Revision Landesindex 2000

5 Preise
Prix
Prezzi

Hans Wolfgang Brachinger
Bernd Schips
Winfried Stier

Expertise zur Relevanz des «Boskin–Reports» für den schweizerischen Landesindex der Konsumentenpreise

Office fédéral de la statistique
Bundesamt für Statistik
Ufficio federale di statistica
Uffizi federal da statistica

OFS BFS UST

Neuchâtel, 1999

Die vom Bundesamt für Statistik (BFS) herausgegebene Reihe «Statistik der Schweiz» gliedert sich in folgende Fachbereiche:

0 Bereichsübergreifende Themen
1 Bevölkerung
2 Raum und Umwelt
3 Erwerbsleben
4 Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen
5 Preise
6 Produktion, Handel und Verbrauch
7 Land- und Forstwirtschaft
8 Energie
9 Bau- und Wohnungswesen
10 Tourismus
11 Verkehr und Nachrichtenwesen
12 Geldmenge, Finanzmärkte und Banken
13 Soziale Sicherheit und Versicherungen
14 Gesundheit
15 Bildung und Wissenschaft
16 Kultur und Lebensbedingungen
17 Politik
18 Öffentliche Finanzen
19 Rechtspflege

La série «Statistique de la Suisse» publiée par l'Office fédéral de la statistique (OFS) couvre les domaines suivants:

0 Thèmes généraux
1 Population
2 Espace et environnement
3 Emploi et vie active
4 Comptes nationaux
5 Prix
6 Production, commerce et consommation
7 Agriculture et sylviculture
8 Energie
9 Construction et logement
10 Tourisme
11 Transports et communications
12 Masse monétaire, marchés financiers et banques
13 Sécurité sociale et assurances
14 Santé
15 Education et science
16 Culture et conditions de vie
17 Politique
18 Finances publiques
19 Droit et justice

Revision Landesindex 2000

Expertise zur Relevanz des «Boskin–Reports» für den schweizerischen Landesindex der Konsumentenpreise

Autoren

Hans Wolfgang Brachinger
Bernd Schips
Winfried Stier

Herausgeber

Bundesamt für Statistik

OFS BFS UST

Office fédéral de la statistique
Bundesamt für Statistik
Ufficio federale di statistica
Uffizi federal da statistica

Neuchâtel, 1999

Herausgeber: Bundesamt für Statistik (BFS)

Auskunft: Autoren

Realisierung: Prof. Dr. Hans Wolfgang Brachinger
Seminar für Statistik der Universität Freiburg, Tel. 026 300 82 72

Prof. Dr. Bernd Schips
Konjunkturforschungsstelle der ETH Zürich, Tel. 01 632 50 01

Prof. Dr. Winfried Stier
Forschungsinstitut für empirische Wirtschaftsforschung der Universität St. Gallen, Tel. 071 224 23 20

Martin Peter, Projektassistent
Konjunkturforschungsstelle der ETH Zürich, Tel. 01 632 42 19

Begleitung des Auftrages: Dieter Koch, BFS, Tel. 032 713 68 43
Ernst Matti, BFS, Tel. 032 713 68 79

Vertrieb: Bundesamt für Statistik
CH-2010 Neuchâtel
Tel. 032 713 60 60 / Fax 032 713 60 61

Bestellnummer: 298-9900

Preis: Fr. 28.–

Reihe: Statistik der Schweiz

Fachbereich: 5 Preise

Grafik/Layout: Autoren

Copyright: BFS, Neuchâtel 1999
Abdruck – ausser für kommerzielle Nutzung –
unter Angabe der Quelle gestattet.

ISBN: 3-303-05385-5

Inhaltsverzeichnis:

KURZFASSUNG **7**

A. AUFTRAG 7

B. ÜBERTRAGBARKEIT DER ERGEBNISSE DES BOSKIN-REPORTS 7

C. DIE EMPFEHLUNGEN DER ‚ARBEITSGEMEINSCHAFT BOSKIN' 12

RÉSUMÉ **14**

A. MANDAT 14

B. APPLICABILITÉ DES RÉSULTATS DU RAPPORT BOSKIN 14

C. RECOMMANDATIONS DE LA COMMUNAUTÉ DE TRAVAIL ‚RAPPORT BOSKIN' 19

SUMMARY **21**

A. TASK 21

B. TRANSFERABILITY OF THE FINDINGS OF THE BOSKIN REPORT 21

C. THE RECOMMENDATIONS OF THE 'BOSKIN STUDY GROUP' 25

1. EVALUATION STATISTISCHER TEUERUNGSINDIKATOREN **28**

1.1 PREISSTATISTISCHES ARBEITSSYSTEM 28

1.2 NOTWENDIGKEIT VON DEUTUNGSMUSTERN 29

1.3 ÖKONOMISCHES VERSUS STATISTISCHES DEUTUNGSMUSTER 30

2. INDEXZIELE **33**

2.1 EINLEITUNG 33

2.2. DIE UNTERSCHIEDLICHEN INDEXZIELE 34

2.2.1 Messung der Preisentwicklung eines fixierten Warenkorbes *34*

2.2.2 Messung der Lebenshaltungskosten (Cost of Living) *36*

2.2.3 Indexierung von ökonomischen Reihen *38*

2.2.4 Deflationierung in der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) *40*

2.2.5 Preisindizes als geldpolitische Zielgrössen *42*

2.3. FAZIT 43

3. LEBENSHALTUNGSKOSTENINDEX 44

3.1 VORBEMERKUNG 44

3.2 HAUSHALTSÖKONOMISCHES STANDARDMODELL 45

3.3 DEFINITION 48

3.4 EIGENSCHAFTEN 50

3.5 KRITIK AM KONZEPT EINES LEBENSHALTUNGSKOSTENINDEXES 52

4. STATISTISCHE PREISINDIZES UND BASISAGGREGATION 54

4.1 STATISTISCHE PREISINDIZES 54

4.1.1 Definition 54

4.1.2 Laspeyres- und Paasche-Index 54

4.1.3 Mischkonzepte 55

4.1.4 Geometrischer Index 56

4.1.5 Törnqvist-Index 57

4.1.6. Divisia-Index 57

4.1.7 Kettenindizes 62

4.1.8 Deflationierung mit verknüpften Preisindizes im Rahmen der VGR 64

4.1.9. Beurteilung von Kettenindizes in der Literatur 66

4.2 BASISAGGREGATION 72

4.2.1 Indexpositionen 72

4.2.2 Preismesszahl einer Indexposition 73

4.2.3 Elementare Preisindizes 76

4.2.4 Basisaggregationsmethoden 78

5. KRITERIEN ZUR BEURTEILUNG STATISTISCHER INDEXKONZEPTE 80

5.1 AXIOMATISCHE EIGENSCHAFTEN 80

5.2 VERGLEICH MIT DEM LEBENSHALTUNGSKOSTENINDEX 84

5.2.1 Exaktheit 85

5.2.2 Superlativität 87

5.3 PRAKTIKABILITÄT 90

6. DER BOSKIN-REPORT: AUSGANGSPUNKT, FESTGESTELLTE ‚BIASES' UND REAKTIONEN DES BLS 93

6.1 AUSGANGSPUNKT 93

6.2 ERGEBNISSE 93

6.3 EMPFEHLUNGEN 95

6.3.1 Kurzfristige Empfehlungen: *96*

6.3.2 Mittelfristige Empfehlungen: *97*

6.3.3 Langfristige Empfehlungen: *98*

6.4 REAKTIONEN SEITENS DES BUREAU OF LABOR STATISTICS (BLS) 99

6.5 CPI UND LEBENSHALTUNGSKOSTEN-INDEX 99

6.6 REAKTION DES BLS AUF DIE EINZELNEN 'BIASES'-SCHÄTZUNGEN 100

6.7 REAKTION DES BLS AUF DIE EMPFEHLUNGEN DER EXPERTENKOMMISSION 105

6.7.1 Reaktionen auf die Short Run Recommendations: *105*

6.7.2 Reaktionen zu den Intermediate Run Recommendations: *107*

6.7.3 Reaktionen auf die Longer Run Recommendations: *109*

6.8 FAZIT DES BLS ZUM BOSKIN-REPORT 110

6.9 MASSNAHMEN DES BLS BEI AKTUELLEN INDEXREVISIONEN 112

6.9.1 Kurzer Überblick über die Indexrevision 1998 ..... *113*

6.9.2 Geplante Änderung der Berechnungsformel für den CPI im Jahr 1999 ..... *114*

6.10 KONTAKTE DER ARGE-B 117

7. DER SCHWEIZERISCHE LANDESINDEX DER KONSUMENTENPREISE 121

7.1 INDEXKONZEPT 121

7.2 BASISAGGREGATIONSKONZEPT 123

7.2.1 Absatzkanal- und regionsspezifische Teilindizes einer Indexposition *123*

7.2.2 Gesamtindex einer Indexposition *127*

7.3 BEHANDLUNG VON VERÄNDERUNGEN AUF DEM GÜTERMARKT 132

7.3.1 Behandlung ‚neuer' Güter *133*

7.3.2 Behandlung von „neuen" Gütervarianten *138*

7.4 BEURTEILUNG DES LANDESINDEXES 144

7.4.1 Beurteilung des Indexkonzeptes *144*

7.4.2 Beurteilung der Basisaggregationsmethode *150*
7.4.3 Beurteilung der Behandlung indexverträglicher ‚neuer' Güter *155*
7.4.4 Beurteilung der Erfassung der Teuerungsentwicklung neuer Produkte *160*
7.4.5 Beurteilung der Behandlung ‚neuer' Gütervarianten *172*
7.4.6 Abschätzung jährlicher Verzerrungen *180*
7.5 SENSITIVITÄTSANALYSE ZUM 'UPPER LEVEL BIAS' VON LASPEYRES INDIZES 194

8. EMPFEHLUNGEN FÜR DIE REVISION DES LANDESINDEX 200

8.1 INDEXKONZEPTE 200
8.2 BASISAGGREGATIONSMETHODE 205
8.3 BERECHNUNG EINES KETTENINDEX 211

9. LITERATUR 215

Kurzfassung

A. Auftrag

Im Dezember 1996 erschien in den USA der Abschlussbericht der ‚Advisory Commission to Study the Consumer Price Index' („Boskin-Kommission") zuhanden des amerikanischen Senats. Die Hauptaufgabe der ‚Arbeitsgemeinschaft Boskin' (ARGE-B) bestand zunächst darin zu prüfen, inwieweit die Ergebnisse dieses Berichts („Boskin-Report") auf die statistische Erfassung der Preisveränderungen in der Schweiz übertragbar sind. Dann war zu überprüfen, ob die Empfehlungen der Boskin-Kommission an das Bureau of Labor Statistics (BLS) auch als mögliche Leitlinien für das Bundesamt für Statistik (BFS) dienen könnten. Ausserdem war zu überlegen, welche der bereits vom BLS zur Verbesserung des amerikanischen Konsumentenpreisindexes (CPI) umgesetzten, aber im Boskin-Report nicht erwähnten Massnahmen auch für die Preisstatistik in der Schweiz von Bedeutung sind. Weiterhin war abzuklären, welche Prioritäten bei der Revision des Landesindexes der Konsumentenpreise im Jahre 2000 („LIK 2000") gesetzt werden sollten. Schliesslich war zu prüfen, welche spezifischen Fragen der Preisstatistik in weiteren Forschungsprojekten abgeklärt werden sollten.

B. Übertragbarkeit der Ergebnisse des Boskin-Reports

Auf der Grundlage des Boskin-Reports und einer Analyse der derzeitigen Praxis des schweizerischen Landesindex der Konsumentenpreise (LIK) kommt die ARGE-B zu folgenden Ergebnissen:

1. Die Hauptaufgabe der Preisstatistik besteht in einer quantitativen Erfassung der Veränderungen der Preise der in einer Volkswirtschaft angebotenen Güter. Auf einem hochentwickelten Markt wie dem schweizerischen Konsumgütermarkt wird eine Vielzahl von Gütern angeboten. Laufend erscheinen neue Produkte und die Qualitäten bekannter Produkte werden permanent verändert. Deshalb ist eine ‚korrekte' Erfassung von Preisveränderungen eine schwierige Aufgabe. Dieser Aufgabe wird das Bundesamt für Statistik (BFS) mit dem LIK in hohem Masse gerecht.

2. Für die Erfassung von Preisveränderungen ist es derzeit weltweit üblich, das Laspeyres'sche Indexkonzept zu verwenden. Dieses Konzept, das auch dem LIK zugrunde liegt, geht von einem fest vorgegebenen Korb von Waren und Dienstleistungen („Warenkorb") aus und stellt ein

statistisches Schätzverfahren dar. Ziel derartiger Verfahren ist die Schätzung eines bestimmten ökonomischen Parameters. Im Boskin-Report wird ohne weitere Diskussion davon ausgegangen, dass dieser Parameter der Wert des sog. ‚Lebenshaltungskostenindexes' („Cost-of-Living-Index") ist. Ein Lebenshaltungskostenindex soll die Frage beantworten, welche Kosten für einen repräsentativen Konsumenten bzw. Haushalt in einer Berichtsperiode - bei veränderten relativen Preisen - die geringstmöglichen sind, um dasselbe Nutzenniveau zu erreichen, wie in einer vorgegebenen Basisperiode. Bei einem Lebenshaltungskostenindex wird also nicht ein Warenkorb, sondern ein Nutzenniveau konstant gehalten.

3. Der Landesindex der Konsumentenpreise wird als Teuerungsmassstab für vielfältige politische und ökonomische Zwecke verwendet. Er dient nicht nur der Erfassung von Veränderungen der Lebenshaltungskosten, sondern simultan auch anderen Zwecken wie etwa der Indexierung ökonomischer Reihen oder als Basis für Deflationierungen in der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) oder auch als Orientierungshilfe beim Entscheid über wirtschaftspolitische Massnahmen. Daneben wird er 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.

   Eine kritische Auseinandersetzung mit dem LIK hat diesen unterschiedlichen Verwendungszwecken Rechnung zu tragen. Je nachdem, welches Indexziel man verfolgt, wird die Qualität des LIK unterschiedlich zu beurteilen sein. Zur Untersuchung der Frage, inwieweit die Ergebnisse des Boskin-Reports auf die Schweiz übertragen werden können, muss man sich daher auf ein Teil-Ziel des LIK, nämlich die Erfassung der Veränderung der Lebenshaltungskosten beschränken.

4. Es ist seit langem bekannt, dass das Laspeyres'sche Indexkonzept im Laufe der Zeit im Vergleich mit dem Lebenshaltungskostenindex zu mehr oder weniger verzerrten Indexwerten führt. Das Hauptverdienst der Boskin-Kommission besteht darin, in aller Deutlichkeit darauf hingewiesen zu haben, dass bei diesem Indexkonzept verschiedene Arten von Verzerrungen auftreten können. Neben dem Substitutions-Bias („Substitution Bias") wird auf den Absatzkanal-Bias („Outlet substitution Bias"), den Qualitäts-Bias („Quality change Bias") und den Neue-Produkte-Bias („New product Bias") hingewiesen.

Nach Ansicht der ARGE-B kann jedoch ein Preisindex 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 verwendete Indexkonzept an sich gekennzeichnet ist. Im LIK spielen etwa Regionalparameter eine wichtige Rolle. Mit diesen werden die Preise entsprechend der demographischen Bedeutung derjenigen Region, in der sie erhoben wurden, gewichtet. Solche Parameterwerte sind stets entweder bekannte Grössen oder sie sind Schätzungen 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 sein könnten. Auf der Grundlage dieser Überlegungen kann der LIK neben den oben genannten Verzerrungen etwa auch einem sogenannten Regionalbias unterliegen.

5. Für eine praktische Umsetzung des Laspeyres'schen Indexkonzepts muss die Vielzahl der zu erfassenden Güter stets geeignet hierarchisch gegliedert werden. Erst auf die Güterklassen der Hierarchiestufe ‚Indexposition' wird die bekannte Laspeyres Formel angewendet, werden also Preismesszahlen mit festen Ausgabenanteilen gewichtet. Unterhalb dieser Hierarchiestufe werden beim LIK ebenfalls gewichtete Mittel von Preismesszahlen berechnet. Zur Gewichtung dienen dabei Parameter, welche die Bedeutung derjenigen Absatzkanäle und Regionen zum Ausdruck bringen, in denen die Preise jeweils erhoben werden. Ein *Substitutions-Bias* entsteht beim LIK im wesentlichen dann, wenn die Konsumenten relativ teurer gewordene Güter durch relativ billiger gewordene ersetzen und dies in der Indexformel nicht hinreichend berücksichtigt wird. Dabei ist zwischen dem oberen Substitutions-Bias („Upper-Level-Substitution Bias"), der durch Inflexibilität auf der Ebene der Indexpositionen entsteht, und dem unteren Substitutions-Bias („Lower-Level-Substitution Bias") zu unterscheiden, der durch Inflexibilitäten unterhalb der Indexpositionen bei der sog. ‚Basisaggregation' verursacht wird. Inflexibilität auf der Ebene der Indexpositionen liegt dabei dann vor, wenn die verwendeten Ausgabenanteile nicht den tatsächlichen angepasst werden. Inflexibilität unterhalb der Indexpositionen ist gegeben, wenn die bei der Basisaggregation verwendete Methode Substitutionsbeziehungen nur unzureichend erfasst und die verwendeten Parameter nicht die aktuelle Bedeutung von Regionen und Absatzkanälen wiedergeben.

6. Der *obere Substitutions-Bias* ist bei Verwendung des Laspeyres'schen Indexkonzepts umso grösser je seltener der zugrundeliegende Warenkorb aktualisiert, also der Index ‚umbasiert' wird.

Seit den 50er Jahren wurde der US-amerikanische CPI durchschnittlich alle 11.25, der 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 nicht über dem des CPI liegen wird. Er dürfte etwa bei 0.1 Basispunkten liegen. Dieser Bias kann nur durch eine häufigere Aktualisierung der Gewichte auf der Basis möglichst aktueller Verbrauchsausgaben der Haushalte reduziert werden.

7. Nach Ansicht der ARGE-B können neue Güter je nachdem, ob sie als weitere Erhebungsposition einer bestimmten, im Rahmen des aktuellen Indexkonzeptes bestehenden Indexposition zugeordnet werden können oder nicht, in indexverträgliche und indexunverträgliche Güter klassifiziert werden. Durch regen Kontakt mit den Preismeldestellen und durch eigene laufende Marktbeobachtung ist man beim BFS bemüht, indexverträgliche ‚neue' Güter möglichst rechtzeitig zu erkennen. Die Indexpositionen des LIK sind so gewählt, dass sich die meisten Güter, die neu auf dem Markt erscheinen, ebenso wie neue Varianten bekannter Güter in eine bestehende Indexposition einordnen lassen. Das vom BFS entwickelte Basisaggregationskonzept bietet überdies den methodischen Rahmen, der nötig ist, um ‚neue' Güter und Gütervarianten laufend in die aktuelle Indexberechnung mit einzubeziehen. Im Rahmen der verwendeten rekursiven Indexformel besteht nämlich die Möglichkeit, die Gesamtheit der Güter laufend zu aktualisieren. Der LIK ist also gegenüber indexverträglichen Veränderungen auf dem Konsumgütermarkt sehr flexibel.

