprobleme gearbeitet.

Signifikant gewordene Waren und Dienstleistungen: In der Rahmenverordnung des Rates wird gefordert, die „Sachdienlichkeit der HVPI zu erhalten“. Daher sind Maßnahmen zu ergreifen, die gewährleisten, daß die HVPI weitgehend aufeinander abgestimmt sind und sich hinsichtlich der Marktentwicklungen auf dem neuesten Stand befinden. Der entsprechende Mindeststandard soll sicherstellen, daß neue Produkte in den HVPI aufgenommen werden müssen, sobald sie insgesamt ein Verkaufsvolumen von mehr als einem Tausendstel der gesamten Verbraucherausgaben in einem bestimmten Mitgliedstaat erzielen. Eurostat fungiert dabei als eine Art Informationsbörse und unterrichtet die einzelnen Länder darüber, welche Produkte in anderen Mitgliedstaaten in den HVPI aufgenommen wurden. Wenn jedoch einige Mitgliedstaaten neue Produkte einbeziehen, deren Verbrauch in signifikanter Weise ansteigt, während andere dies nicht tun, kann es zu erheblichen Unterschieden bei den gemessenen Inflationsraten kommen. Die Mitgliedstaaten melden Eurostat signifikant gewordene Waren und Dienstleistungen sowie

erforderlichenfalls die Gründe für mögliche Ausschlüsse signifikant gewordener Produkte in so detaillierter Weise, daß die Einhaltung der Bestimmungen beurteilt werden kann.

Geographischer und demographischer Erfassungsbereich: Wie bereits erwähnt, werden mit den HVPI die „durch monetäre Transaktionen getätigten Konsumausgaben der privaten Haushalte“ erfaßt. Derzeit sind in einigen Mitgliedstaaten ausländische Besucher oder Anstaltshaushalte von der Erfassung ausgeschlossen. Auch eine geographische Begrenzung auf Haushalte in den Hauptstädten oder in Großstädten ist denkbar. Die Ratsverordnung über den geographischen und demographischen Erfassungsbereich, die vor kurzem angenommen wurde, bestimmt die Grundsätze für die Abgrenzung des geographischen und demographischen Erfassungsbereichs der HVPI im Hinblick auf die Rahmenverordnung des Rates und das neue ESVG 95. Außerdem wird auf Teilindex-Ebene ein Grenzwert von einem Tausendstel im Hinblick auf das Ausschließen jeglicher relevanter Teilgruppen der Indexpopulation festgelegt.

b) Indexformeln

Die Wahl der Indexformel erfolgt auf mindestens zwei Ebenen: auf der Ebene der **Makroformel** (Wahl zwischen einem Kettenindex mit jährlichen Kettengliedern und einem Index mit fester Basis und Kettengliedern von bis zu sieben Jahren) und auf der Ebene der **Mikroformel** (Ebene der Elementaraggregation). Bei jeder der gewählten Formeln stellt sich die Frage des Bezugszeitraums sowohl für die Preise als auch für die Gewichte.

Formel für den Makroindex: Der HVPI ist nach der für seine Erstellung gewählten Makroformel⁵ - potentiell - ein Kettenindex. Wenn es keine Änderungen der Gewichte gibt, dann ist diese Formel gleichwertig mit einem Index mit fester Basis. Es ist darauf hinzuweisen, daß dies die äquivalente Kettenform des Index mit fester Basis ist, die es möglich macht, Kettenindizes und Indizes mit fester Basis durch eine gemeinsame Formel

⁵ Vgl. Ausschuß für das Statistische Programm bei Eurostat (1996), Annex II.

auszudrücken. Die Verkettung wird nur dann wirksam, wenn Änderungen an den Gewichten vorgenommen werden, zum Beispiel infolge einer Überarbeitung, wie sie in der Kommissionsverordnung über die „Qualität der HVPI-Gewichtung“ vorgesehen ist. Was die Vergleichbarkeit der HVPI anbelangt, so wird die Wahl der Makroformel in Verbindung mit den Lösungen für die Frage der Aktualisierung der HVPI-Gewichte als eine der wesentlichen Leistungen des Harmonisierungsprozesses zu betrachten sein, da sich die Frage „Kettenindex oder Index mit fester Basis“ als unproduktiv und äußerst konflikträchtig erwiesen hat. Zentrale Bedeutung sollte der richtigen und konsistenten Anwendung der HVPI-Berechnungsformel beigemessen werden.