   Analysen der ARGE-B zeigen, dass neue Güter und neue Gütervarianten mit veränderten Qualitäten im LIK im Vergleich mit Preisindizes anderer Volkswirtschaften in der Regel vergleichsweise rasch berücksichtigt werden. Problematisch ist jedoch das Auftauchen index-unverträglicher neuer Güter, welche die Schaffung neuer Indexpositionen erfordern. Derartige Güter können auch im LIK erst bei periodischen Revisionen erfasst werden. Der dadurch bedingte Bias tritt beim LIK jedoch eher selten auf und ist im oberen Substitutions-Bias enthalten. Insgesamt dürften der *Neue-Produkte-Bias* und der *Qualitäts-Bias* beim LIK vergleichsweise gering ausfallen und auf keinen Fall höher als 0.2 Basispunkte sein.

8. Zur Basisaggregation wird beim LIK derzeit generell eine gewichtete Variante der *Methode der Elementarindizes* („Methode der Basisrelationen") verwendet. Der Einsatz dieser Methode ist bei Indexpositionen angemessen, bei denen zwischen den einzelnen Gütern praktisch keinerlei Substitutionsbeziehungen bestehen. Im allgemeinen ist aber davon auszugehen, dass zwischen den Gütern einer Indexposition mindestens schwache Substitutionsbeziehungen bestehen. In solchen Fällen führt die Methode der Elementarindizes zu einem positiven *unteren Substitutionsbias*.

9. In der vergleichsweise kleinräumigen Schweiz treten völlig neue Absatzkanäle eher selten auf. Die Tendenz zum Einkauf bei Billigmärkten ist weit weniger stark ausgeprägt als in anderen Volkswirtschaften. Der *Absatzkanal-Bias*, der durch die unzureichende Berücksichtigung neuer Absatzkanäle bedingt ist, sollte deshalb beim LIK vernachlässigbar sein.

10. Ein *Formelbias* tritt bei der Basisaggregation dann auf, wenn die Art und Weise, in der die erhobenen Preismeldungen verarbeitet werden, zu Subindizes für die Indexpositionen führt, deren formale Eigenschaften vom ‚Idealbild' eines Subindexes abweichen. Bei der rekursiven Vorgehensweise des BFS wird der aktuelle Indexwert aus dem Indexwert der Vorperiode effektiv mit Hilfe eines Korrekturfaktors berechnet. Diese Vorgehensweise ist in Anbetracht des systematischen positiven Bias, den die Methode der Elementarindizes aufweist, dem Risiko der Kumulierung positiver Verzerrungen ausgesetzt. Dieses Risiko dürfte aber wegen eines gewissen Unterschätzungspotentials, das in diesem Konzept simultan angelegt ist, nicht sehr ins Gewicht fallen. Der Landesindex dürfte deshalb, wie Modellrechnungen zeigen, insgesamt entweder einem schwach positiven oder einem schwach negativen Formelbias unterliegen.

11. In den LIK gehen im Rahmen der Basisaggregation Regionalparameter ein, mit denen Preise entsprechend der demographischen Bedeutung derjenigen Region, in der sie erhoben wurden, gewichtet werden. Ein *Regionalbias* würde aus einer Nichterfassung von Veränderungen dieser Parameter resultieren. Nach Auffassung der ARGE-B dürfte aber beim LIK kein nennenswerter Regionalbias vorliegen.

12. Die ARGE-B schlägt vor, den Formelbias und den Regionalbias zusammen mit dem unteren Substitutionsbias und dem Absatzkanalbias unter dem Begriff Basisaggregationsbias zusammen-

zufassen. Insgesamt dürfte der *Basisaggregationsbias* in der Schweiz 0.3 Basispunkte nicht überschreiten.

13. Der LIK ist ebensowenig wie der US-amerikanische CPI ein echter Lebenshaltungskostenindex. Deshalb tendiert auch der LIK zu einer Überschätzung der Veränderung der Lebenshaltungskosten. Diese Überzeichnung dürfte lediglich etwa 0.5 bis 0.6 Basispunkte pro Jahr ausmachen.

14. Zusammenfassend ist festzuhalten, dass der schweizerische LIK einen statistischen Indikator darstellt, der heute simultan für verschiedene Informationsbedürfnisse benutzt wird. Je stärker man den LIK in Richtung eines Lebenshaltungskostenindexes entwickelt, desto weniger kann er anderen Zielsetzungen gerecht werden.

C. Die Empfehlungen der ‚Arbeitsgemeinschaft Boskin'

Zur Aufgabe der ‚Arbeitsgemeinschaft Boskin' (ARGE-B) gehörte es insbesondere zu prüfen, ob und inwieweit die Empfehlungen der Boskin-Kommission im Hinblick auf die für das Jahr 2000 geplante Revision des LIK auch für das BFS mögliche Leitlinien darstellen können. Auf der Grundlage dieser Empfehlungen und einer Analyse der derzeitigen Praxis kommt die ARGE-B im wesentlichen zu folgenden Vorschlägen:

1. Das BFS berechnet derzeit auf Konsumentenstufe lediglich einen einzigen Preisindex, nämlich den Landesindex der Konsumentenpreise. Dieser wird für vielfältige Zwecke verwendet. Das BFS sollte in Zukunft im Hinblick auf die gewachsenen Informationsbedürfnisse mehrere Preisindizes berechnen, von denen jeder einzelne stärker auf ein bestimmtes Informationsbedürfnis fokussiert ist. Die ARGE-B schlägt vor, dass das BFS nach Möglichkeit zu einem erweiterten modularen System von Indizes übergeht. Unter einem modularen System wird hierbei ein Indexsystem verstanden, das neben alternativen Gewichtungsschemata auch unterschiedliche Warenkörbe und alternative Preismesskonzepte (Nutzungskonzepte) berücksichtigt. Nach Ansicht der ARGE-B sollte im Rahmen eines solchen modularen Indexsystems mindestens ein Index berechnet werden, der stärker als bisher auf die Erfassung der Veränderung der allgemeinen Lebenshaltungskosten abzielt.

2. Nach Ansicht der ARGE-B sollte der Warenkorb für einen Lebenshaltungskostenindex keine Zwangsabgaben wie Steuern und Sozialversicherungsbeiträge enthalten. Zum einen basiert

nämlich das Konzept eines Lebenhaltungskostenindexes auf der Wahlfreiheit der Konsumenten und zum anderen decken Zwangsabgaben lediglich die Kosten für die von den Konsumenten empfangenen Leistungen. Dagegen gehören die Preise für Risikotransfers im Rahmen von privaten Versicherungen in den Warenkorb eines Lebenshaltungskostenindexes.

3. Kurzfristig sollte das BFS dazu übergehen, für die Basisaggregation eine Methode zu verwenden, die auf dem geometrischen Mittel beruht. In der Fachliteratur herrscht weitgehend Einigkeit darüber, dass eine derartige Methode im Hinblick auf die Erfassung der Veränderung der Lebenshaltungskosten im allgemeinen adäquater ist als die bisher praktizierte Methode der Elementarindizes.

4. Mittelfristig sollte das BFS von der ausschliesslichen Orientierung am theoretischen Konzept des Laspeyres-Indexes abgehen. Es sollte überlegt werden, inwieweit es praktisch machbar ist, zur Erfassung der Veränderung der Lebenshaltungskosten einen superlativen Preisindex vom Typ ‚Törnqvist' zu berechnen. Ein derartiger Index ist dadurch gekennzeichnet, dass er für eine weite Klasse von Nutzenfunktionen mit dem Lebenshaltungskostenindex übereinstimmt, d.h. exakt ist.

   Ein wesentliches Problem eines Preisindexes vom Typ ‚Törnqvist' besteht darin, dass ein derartiger Preisindex selbst bei jährlichen Einkommens- und Verbrauchserhebungen nur mit einer gewissen zeitlichen Verzögerung berechnet werden kann. Ein verketteter Preisindex vom Typ Törnqvist kann allerdings durch einen verketteten Preisindex vom Typ Laspeyres hinreichend gut approximiert werden. Für die Berechnung laufender Monatsindizes sollte das BFS deshalb von der Berechnung eines herkömmlichen Preisindexes vom Laspeyres'schen Typ abgehen und dazu übergehen, einen verketteten Preisindex vom Typ Laspeyres zu berechnen.

5. Das BFS sollte in Zusammenarbeit mit einem unabhängigen Expertenpanel verstärkt darauf hinarbeiten, fachwissenschaftliche Kompetenz und aktuelle Forschungsergebnisse zu nutzen. Zusammen mit diesem Expertenpanel sollte über die Vergabe weiterer Expertisen zum Thema der statistischen Erfassung von Preisveränderungen nachgedacht werden. Insbesondere sollte untersucht werden, wie praktikabel die sogenannten hedonischen Ansätze zur Erfassung von Qualitätsveränderungen sind. Weiter wäre zu untersuchen, inwieweit Verzerrungen von der Höhe der allgemeinen Teuerungsrate abhängen. Ausserdem sollte die Analyse der Verzerrungen des LIK gezielt für die einzelnen Hauptgruppen von Gütern durchgeführt werden. Zumindest auf zunächst experimenteller Basis sollten Lebenshaltungskostenindizes für unterschiedliche

sozioökonomische Gruppen berechnet werden. Ausserdem sollte die Frage untersucht werden, worin die relativen Vor- bzw. Nachteile eines verketteten Laspeyres-Indexes gegenüber einem „trailing" Törnqvist-Index liegen.

Résumé

A. Mandat

En décembre 1996, aux Etats Unis, le rapport final de la „commission Boskin" (‚Advisory Commission to Study the Consumer Price Index') a été publié à l'intention du Sénat américain. La tâche principale de la communauté de travail „rapport Boskin" (ARGE-B) consistait à examiner dans quelle mesure les résultats de ce rapport („rapport Boskin") pouvaient également s'appliquer à la mesure statistique des variations de prix en Suisse. Il s'agissait ensuite de déterminer si les recommandations émises par la commission Boskin à l'intention du „Bureau of Labor Statistics" (BLS) pouvaient également servir de lignes directrices à l'Office fédéral de la statistique (OFS). La communauté de travail avait par ailleurs à définir lesquelles des mesures appliquées par le BLS pour améliorer l'indice des prix à la consommation américain (CPI), mais ne figurant pas dans le rapport Boskin, revêtaient également une certaine importance pour la statistique des prix en Suisse. Elle s'est penchée en outre sur les priorités à fixer pour la révision de l'indice suisse des prix à la consommation de l'an 2000 („IPC 2000"). Il s'agissait enfin de déterminer quelles questions spécifiques inhérentes à la statistique des prix devaient encore être élucidées dans d'autres projets de recherche.

B. Applicabilité des résultats du rapport Boskin

Telles sont les conclusions tirées par la communauté de travail ARGE-B sur la base du rapport Boskin et après analyse de la pratique actuelle dans le domaine de l'indice suisse des prix à la consommation (IPC) :

1. La tâche principale de la statistique des prix consiste à mesurer les variations de prix des biens offerts au niveau de l'économie nationale. Dans un marché de consommation aussi développé que celui de la Suisse, l'offre comprend une multitude de biens. De nouveaux produits s'y ajoutent en permanence et la qualité des biens ne cesse de changer. Il est ainsi particulièrement difficile de

mesurer les variations de prix de manière tout à fait ‚correcte': une tâche que l'Office fédéral de la statistique (OFS) accomplit toutefois dans une large mesure avec l'IPC.

2. De nos jours, le concept d'indice de Laspeyres est utilisé couramment dans le monde entier pour mesurer les variations de prix. Ce concept, qui est aussi à la base de l'IPC, part d'un panier fixe de biens et de services („panier-type") et représente un procédé d'estimation statistique. Le but de ce procédé est d'estimer un paramètre économique particulier. Pour les auteurs du rapport Boskin, il ne fait aucun doute que ce paramètre représente la valeur de ‚l'indice du coût de la vie' („Cost-of-Living-Index"). L'établissement d'un tel indice doit permettre de déterminer les dépenses minimales que doit supporter un consommateur ou un ménage représentatif durant une certaine période, en admettant que les prix relatifs aient varié, pour garder le même niveau d'utilité qu'à la période de base. Dans le cas d'un indice du coût de la vie, il ne s'agit donc pas de maintenir un panier-type, mais un niveau d'utilité constant.

3. L'indice suisse des prix à la consommation sert à mesurer le renchérissement à diverses fins économiques et politiques. Il relève non seulement les changements inhérents au coût de la vie, mais sert également à d'autres fins, telles que l'indexation de séries économiques, et tient lieu de base de déflation pour les comptes nationaux (CN) ou de base de décision pour la politique économique. L'IPC sert par ailleurs de mesure pour la compensation du renchérissement au niveau salarial ainsi que pour l'adaptation d'autres valeurs nominales telles que les loyers et les rentes. Il représente donc d'une certaine manière un indice destiné à remplir différentes fonctions simultanément.

   Il convient par conséquent de se pencher de manière critique sur l'IPC dans l'optique de ces diverses fonctions. La qualité de l'IPC devra être évaluée de manière différente selon l'objectif poursuivi. Pour savoir dans quelle mesure les résultats du rapport Boskin peuvent s'appliquer à l'IPC, on se limitera par conséquent à un objectif partiel de l'IPC, à savoir celui de mesurer les variations du coût de la vie.

4. Il est connu depuis longtemps que le concept d'indice de Laspeyres fournit au fil du temps des valeurs plus ou moins „biaisées" par rapport à l'indice du coût de la vie. A ce propos, la commission Boskin a notamment le mérite d'avoir mis clairement en évidence le fait que ce type d'indice peut comporter différentes sortes de distorsions: le biais de substitution des produits („substitution bias"), celui des canaux de distribution („outlet substitution bias"), le biais de

changement de qualité („quality change bias") et le biais de nouveaux produits et services („new product bias").

Selon l'ARGE-B, d'autres distorsions peuvent encore intervenir dans un indice des prix. Cela peut être le cas lorsque l'on utilise certains paramètres supplémentaires qui vont au-delà de ceux caractérisant le concept d'indice. Dans le cas de l'IPC, les paramètres régionaux jouent, par exemple, un rôle important: les prix sont pondérés selon l'importance démographique de la région de laquelle ils proviennent. Les valeurs de ces paramètres sont toujours soit des grandeurs connues, soit des estimations de ces grandeurs. S'il s'agit de grandeurs connues, le risque de distorsion découle du fait que ces valeurs ont été introduites dans le concept d'indice lors d'une révision de cet indice et ne sont pas actualisées en permanence. Un risque supplémentaire apparaît dans le cas des estimations, celles-ci pouvant être, elles aussi, „biaisées". Selon ces considérations, l'IPC peut également comporter un biais dit régional en plus des distorsions citées plus haut.

5. Il convient, pour l'application pratique du concept d'indice de Laspeyres, d'adopter un système hiérarchique adéquat pour ventiler la multitude des biens à recenser. La formule de Laspeyres n'est utilisée que pour les catégories de biens classés au niveau des ‚postes de dépenses'; à ce niveau, des indices sont donc pondérés au moyen de parts de dépenses fixes. En dessous de ce niveau hiérarchique, on calcule également des moyennes arithmétiques pondérées des indices. La pondération reflète l'importance des canaux de distribution et des régions d'où proviennent les prix. Un *biais de substitution des produits* intervient en particulier, lorsque les consommateurs remplacent des biens devenus relativement chers par d'autres produits devenus relativement meilleur marché et que ce phénomène n'est pas suffisamment pris en compte dans la formule de l'indice. On distinguera toutefois le biais de substitution au niveau supérieur („upper level substitution bias"), qui résulte d'un manque de souplesse au niveau des postes de dépenses, du biais de substitution au niveau inférieur („lower level substitution bias"), dû à un manque de flexibilité non pas au niveau des postes de dépenses, mais à celui, inférieur, de l'agrégation de base. On constate un manque de flexibilité au niveau des postes de dépenses avant tout lorsque les parts de dépenses utilisées ne sont pas adaptées aux parts effectives. En dessous du niveau des postes de dépenses, le manque de souplesse apparaît dans le cas où la méthode utilisée lors de ‚l'agrégation de base' ne tient compte que de manière insuffisante des rapports de substitution et que les paramètres utilisés ne donnent pas une image actuelle de l'importance des régions et des canaux de distribution.

6. Lors de l'utilisation du concept d'indice de Laspeyres, plus il est rare que le panier-type initial soit actualisé et donc que l'indice soit établi sur une nouvelle base, plus le *biais de substitution des produits au niveau supérieur* est important. Depuis les années 50, le CPI américain a été établi sur une nouvelle base en moyenne tous les 11,25 ans, l'IPC suisse tous les 10 ans. S'il s'écoule moins de temps entre deux révisions et donc entre deux adaptations au niveau des postes de dépenses en Suisse qu'aux Etats-Unis, la différence n'est toutefois que minime. En revanche, les pondérations sont nettement plus actuelles en Suisse qu'aux Etats-Unis, au moment où elles sont introduites pour la première fois dans le calcul de l'indice. Elles datent généralement d'un à deux ans en Suisse, alors qu'elles ont déjà, à ce moment, entre 3 et 5 ans aux Etats-Unis. On peut donc partir du principe que le biais de substitution des produits intervenant au niveau supérieur ne sera pas plus important pour l'IPC suisse que pour le CPI américain. Il ne devrait pas dépasser 0,15 point de %. Ce biais ne peut être réduit que par une mise à jour plus fréquente des pondérations sur la base des dépenses de consommation des ménages les plus actuelles possible.

7. De l'avis de l'ARGE-B, les nouveaux biens peuvent être classés en deux catégories, selon qu'ils sont ou non attribuables en tant que nouvelles variétés à des postes de dépenses existants : les biens „intégrables", pouvant entrer dans le panier-type sans créer de nouveaux postes de dépenses et les biens „non-intégrables", pour lesquels de nouveaux postes de dépenses doivent être formés. En entretenant des contacts réguliers avec les points d'observation des prix et en procédant à sa propre observation du marché, l'OFS s'efforce de déceler à temps les nouveaux biens „intégrables". Les postes de dépenses de l'IPC sont créés de sorte que la plupart des nouveaux produits apparaissant sur le marché et des nouvelles variantes de biens déjà connus puissent être attribués à des postes existants. Le concept d'agrégation de base développé par l'OFS offre, en outre, le cadre méthodologique nécessaire pour intégrer régulièrement dans le calcul de l'indice les nouveaux produits et les nouvelles variantes de produits existants. La formule d'indice récursive utilisée permet ainsi d'actualiser en permanence l'ensemble des biens. Les changements survenant sur le marché des biens de consommation „intégrables" sont donc largement pris en compte dans l'IPC.