Formel der Elementaraggregate: Hierbei geht es um die Frage der Formel, die für die Berechnung der „Elementaraggregate“ (der tiefsten Gliederungsebene, auf der Ausgabengewichte vorliegen) verwendet werden soll. Nach der Verordnung ist die Verwendung der Verhältniszahl der arithmetisch oder geometrisch ermittelten Durchschnittspreise zulässig, nicht jedoch das arithmetische Mittel der Preisrelationen. Mitgliedstaaten, die andere als diese Formeln verwenden, sollten in der Lage sein, nachzuweisen, daß ihr alternatives Berechnungsverfahren dem Vergleichbarkeitserfordernis gerecht wird.

Übergang von der Makroaggregation zu der Elementaraggregation: Je nach den Quellen der verwendeten Gewichte kann die Elementaraggregation auf einer höheren oder einer tieferen Ebene in der Gliederungsstruktur von Produkten, geographischen Gebieten und Verkaufsstellen beginnen. Wenngleich Abweichungen, die durch die Anwendung nationaler Verfahren bedingt sind, theoretisch die sich daraus ergebenden HVPI beeinflussen können, wurde dieses Problem zunächst nicht als prioritäre Angelegenheit für das Harmonisierungsprojekt erachtet.

c) Stichprobenbildung

Grundsätzlich werden drei Gesichtspunkte für die Bildung der Stichproben beachtet: i) Produkte, ii) Verkaufsstellen, iii) regionale Gegebenheiten. Dabei kann wiederum eine Unterteilung in Stichprobenstufen vorgenommen werden. Im Bereich der Artikel wird manchmal zuerst im statistischen Amt eine gezielte Auswahl oder Stichprobe von repräsentativen Artikeln erstellt. Die weitere Auswahl wird dann von den Preisermittlern

vor Ort getroffen. Für die Verkaufsstellen wird häufig zuerst eine Auswahl geographischer Gebiete mit jeweils einer Stichprobe von Verkaufsstellen getroffen. Nur wenige Mitgliedstaaten unternehmen den Versuch, Stichprobenfehler für ihre VPI bzw. eine Meßgröße für Verzerrungen zu ermitteln. Ziel der HVPI-Mindeststandards ist, die Zuverlässigkeit und Vergleichbarkeit der HVPI - wo nötig - zu verbessern, indem die Zahl der Fehler, die sich aus unterschiedlichen Stichprobenplänen und -verfahren ergeben, gesenkt wird. Derzeit werden Studien zur Bewertung von Stichprobenfehlern und Verzerrungen bei den HVPI durchgeführt, deren Ergebnisse zu einem späteren Zeitpunkt für die Festlegung angemessener Fehlergrenzen verwendet werden sollen.

Stichprobenverfahren: Laut der statistischen Theorie sind vorzugsweise Zufallsstichproben durchzuführen, um statistische Verzerrungen zu vermeiden. Dies ist jedoch kein leichtes Unterfangen, wenn es darum geht, die Preise für einen VPI zu erfassen. In den meisten Ländern wird dabei auf gezielte Stichprobenverfahren zurückgegriffen. Die Entscheidung über die zu erfassenden Preise kann somit von der Kooperationsbereitschaft der Einzelhändler oder von den Vorlieben bestimmter Preiserheber abhängen. Man könnte zwar den Eindruck gewinnen, daß es sich hier nicht unbedingt um ein optimales Verfahren handelt, aber es läßt sich nur schwer nachweisen, daß es zu unzuverlässigen oder unvergleichbaren Indizes führt. Verschiedene Methoden, die nicht auf Wahrscheinlichkeitsstichproben beruhen, können aufgrund verschiedener Verzerrungen ebenfalls zu Unvergleichbarkeit führen.

Stichprobengröße und -verteilung: Unabhängig vom Stichprobenverfahren und der Größe der Zielstichprobe kann die tatsächliche Stichprobe, wenn sie sich als zu klein erweisen sollte, zu Zufallsfehlern in einem Ausmaß führen, das selbst ein Vergleichbarkeitsproblem darstellt. Als Zielstichprobe werden die Preise der Waren und Dienstleistungen bezeichnet, die die Mitgliedstaaten für die Erstellung des HVPI zu erheben beabsichtigen, um dem Zuverlässigkeits- oder dem Vergleichbarkeitsstandard zu entsprechen.