   Il ressort des analyses de l'ARGE-B qu'en règle générale, les nouveaux biens et les nouvelles variantes de produits sujets à des changements de qualité sont rapidement pris en compte dans le calcul de l'IPC par rapport aux indices des prix d'autres pays. L'apparition sur le marché de nouveaux produits „non intégrables" est toutefois problématique, étant donné qu'elle requiert la création de nouveaux postes de dépenses. De tels produits ne peuvent donc être pris en considération dans l'IPC que lors de ses révisions périodiques. La distorsion qui en résulte apparaît toutefois rarement; elle est contenue dans le biais de substitution des produits au niveau supérieur.

Dans l'ensemble, le *biais de nouveaux produits et services* ainsi que celui *de changement de qualité* ne devraient pas être trop importants dans l'IPC par rapport aux autres pays; ils ne devraient en aucun cas s'élever à plus de 0,2 point de %.

8. Pour l'IPC, on utilise en général actuellement une variante pondérée de *la méthode des indices élémentaires* (méthode de la moyenne arithmétique des rapports de prix) pour l'agrégation de base. Cette méthode s'avère judicieuse pour les postes de dépenses dont les biens ne sont quasiment pas substituables. On peut, en revanche, raisonnablement supposer qu'il existe en général au moins un faible rapport de substitution entre les biens d'un même poste de dépenses. Dans ce cas, l'application de la méthode des indices élémentaires donne lieu à un *biais positif de substitution des produits au niveau inférieur.*

9. La Suisse étant relativement petite, il est plutôt rare d'y voir apparaître de nouveaux canaux de distribution. Le marché des magasins-discount y occupe une place nettement moins importante que dans les autres pays. Ainsi, *le biais des canaux de distribution*, qui intervient lorsque les nouveaux canaux de distribution ne sont pas suffisamment pris en compte dans le calcul de l'indice, devrait être négligeable dans le cas de l'IPC.

10. Un *biais de formule* intervient au niveau de l'agrégation de base, si la manière dont les prix relevés sont agrégés mène à des sous-indices (des postes de dépenses) dont la formule n'a pas les propriétés attribuées à celle du sous-indice ‚idéal'. La méthode récursive de l'OFS consiste à calculer la valeur actuelle de l'indice à partir de sa valeur lors de la période précédente au moyen d'un facteur de correction. Si l'on considère le biais systématiquement positif qu'induit la méthode des indices élémentaires, il faut également être conscient que ce biais risque d'être cumulatif. Cependant, ce dernier est atténué par la tendance à la sous-estimation propre à ce procédé. C'est pourquoi, comme le démontrent des modèles de calcul, l'IPC peut contenir dans l'ensemble un faible biais de formule soit négatif soit positif.

11. Dans le cas de l'IPC, on utilise des paramètres régionaux au niveau de l'agrégation de base. C'est en effet avec ces paramètres que les prix sont pondérés selon l'importance démographique de la région dans laquelle ils ont été relevés. Les paramètres régionaux sont sujets à des changements qui, s'ils ne sont pas pris en compte, peuvent donner lieu à un *biais régional.* Selon l'ARGE-B, ce genre de distorsion ne devrait toutefois pas s'avérer conséquent pour l'IPC.

12. L'ARGE-B propose de résumer les notions de biais de formule, de biais régional, de biais de substitution des produits au niveau inférieur et de biais des canaux de distribution en un seul terme: le *biais de l'agrégation de base*. Celui-ci ne devrait pas dépasser 0,3 point de % dans l'ensemble en Suisse.

13. Comme le CPI américain, l'IPC ne constitue en aucun cas un véritable indice du coût de la vie. C'est la raison pour laquelle il tend plutôt à surestimer la variation de ce coût. Cette surestimation ne devrait toutefois pas se chiffrer à plus de 0,5 à 0,6 point de % par année.

14. Signalons en résumé que l'IPC représente un indicateur statistique, qui est utilisé simultanément pour différents besoins d'information. Plus on orientera son développement sur celui d'un indice du coût de la vie et moins l'IPC pourra continuer à remplir d'autres fonctions.

C. Recommandations de la communauté de travail ‚rapport Boskin'

La communauté de travail ‚rapport Boskin' (ARGE-B) avait notamment pour tâches de déterminer si et dans quelle mesure les recommandations émises par la commission Boskin peuvent également représenter des lignes directrices pour l'OFS en vue de la révision de l'IPC prévue en l'an 2000. C'est sur la base de ces recommandations et d'une analyse de la pratique actuelle que l'ARGE-B émet en particulier les propositions suivantes:

1. L'OFS calcule actuellement un seul indice des prix pour ce qui est de la consommation, à savoir l'IPC. Celui-ci sert à diverses fins. Etant donné les besoins croissants d'information, l'OFS devrait toutefois calculer à l'avenir d'autres indices des prix en fonction de ces besoins. L'ARGE-B propose que l'OFS passe dans la mesure du possible à un système modulaire d'indices élargi. On entend ici par système modulaire un système d'indices prenant en compte non seulement des schémas de pondération alternatifs, mais aussi différents paniers-type et concepts de mesure des prix (concepts d'utilisation). L'ARGE-B estime qu'il faudrait, dans un tel système, calculer au moins un indice qui soit davantage axé sur la mesure des variations du coût de la vie général.

2. L'ARGE-B est d'avis que le panier-type d'un indice du coût de la vie ne devrait pas contenir des dépenses de transferts obligatoires telles que les impôts ou les cotisations sociales. D'une part, le concept d'un tel indice se base sur le libre choix des consommateurs et, d'autre part, les dépenses de transferts obligatoires ne couvrent que les frais des prestations fournies aux consommateurs. Les prix relatifs au transfert du risque dans le cadre des assurances privées, en revanche, ont leur place dans le panier-type d'un indice du coût de la vie.

3. L'OFS devrait utiliser, à court terme, une méthode qui repose sur la moyenne géométrique pour l'agrégation de base. La littérature spécialisée donne largement la préférence à une telle méthode, plus appropriée dans l'ensemble pour mesurer les variations du coût de la vie que la méthode des indices élémentaires utilisée jusqu'à présent.

4. A moyen terme, l'OFS devrait se détourner de l'orientation exclusive du concept théorique de l'indice de Laspeyres. Il s'agit de déterminer dans quelle mesure il est possible de calculer un indice des prix supérieur de type Törnqvist pour mesurer les variations du coût de la vie. Ce type d'indice se caractérise par le fait qu'il concorde avec l'indice du coût de la vie pour une large palette de fonctions d'utilité.

   Un problème important se pose toutefois dans le cas d'un indice des prix de type Törnqvist: celui-ci ne peut être calculé qu'avec un certain retard, même en cas d'enquêtes annuelles sur les revenus et la consommation. On peut toutefois obtenir de bonnes approximations d'un indice-chaîne de type Törnqvist au moyen d'un indice-chaîne de type Laspeyres. Ainsi, pour calculer les indices mensuels, l'OFS devrait renoncer à l'indice des prix conventionnel de type Laspeyres et calculer un indice-chaîne de type Laspeyres.

5. L'OFS devrait se pencher davantage, en collaboration avec un groupe d'experts indépendant, sur l'utilisation des compétences spécialisées et des résultats actuels des recherches. Il s'agit de songer à la réalisation d'autres expertises sur la mesure statistique des variations de prix. Cela reviendrait notamment à déterminer dans quelle mesure les méthodes dites hédoniques sont utilisables pour mesurer les changements de qualité et quels sont les rapports de dépendance entre les distorsions et les taux de renchérissement généraux. Il convient par ailleurs d'analyser de manière ciblée les distorsions de l'IPC pour chacun des principaux groupes de biens et de calculer, du moins tout d'abord à titre expérimental, les indices du coût de la vie de différents groupes socio-économiques. En outre, il faudrait également se pencher sur les avantages et désavantages respectifs d'un indice-chaîne de Laspeyres par rapport à un indice de type Törnqvist, dit „trailing" Törnqvist.

Summary

A. Task

In December 1996 the final report to the American Senate from the der ‚Advisory Commission to Study the Consumer Price Index' („Boskin Commission") was published in the USA. The main task of the ‚Study Group Boskin' (ARGE-B) was first of all to examine how far the findings of this report („Boskin Report") are applicable to the statistical recording of price changes in Switzerland. It was also to be examined whether the recommendations of the Boskin Commission to the Bureau of Labor Statistics (BLS) could serve as possible guidelines for the Federal Statistical Office (FSO). In addition the group was to consider which measures already translated into action by the BLS for the improvement of the American Consumer Price Index (ACPI) but not mentioned in the Boskin Report are significant for price statistics in Switzerland. Furthermore the question of which priorities should be taken into account in the revision of the Swiss Consumer Price Index in the year 2000 („SCPI 2000") was also to be considered. Finally the group was to determine which specific questions of price statistics should be examined in further research projects.

B. Transferability of the findings of the Boskin Report

On the basis of the Boskin Report and an analysis of the current practice of the Swiss Consumer Price Index (SCPI) the ARGE-B comes to the following conclusions:

1. The main task of price statistics consists in a quantitative recording of price changes for consumer goods available in an economy. In a highly-developed market such as the Swiss consumer goods market a large number of goods are available. New products appear continually and the quality of products is constantly being modified. A ‚correct' recording of price changes is therefore a difficult undertaking. The Federal Statistical Office (FSO) fulfils this task to a high degree with the SCPI.

2. At present the Laspeyres formula is commonly employed world-wide for recording price changes. This formula, which also forms the basis of the SCPI, is based on a fixed basket of goods and services and constitutes a statistical estimation procedure. The aim of this type of procedure is the estimation of a given economic parameter. Without further consideration the Boskin Report assumes that this parameter is the value of the so-called ‚cost of living index'. A cost of living

index should determine what the lowest possible costs are for a representative consumer or household during a period under review - with changing relative prices - to achieve the same utility level as in a set base period. Thus it is not the basket of goods and services but the utility level which is kept constant with a cost of living index.

3. The Swiss Consumer Price Index is used as a measure of inflation for a variety of political and economic purposes. It serves not only to measure changes in the cost of living but simultaneously for other purposes too, such as the indexation of economic series or as a basis for deflation in national accounting (NA) or as a guide for decisions in economic policy measures. In addition it is used as a criterion to determine compensation of inflation on wages or on other nominal values such as rents and pensions. Therefore the national index of consumer prices in a way represents an ‚omnibus index', which simultaneously serves a series of purposes.

   A critical analysis of the SCPI must take these various uses into account. The quality of the SCPI is to be assessed according to which index aim is set. In examining the question of how far the findings of the Boskin Report can be applied to Switzerland, such consideration must therefore be limited to a partial aim of the SCPI, namely the recording of changes in the cost of living.

4. It has long been known that the Laspeyres index formula, in comparison with the cost of living index, leads to more or less biased index values in the course of time. The main merit of the Boskin Commission consists in clearly pointing out that various kinds of biases can occur in the use of this index formula. Apart from „substitution bias", „outlet substitution bias", „quality change bias" and „new product bias" are pointed out.

   In the opinion of the ARGE-B a price index can, however, be subject to still further biases. This is always possible when any parameter in addition to those characterising the index formula in question are included. In the SCPI regional parameters assume an important role. Prices are weighted by these parameters according to the demographic significance of the regions where they were recorded. Such parameter values are always either known values or estimates of such values. In the case of known values the danger of bias lies in the fact that these values were included in the index formula within the framework of an index revision and not continuously updated. There is an additional danger of bias if estimates which might themselves be biased are

used. Based on these considerations the SCPI may also be subject to a „regional bias" in addition to the above-mentioned biases.

5. For practical conversion of the Laspeyres formula, the multitude of goods to be recorded have to be classified hierarchically in a suitable manner. The well-known Laspeyres formula is employed only on the product categories at the hierarchical level of ‚item strata', that is only at that level price relatives are weighted by expenditure shares. Also below this hierarchical level weighted means of price relatives are calculated in the SCPI. Parameters which express the significance of those outlets and regions where prices are recorded are used for weighting in this case. A *substitution bias* essentially arises in the SCPI when consumers replace goods that have become relatively more expensive with goods that have become relatively cheaper and this is not sufficiently accounted for in the index formula. Here a distinction must be made between the „upper level substitution bias" arising from inflexibility at the level of item strata and the „lower level substitution bias" caused by inflexibility below the item strata in so-called ‚elementary aggregation'. Inflexibility at the level of item strata occurs when the expenditure shares employed are not adapted to the actual shares. There is inflexibility below the level of item strata when the methods employed in elementary aggregation insufficiently take into account product substitution and the parameters used do not reflect the current significance of outlets and regions.

6. When using the Laspeyres index formula, *the upper level substitution bias* becomes all the greater the less frequently the basket of goods and services is updated in order to place the index on a ‚new base'. Since the 1950s, the American CPI has been updated every 11.25 years on average and the Swiss CPI every 10 years. The time lapse between two index revisions and therefore between two adjustments at the level of item strata is shorter in Switzerland than in the U.S.A. but not substantially so. However, in Switzerland, the weights at the time they are first accounted for in the index calculations are very much more up to date than is the case in the U.S.A. In Switzerland they are generally one to two years old whereas at this point in time they are already usually 3 to 5 years old in the U.S.A. It can therefore be assumed that the upper level substitution bias in the SCPI will not be above that in the ACPI. It will probably not exceed 0.15 percentage points. This bias can only be reduced by a more frequent updating of the weights on the basis of the most current possible household consumer expenditures.

7. The ARGE-B is of the opinion that new goods can be classified according to their „index-suitability" or „index-unsuitability" depending on whether or not they can be assigned to existing item strata within the framework of the current index concept, as additional items. Through active contacts with outlets and through its own regular market observations the FSO is endeavouring to recognise index-suitable ‚new' goods as quickly as possible. The item strata of the SCPI are defined so as to enable inclusions of most new goods that appear on the market as well as new varieties of familiar goods in existing categories. The elementary aggregation formula developed by the FSO, moreover, provides the methodological framework necessary for the continual inclusion of ‚new' goods and new varieties in the current index calculation. Within the framework of the recursive index formula employed there is the possibility of constant updating of the totality of goods. Thus the SCPI is very flexible when it comes to index-suitable changes in the consumer market.

   ARGE-B analyses show that new goods and varieties of goods of modified quality are, as a rule, relatively quickly accounted for in the SCPI compared to price indices in other economies. The appearance of „index-unsuitable" new goods requiring the creation of new item indices categories remains problematical, however. The SCPI can only include such goods during periodic revisions. But the bias thereby produced occurs quite rarely in the SCPI and is contained in the upper level substitution bias. All in all both the *new product bias* and the *quality bias* in the SCPI are likely to be slight and in any case not higher than 0.2 percentage points.

8. For elementary aggregation in the SCPI a weighted variation of the arithmetic means of price relatives is generally employed today. The use of this method is appropriate for item strata within which there is practically no substitution between the individual products. In general it may be assumed that at least minor product substitution between the goods in an item strata occurs. In such cases the arithmetic means of price relatives method produces a positive lower level substitution bias.

9. Completely new types of outlets do not often appear in the comparatively small area of Switzerland. The tendency to shop at discount markets is much less pronounced than in other economies. The *outlet substitution bias* caused by insufficient consideration of new outlets should therefore be negligible in the SCPI.

10. A *formula bias* occurs in elementary aggregation when the way in which reported prices are processed produces sub-indices for item strata whose formal qualities deviate from the ‚ideal image' of a sub-index. With the recursive procedure of the FSO the current index value is calculated from its value in the previous period with the aid of a correction factor. In view of the systematic positive bias which the arithmetic means of price relatives method produces, this procedure involves the risk of cumulating positive biases. Because of a certain potential for underestimation which is also inherent in this procedure, this risk should not be of any significant consequence. As model calculations have demonstrated, the SCPI on the whole might therefore be subject to a slightly positive or slightly negative *formula bias*.

11. Within the framework of elementary aggregation regional parameters (by which prices are weighted according to the demographic significance of those regions where they were recorded) are introduced into the SCPI. If changes in these parameters are not taken into account, a *regional bias* in the SCPI is likely. In the opinion of the ARGE-B it is not likely to be any significant regional biases in the SCPI.

12. The ARGE-B suggests including formula bias and regional bias with lower substitution bias and outlet bias under the term *elementary aggregation bias*. All in all elementary aggregation bias in Switzerland is unlikely to exceed 0.3 percentage points.

13. The SCPI is just as little a real cost of living index as the American CPI. For this reason the SCPI tends to overestimate the variation of the cost of living. This overestimation is probably limited to 0.5 to 0.6 percentage points per annum.

14. To sum up it must be stated that the Swiss CPI provides a statistical indicator which is today employed simultaneously for various information requirements. The more the SCPI is developed in the direction of a cost of living index, the less well it performs for other objectives.

C. The recommendations of the ‚Boskin Study Group'

It was the special task of the ‚Study Group for the Boskin Report'(ARGE-B) to determine whether and to what extent the recommendations of the Boskin Commission could provide possible guidelines with regard to the revision of the SCPI planned for the year 2000. On the basis of these

recommendations and an analysis of present practice, the ARGE-B fundamentally comes to the following proposals:

1. At present the FSO calculates only a single price index at consumer level, namely the national Consumer Price Index. This is used for various purposes. With a view to the growing requirements for information, the FSO should in future calculate several price indices each of which should focus more on a specific information requirement. The ARGE-B proposes that the FSO go over to an extended modular system of indices if possible. Modular system in this case means an index system that, takes into account various basket of goods and services and price measurement concepts (utilisation concepts) as well as alternative weighting schemes. In the opinion of the ARGE-B at least one index that targets the measurement of changes in the cost of living more closely than before should be calculated within the framework of such a modular system.

2. The ARGE-B does not think that the basket of goods and services for a cost of living index should include compulsory charges such as taxes and social security contributions. For one thing the concept of a cost of living index is based on the consumers' freedom of choice and for another compulsory charges simply cover the costs of services received by the consumer. On the other hand prices for risk transfers within private insurance belong in the basket of goods and services of a cost of living index.

3. In the short run, the FSO should go over to using a method based on the geometric mean for elementary aggregation. There is wide agreement in the literature on the subject that as regards the recording of the changes in the cost of living, such a method is generally more adequate than the method of the arithmetic means of price relatives applied up to now.

4. In the intermediate run, the FSO should no more exclusively rely on the theoretical concept of the Laspeyres index. To what extent it is practically feasible to calculate a superlative price index of the Törnqvist type for recording a change in the cost of living should be considered. This index type is characterised by the fact that it corresponds (i.e. it is exact) with the cost of living index for a wide class of consumer utility functions.

   A fundamental problem with a price index of the Törnqvist type consists in the fact that it can only be calculated with a certain delay even with annual income and consumer surveys. A chain

price index of the Törnqvist type can however be sufficiently approximated by a Laspeyres type chain index. For the calculation of current monthly indices the FSO should therefore abandon the calculation of a conventional Laspeyres type price index and go over to the calculation of a chain index of the Laspeyres type.

5. In co-operation with a panel of independent experts, the FSO should work increasingly towards taking advantage of scientific know-how and current research results. Together with this panel of experts the allocation of further studies on the subject of the statistical recording of price changes should be considered. In particular, an investigation should be made of how practicable the so-called hedonic approaches are in the recording of quality changes. Further, the question of to what extent biases are influenced by the level of general inflation rates is to be examined. In addition analyses of SCPI biases targeted at each of the major expenditure categories should be carried out. At least on an initial experimental basis, cost of living indexes for various socio-economic groups should be calculated. In addition the question of what the relative advantages or disadvantages of a Laspeyres chain index are compared with a „trailing" Törnqvist index should be examined.

1. Evaluation statistischer Teuerungsindikatoren

Ausgangspunkt amtlicher preisstatistischer Aktivitäten ist die Wahrnehmung von Teuerung, also die Feststellung von mehr oder weniger hohen Preisveränderungen bei einzelnen Gütern. Über die Höhe dieser Preisveränderungen möchte man im Hinblick auf eine bestimmte Fragestellung Genaueres wissen. Dieses Wissen sollte in geeigneter quantitativer Form bereitgestellt werden. Jedes preisstatistische Informationsproblem ist allerdings, wie alle wesentlichen ökonomischen Informationsprobleme, dadurch gekennzeichnet, dass in der ökonomischen Realität die für die Gewinnung der gewünschten quantitativen statistischen Angabe notwendige Struktur noch nicht angelegt ist. Was genau soll wann an welchen Objekten nach welcher Methode gemessen werden?

1.1 Preisstatistisches Arbeitssystem

Zur Lösung eines preisstatistischen Informationsproblems hat die amtliche Statistik in einem ersten Schritt ein geeignetes Arbeitssystem zu entwerfen. Dieses stellt eine praktische Konzeption dar, wie die gewünschte quantitative Angabe beispielsweise über die Veränderung der Lebenshaltungskosten zu erarbeiten ist. Dabei ist zu beachten, dass es bei der Konzipierung eines geeigneten preisstatistischen Arbeitssystems unvermeidbar ist, zweckgerichtete Simpli-fikationen vorzunehmen, die der strukturierenden Vereinfachung und Präzisierung des angesprochenen Informationsproblems dienen. Bei der Konzipierung eines solchen Systems wird durch eine im allgemeinen erhebliche Anzahl von Definitions- und Abstraktionsschritten ein Gebilde geschaffen, dessen Bezug zur Wirklichkeit genau erst dann erkannt werden kann, wenn alle seine Regeln betrachtet werden. Der zweite Schritt besteht dann in der praktischen Umsetzung des entworfenen preisstatistischen Arbeitssystems.

Aus diesen Überlegungen folgt, dass ein preisstatistisches Arbeitssystem nicht als Rekonstruktion einer unabhängig vorgegebenen Struktur betrachtet werden kann. Es stellt vielmehr eine Konstruktion dar, mit der dem preisstatistischen Informationsproblem erst diejenige Eigenschaft hinzugefügt wird, die ihm nach dem in der Öffentlichkeit weit verbreiteten Missverständnis von Statistik stets bereits in natürlicher Weise innewohnt, nämlich Quantifizierbarkeit. Gemäss diesem konstruktivistischen Modellbegriff erscheint die Definition dessen, was im Rahmen eines preisstatistischen Informationsproblems auf welche Weise zu quantifizieren ist, nicht mehr als simple Vorgabe der ökonomischen Realität, sondern als die eigentliche Aufgabe jeder praktischen preisstatistischen Arbeit.

Den Prozess der Konzipierung eines preisstatistischen Arbeitssystems kann man im wesentlichen in vier Teiloperationen zerlegen:

- die **Interpretation des Problems** des intertemporalen Preisvergleichs im Licht eines bestimmten Deutungsmusters,
- die Wahl eines dementsprechenden **Indexkonzeptes**,
- die **Operationalisierung** des gewählten Indexkonzeptes,
- die Festlegung einer **Methode zur Erhebung** aller Informationen, die für eine Umsetzung dieser Operationalisierung notwendig sind.

Die Qualität eines amtlichen statistischen Teuerungsindikators, wie etwa des US-amerikanischen CPI oder des schweizerischen LIK, hängt davon ab, inwieweit das Arbeitssystem, das ihm zugrunde liegt, als vernünftige praktische Konzeption angesehen werden kann. Für die Evaluation eines amtlichen statistischen Teuerungsindikators sind die vier Teiloperationen, durch die das ihm zugrundeliegende Arbeitssystem gekennzeichnet ist, einer kritischen Reflexion zu unterziehen. Für jede dieser Teiloperationen ist auf der Grundlage eines pragmatischen Rationalitätsbegriffs zu prüfen, inwieweit die dabei getroffenen Spezifizierungen aus der Sicht der **Zielsetzung**, die dem jeweiligen preisstatistischen Informationsproblem zugrunde liegt, gegenüber alternativen Spezifizierungen vernünftig begründet sind.

1.2 Notwendigkeit von Deutungsmustern

In der Wirtschaftsstatistik wird häufig implizit von der Annahme ausgegangen, dass ein unmittelbarer und voraussetzungsloser Zugang zu einem preisstatistischen Informationsproblem möglich ist. Diese Vorstellung unterschlägt, dass für die Beschaffung preisstatistischer Information immer eine begrifflich-konzeptionelle Vororientierung nötig ist, die diese Information erst ermöglicht. Eine derartige begrifflich-konzeptionelle Vororientierung kann aber nie in der gleichen Weise einer empirischen Kontrolle unterworfen werden wie diese Information selbst.

Analog zu einschlägigen Auffassungen in Volks- und Betriebswirtschaftslehre ist auch für die Wirtschaftsstatistik und insbesondere für die Preisstatistik zu betonen, dass die Konzipierung eines statistischen Arbeitssystems zunächst wesentlich durch ein bestimmtes Deutungsmuster geprägt ist.

Dieses kennzeichnet das Vorverständnis, das etwa der Preisstatistiker vom Problem des intertemporalen oder auch interregionalen Preisvergleichs hat. Das Deutungsmuster des Preisstatistikers stellt einen allgemeinen gedanklichen Vorentwurf des preisstatistischen Informationsproblems dar, das dieser seiner praktischen Arbeit unterlegt und das dann in der Auseinandersetzung mit der ökonomischen Realität zu bestimmten Erfahrungen führt. Durch diesen gedanklichen Vorentwurf wird implizit derjenige Parameter definiert, dessen Schätzung das eigentliche Ziel der eingesetzten preisstatistischen Methoden darstellt. Ein derartiger Vorentwurf ist eine notwendige Voraussetzung dafür, dass überhaupt eine Beurteilung der Qualität dieser Methoden möglich ist.

Die Frage, warum in einem preisstatistischen Arbeitssystem bestimmte Operationalisierungen oder bestimmte empirische Objekte erst gar nicht in den Betrachtungshorizont gelangen, ist erst dann zu verstehen, wenn man davon ausgeht, dass das, was sich als Gehalt des Preis-Informationsproblems im Bewusstsein des Statistikers manifestiert, von bestimmten Denkgewohnheiten und Sichtweisen mitgeprägt wird. Deutungsmuster haben dabei stets eine doppelte Wirkung, sie erschliessen einzelne Aspekte des Preis-Informationsproblems einer differenzierten Analyse und blenden gleichzeitig andere Aspekte aus der Analyse aus. Ein Deutungsmuster ist nicht nur eine bestimmte Art, das Preis-Informationsproblem zu sehen, sondern immer auch eine bestimmte Art, es **nicht** zu sehen. Deutungsmuster sind weder Aussagen noch Tatsachen, sondern theoretisch-konzeptionelle Bezugsrahmen, auf deren Basis man Aussagen über Tatsachen aufstellen kann. Sie können als solche nicht wahr oder falsch sein, sondern bestenfalls fruchtbar oder unfruchtbar.

1.3 Ökonomisches versus statistisches Deutungsmuster

Nach Auffassung der Autoren des Boskin-Reports ist die Messung der Veränderung der Lebenshaltungskosten in einer Volkswirtschaft das eigentliche Ziel der Berechnung eines Konsumenten-Preisindexes. Demgegenüber herrscht in der amtlichen Statistik in Europa und insbesondere in der schweizerischen amtlichen Statistik die Vorstellung vor, dass bei der Berechnung eines solchen Teuerungsindexes das Ziel in einer möglichst korrekten Berechnung eines Laspeyres'schen Preisindexes mit mehr oder weniger fixem Warenkorb besteht. Im Sinne der obigen Ausführungen bedeutet dies, dass das preisstatistische Informationsproblem von den Autoren des Boskin-Reports anders gedeutet wird als bisher von der schweizerischen amtlichen Statistik. Die Autoren des Boskin-Reports beziehen sich bei der Interpretation des Problems des intertemporalen Preisvergleichs auf ein Vorverständnis, das als das **ökonomische Deutungsmuster** bezeichnet werden

kann, während die amtliche schweizerische Statistik mit einem Vorverständnis arbeitet, welches das **statistische Deutungsmuster** genannt werden kann.

Das **ökonomische Deutungsmuster** ist durch das bekannte haushaltsökonomische Standardmodell geprägt. Auf der Grundlage dieses Modells zeigt sich, dass dem Problem des intertemporalen Vergleichs von Lebenshaltungskosten ein bestimmtes Indexkonzept, nämlich der sogenannte **ökonomische Index** besonders adäquat ist. Dieser Index ist für zwei verschiedene Perioden an den jeweiligen Haushaltsoptima orientiert. Ein ökonomischer Index vergleicht die Minimalausgaben, die in den beiden Perioden bei den jeweils herrschenden Preisverhältnissen mindestens benötigt werden, um ein bestimmtes Wohlfahrts- oder Nutzenniveau zu erreichen. Je nachdem, ob man sich dabei auf das Wohlfahrtsniveau der Basis- oder auf das der Vergleichsperiode bezieht, erhält man eine spezielle Variante des ökonomischen Indexes.

Das **statistische Deutungsmuster** ist durch die Tradition der europäischen amtlichen Statistik geprägt, in der aus Praktikabilitäts- und Interpretationsgründen seit jeher das Laspeyres'sche Indexkonzept im Vordergrund steht. Ein Laspeyres'scher Preisindex gibt bekanntlich an, in welchem Ausmass sich der Preis eines **fixen Warenkorbs** infolge von Preisveränderungen verteuert oder auch verbilligt. Änderungen im Verhalten der Konsumenten oder in der Qualität sowie im Sortiment der auf dem Markt angebotenen Güter werden mit dem Laspeyres'schen Indexkonzept nicht berücksichtigt. Ziel des preisstatistischen Arbeitens ist gemäss diesem statistischen Deutungsmuster eine möglichst "gute" Schätzung des "wahren" Wertes eines Laspeyres'schen Preisindexes. Wie der "wahre" Wert eines Laspeyres'schen Preisindexes genau definiert ist, wird dabei nicht weiter präzisiert. Gemeint ist jedoch offenbar derjenige Wert eines Laspeyres'schen Preisindexes, den man erhält, wenn man ihn auf der Grundlage einer Vollerhebung und nicht nur auf Stichprobenbasis berechnet.

Zu beobachten ist, dass die schweizerische amtliche Statistik ebenso wie das US-amerikanische Bureau of Labor Statistics (BLS) und andere statistische Ämter in der Praxis zwischen diesen beiden Deutungsmustern schwanken. Dies zeigt sich darin, dass man zwar das Ziel des preisstatistischen Arbeitens in einer möglichst "guten" Schätzung eines "wahren" Laspeyres´schen Preisindexes sieht, aber gleichzeitig laufend versucht, z. B. Qualitätsveränderungen der betrachteten Güter oder dem Auftauchen neuer Güter geeignet Rechnung zu tragen.

Oben wurde darauf hingewiesen, dass Deutungsmuster als solche nicht wahr oder falsch sein können, sondern bestenfalls fruchtbar oder unfruchtbar. Als „rational" bzw. „begründet" kann eine bestimmte

Sicht des Preis-Informationsproblems dann bzw. insoweit gelten, wenn bzw. wie sie sich in einem kritischen Vergleich mit alternativen Sichtweisen bewährt. Das Ergebnis eines solchen Vergleichs wird davon abhängen, welche Ziele mit der Berechnung eines Preisindexes verfolgt werden.

2. Indexziele

2.1 Einleitung

Preisindizes und ihre Veränderungsraten, die Teuerungsraten, spielen in beinahe allen Bereichen einer Volkswirtschaft eine zentrale Rolle. Sie ermöglichen es zum einen, die Flut von Einzeldaten für Preise und Preisbewegungen in verschiedenen Kollektiven zusammenzufassen, und sie sind wichtige Voraussetzung für die Berechnung sogenannter realer Grössen wie z.B. des realen Bruttoinlandprodukts oder der Realeinkommen, der Produktivität oder des Lebensstandards. Sie ermöglichen zudem einen zeitlichen und räumlichen Vergleich dieser Grössen und geben wichtige Informationen für die Implementierung der Geldpolitik bzw. für die Indexierung ökonomischer Reihen, wie z.B. Löhne, Renten und Mieten. Es gibt praktisch keine andere Fragestellung, die im Bereich der Ökonomie eine so zentrale Stellung einnimmt, wie die der Preismessung.

Preise sind die Signale, die bei gegebenen Präferenzen und Technologien die Entscheide der Konsumenten und Produzenten beeinflussen und so zu einer effizienten Allokation der Ressourcen beitragen. Um die wirtschaftlichen Zusammenhänge zu erfassen und zu verstehen, ist deshalb in der Ökonomie eine adäquate Messung von Preisen bzw. von Preisveränderungen von erheblicher Bedeutung. Wenn sich die für eine spezifische Anwendung relevanten Preise schneller oder langsamer, bzw. stärker oder schwächer verändern, als dies ein gewählter Preisindex ausweist, muss sich der Benutzer über die möglichen Mängel dieses Preisindexes bewusst sein. Weil auch zahlreiche ökonomische Transaktionen im privaten und öffentlichen Bereich - explizit oder implizit - an einen Preisindex gekoppelt sind, ziehen Handlungen, welche sich auf nicht zutreffende Einschätzungen bezüglich der für einen bestimmten Anwendungsbereich relevanten Teuerungsentwicklung stützen, aus ökonomischer Sicht unerwünschte Konsequenzen nach sich. Misst ein Preisindex nicht genau das, was die Wirtschaftssubjekte als gemessen glauben, dann führen die einzelnen ökonomischen Handlungen gesamtwirtschaftlich und unter Umständen auch aus der Sicht der betreffenden Wirtschaftssubjekte nicht zu einem optimalen Resultat.

Die so entstandenen „Messfehler" von Preisindizes liegen in der Regel in einem relativ kleinen Bereich. In Zeiten hoher Teuerungsraten spielt diese Messproblematik deshalb kaum eine Rolle. Je niedriger jedoch die Teuerungsraten sind, desto wichtiger wird es, möglichst adäquate Preisindizes für

die unterschiedlichen Fragestellungen zur Hand zu haben, weil dann der „Messfehler" im Verhältnis zur jährlichen Veränderungsrate des Preisindizes eine immer stärkere Bedeutung erhält.[1]

Es kann deshalb nicht das Ziel sein, einen einzigen, generellen Preisindex - einen Einheitsindex - für eine Volkswirtschaft zu berechnen, der für alle in Frage kommenden Anwendungsbereiche und für jedes beliebige Indexziel als bestmögliche Approximation verwendet werden kann. Erst wenn konkretisiert wird, in welchen Sachgebieten welche Anforderungen an einen Preisindex zu stellen sind, kann für ein spezifischen Anwendungsbereich ein möglichst praktikabler und möglichst „genauer" Preisindex erstellt werden. „Genau" heisst in diesem Kontext, dass ein bestimmter Preisindex gerade das misst, was im spezifischen Anwendungsbereich bei einer bestimmten Fragestellung als relevante Preisentwicklung erachtet wird.

Deshalb ist es unumgänglich, zunächst die Anforderungen an einen Preisindex - die Indexziele - zu formulieren. In einer groben Gliederung kann man von fünf unterschiedlichen Indexzielen, d.h. von fünf verschiedenen Anforderungsbündeln ausgehen, welche in der Praxis an einen Preisindex gestellt werden können:

- Messung der Preisentwicklung eines fixierten Warenkorbes
- Messung der allgemeinen Lebenshaltungskosten
- Messung der Lebenshaltungskosten spezifischer sozioökonomischer Gruppen (z.B. Rentner) zur Indexierung ökonomischer Variablen
- Deflationierung von nominellen Grössen wie z.B. der Detailhandelsumsätze oder der diversen Aggregate in der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR)
- Teuerungsindikator für die Geldpolitik

2.2. Die unterschiedlichen Indexziele

2.2.1 Messung der Preisentwicklung eines fixierten Warenkorbes

Soll ein Preisindex abbilden, wie sich die Kosten für ein genau bestimmtes, gleichbleibendes Güterbündel im Zeitverlauf verändern, so ist ein sogenannter „reiner" Preisindex (Index der reinen Preisbewegungen) zu berechnen. Ein „reiner Preisindex" widerspiegelt, wie sich die

[1] Vgl. Remarks by Chairman Alan Greenspan at the Annual Meeting of the American Economic Association and the American Finance Association, Chicago, Illinois January 3, 1998.