Anzahl der Elementaraggregate: Diese dient den Mitgliedstaaten, die gezielte Stichprobenverfahren anwenden, als Indikator für das Ausmaß der Erfassung von Verkaufsstellen und Artikeln. Für den HVPI wird verlangt, daß in jeder Kategorie der COICOP/HVPI entsprechend ihrem Gewicht eine ausreichende Anzahl von Elementaraggregaten und innerhalb eines Elementaraggregats eine ausreichende Anzahl

von Preisen sicherzustellen ist. Man muß daher noch festlegen, wieviele Elementaraggregate sowie welche Spezifikationen der Elementaraggregate und wieviele Preise innerhalb eines Elementaraggregats notwendig sind, um einen HVPI von ausreichender Zuverlässigkeit zu erstellen.

Substitution von Produkten und Verkaufsstellen: Zu einer Substitution kann es kommen, wenn Artikel oder Verkaufsstellen vom Markt verschwunden sind oder nicht mehr für repräsentativ gehalten werden. Es stellen sich dabei folgende Fragen: i) Welche Kriterien sind ausschlaggebend für eine Substitution? ii) Auf welche Weise und wann ist eine Substitution vorzunehmen? (Soll der neue Artikel der meistverkaufte oder der ähnlichste sein, oder sollen andere Kriterien herangezogen werden?) Die HVPI-Mindeststandards verlangen, daß im Falle einer Substitution, die vorgenommen werden muß, nachdem Waren oder Dienstleistungen zu reduzierten Preisen angeboten worden sind, die Ersatzartikel nicht aufgrund eines ähnlichen Preises, sondern aufgrund eines ähnlichen Verwendungszwecks auszuwählen sind. Die Mitgliedstaaten müssen klare Erklärungen zu ihren Zielstichproben liefern und aufrechterhalten. Sie müssen außerdem die Preiserhebungen und -schätzungen soweit überwachen, daß die Einhaltung der Bestimmungen sichergestellt ist. Insbesondere müssen sie Eurostat zusammenfassende Statistiken über Repräsentativität und Genauigkeit der Stichproben zur Verfügung stellen.

d) Mindeststandards für die Preisermittlung und Qualitätsanpassung

Marktentwicklungen im Bereich der Produkte und Verkaufsstellen sind wahrscheinlich die Hauptursache der Unvergleichbarkeit. Es besteht hier jedoch eine wesentliche Wechselwirkung zwischen Indexformel und Stichprobenverfahren (z. B. kann der Konflikt zwischen enger und weiter Spezifikation der Ersatzprodukte zu den verschiedensten Problemen im Bereich der Qualitätsanpassung führen).

Handhabung von fehlenden Beobachtungen: Ein weitverbreitetes Verfahren für die Schätzung von fehlenden Preisbeobachtungen im VPI ist unter der Bezeichnung „Preisvortrag“ bekannt. Die Preisermittlung vor Ort beinhaltet in der Regel eine monatliche Erhebung der Preise für eine bestimmte Produktreihe in bestimmten Verkaufsstellen. Wenn aus irgendeinem Grund ein bestimmter Preis nicht erhoben wird oder nicht erhoben werden kann, wird üblicherweise einfach der Preis verwendet, der bei der vorhergehenden

Erhebung ermittelt wurde – dies kann durchaus mehrere Monate zurückliegen. Um dieses Verfahren - das zu schwerwiegenden Verzerrungen führen kann - abzuschaffen, werden die Mitgliedstaaten ersucht, die Zielstichproben von Monat zu Monat beizubehalten und Erklärungen zu den Zielstichproben zu liefern. Wenn die Preise nicht erhoben werden, müssen sie durch ein angemessenes Verfahren geschätzt werden. Die Mitgliedstaaten sollen Eurostat zusammenfassend darüber informieren, wie groß die Anzahl der fehlenden Preise ist, die durch Schätzwerte substituiert werden, und welche Schätzverfahren verwendet werden. Die Verordnung der Kommission läßt jedoch folgende Fragen offen: Was sind „nicht angemessene Schätzwerte“ für fehlende (oder nicht erhobene) Preise? Auf welches Maß sollte man die Anzahl der verwendeten Schätzwerte (der fehlenden Preise) beschränken, damit die Vergleichbarkeit noch gewährleistet ist?