Beschaffungskosten für ein fixes Bündel von Gütern (Waren und Dienstleistungen) entwickeln, welche in allen Charakteristika über die Zeit vollständig unverändert bleiben. Beispielsweise wird anhand einer Verbrauchserhebung auf Konsumentenstufe für eine Basisperiode das Güterbündel des durchschnittlichen Konsumenten festgelegt. Änderungen im Konsumverhalten und somit in der Zusammensetzung des effektiv nachgefragten Warenkorbs über die Zeit sollen dabei nicht berücksichtigt werden. Um lediglich die „reine" Preisentwicklung von Gütern zu erfassen, müssen diese zu jedem Preiserhebungszeitpunkt wiederum in der vollständig gleichen Ausgestaltung beobachtet werden können. Dies setzt voraus, dass im Warenkorb eines „reinen" Preisindex lediglich Güter aufgenommen werden, bei denen sämtliche Qualitätseigenschaften über die Zeit identisch bleiben. Sind aus dem ursprünglichen Warenkorb gewisse Güter nicht mehr in der ursprünglichen Qualität erhältlich, so müssten die erhobenen Güterpreise bei der Berechnung des „reinen" Preisindexes um die entsprechende Qualitätsveränderungen bereinigt werden. Weil bei einem „reinen" Preisindex in verschiedenen Zeitperioden qualitativ identische Güter und konstante Mengen in die Indexberechnung eingehen, kann eine Abweichung der Indexzahl von eins nur auf Unterschiede der Preise in der Berichts- gegenüber einer Basisperiode zurückgehen. Unabhängig davon, ob der Konsument zu einem späteren (bzw. früheren) Zeitpunkt das in der Basisperiode gekaufte Güterbündel überhaupt wieder in derselben Zusammensetzung kaufen würde (gekauft hätte), gibt der „reine" Preisindex an, um wieviel sich ein in einem bestimmten Zeitpunkt fixiertes Güterbündel in einer Berichtsperiode gegenüber der Basisperiode verteuert oder verbilligt hat. Dies entspricht einer Information, die im alltäglichen Wirtschaftsgeschehen, z.B. auf Haushaltsebene, häufig als das relevante Teuerungsmass angesehen wird. Ein möglicher Beweggrund um ein solches Indexziel zu verfolgen, kann im Bedürfnis liegen, Informationen über diese Vorstellung von Teuerung zu erhalten, welche offenbar bei einen Teil der privaten Haushalte verbreitet ist und deren Konsum- bzw. Sparentscheide entsprechend mitbeeinflusst.

Die anhand eines „reinen" Preisindex ermittelte Teuerung vermittelt **nur** im Spezialfall einer völlig statischen Wirtschaft ohne jegliche Innovationstätigkeit, ohne jede Veränderung der Güter und ohne Veränderung der Konsumgewohnheiten, sowie ohne eine Verschiebung des relativen Preisgefüges (oder bei einer Substitutionselastizität von 0 zwischen den im Preisindex enthaltenen Gütern) dieselben Resultate wie ein Preisindex zur Messung der aktuellen Lebenshaltungskosten der Wirtschaftssubjekte.

2.2.2 Messung der Lebenshaltungskosten (Cost of Living)

Aus ökonomischer Sicht besteht das Ziel der Preisindexberechnung im Rahmen der Theorie des Konsumverhaltens in der Erfassung der Veränderung der Lebenshaltungskosten. Das marktwirtschaftliche Verständnis von „Lebenshaltung" ist durch drei Aspekte gekennzeichnet. Zunächst wird Lebenshaltung als das Ergebnis von individuellen Konsumentscheidungen gesehen. Darüber hinaus lässt sich die Lebenshaltung durch den Verbrauch eines Bündels von Waren und Dienstleistungen charakterisieren. Schliesslich impliziert Lebenshaltung eine bestimmte Zufriedenheit (Nutzen), die mit dem jeweiligen Verbrauch an Gütern erreicht wird. Die Kosten der Lebenshaltung sind von der Kombination der gewählten Verbrauchsmengen der einzelnen Güter abhängig. Die monetären Ausgaben für diese Verbrauchsmengen stellen die Kosten dar. Ausgangspunkt dieses Ansatzes ist, dass Güter nicht um ihrer selbst Willen gekauft werden, sondern wegen des Nutzens, den sie dem jeweiligen Käufer stiften. Wenn sich ein Gut verteuert, dann kauft ein Konsument in der Regel weniger von diesem und mehr von einem anderen Gut, das sich vergleichsweise weniger verteuert hat. Dieses Verhalten basiert auf der Präferenzordnung des nachfragenden Konsumenten, bzw. des betrachteten Haushalts.[2] Dabei wird angenommen, dass der Haushalt das Güterbündel wählt, das ihn mit den geringsten Kosten auf ein bestimmtes Nutzenniveau bringt. Je nach Situation der relativen Preise ändert sich die Zusammensetzung des nachgefragten Güterbündels. Jeder Haushalt bewegt sich auf einem individuellen Nutzenniveau und hat eine ihm eigene Präferenzordnung und somit eine spezifische Nutzenfunktion. Für jeden einzelnen Haushalt fallen deshalb die Veränderungen der Lebenshaltungskosten verschiedenen aus. Entsprechend müsste man eigentlich für jeden einzelnen Konsumenten bzw. Haushalt einen Lebenshaltungskostenindex (COLI: Cost-of-Living-Index) berechnen. Aus naheliegenden Praktikabilitätsgründen verengt sich das Indexziel dahingehend, Lebenshaltungskostenindizes für sozioökonomischen Gruppen mit ähnlichen Nutzenniveaus, gleichartigen Nutzenfunktionen oder für geographische Einheiten (z.B. ein Land) zu berechnen.

Ein Lebenshaltungskostenindex soll also die Frage beantworten, welches für einen repräsentativen Konsumenten bzw. Haushalt in einer Berichtsperiode - bei veränderten relativen Preisen - die geringstmöglichen Kosten sind, um dasselbe Nutzenniveau zu erreichen, wie in einer vorgegebenen Basisperiode. Im Gegensatz zum „reinen" Preisindex wird also bei einem Lebenshaltungskostenindex nicht der Warenkorb, sondern das Nutzenniveau als Referenzpunkt konstant gehalten. Beim „reinen"

[2] In der ökonomischen Theorie wird in der Regel der Abstimmungsprozess vor einer Konsumentscheidung innerhalb eines aus mehreren Konsumenten zusammengesetzten Haushalts ausgeklammert und so getan, als ob es sich bei einem betrachteten Haushalt um einen einzigen Konsumenten handeln würde.

Preisindex betrachtet man den Warenkorb des durchschnittlichen Haushalts, der aus einer Verbrauchserhebung bekannt ist, als fest gegeben. Bei einem Lebenshaltungskostenindex muss als Referenzpunkt ein Nutzenniveau konstant gehalten werden. Jeder Haushalt bewegt sich aber auf einem individuellen Nutzenniveau und hat eine spezifische Nutzenfunktion. Nähme man in einem Lebenshaltungskostenindex ebenfalls den durchschnittlichen Konsumenten als Referenzpunkt, dann müsste man eigentlich sowohl das durchschnittliche Nutzenniveau der Haushalte als auch eine durchschnittliche Nutzenfunktion berechnen können. Da diese Voraussetzungen in der Praxis kaum zu erfüllen sind, geht man bei der Berechnung eines Lebenshaltungskostenindexes von einem Nutzenniveau für ein ganzes Land oder für eine spezifische Gruppe aus und operiert gedanklich mit der Konstruktion eines repräsentativen Haushaltes, der sich auf dem definierten Nutzenniveau bewegt und aufgrund seiner eigenen, gegebenen Nutzenfunktion und Präferenzordnung auf den Märkten Entscheidungen trifft.[3]

Innerhalb des Lebenshaltungskostenkonzeptes ist der repräsentative Haushalt aber nicht mehr auf das innerhalb einer Indexformel vorgegebene Güterbündel beschränkt wie beim „reinen" Preisindex. Der repräsentative Haushalt hat die Wahlmöglichkeit zwischen sämtlichen Gütern auf dem Markt. Dabei ist unterstellt, dass der Haushalt über die aktuellen Preisverhältnisse so informiert ist, dass er bei gegebenem Einkommen, den Warenkorb einkauft, welcher ihm den grössten Nutzen spendet.

Da ein Lebenshaltungskostenindex von einem konstanten Nutzenniveau über die Zeit ausgeht, ergibt sich für den Einbezug von langlebigen Konsumgütern ein wichtiger Unterschied im Vergleich zur Berechnung eines reinen Preisindex aber auch im Vergleich zu einem für die Zwecke der Geldpolitik relevanten 'Preisindex des letzten Verbrauchs'. Während bei den beiden letztgenannten Preisindizes die gesamten Anschaffungskosten eines dauerhaften Gutes (Auto, Wohnungseinrichtung, etc.) in die Indexberechnung eingehen, darf in einem Lebenshaltungskostenindex lediglich die der jeweiligen Nutzung entsprechende Abschreibungsrate (Nutzenäquivalent) erfasst werden. Dabei wird angenommen, dass die Abschreibungsrate den Preis widerspiegelt, welcher für die Nutzung des langlebigen Konsumgutes für eine bestimmte Zeitperiode bezahlt werden müsste. Hat ein langlebiges Konsumgut bspw. eine Lebensdauer von 10 Jahren, so darf bei der Berechnung eines

[3] Vgl. auch Pollak, Robert A.; „The Consumer Price Index: A Research Agenda and Three Proposals; Journal of Economic Perspectives, Vol. 12, 1; 1998, S. 69-78. Gemäss Pollak muss man bei der Berechnung eines Preisindexes entscheiden, ob man einen plutokratischen oder einen demokratischen Preisindex berechnen will. Bei einem plutokratischen Preisindex werden die Gewichte der einzelnen Haushalte entsprechend dem Anteil ihrer Haushaltsausgaben an den Totalausgaben aller Haushalte festgelegt. Für die Berechnung eines plutokratischen Preisindexes ist entsprechend der repräsentative Konsument zu beobachten. Bei einem demokratischen Preisindex erhält jeder Haushalt ein identisches Gewicht. Für die Berechnung eines demokratischen Preisindexes ist deshalb der durchschnittliche Haushalt zu beobachten.

Lebenshaltungskostenindexes z.B. bei linearer Abschreibung für ein Jahr lediglich 10% des Kaufbetrags und nicht der Gesamtbetrag in den Index einfliessen, weil der Nutzen des Gutes für den Haushalt ebenfalls nicht innnerhalb eines einzigen Jahres anfällt. Das bedeutet, dass für die Berechnung eines Lebenshaltungskostenindexes bei der Preismessung langlebiger Konsumgüter Nutzenäquivalente zu ermitteln sind. Auch bei der Festlegung des zugrunde liegenden Warenkorbes müssen im Rahmen eines Lebenshaltungskostenindexes die Nutzenaequivalente und nicht die Gesamtausgaben für die langlebigen Güter im betrachteten Zeitraum berücksichtigt werden.

2.2.3 Indexierung von ökonomischen Reihen

Wenn gewisse ökonomische Grössen, wie z.B. Löhne, Altersrenten, Mieten usw. anhand einer Preisreihe indexiert werden sollen, dann ist die Zielsetzung ziemlich verwandt mit dem unter 2.2.2 beschriebenen Ziel der Messung der Lebenshaltungskosten. Das Ziel der Indexierung ökonomischer Grössen stellt sozusagen ein Unterziel der Messung der Lebenshaltungskosten dar. Falls für alle indexierten Grössen, die jeweils oft nur für einen kleinen Ausschnitt der gesamten Bevölkerung relevant sind, ein einziger genereller Preisindex verwendet wird, so besteht die Gefahr, dass dies zu verzerrten Anreizstrukturen und somit Ineffizienzen führt. Wenn verschiedene sozioökonomische Gruppen im Vergleich zu einem allgemeinen Preisindex abweichende Entwicklungen der Lebenshaltungskosten aufweisen, dann sind solche Verzerrungen bei indexierten Grössen unvermeidlich. Werden z.B. Altersrenten mit einem generellen Preisindex indexiert, der die Veränderung der Lebenshaltungskosten eines repräsentativen Haushaltes in einem Land misst, die Gruppe der Rentner jedoch eigentlich mit anderen Lebenshaltungskosten konfrontiert ist, dann erreicht der Staat bzw. die Vorsorgeeinrichtung das ursprüngliches Ziel nicht, den Rentnern die Veränderung ihrer Lebenshaltungskosten über die Zeit auszugleichen. In diesem Zusammenhang entsteht das Bedürfnis nach Preisindizes für einzelne sozioökonomische Gruppen. Will man nun eine ökonomische Reihe indexieren, die eine bestimmte sozioökonomische Gruppe betrifft (bspw. Altersrenten), so muss diese Reihe mit einem Lebenshaltungskostenindex der entsprechenden Gruppe indexiert werden. Dabei fasst man einzelne Konsumenten mit ähnlichen Nutzenniveaus und ähnlichen Nutzenfunktionen zu Gruppen zusammen und berechnet, analog zu einem Lebenshaltungskostenindex für alle Haushalte eines Landes, die Veränderung der Lebenshaltungskosten anhand eines jeweils repräsentativen Haushaltes der verschiedenen Gruppen. Die Frage die sich in diesem Zusammenhang ergibt, lautet, für welche sozioökonomischen Gruppen gruppenspezifische Lebenshaltungskostenindizes berechnet werden sollen. Um die Frage beantworten zu können, werden zusätzliche Informationen benötigt und es bedarf intensiver empirischer Forschung in diesem bisher noch recht wenig bearbeiteten Feld. Zum

einen muss untersucht werden, welche Gruppen eine Entwicklung ihrer Lebenshaltungskosten aufweisen, welche von einem generellen Lebenshaltungskostenindex merklich abweichen. Bisher bekannte Studien, vor allem aus den USA[4,5,6], weisen darauf hin, dass für die einzelnen sozioökonomischen Gruppen recht ähnliche Entwicklungen in den Lebenshaltungskosten festzustellen sind. Allerdings gingen diese Studien von den bestehenden Daten der Preiserhebung aus und gewichteten bei der Berechnung der gruppenspezifischen Preisindizes lediglich die im Rahmen des Gesamtindex erhobenen Preisreihen der einzelnen Güter nach den unterschiedlichen Konsummustern der verschiedenen Gruppen neu. Wollte man jedoch untersuchen, ob die Lebenshaltungskosten unterschiedlicher sozioökonomischer Gruppen vergleichbar sind, so müsste für jede interessierende Gruppen eine eigene Verbrauchserhebung durchgeführt werden und neben der unterschiedlichen Zusammensetzung der Warenkörbe, die unterschiedliche Bewertung von Qualitätsänderungen, sowie die unterschiedlichen Präferenzen bezüglich der Verkaufsstellen berücksichtigt werden.[7]

Der Entscheid, wieviele gruppenspezifische Lebenshaltungskostenindizes in einem Land berechnet werden sollten, hängt zudem stark vom „Grad der Indexierung" eines Landes ab. In einer Volkswirtschaft, in der praktisch keine Grössen indexiert sind, verursacht eine fehlende bzw. ungenügende Differenzierung nach Gruppen nur relativ geringe Verzerrungen und volkswirtschaftliche Kosten, selbst wenn die einzelnen Gruppen stark unterschiedliche Lebenshaltungskosten aufweisen sollten. Je höher jedoch der Indexierungsgrad eines Landes ist, desto wichtiger ist es, die jeweiligen Grössen mit dem spezifischen Lebenshaltungskostenindex der betroffenen Gruppen den gestiegenen Lebenshaltungskosten anzupassen. Werden diese Grössen trotzdem mit einem einzigen generellen Preisindex indexiert, dann entstehen vermehrt falsche Anreize und die volkswirtschaftlichen Kosten nehmen zu. Da in der Schweiz recht viele Bereiche indexiert sind, fallen die volkswirtschaftlichen Erträge einer Verbesserung der Informationsgrundlagen über die Lebenshaltungskosten einzelner sozioökonomischer Gruppen unter Umständen beträchtlich aus. Deshalb sollte die Forschung auf diesem Gebiet forciert und die Preisstatistik entsprechend angepasst werden.

---

[4] Boskin, Michael J. and Hurd, Michael D.;"Indexing Social Security Benefits: A Separate Index for the Elderly"; 1985, Public Finance Quarterly, Vol. 13, 4, S. 436-449.

[5] Stewart, Kenneth J. and Pavalone, Joseph; „Experimental CPI for Americans 62 Years of Age and Older"; 1996, BLS Working Paper, Quelle Internet.

[6] Garner, Thesia I. and Johnson, David S. and Kokoski, Mary: An Experimental Consumer Price Index for the Poor; Monthly Labor Review September 1996, S. 32-42.

[7] Pollak, Robert A.; „The Consumer Price Index: A Research Agenda and Three Proposals; Journal of Economic Perspectives, Vol. 12, 1; 1998, S. 69-78.

2.2.4 Deflationierung in der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR)

Soll im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) deflationiert werden, so muss ein Preisindex wiederum andere Anforderungen erfüllen. Im Rahmen der VGR besteht eines der Hauptziele in der Messung des volumenmässigen (realen) gesamtwirtschaftlichen Wirtschaftswachstums und des Wachstums der einzelnen Komponenten zwischen zwei verschiedenen Zeitpunkten.[8] Die Erfassung der einzelnen Transaktionen für ein bestimmtes Jahr erfolgt zu den durchschnittlichen Preisen, welche im Berichtsjahr auf dem jeweiligen Markt zu beobachten sind. Dadurch ergeben sich Konten zu laufenden Preisen, die für jedes betrachtete Jahr die Produktion eines Landes und die daraus entstandenen Einkommen aufzeigen. An die Konten der VGR wird der Anspruch gestellt, das wirtschaftliche Geschehen im Zeitvergleich abzubilden. Nun verändert sich die Produktion oder die Verwendung von Jahr zu Jahr nicht nur als Funktion der verzeichneten Tätigkeiten, sondern auch als Funktion einer Veränderung der Preise. Weil Zeitvergleiche unter Einbezug von Preisschwankungen kaum sinnvoll sind, sollen die Ergebnisse zu konstanten Preisen, d.h. bereinigt um Preisveränderungen, verglichen werden. Zu diesem Zweck müssen die Volumen- und die Preisentwicklung voneinander getrennt werden. Voraussetzung zur Bewertung der relevanten Grössen ist deshalb ein konzeptionell einheitliches Preissystem. Die gesamtwirtschaftliche Produktion oder Verwendung in einem bestimmten Jahr wird entsprechend unter Anwendung der für die Basisperiode gültigen Preisstruktur gemessen. Damit werden die Werte des betrachteten und jene des Basisjahres direkt miteinander verglichen. So erhält man Konten zu konstanten Preisen.[9]

Eine innerhalb der VGR besonders wichtige Grösse ist der letzte Verbrauch der privaten Haushalte. Der letzte Verbrauch der privaten Haushalte und der privaten Organisationen ohne Erwerbscharakter (POoE) umfasst[10]:

- Käufe der privaten Haushalte von Gebrauchs- und Verbrauchsgütern mit Ausnahme von Gebäuden (Anlageinvestitionen) und von Werkzeugen, Material und Arbeitskleidung (Vorleistungen);
- Käufe von marktbestimmten Dienstleistungen einschliesslich der Kosten der Eigentumsübertragung beim Kauf von Antiquitäten und vorhandenen dauerhaften Gütern des letzten Verbrauchs;

---

[8] SG-Rev ESVG95(98)2, S. 1.
[9] Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung - Methoden und Konzepte; Publikation des BFS 1997, S. 76/77.
[10] Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung - Methoden und Konzepte; Publikation des BFS 1997, S. 22/23.