Qualitätsanpassungsverfahren: Die Mitgliedstaaten sind dazu verpflichtet, Qualitätsanpassungsverfahren zu prüfen und preisneutralisierende Verknüpfungen zu vermeiden. Diese Methode entspricht der Annahme, daß der Preisunterschied zwischen zwei aufeinanderfolgenden Modellen vollständig auf einen Qualitätsunterschied zurückzuführen ist. Zu Abweichungen zwischen den HVPI kann es auch deshalb kommen, weil die gleichen Veränderungen der physischen Eigenschaften eines Produkts von Land zu Land recht unterschiedlich wahrgenommen und gehandhabt werden. Es ist nicht so, daß sich solche Abweichungen über die vom Index erfaßten Waren und Dienstleistungen „ausgleichen“. Sie dürften im Gegensatz dazu eher zu Abweichungen kumulieren, die wahrscheinlich mehr als 0,1 Prozentpunkt am Gesamtergebnis ausmachen.

Das bedeutet nicht, daß die gleichen Qualitätsmerkmale in den einzelnen Mitgliedstaaten auch im gleichen Umfang bewertet werden, sondern nur, daß man die Bewertungsgrundsätze und -verfahren harmonisieren sollte. Im Falle von Qualitätsänderungen sollten die Mitgliedstaaten geeignete Qualitätsanpassungen vornehmen, die auf expliziten Schätzungen über den Wert der Qualitätsänderung beruhen. Sind nationale Schätzungen nicht vorhanden, sollten die Mitgliedstaaten Eurostat-Schätzungen verwenden, sofern solche verfügbar und angemessen sind. Eurostat wird durch die Einrichtung einer Datenbank mit Schätzungen von Qualitätsänderungen der Mitgliedstaaten und anderer Quellen unterstützt. Sind keine Schätzungen verfügbar, dann sollte die volle Preisdifferenz zwischen Ersatzprodukt und ersetztem Produkt vom HVPI erfaßt werden. Außerdem sollten die Mitgliedstaaten Qualitätsänderungen und die

entsprechenden Anpassungen überwachen, um zeigen zu können, daß die Vorschriften eingehalten werden.

e) Tarifpreise und Datenaufbereitung

Tarifpreise: Viele Preise, mit denen die Verbraucher konfrontiert sind, beziehen sich auf Produkte, für die aufgrund einer staatlichen Verordnung, eines Monopols oder einer monopolähnlichen Situation ein oder mehrere Tarife bestehen. In vielen Ländern sind solche Märkte, d. h. die Position der anbietenden Unternehmen und ihre Preispolitik, jedoch Veränderungen unterworfen. Es ist wichtig, daß die Auswirkungen dieser Veränderungen auf die Verbraucherpreis-inflation vom HVPI entsprechend erfaßt werden, da diese Produkte einen erheblichen Anteil an den vom HVPI erfaßten Gesamtausgaben haben. Dies ist der Fall bei Post- und Telefongebühren, öffentlichem Transport, Gas, Wasser und Elektrizität. Dabei spiegeln die „Tarifstrukturen“ je nach Verbrauchertyp sowie Menge und Zeitpunkt des Verbrauchs verschiedene Preise wider. In der Praxis werden HVPI-Teilindizes, die Tarifpreise enthalten, entweder „zentral“ oder direkt bei den Anbietern eingeholt oder von den Mitgliedstaaten anhand von Angaben der Anbieter über die Tarifpreise und die zugrunde liegenden Verbrauchsmustern erstellt.

Die Aufgabe bestand nicht nur darin, statistische Standards festzulegen, um sicherzustellen, daß die Mitgliedstaaten dieselbe Preisänderung auf „vergleichbare“ und „zuverlässige“ Art erfassen. Damit die Mitgliedstaaten mit Tarifpreisen entsprechend verfahren können, mußten auch die rechtlichen Befugnisse geklärt werden, die den Mitgliedstaaten den Zugang zu den notwendigen Daten ermöglichen. Dies erschien sogar als die wichtigere Aufgabe. Ein erst kürzlich angenommener Mindeststandard bezieht sich sowohl auf den rechtlichen Aspekt des Zugriffs auf Tarifangaben als auch auf den technischen Aspekt, wie auf Änderungen der Tarifstruktur zu reagieren ist.

Datenaufbereitung: In einigen Ländern werden Korrekturverfahren verwendet, um „verdächtige“ Preisangaben zu eliminieren, die die HVPI wesentlich beeinflussen können. Die Korrekturregeln und ähnliche Verfahren der Mitgliedstaaten sind in der Zwischenzeit bekannt. Eurostat hat daher eine spezifische Richtlinie erarbeitet, die als Mindeststandard dienen soll. Demnach sollen „eliminierte verdächtige Preisangaben“ wie fehlende Beobachtungen behandelt werden.

f) Gewichtung

Qualität der Gewichte: HVPI-Gewichte müssen so aktuell sein, daß die Vergleichbarkeit der Indizes gesichert ist. Gleichzeitig muß aus Kostengründen aber vermieden werden, daß Erhebungen über die Wirtschaftsrechnungen privater Haushalte öfter als alle fünf Jahre durchgeführt werden. VPI werden im allgemeinen von Gewichtungsfehlern relativ wenig beeinträchtigt. Eine unterschiedliche Häufigkeit der Aktualisierung kann - muß aber nicht - zu Unterschieden in der gemessenen Inflationsrate oder einer Unvergleichbarkeit der HVPI führen. Die Kosten einer höheren Genauigkeit aller Gewichte bzw. einer häufigen Aktualisierung der Gewichte wären daher nicht unbedingt gerechtfertigt. Andererseits kann aber nicht behauptet werden, daß ein HVPI mit Gewichten, die auf beschränkten Datenquellen oder auf bis zu sieben Jahre alten Daten beruhen, eine zuverlässige und aussagekräftige Messung der aktuellen Inflation ermöglicht. Eine spezielle Verordnung der Kommission verlangt ein Mindestmaß an Überprüfung und Anpassung, um eine hinreichende Qualität der den HVPI zugrunde liegenden Gewichte sicherzustellen. Die Mitgliedstaaten müssen die Gewichtungen des HVPI dort selektiv anpassen, wo die Änderung eines bestimmten Gewichtes eine Änderung des HVPI im Jahresdurchschnitt gegenüber dem vorangegangenen Jahr um mehr als 0,1 Prozentpunkte bewirken würde.

Alter der Gewichte der Produktgruppen: Auf den unteren Ebenen eines VPI-Systems basieren Unter-Gewichte häufig auf Informationen, die älter sind, als es die Definition für den Bezugszeitraum der Gewichte erlaubt. Die Verordnung der Kommission über die Qualität der HVPI-Gewichtung sieht vor, daß sich jedes für den HVPI benutzte Gewicht auf einen Bezugszeitraum beziehen kann, der bis zu sieben Jahre vor dem laufenden Jahr liegen kann. Die Mitgliedstaaten sollten nachweisen können, daß ihre Verfahren dem Erfordernis der Vergleichbarkeit entsprechen.

Nach der erwähnten Verordnung müssen die Mitgliedstaaten Eurostat Informationen zur Verfügung stellen, die eine Bewertung der Erfüllung der Bestimmungen ermöglichen, und zwar über die verwendeten Gewichte einschließlich des Bezugszeitraums, das Ergebnis der jährlichen Überprüfung sowie die vorgenommenen Anpassungen.

V. Ausblick

Zusammenfassend ist Eurostat der Meinung, daß bei der Entwicklung der HVPI in Zusammenarbeit mit den Mitgliedstaaten die wesentlichen Ursachen möglicher Verzerrungen identifiziert werden konnten und auch dementsprechend vorgegangen wird. Zusätzlich werden die Methoden zur Erstellung der VPI und damit deren Genauigkeit weiterhin verbessert.

Die weiteren Harmonisierungsarbeiten hängen stark von den Erkenntnissen und Empfehlungen der entsprechenden Studien und weiteren Forschungsarbeiten ab. Die derzeit von Eurostat und den Mitgliedstaaten durchgeführten Forschungsarbeiten konzentrieren sich hauptsächlich auf folgende, schwieriger zu definierende und noch nicht ausreichend spezifizierte Standards:

- zweckmäßige Behandlung fehlender Preise in den Verkaufsstellen und zweckmäßige Qualitätsanpassungsverfahren;
- Stichprobenverfahren, -größe und -verteilung sowie Anzahl der Elementaraggregate und Art der Verkaufsstellen.

Die EZB ist durch den Vertrag von Maastricht auf das Ziel der Preisstabilität festgelegt und hat in diesem Rahmen eine quantitative Definition dessen gegeben, was sie unter Preisstabilität versteht, die sich eindeutig am HVPI orientiert. Da der VPI-EWU das offizielle Maß zur Inflationsmessung im Euro-Währungsgebiet darstellen wird, versteht es sich von selbst, daß der Qualitätsverbesserung der HVPI mehr Gewicht beigemessen werden soll - und zwar über jenes Mindestniveau hinaus, das nicht hauptsächlich nach statistischen Gesichtspunkten, sondern eher unter Bezugnahme auf nationale Verfahrensweisen oder Anliegen festgelegt worden ist.