- Landwirtschaftliche und der Ernährung dienende Erzeugnisse, die in den Eigenverbrauch der privaten Haushalte eingehen;
- Sachbezüge, die Arbeitnehmer von ihren Arbeitgebern erhalten;
- Käufe von Waren für Verpflegung und Bekleidung der Streitkräfte durch die öffentliche Hand;
- Soziale Sachleistungen, welche die öffentliche Hand und die privaten Organisationen ohne Erwerbscharakter den privaten Haushalten im Rahmen der Sozialversicherung oder der Sozialhilfe gewähren.
- Eigenmietwerte für selbstgenutztes Wohneigentum;
- Sachgeschenke der übrigen Welt an private Haushalte abzüglich deren Sachgeschenke an die übrige Welt;
- Häusliche Dienste, welche die privaten Haushalte sich selbst als Arbeitgeber von Hausangestellten erbringen;
- Nettoerwerb von Antiquitäten und vorhandenen Gebrauchsgütern;
- Nebenverkäufe, die als direkte Lieferung der Bereiche der nichtmarktbestimmten Produktion an private Haushalte gebucht werden.

Der letzte Verbrauch der privaten Haushalte lässt sich auf zwei Arten beschreiben[11]:

- Letzter Verbrauch der gebietsansässigen und gebietsfremden Haushalte im Wirtschaftsgebiet, hierbei handelt es sich um den letzten Verbrauch der privaten Haushalte nach dem **Inlandkonzept**;
- Letzter Verbrauch der gebietsansässigen privaten Haushalte im Wirtschaftsgebiet und in der übrigen Welt, hierbei handelt es sich um den letzten Verbrauch der privaten Haushalte nach dem **Inländerkonzept**;

Die Verbrauchserhebung des BFS, welche die Hauptquelle für die Schätzung des letzten Verbrauchs der privaten Haushalte in der VGR darstellt, beruht auf dem Inländerkonzept. Deshalb basiert auch der letzte Verbrauch der privaten Haushalte in der VGR auf diesem Konzept. Die Deflationierung des letzten Verbrauchs der Haushalte erfolgt zur Zeit beinahe ausschliesslich anhand des Landesindexes der Konsumentenpreise (LIK) und bereitet in diesem Sinne keine grösseren Schwierigkeiten, als auch der LIK auf dem Inländerkonzept beruht. Bei der Deflationierung mit einem Laspeyres-Index wie dem LIK treten jedoch konzeptionelle Probleme auf. (Vgl. dazu Kapitel 4.1.8)

In den Bereichen der VGR, in denen man Preisindizes zur Deflationierung verwendet, werden in der Berichtsperiode im Prinzip Umsatzzahlen erhoben. Um diese um die Preisentwicklung zu bereinigen stehen zwei Möglichkeiten offen. Entweder man deflationiert - wie meistens in der Praxis - mit einem Laspeyres-Index, dann erhält man einen Mengenindex nach Paasche. Oder man deflationiert mit einem Paasche-Index, dann bekommt man einen Mengenindex nach Laspeyres. Die Deflationierung soll vor allem auch der Erstellung langer in sich vergleichbarer Zeitreihen dienen, die allein die durchschnittlichen Mengenveränderungen zum Ausdruck bringen sollen. Diese Zielsetzung ist definitionsgemäss dann realisierbar, wenn die Umrechnung mittels entsprechender Preisindizes nach Paasche erfolgt. In der Praxis werden jedoch, unter anderem aus Gründen der schnelleren Verfügbarkeit, Laspeyres-Indizes verwendet. Führt man die Preisbereinigung mittels eines Laspeyres-Indexes durch, so erhält man Mengenindizes nach Paasche. Diese Mengenindizes verändern sich wegen der sich von Periode zu Periode veränderten Basis über die Zeit laufend und sind deswegen eigentlich nicht untereinander vergleichbar.

In der VGR der Schweiz kommt zudem hinzu, dass Laspeyres-Indizes sowohl zur Deflationierung von Reihen gebraucht werden, die als nominelle Werte erfasst sind, als auch zur Inflationierung von real gemessenen Grössen. Dies führt dazu, dass die Vergleichbarkeit unter den Reihen nochmals ungünstiger zu beurteilen ist, als bereits aufgrund der vorangegangenen Argumente. Wenn man in der Praxis auf solche preisbereinigten Reihen angewiesen ist, weil zur Zeit geeignetere statistische Informationen fehlen, dann sollte man sich bei der Interpretation dieser Reihen dieser Problematik bewusst sein.[12]

2.2.5 Preisindizes als geldpolitische Zielgrössen

Soll ein für die Implementierung der Geldpolitik relevantes Mass für die Preisveränderungen bereitgestellt werden, so ist ein 'Preisindex des letzten Verbrauchs' als relevante Teuerungsgrösse zu berechnen. Massgeblich für die Implementierung der Geldpolitik ist aber der Preisindex für den letzten Verbrauch der gesamten Volkswirtschaft und nicht nur des letzten Verbrauchs auf Konsumentenstufe. Das heisst, dass der für die Geldpolitik relevante Preisindex nicht nur die Preise der Konsumgüter, sondern die Preise des gesamten letzten Verbrauchs in einer Volkswirtschaft erfassen muss. Deshalb ist insbesondere auch der letzte Verbrauch des Produktionssektors einzubeziehen. Vergleichbar mit

[11] Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung - Methoden und Konzepte; Publikation des BFS 1997, S. 24/25.
[12] Handwörterbuch der Wirtschaftswissenschaften, Vierter Band, 1978, S. 101

dem in der VGR verwendeten Deflator sollten in diesen für die Geldpolitik relevanten Index die Anschaffungspreise langlebiger Güter eingehen und nicht wie bei einem Lebenshaltungskostenindex die dem jeweiligen Nutzen entsprechenden Abschreibungen. Die Notenbank sollte an der Entwicklung desjenigen Preisniveaus interessiert sein, welches die Veränderung der Kosten des im Untersuchungszeitpunkt getätigten gesamten letzten Verbrauchs in der Volkswirtschaft und nicht nur die der Lebenshaltungskosten der privaten Haushalte widerspiegelt.

2.3. Fazit

Je nachdem welche Indexziele verfolgt werden, sind entsprechend unterschiedliche Indexkonzepte erforderlich. Der wichtigste Schritt vor der Verwendung von Preisindizes besteht darin, im voraus zu definieren, welche spezifischen Anforderungen man in einem bestimmten Anwendungsbereich an einen Preisindex stellt. Dies garantiert die bewusste Wahl eines geeigneten Indexkonzepts und verdeutlicht beim Gebrauch auch die Konsequenzen, mit denen zu rechnen ist, wenn der für die entsprechende Anwendung 'ideale' Index nicht existiert und demnach auf einen weniger geeigneten Preisindex zurückgegriffen werden muss.

Es ist nicht möglich, einen allgemeingültigen Generalindex zur Messung der Preisveränderungen zu berechnen, welcher für alle Indexziele zusammen den 'optimalen' Index darstellt. Zudem ist innerhalb der einzelnen Indexziele der jeweils 'beste' in der Praxis kaum realisierbar, weil meistens ein Trade-Off zwischen Genauigkeit und schneller Verfügbarkeit sowie den Kosten für die Ermittlung eines adäquaten Preisindexes besteht.

3. Lebenshaltungskostenindex

3.1 Vorbemerkung

Beim Lebenshaltungskostenindex wird von einem marktwirtschaftlichen Verständnis von ‚Lebenshaltung' ausgegangen. Dieses Verständnis ist durch drei Aspekte gekennzeichnet. Zunächst wird Lebenshaltung als Ergebnis von individuellen Entscheidungen über die Verwendung des für Konsumzwecke vorgesehenen Anteils des verfügbaren Einkommen gesehen. Darüber hinaus ist Lebenshaltung durch den Verbrauch eines Bündels von Waren und Dienstleistungen charakterisiert. Schliesslich impliziert Lebenshaltung einen bestimmten Grad an Zufriedenheit, der mit dem jeweiligen Verbrauch an Gütern erreicht wird. Lebenshaltung zeichnet sich also durch individuelle Entscheidungen, durch eine bestimmte Güterversorgung und durch ein bestimmtes Zufriedenheitsniveau aus. Dabei ist zu beachten, dass bei dieser Auffassung von Lebenshaltung der intertemporale Aspekt von Konsumentscheidungen ebenso ausser Acht bleibt wie Entscheidungen, die sich auf das für Sparzwecke reservierte verfügbare Einkommen beziehen.

Eine Präzisierung von Lebenshaltung auf der Grundlage von Güterverbräuchen, für die sich Konsumenten tatsächlich entscheiden, erfordert ein Modell, mit dessen Hilfe Konsumentscheidungen erklärt werden können. Im Hinblick auf das zweite und dritte Element des obigen Verständnisses von Lebenshaltung hat ein solches Modell überdies Entscheidungen für ein bestimmtes Niveau der Güterversorgung und für ein bestimmtes Zufriedenheitsniveau zu erklären. Geht man davon aus, dass Individuen oder Haushalte versuchen, bei gegebenen Restriktionen "möglichst gute" Konsumentscheidungen zu treffen, muss es sich bei einem derartigen Modell um ein Optimierungsmodell handeln.

Grundlage des Lebenshaltungskostenindexes ist die Modellierung dieses Entscheidungsproblems durch das bekannte haushaltsökonomische Standardmodell. Eine wesentliche Eigenschaft dieses Optimierungsmodells besteht darin, dass es einen Zusammenhang zwischen Güterversorgung und Zufriedenheit einerseits und den hier besonders interessierenden "Kosten" der Lebenshaltung andererseits herstellt. Auf der Grundlage dieses marktwirtschaftlichen Verständnisses von ‚Lebenshaltung' ist es sinnvoll, die Kosten der Lebenshaltung in Abhängigkeit von derjenigen Kombination von Verbrauchsmengen an Waren und Dienstleistungen zu betrachten, durch die diese Lebenshaltung gekennzeichnet ist. Unter den Kosten einer solchen Kombination von

Verbrauchsmengen sind diejenigen monetären Ausgaben oder Einkommensbeträge zu verstehen, die für die Finanzierung dieser Verbrauchsmengen erforderlich sind.

Für Vergleiche von Lebenshaltungskosten ist nicht nur eine Präzisierung des Begriffs der Lebenshaltungskosten und eine Modellierung des Entscheidungsproblems eines typischen Haushalts notwendig, sondern auch die Bestimmung eines geeigneten Vergleichskonzepts. Es liegt nahe, intertemporale Lebenshaltungskostenunterschiede dadurch zu präzisieren, dass man angibt, das Wievielfache der monetären Ausgaben für die Lebenshaltung in einer ersten Zeitperiode die Ausgaben für dieselbe Lebenshaltung in einer zweiten Zeitperiode oder auch in einer anderen Region ausmachen. Ein derart strukturierter Vergleich impliziert dreierlei:

Erstens ist für die Lebenshaltung ein über die Perioden hin konstanter Referenzpunkt festzulegen. Als Referenzpunkt kommt dabei grundsätzlich jedes beliebige Zufriedenheitsniveau in Frage. Zweitens hat dann das verwendete Optimierungsmodell Information über diejenigen Kosten zu liefern, die für die auf den Referenzpunkt bezogene Lebenshaltung in unterschiedlichen Zeitperioden anfallen. Als drittes ist schliesslich aus den entsprechenden Kosten ein Quotient zu bilden, mit den Kosten in einer zweiten Zeitperiode im Zähler und denjenigen in einer ersten Zeitperiode im Nenner. Dies ist gerade die Grundidee des Lebenshaltungskostenindexes.

In diesem Kapitel wird zunächst das haushaltsökonomische Standardmodell dargestellt. Dann wird ein Lebenshaltungskostenindex allgemein und wichtige spezielle Varianten davon definiert.[13] Abschliessend werden die wesentlichen Eigenschaften des Lebenshaltungskostenindexes angegeben.

3.2 *Haushaltsökonomisches Standardmodell*

Das haushaltsökonomische Standardmodell geht von der Prämisse aus, dass der Konsum einer bestimmten Kombination von Verbrauchsmengen an Gütern auf einer rationalen Entscheidung des Konsumenten beruht. Sei $\mathbf{q}=(q_1,...,q_n)'$ mit $q_i \geq 0 \quad (i=1,...,n)$ ein Vektor von Verbrauchsmengen von n zur Verfügung stehenden Konsumgütern und sei $\mathbf{p}=(p_1,...,p_n)$ der Vektor der Preise dieser Güter. Dann wird davon ausgegangen, dass der Konsument auf der Menge aller Warenkörbe $\mathbf{q}$ eine

[13] Vgl. dazu etwa Konüs 1939, S. 10 ff.; Allen 1975, S. 47-49; Deaton / Muellbauer 1980, S. 169-173; Diewert 1990, S. 81-91; Pollak 1990, S. 6-15.

Präferenzordnung R besitzt, die durch eine ordinale Nutzenfunktion $u=u(\mathbf{q})$ repräsentiert werden kann in dem Sinn, dass $\mathbf{q}_1 R \mathbf{q}_2$ genau dann gilt, wenn $u(\mathbf{q}_1) \geq u(\mathbf{q}_2)$. Dem Konsumenten stehe ein fest vorgegebenes Einkommen bzw. ein fest vorgegebener Ausgabenbetrag y für seine Konsumzwecke zur Verfügung. Bei gegebenem Einkommen y und gegebenen Güterpreisen $\mathbf{p}$ sind die Konsummöglichkeiten des Konsumenten beschränkt durch die Budgetrestriktion $\mathbf{pq} = \sum_{i=1}^{n} p_i q_i \leq y$. Dabei bezeichnet $\mathbf{pq}$ das Skalarprodukt der beiden Vektoren $\mathbf{p}$ und $\mathbf{q}$. Die Budgetrestriktion kennzeichnet die Gesamtheit derjenigen Güterbündel $\mathbf{q}$, die realisierbar sind, wenn der Konsument bereit ist, y vollständig für Konsumgüterkäufe auszugeben.

Rationalverhalten des Konsumenten ist dann dadurch gekennzeichnet, dass dieser seine Nutzenfunktion u unter der Nebenbedingung der Budgetrestriktion maximiert:

$$\max_{\mathbf{q}} \{ u(\mathbf{q}) : \mathbf{pq} \leq y;\ \mathbf{q} \geq \mathbf{0} \} .$$

Dieses Maximierungsproblem des Konsumenten kann in zwei Teilprobleme zerlegt werden: In einem ersten Schritt minimiert der Konsument die Kosten, die notwendig sind, um ein vorgegebenes Nutzenniveau u zu erreichen, und in einem zweiten Schritt wählt er aus allen Güterkombinationen, welche die Kostenrestriktion genau erfüllen, diejenige aus, die seinen Nutzen maximiert.

Die Lösung des Problems, das der Konsument im ersten Schritt zu lösen hat, definiert die **Kostenfunktion** C des Konsumenten:

$$C(u, \mathbf{p}) := \min_{\mathbf{q}} \{ \mathbf{q} : u(\mathbf{q}) \geq u,\ \mathbf{q} \geq \mathbf{0} \} .$$

Die Kostenfunktion des Konsumenten spielt in der Theorie des Lebenshaltungskostenindexes eine zentrale Rolle.

Im Rahmen dieser Theorie wird im allgemeinen angenommen, dass die Nutzenfunktion u des Konsumenten eine reellwertige Funktion in n Variablen definiert über dem nichtnegativen Orthanten $\Omega := \{ \mathbf{q} : \mathbf{q} \geq \mathbf{0} \} \subset \Re^n$ ist mit folgenden Eigenschaften:

(i) Stetigkeit;

(ii) Monotonie, d.h. für alle $\mathbf{q}'', \mathbf{q}' \in \Omega$ gilt: $\mathbf{q}'' >> \mathbf{q}' \Rightarrow u(\mathbf{q}'') > u(\mathbf{q}')$;

(iii) Quasikonkavität, d.h. für alle Nutzenniveaus u ist die obere Niveaumenge $L(u) := \{\mathbf{q} : u(\mathbf{q}) \geq u\}$ konvex.

Aus diesen Annahmen über die Nutzenfunktion folgen eine Reihe von Eigenschaften, welche die Kostenfunktion C besitzt.[14] Die wichtigsten dieser Eigenschaften sind:

(i) $C(\bar{u}, \mathbf{p}) = 0$ für alle $\mathbf{p} >> \mathbf{0}$ wobei $\bar{u} := u(\mathbf{0})$, d.h. für jeden Preisvektor sind die Kosten für das Nutzenminimum gleich Null;

(ii) $C(u, \mathbf{p})$ ist für alle $\mathbf{p} >> \mathbf{0}$ monoton wachsend in u, d.h. für zwei beliebige verschiedene Nutzenniveaus $u' < u''$ folgt $C(u', \mathbf{p}) < C(u'', \mathbf{p})$ für alle $\mathbf{p} >> \mathbf{0}$. Für alle Preisverhältnisse liegen also die Kosten für ein höheres Nutzenniveau über den Kosten für ein niedrigeres.

(iii) $C(u, \mathbf{p})$ ist für alle Nutzenniveaus $u > \bar{u}$ monoton wachsend in $\mathbf{p}$. Für jedes Nutzenniveau steigen die Kosten mit wachsenden Preisen.

Für eine Reihe wichtiger Theoreme aus der Theorie des Lebenshaltungskostenindexes werden an die Nutzenfunktion die strengeren Regularitätsbedingungen der **Homothetie** oder der **Neoklassik** gestellt. Eine Nutzenfunktion u heisst **neoklassisch**, falls sie

(i) positiv ist, d.h. $u(\mathbf{q}) > \mathbf{0}$ für alle $\mathbf{q} \in \Omega$,

(ii) (positiv) linear homogen, d.h. $u(\lambda \mathbf{q}) = \lambda u(\mathbf{q})$ für alle reellen $\lambda > 0$ und

(iii) konkav über Ω.

Für die Kostenfunktion C einer neoklassischen Nutzenfunktion gilt

[14] Vgl. Diewert (1981), S. 178 f.

$$C(u,\mathbf{p}) = uC(1,\mathbf{p}) =: uc(\mathbf{p})$$

für alle $u >> 0$, $\mathbf{p} >> \mathbf{0}$. Die Funktion $c(\mathbf{p})$ heisst **Einheitskostenfunktion** von u. Eine Nutzenfunktion u heisst **homothetisch**, wenn es eine stetige, monoton wachsende Funktion G einer reellen Variablen gibt mit $G(\bar{u}) = 0$ derart, dass $G[u(x)]$ neoklassisch ist.

3.3 Definition

Auf der Grundlage des haushaltsökonomischen Standardmodells sind für einen Teuerungsindikator die Kosten des repräsentativen Konsumenten für eine nutzenkonstante Lebenshaltung in verschiedenen Zeitperioden, nämlich einer Basisperiode B und einer Vergleichsperiode V, miteinander zu vergleichen. Dabei wird in der Theorie des Lebenshaltungskostenindex im allgemeinen der Einfachheit halber angenommen, dass die Nutzenfunktionen in Basis- und Vergleichsperiode identisch sind, so dass Präferenzänderungen aus der Betrachtung ausgeschlossen bleiben. Ausserdem wird von einer in B und V identischen Zahl und Qualität von Gütern ausgegangen. Eine Verallgemeinerung der theoretischen Betrachtung auf den Fall periodenabhängiger Präferenzen und variierender Güterzahlen und -qualitäten wäre jedoch ohne grössere Schwierigkeiten möglich. Im Falle periodenabhängiger Präferenzen etwa wäre die Nutzenfunktion im Argument der Kostenfunktion zeitabhängig anzusetzen. Damit hinge auch die Kostenfunktion von der Zeit ab.

Unter den oben genannten vereinfachenden Bedingungen hängen die Lebenshaltungskosten C einer Periode von den Preisverhältnissen $\mathbf{p}$ und dem Lebensstandard bzw. dem Nutzenniveau u in dieser Periode ab, $C = C[u(\mathbf{q}),\mathbf{p}]$. Ein Index für die Lebenshaltung hat anzuzeigen, wie sich die Kosten eines bestimmten Lebensstandards in Abhängigkeit von den Preisverhältnissen verändern. Dementsprechend ist der **Konüs-Lebenshaltungskostenindex ("Cost of living index")** für Preisvektoren $\mathbf{p}_B, \mathbf{p}_V >> \mathbf{0}$ und einen Mengenvektor $\mathbf{q} > \mathbf{0}$ definiert durch

$$P_K(\mathbf{p}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}) := C[u(\mathbf{q}),\mathbf{p}_V] / C[u(\mathbf{q}),\mathbf{p}_B] .$$

Dieser Index hängt offenbar von drei Variablen ab, nämlich

(i) vom Preisvektor $\mathbf{p}_B$, der die Preisverhältnisse in der Basisperiode kennzeichnet,

(ii) vom Preisvektor $\mathbf{p}_V$, der die Preisverhältnisse in der Vergleichsperiode kennzeichnet, und

(iii) von einem Mengenvektor $\mathbf{q}$, der bestimmte Verbrauchsgewohnheiten beschreibt.

Der Index P_K gibt an, wie hoch die Minimalkosten für den durch $\mathbf{q}$ gekennzeichneten Lebensstandard bei den Preisverhältnissen der Vergleichsperiode sind und zwar gemessen in Einheiten der Minimalkosten dieses Lebensstandards bei den Preisverhältnissen der Basisperiode.

Durch den Mengenvektor $\mathbf{q}$ wird offenbar ein Referenzlevel für den Lebensstandard festgelegt. Der Lebenshaltungskostenindex hängt i.a. von diesem Referenzlevel ab. Geht man davon aus, dass sich der Konsument in Basis- und Vergleichsperiode kostenminimierend verhält, dann gibt es für die Wahl des Mengenvektors $\mathbf{q}$ zwei naheliegende Alternativen, nämlich die Mengenvektoren $\mathbf{q}_B$ und $\mathbf{q}_V$, die durch

$$\mathbf{p}_B\mathbf{q}_B = C[u(\mathbf{q}_B), \mathbf{p}_B]$$

und

$$\mathbf{p}_V\mathbf{q}_V = C[u(\mathbf{q}_V), \mathbf{p}_V]$$

definiert sind, d.h. den kostenminimalen Mengenvektor der Basisperiode und den kostenminimalen Vektor der Berichtsperiode. Wählt man $\mathbf{q} = \mathbf{q}_B$ dann erhält man den **Laspeyres-Konüs-Lebenshaltungskostenindex**

$$P_K(\mathbf{p}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}_B) := C[u(\mathbf{q}_B), \mathbf{p}_V] / C[u(\mathbf{q}_B), \mathbf{p}_B]$$

und wählt man $\mathbf{q} = \mathbf{q}_V$ dann erhält man den **Paasche-Konüs-Lebenshaltungskostenindex**

$$P_K(\mathbf{p}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V) := C[u(\mathbf{q}_V), \mathbf{p}_V] / C[u(\mathbf{q}_V), \mathbf{p}_B]$$

3.4 Eigenschaften

Der Lebenshaltungskostenindex P_K hängt ab von den beiden Preisvektoren $\mathbf{p}_B$ und $\mathbf{p}_V$ sowie von einem vorgegebenen, für beide Perioden identischen Referenznutzen u^*. Wird u^* durch $u(\mathbf{q}_B)$ konkretisiert, erhält man den Laspeyres-Konüs-Index; wählt man $u^* = u(\mathbf{q}_V)$, erhält man den Paasche-Konüs-Index. Beide Indizes sind im allgemeinen verschieden. Über ihre Beziehung zueinander ist keine allgemeine Aussage möglich. Aus einem Theorem von Pollak folgt allerdings, dass der Lebenshaltungskostenindex P_K genau dann vom Referenznutzen u^* unabhängig ist, wenn die Nutzenfunktion $u=u(\mathbf{q})$ des repräsentativen Haushalts homothetisch ist.[15]

Bei der folgenden Darstellung der wesentlichen Eigenschaften des Lebenshaltungskostenindexes wird von einer beliebigen Nutzenfunktion ausgegangen, welche die im Rahmen des haushaltsökonomischen Standardmodells geforderten Mindesteigenschaften der Stetigkeit, der Monotonie und der Quasikonkavität besitzt. Im folgenden ist somit zu beachten, dass der Lebenshaltungskostenindex neben den beiden Preisvektoren $\mathbf{p}_B$ und $\mathbf{p}_V$ auch vom Referenznutzen u^* abhängt. Alle angegebenen Eigenschaften gelten für alle $\mathbf{p}_B, \mathbf{p}_V >> \mathbf{0}$ und $\mathbf{q} >> \mathbf{0}$.

Eine erste Eigenschaft des Lebenshaltungskostenindex P_K stellt die **Proportionalität** dar:

(3.1) $$P_K(\mathbf{p}_B, \lambda \mathbf{p}_B, \mathbf{q}) = \lambda \text{ für alle } \lambda > 0.$$

Wenn also $\mathbf{p}_V$ das λ-fache von $\mathbf{p}_B$ ist, d.h. wenn in der Vergleichsperiode V die Preise **aller** Güter gerade das λ-fache der Preise der Basisperiode betragen, weist der Lebenshaltungskostenindex den Wert λ auf. Der Lebenshaltungskostenindex spiegelt somit wie gewünscht eine über alle Güter hin einheitliche Preisveränderung exakt wider.

Die Proportionalitätseigenschaft enthält für $\lambda = 1$ die sogenannte **Identitätseigenschaft.** Diese bedeutet, dass der Lebenshaltungskostenindex den Wert 1 liefert, falls sich die Preise beim Übergang von Periode B zu Periode V nicht verändern. Ein Indexwert von 1 bedeutet, dass Zähler und Nenner

[15] Vgl. Pollak 1990, S. 28ff.

von P_K gleich gross sind, d.h., dass die in beiden Perioden für die Realisierung eines beliebigen Nutzenniveaus benötigten Konsumausgaben übereinstimmen. D.h., der Lebenshaltungskostenindex gibt bei Preiskonstanz gerade das richtige Signal.

Eine zweite Eigenschaft von P_K ist die **Preisdimensionalität:**

(3.2) $$P_K(\lambda \mathbf{p}_B, \lambda \mathbf{p}_V, \mathbf{q}) = P_K(\mathbf{p}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}) \text{ für alle } \lambda > 0.$$

Der Wert des ökonomischen Index ist also invariant gegenüber der für die Güterpreise gewählten Währungseinheit. P_K liefert, unter sonst konstanten Bedingungen, wie gewünscht ein und denselben Wert, unabhängig davon, ob p_{iB} und p_{iV} $(i=1, ..., n)$ beispielsweise in Tausend CHF, in CHF oder in Rappen ausgedrückt werden.

Als drittes besitzt P_K die **Zeitumkehreigenschaft:**

(3.3) $$P_K(\mathbf{p}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}) = \frac{1}{P_K(\mathbf{p}_V, \mathbf{p}_B, \mathbf{q})}.$$

Vertauscht man die Preisvektoren von Basis- und Vergleichsperiode bei unverändertem Referenznutzen, so nimmt der Lebenshaltungskostenindex also den Kehrwert desjenigen Werts an, den er bei unvertauschten Preisvektoren aufweist. Dies bedeutet, dass der Lebenshaltungskostenindex in einem bestimmten Sinn reversibel ist. Steigen beim Übergang von einer Basisperiode zu einer Vergleichsperiode in einem bestimmten Ausmass die Preise und gehen sie beim Übergang von der Vergleichsperiode wieder auf das Ausgangsniveau zurück, so signalisiert der verkettete Lebenshaltungskostenindex wie gewünscht Konstanz der Lebenshaltungskosten. Dies ersieht man, wenn man den Divisor auf der rechten Seite dieser Gleichung als Faktor auf die linke Seite bringt.

Eine vierte Eigenschaft des ökonomischen Index ist die **Monotonie:**

(3.4) $$\mathbf{p}_{V'} > \mathbf{p}_V \Rightarrow P_K(\mathbf{p}_B, \mathbf{p}_{V'}, \mathbf{q}) > P_K(\mathbf{p}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}).$$

Unterscheiden sich zwei Vergleichsperioden V und V' dadurch, dass die Preise aller Güter in V' grösser oder gleich den Preisen in V sind und für mindestens ein Gut i $(i=1,\ldots,n)$ der Preis $p_{iV'}$ echt grösser ist als p_{iV}, so weist der Lebenshaltungskostenindex für den Vergleich der Periode V' mit der Basisperiode B wie gewünscht einen Wert auf, der grösser ist als der Wert für den Vergleich der Periode V mit B. Dabei ist zu beachten, dass beim Lebenshaltungskostenindex sowohl für den Vergleich der Periode V mit der Basisperiode B als auch für den Vergleich der Periode V' mit B derselbe Referenznutzen betrachtet wird.

Als fünftes besitzt der Lebenshaltungskostenindex die sogenannte **Mittelwerteigenschaft**:

$$\min_i\left\{\frac{p_{iV}}{p_{iB}}\right\}\leq P_K(\mathbf{p}_B,\mathbf{p}_V,\mathbf{q})\leq\max_i\left\{\frac{p_{iV}}{p_{iB}}\right\}. \tag{3.5}$$

Diese Eigenschaft bedeutet, dass der Wert des Lebenshaltungskostenindexes stets zwischen der kleinsten und der grössten Preismesszahl p_{iV}/p_{iB} $(i=1,\ldots,n)$ liegt. Auch dies ist eine wünschenswerte Eigenschaft eines Indexes, wenn man bedenkt, dass der repräsentative Haushalt beim Übergang von einer Basis- zu einer Vergleichsperiode von einer Preisänderung insgesamt nicht weniger stark betroffen sein kann als es die kleinste Preismesszahl und nicht stärker als es die grösste Preismesszahl signalisiert.

Insgesamt handelt es sich bei all diesen fünf Eigenschaften des Lebenshaltungskostenindexes um Eigenschaften, die so selbstverständlich erscheinen, dass sie jeder statistische Preisindex erfüllen sollte. In Kapitel 5 wird gezeigt werden, dass dies leider nicht der Fall ist. Überdies ist festzuhalten, dass eine vollständige axiomatische Charakterisierung des Lebenshaltungskostenindexes noch nicht entwickelt worden ist. Insofern kennzeichnen die oben dargestellten Eigenschaften den Lebenshaltungskostenindex nur unvollständig.

3.5 Kritik am Konzept eines Lebenshaltungskostenindexes

Damit nun anhand eines Lebenshaltungskostenindexes die Lebenshaltungskosten bei konstantem Nutzen ausgewiesen werden können, muss bei der Indexberechnung die Reaktion der Haushalte auf relative Preisänderungen, also die Substitution (zwischen Gütern und zwischen Verkaufsstellen), die

Änderung der Qualität der Güter und das Auftauchen neuer Produkte am Markt berücksichtigt werden. Insbesondere wenn man als Ziel der Preisindexberechnung eine Messung der Lebenshaltungskosten vor Augen hat, werden die im Boskin-Report[16] aufgelisteten Indexmängel besonders relevant, spielen aber auch im Rahmen anderer Indexziele innerhalb der Preismessung eine Rolle. In der Praxis der Indexberechnung besteht die Problematik jedoch darin, dass in der Regel keine Daten zur jeweils aktuellen Konsumstruktur vorliegen, Qualitätsverbesserungen nur schwer von reinen Preiseffekten getrennt werden können und über die Preiselastizitäten der Konsumnachfrage sowie der Substitutionselastizitäten für jede Güterkombination - also die Präferenzordnung - kaum verlässliche Angaben vorliegen.

Bei der Beantwortung der Frage nach den Kosten die ein repräsentativer Haushalt aufbringen muss, um in einem Zeitpunkt dasselbe Nutzenniveau zu erreichen wie in einer Basisperiode, beschränkt sich die Betrachtungsweise meist auf Güter, die einen Marktpreis haben. Das Nutzenniveau eines Individuums oder die Lebensqualität wird aber selbstverständlich nicht nur durch auf dem Markt käufliche Faktoren beeinträchtigt. Gerade die Einflüsse wie Umweltqualität, soziales Netzwerk, Kriminalitätsrate, Gesundheitszustand, etc. die keinen direkt beobachtbaren Preis als Indikator für den gespendeten Nutzen haben, spielen in den individuellen Nutzenfunktionen der einzelnen Konsumenten unter Umständen eine bedeutende Rolle. Weil Veränderungen dieser Faktoren das individuelle Nutzenniveau beeinflussen, gehören sie an sich in einen Lebenshaltungskostenindex einbezogen. Da aber die quantitative Bewertung des gespendeten Nutzen dieser häufig als öffentliche Güter (goods und bads) zu bezeichnenden Einflüsse äusserst schwierig ist und keine geeigneten Hilfsgrössen wie z.B. Marktpreise existieren, wird bei der Berechnung eines Lebenshaltungskostenindex weitgehend auf den Einbezug dieser Einflussfaktoren verzichtet. Auf dem Weg zu einer möglichst guten Annäherung an einen Lebenshaltungskostenindex werden in der Praxis jedoch einige Teilaspekte dieser Problematik in die Indexberechnung Eingang finden müssen, z.B. wenn ein verringerter Schadstoffausstoss eines Autos als nutzenstiftende Qualitätskomponente betrachtet wird, dann muss dieser Faktor entsprechend aus der beobachteten Preisentwicklung für Automobile extrahiert werden.

---

[16] Final Report to the Senate Finance Committee from the Advisory Commission to Study the Consumer Price Index: „Towards a more accurate measure of the cost of living", December 4, 1996.

4. Statistische Preisindizes und Basisaggregation

4.1 Statistische Preisindizes

4.1.1 Definition

Ziel eines statistischen Preisindexes ist es, die gesamte Information, die Preisveränderungen von einer Periode zu einer anderen kennzeichnen, zu einer einzigen positiven Zahl zu komprimieren. Zu dieser Information gehören nach dem haushaltsökonomischen Standardmodell sowohl Preis- und Mengenvektor der Basisperiode, $(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B)$, als auch Preis- und Mengenvektor der Vergleichsperiode, $(\mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V)$. Ein **statistischer Preisindex** P ist deshalb nach allgemeiner Auffassung eine positive Abbildung

$$P: \begin{cases} \Re_{++}^{4n} & \to & \Re_{+} \\ (\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V) & \mapsto & P(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V) \end{cases} . \tag{4.1}$$

Ein statistischer Preisindex ist also eine Abbildung, die jedem positiven $4n$-dimensionalen Vektor bestehend aus den Preis- und den Mengenvektoren von Basis- und Vergleichsperiode eine positive reelle Zahl zuordnet. Jeder Wert $P(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V)$ eines Preisindexes hängt also nicht nur von den Preisvektoren von Basis- und Vergleichsperiode ab, sondern auch von deren Mengenvektoren.

4.1.2 Laspeyres- und Paasche-Index

Die aus der Literatur bekanntesten und in der Praxis am häufigsten angewendeten statistischen Indexkonzepte sind der Laspeyres'sche und der Paaschesche Preisindex. Der **Laspeyres-Index** ist definiert durch

$$P^L(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V) := \frac{\mathbf{p}_V \mathbf{q}_B}{\mathbf{p}_B \mathbf{q}_B} . \tag{4.2}$$

Bei diesem Index wird offenbar der Wert des durch $\mathbf{q}_B$ gekennzeichneten Warenkorbs der Basisperiode zu den Preisen der Vergleichsperiode dividiert durch den Wert dieses Warenkorbs in der Basisperiode. Dieser Index gibt also an, wieviel ein bestimmter Warenkorb der Basisperiode zu den Preisen der Vergleichsperiode kostet und zwar gemessen in Einheiten des Wertes dieses Warenkorbs in der Basisperiode.

Der **Paasche-Index** ist definiert durch

$$I^P(\mathbf{p}_B,\mathbf{q}_B,\mathbf{p}_V,\mathbf{q}_V) := \frac{\mathbf{p}_V\mathbf{q}_V}{\mathbf{p}_B\mathbf{q}_V}. \tag{4.3}$$

Bei diesem Index wird offenbar der Wert des durch $\mathbf{q}_V$ gekennzeichneten Warenkorbs der Vergleichsperiode zu den Preisen der Vergleichsperiode dividiert durch den Wert dieses Warenkorbs zu den Preisen der Basisperiode. Dieser Index gibt also an, wieviel ein bestimmter Warenkorb der Vergleichsperiode zu den Preisen der Vergleichsperiode kostet und zwar gemessen in Einheiten des Werts dieses Warenkorbs zu den Preisen der Basisperiode.

4.1.3 Mischkonzepte

Neben diesen beiden klassischen Indexformeln werden in der Literatur eine Reihe weiterer Indexformeln vorgeschlagen. Die bekannteste dieser Formeln ist der sogenannte **Fishersche Idealindex**, der durch

$$P^F(\mathbf{p}_B,\mathbf{q}_B,\mathbf{p}_V,\mathbf{q}_V) := \left(\frac{\mathbf{p}_V\mathbf{q}_B}{\mathbf{p}_B\mathbf{q}_B}\frac{\mathbf{p}_V\mathbf{q}_V}{\mathbf{p}_B\mathbf{q}_V}\right)^{1/2} \tag{4.4}$$

definiert ist. Dieser Index ist offensichtlich die Quadratwurzel aus dem Produkt von Laspeyres- und Paasche-Index.