Literaturverzeichnis

Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (M. Boskin, E. Dulberger, R. Gordon, Z. Griliches, D. Jorgenson) (1996) *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living*. Final Report to the Senate Finance Committee. Washington D.C.: Senate Finance Committee. Wieder abgedruckt in: D. Baker (Hrsg.) (1998) *Getting Prices Right. The Debate Over the Consumer Price Index*, S. 5-77. Armonk, N.Y. und London, England: M.E. Sharpe.

Ausschuß für das Statistische Programm bei Eurostat (1996) Dokument CPS 96/2314.

Duisenberg, W. (1997) Einleitende Bemerkungen des Präsidenten. Pressenotiz der Europäischen Zentralbank vom 13. Oktober 1998.

Popkin, J. (1997) Keep Politics out of Statistics. *International Herald Tribune*, 28.02.1997.

Triplett, J. E. (1997) Remarks Presented to Statistics Canada Advisory Committee. Manuskript.

Bisher erschienen in der vorliegenden Schriftenreihe:

Mai	1995	Der DM-Umlauf im Ausland	Franz Seitz
Juni	1995	Methodik und Technik der Bestimmung struktureller Budgetdefizite	Gerhard Ziebarth
Juli	1995	Der Informationsgehalt von Derivaten für die Geldpolitik – Implizite Volatilitäten und Wahrscheinlichkeiten	Holger Neuhaus
August	1995	Das Produktionspotential in Ostdeutschland	Thomas Westermann
Februar	1996	Sectoral disaggregation of German M3 *)	Vicky Read
März	1996	Geldmengenaggregate unter Berücksichtigung struktureller Veränderungen an den Finanzmärkten	Michael Scharnagl
März	1996	Der Einfluß der Zinsen auf den privaten Verbrauch in Deutschland	Hermann-Josef Hansen
Mai	1996	Market Reaction to Changes in German Official Interest Rates *)	Daniel C. Hardy
Mai	1996	Die Rolle des Vermögens in der Geldnachfrage	Dieter Gerdesmeier
August	1996	Intergenerative Verteilungseffekte öffentlicher Haushalte – Theoretische Konzepte und empirischer Befund für die Bundesrepublik Deutschland	Stephan Boll

* Nur in englischer Sprache verfügbar.

August	1996	Der Einfluß des Wechselkurses auf die deutsche Handelsbilanz	Jörg Clostermann
Oktober	1996	Alternative Spezifikationen der deutschen Zinsstrukturkurve und ihr Informations- gehalt hinsichtlich der Inflation	Sebastian T. Schich
November	1996	Die Finanzierungsstruktur der Unternehmen und deren Reaktion auf monetäre Impulse Eine Analyse anhand der Unternehmensbilanzstatistik der Deutschen Bundesbank	Elmar Stöß
Januar	1997	Die Stabilisierungswirkungen von Mindestreserven	Ulrich Bindseil
Juni	1997	Direktinvestitionen und Standort Deutschland	Thomas Jost
Juli	1997	Preisstabilität oder geringe Inflation für Deutschland ? Eine Analyse von Kosten und Nutzen	Karl-Heinz Tödter Gerhard Ziebarth
Oktober	1997	Schätzung der deutschen Zinsstrukturkurve	Sebastian T. Schich
Oktober	1997	Der Zusammenhang zwischen Inflation und Output in Deutschland unter besonderer Berücksichtigung der Inflationserwartungen	Jürgen Reckwerth
Februar	1998	Probleme der Inflationsmessung in Deutschland	Johannes Hoffmann

März	1998	Intertemporale Effekte einer fiskalischen Konsolidierung in einem RBC-Modell	Günter Coenen
September	1998	Makroökonomische Bestimmungs- gründe von Währungsturbulenzen in „Emerging Markets“	Bernd Schnatz
Januar	1999	Die Geldmenge und ihre bilanziellen Gegenposten: Ein Vergleich zwischen wichtigen Ländern der Europäischen Währungsunion	Dimut Lang
Februar	1999	Die Kapitalmarktzinsen in Deutschland und den USA: Wie eng ist der Zinsverbund? Eine Anwendung der multivariaten Kointegrationsanalyse	Manfred Kremer
April	1999	Zur Diskussion über den Verbraucher- preisindex als Inflationsindikator – Beiträge zu einem Workshop in der Deutschen Bundesbank	