Allgemeinere „Mischungen" von Laspeyres- und Paasche-Index erhält man mit den Formeln

(4.5) $$P(\mathbf{p}_B,\mathbf{q}_B,\mathbf{p}_V,\mathbf{q}_V) := \left(\frac{\mathbf{p}_V\mathbf{q}_B}{\mathbf{p}_B\mathbf{q}_B}\right)^{\alpha} \cdot \left(\frac{\mathbf{p}_V\mathbf{q}_V}{\mathbf{p}_B\mathbf{q}_V}\right)^{1-\alpha}$$

und

(4.6) $$P(\mathbf{p}_B,\mathbf{q}_B,\mathbf{p}_V,\mathbf{q}_V) := \alpha\frac{\mathbf{p}_V\mathbf{q}_B}{\mathbf{p}_B\mathbf{q}_B}+(1-\alpha)\frac{\mathbf{p}_V\mathbf{q}_V}{\mathbf{p}_B\mathbf{q}_V}$$

jeweils mit $\alpha \in [0,1]$. Die Indexformeln (4.5) sind offensichtlich verallgemeinerte geometrische Mittel von Laspeyres- und Paasche-Index, die Indexformeln (4.6) sind gewogene arithmetische Mittel aus diesen Indexformeln. Für $\alpha = 1$ erhält man bei beiden Formeln gerade den Laspeyres-Index und für $\alpha = 0$ den Paasche Index. Für $\alpha = 1/2$ ist der Index (4.6) unter dem Namen **Drobisch-Index** bekannt.

Im Boskin-Report werden für bestimmte Zwecke vor allem zwei Indexkonzepte besonders hervorgehoben, nämlich der geometrische Index und der Törnqvist-Index.

4.1.4 Geometrischer Index

Der geometrische Index ist ein Indexkonzept, das im Boskin-Report vor allem im Hinblick auf das sogenannte Basisaggregationsproblem (vgl. Abschnitt 4.2) diskutiert wird. Der **geometrische Preisindex** ist definiert durch

$$P^G(\mathbf{p}_B,\mathbf{q}_B,\mathbf{p}_V,\mathbf{q}_V) := \prod_{i=1}^{n}\left(\frac{p_{iV}}{p_{iB}}\right)^{S_i},$$

wobei (für $i = 1,\ldots,n$) $s_i := m_i(s_{iB},s_{iV})$, $s_{iB} := p_{iB}q_{iB} / \mathbf{p}_B\mathbf{q}_B$, $s_{iV} := p_{iV}q_{iV} / \mathbf{p}_V\mathbf{q}_V$ und m_i eine beliebige Funktion mit der Eigenschaft $m_i(s,s) \equiv s$ ist. Dieser Preisindex ist offenbar ein gewogenes geometrisches Mittel der Preismesszahlen, wobei als Gewicht für das i-te Gut eine beliebige Funktion der Ausgabenanteile für dieses Gut in Basis- und Vergleichsperiode dient. Im Falle der Gleichheit der beiden Ausgabenanteile eines Gutes ist als Gewicht gerade dieser Ausgabenanteil zu wählen.

4.1.5 Törnqvist-Index

Das auf Törnqvist (1936) zurückgehende Indexkonzept wird im Boskin-Report als Alternative zum gängigen Laspeyres-Konzept hervorgehoben. Der **Törnqvist-Index** ist für $\mathbf{p}_V >> \mathbf{0}_n$, $\mathbf{q}_V >> \mathbf{0}_n$ definiert durch

$$P^T(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V) := \prod_{i=1}^{n} \left(\frac{p_{iV}}{p_{iB}} \right)^{(s_{iB}+s_{iV})/2}$$

mit $s_{iB} := p_{iB} q_{iB} / \mathbf{p}_B \mathbf{q}_B$ und $s_{iV} := p_{iV} q_{iV} / \mathbf{p}_V \mathbf{q}_V$ für alle $i = 1, ..., n$. Der Törnqvist-Index ist also ebenfalls ein gewogenes geometrisches Mittel der Preismesszahlen p_{iV} / p_{iB}. Als Gewicht für die i – te Preismesszahl dient hier das arithmetische Mittel der Anteile des i – ten Gutes an den Gesamtausgaben in Basis- und Berichtsperiode.

Geometrischer Index und Törnqvist-Index stellen altbekannte Indexkonzepte dar, die bereits lange vor Erscheinen des Boskin-Reports wieder stärker in den Mittelpunkt des Fachinteresses rückten. Beide Indexkonzepte besitzen nämlich im Vergleich zu einem Lebenshaltungskostenindex eine bestimmte wünschenswerte Qualität, sie sind „unverzerrt" (vgl. dazu Kapitel 5).

4.1.6. Divisia-Index

Charakteristisch für einen Divisia-Index ist eine kontinuierliche Betrachtungsweise, d.h. es wird unterstellt, dass Preise und Mengen nicht nur für diskrete Zeitpunkte vorliegen, sondern für ein **Zeit-Kontinuum**, d.h. ein Zeitintervall $[t_0,t]$. Seien $\mathbf{p}(t_0)=\mathbf{p}_0$, $\mathbf{q}(t_0)=\mathbf{q}_0$,$\mathbf{p}(t)$,$\mathbf{q}(t)$ (Spalten)- Vektoren von Preisen und Mengen zum Zeitpunkt t_0 bzw. t,wobei $\mathbf{p}_0$ und $\mathbf{q}_0$ feste (Start-)Werte seien, dann kann für einen **Wertindex** zum Zeitpunkt t geschrieben werden:

$$W(t) = \frac{\mathbf{p}'(t)\mathbf{q}(t)}{\mathbf{p}'(t_0)\mathbf{q}(t_0)}$$

Unterstellt sei dabei, dass alle Komponenten des Preis- bzw. Mengenvektors $\mathbf{p}(t)$ bzw. $\mathbf{q}(t)$ **differenzierbar** seien bezüglich t. Nach Divisia sollte eine Veränderung von W(t) „restlos" zerlegbar

sein in eine Veränderung der Preise und in eine Veränderung der Mengen, d.h. ein Index sollte dem **Faktorumkehrtest** nach Fisher genügen.[17]

Für das totale Differential von W(t), das die Veränderung des Wertindexes in Abhängigkeit von Veränderungen der Preise und Mengen ausdrückt, ergibt sich

$$dW(t) = \frac{\partial W(t)}{\partial \mathbf{p}'(t)} d\mathbf{p}'(t) + \frac{\partial W(t)}{\partial \mathbf{q}(t)} d\mathbf{q}(t)$$

$$= \frac{1}{\mathbf{p}'(t_0)\mathbf{q}(t_0)} [\mathbf{q}(t)\, d\mathbf{p}'(t) + \mathbf{p}'(t)\, d\mathbf{q}(t)]$$

$$= \frac{[d\mathbf{p}'(t)\, \mathbf{q}(t) + d\mathbf{q}\,(t)\mathbf{p}'(t)]}{\mathbf{p}'(t_0)\mathbf{q}(t_0)}$$

Für die relative Veränderung des Wertindexes W(t), dW(t)/W(t), erhält man

$$\frac{dW(t)}{W(t)} = \frac{d\mathbf{p}'(t)\mathbf{q}(t) + \mathbf{p}'(t)\, d\mathbf{q}(t)}{\mathbf{p}'(t)\, \mathbf{q}(t)}$$

Somit ist $VR_W(t) = VR_p(t) + VR_q(t)$ mit

$$VR_W(t) := \frac{dW(t)}{W(t)}$$

$$VR_p(t) = \frac{dP(t)}{P(t)} = \frac{d\mathbf{p}'(t)\mathbf{q}(t)}{\mathbf{p}'(t)\mathbf{q}(t)}$$

$$VR_q(t) = \frac{dQ(t)}{Q(t)} = \frac{\mathbf{p}'(t)\, d\mathbf{q}(t)}{\mathbf{p}'(t)\mathbf{q}(t)}$$

[17] Zu Divisia-Indizes vgl. Diewert in W.E. Diewert, A.O. Nakamura (Ed.) a.a.O. S.42, A. Vogt, J. Barta: The Making of

d.h. die (relative) Veränderungsrate des Wertes setzt sich additiv aus der (relativen) Veränderungsrate der Preis- und Mengenkomponente zusammen.

Würde man umgekehrt vorgehen, d.h. den Wertindex zum Zeitpunkt t aus einer Integration der Veränderungsrate $VR_W(t)$ bestimmen, so erhielte man

$$\int_{t_0}^{t} \frac{dW(\tau)}{W(\tau)} = \int_{t_0}^{t} [\frac{d\mathbf{p}'(\tau)\mathbf{q}(\tau) + \mathbf{p}'(\tau)d\mathbf{q}(\tau)}{\mathbf{p}'(\tau)\,\mathbf{q}(\tau)}]\,d\tau$$

d.h.

$$\ln \frac{W(t)}{W(t_0)} = \int_{t_0}^{t} [\frac{d\mathbf{p}'(\tau)\mathbf{q}(\tau) + \mathbf{p}'(\tau)d\mathbf{q}(\tau)}{\mathbf{p}'(\tau)\,\mathbf{q}(\tau)}]\,d\tau$$

und somit

$$W(t) = W(t_0)\exp \int_{t_0}^{t} [\frac{d\mathbf{p}'(\tau)\mathbf{q}(\tau) + \mathbf{p}'(\tau)d\mathbf{q}(\tau)}{\mathbf{p}'(\tau)\mathbf{q}(\tau)}]\,d\tau$$

$$= \exp \int_{t_0}^{t} [\frac{d\mathbf{p}'(\tau)\mathbf{q}(\tau) + \mathbf{p}'(\tau)d\mathbf{q}(\tau)}{\mathbf{p}'(\tau)\mathbf{q}(\tau)}]\,d\tau$$

da $W(t_0)=1$ ist. Der Wert dieses Integrals ist **unabhängig vom Pfad** den die Preise bzw. Mengen $d\mathbf{p}'(\ )$ bzw. $d\mathbf{q}'(\ )$ im Intervall $[t_0 t]$ durchlaufen, er hängt nur von den Endpunkten t_0 und t ab, d.h. von $(\mathbf{p}(t_0),\mathbf{q}(t_0))$ und $(\mathbf{p}(t),\mathbf{q}(t))$, da der Integrand - per Konstruktion - ein vollständiges Differential von $\ln[W(t)]$ ist.[18]

Divisia hat seinen Integralpreisindex definiert als Lösung der Differentialgleichung

$$\frac{dP(t)}{P(t)} = \frac{d\mathbf{p}'(t)\mathbf{q}(t)}{\mathbf{p}'(t)\mathbf{q}(t)}$$

Tests for Index Numbers, 1997, S.27 ff.

[18] Zur Pfadunabhängigkeit von Kurvenintegralen vgl. z.B. E. Kreyszig: Advanced Engineering Mathematics, 7. Aufl., 1993, S.511

für die sich ergibt:

$$P(t) = P(t_0)\exp\int_{t_0}^{t}[\frac{d\mathbf{p}'(\tau)\mathbf{q}(\tau)}{\mathbf{p}'(\tau)\mathbf{q}(\tau)}]\,d\tau$$

P(t) wird als **Divisia-Preisindex** bezeichnet. Analog ergibt die Integration der Differentialgleichung

$$\frac{dQ(t)}{Q(t)} = \frac{\mathbf{p}'(t)\,d\mathbf{q}(t)}{\mathbf{p}'(t)\mathbf{q}(t)}$$

einen **Divisia-Mengenindex**. Da, wie eben ausgeführt wurde, die Summe beider Integranden ein vollständiges Differential darstellt, kann jeder Summand für sich allein kein vollständiges Differential sein, d.h. beide Divisia-Indizes sind vom Pfad abhängig, den Preise und Mengen zwischen t_0 und t im 2n-dimensionalen Raum „durchlaufen" (wenn n Güter unterstellt werden). Bei vorgegebenem Weg können diese Integrale berechnet und die beiden Divisia-Indizes explizit dargestellt werden.[19]

Wie zu erwarten ist, „vererbt" sich diese Pfadabhängigkeit auf einen diskretisierten Divisia-Index. Wenn von einem „diskretisierten" Divisia-Index gesprochen wird, ist zu bedenken, dass es **das** diskrete Analogon zu einem Divisia-Index nicht gibt. Vielmehr sind verschiedene Diskretisierungen denkbar, wie (nach Diewert/Nakamura) vermutlich Hofsten zuerst bemerkt hat.[20] Beispielsweise hat Diewert gezeigt, dass der Quotient zweier Divisia-Preisindizes zu den Zeitpunkten t und t-1 durch einen Laspeyres- oder Paasche-Index diskretisiert werden kann.[21]

Der Nachweis, dass ein Divisia-Preisindex durch einen Laspeyres oder Paasche-Index diskretisiert werden kann, gestaltet sich relativ einfach. Geht man von

$$\frac{dP(t)}{P(t)} = \frac{d\mathbf{p}'(t)\mathbf{q}(t)}{\mathbf{p}'(t)\mathbf{q}(t)}$$

[19] Für Beispiele von Divisia-Preisindizes mit unterstelltem „linearem" bzw. „exponentiellem" Pfad vgl. A. Vogt, J. Barta, a.a.O., S.30-33.

[20] Vgl. E. von Hofsten: Price Indexes and Quality Change, London 1952.

[21] Erwähnt bei Diewert/Nakamura, a.a.O. S.43 und ausgeführt bei Diewert, W. E. : Aggregation Problems in the Measurement of Capital, in: Diewert, W.E., Nakamura, A.O.: Essays in Index Number Theory, Vol.II, 1993.

aus und ersetzt dP(t) durch $\Delta P_t = P_{t+1} - P_t$ und $d\mathbf{p}'(t)$ durch $\Delta \mathbf{p}_t' = \mathbf{p}'_{t+1} - \mathbf{p}'_t$, dann erhält man:

$$\frac{\Delta P_t}{P_t} = \frac{P_{t+1} - P_t}{P_t} = \frac{\Delta \mathbf{p}'_t \mathbf{q}_t}{\mathbf{p}'_t \mathbf{q}_t} = \frac{(\mathbf{p}'_{t+1} - \mathbf{p}'_t)\mathbf{q}_t}{\mathbf{p}'_t \mathbf{q}_t}$$

oder

$$\frac{P_{t+1}}{P_t} = \frac{\mathbf{p}'_{t+1}\mathbf{q}_t}{\mathbf{p}'_t \mathbf{q}_t} \quad \text{bzw.} \quad \frac{P_t}{P_{t-1}} = \frac{\mathbf{p}'_t \mathbf{q}_{t-1}}{\mathbf{p}'_{t-1}\mathbf{q}_{t-1}}$$

d.h. der Quotient zweier Divisia-Preisindizes zu den Zeitpunkten t+1 und t bzw. t und t-1 kann durch einen Laspyeres-Preisindex diskretisiert werden.

Ersetzt man aber dP(t) durch $\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$ und $d\mathbf{p}'(t)$ durch $\Delta \mathbf{p}_t' = \mathbf{p}_t' - \mathbf{p}_{t-1}'$, dann erhält man:

$$\frac{\Delta P_t}{P_t} = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_t} = \frac{\Delta \mathbf{p}'_t \mathbf{q}_t}{\mathbf{p}'_t \mathbf{q}_t} = \frac{(\mathbf{p}'_t - \mathbf{p}'_{t-1})\mathbf{q}_t}{\mathbf{p}'_t \mathbf{q}_t}$$

oder

$$\frac{P_{t-1}}{P_t} = \frac{\mathbf{p}'_{t-1}\mathbf{q}_t}{\mathbf{p}'_t \mathbf{q}_t} \quad \text{d.h.} \quad \frac{P_t}{P_{t-1}} = \frac{\mathbf{p}'_t \mathbf{q}_t}{\mathbf{p}'_{t-1}\mathbf{q}_t}$$

Somit resultiert aus dieser Diskretisierung ein Paasche-Index.

Die beiden Diskretisierungen machen natürlich nur Sinn, wenn das Zeitintervall zwischen t+1 und t bzw. t und t-1 „klein" ist. Besteht nun aber zwischen t_0 und t ein grösserer zeitlicher Abstand, dann wäre es nicht gerechtfertigt, etwa einen Laspeyres- oder Paasche-Index zwischen Basisperiode t_0 und Berichtsperiode t als diskrete Variante eines Divisia-Indexes zwischen t_0 und t zu interpretieren. Das könnte möglicherweise nur dann als sinnvoll zu bezeichnen sein, wenn Laspeyres- oder Paasche-Indizes für aufeinanderfolgende Zeitpunkte gerechnet werden können, die dann multiplikativ verknüpft werden, d.h. wenn ein Kettenindex gebildet würde (vgl. dazu die Ausführungen in 5.1). Die zwischen der Basisperiode t_0 und der Berichtsperiode t liegenden „Zwischenindizes" liessen sich dann als sukzessive „Preisveränderungsfaktoren" interpretieren, welche die beiden Indizes zu den Zeitpunkten t_0 und t miteinander verbinden. Akzeptiert man diese Interpretation, dann kann man diskretisierte Divisia-Indizes als theoretische Basis für Kettenindizes ansehen.

Bei beiden obigen Diskretisierungen und Verkettungen ist aber zu beachten, dass - im Gegensatz zum Divisia-Integralindex - die resultierenden Kettenindizes nicht mehr dem Faktorumkehrtest genügen. Dass sie als Indizes vom Typ „Laspeyres" bzw. „Paasche" auch nicht dem Zeitumkehrtest genügen, versteht sich von selbst (vgl. auch Abschnitt 5.1.).

4.1.7 Kettenindizes

Mit dem Begriff „Verkettung" wird in Literatur und Praxis der Preisstatistik durchaus Verschiedenes bezeichnet. Im einfachsten Fall wird er im Zusammenhang mit Preismesszahlen gebraucht. Die Preismesszahl p_t / p_0 eines Gutes zum Zeitpunkt t bezogen auf den Zeitpunkt 0 lässt sich folgendermassen darstellen:

$$\frac{p_t}{p_0} = \frac{p_1}{p_0} \cdot \frac{p_2}{p_1} \cdot \ldots \cdot \frac{p_{t-1}}{p_{t-2}} \cdot \frac{p_t}{p_{t-1}}$$

d.h. sie kann als **Produkt** von Preismesszahlen bestimmt werden, wobei die Preismesszahlen der Zeitpunkte t* ($1<t^*\leq t$) auf **gleitender Basis** berechnet werden. Stets kürzen sich die Zwischenglieder weg. Offensichtlich ist eine derartige Verkettung von Preismesszahlen völlig problemlos.

Eine andere Art von Verkettung ist gemeint, die bei Indexrevisionen auftreten. In der Praxis werden Preisindizes vom Typ Laspeyres im Abstand von mehreren Jahren neu berechnet, was in erster Linie darauf zurückzuführen ist, dass der zugrundeliegende Warenkorb immer wieder aktualisiert werden muss. Man steht dann etwa vor folgender Situation:

$$100 \, , P_{1,0} \, , P_{2,0} \, , \ldots \, , P_{k,0}$$
$$100 \, , P_{k+1,k} \, , P_{k+2,k} \ldots$$

d.h. in der Periode k wird der Index revidiert, k ist somit die Verkettungsperiode. Bezeichne $P_{k,0}$ den (bisherigen) Index der Berichtsperiode (oder Vergleichsperiode) k zur Basisperiode 0, $P_{k,i}$ den Index der Berichtsperiode i (i=k+1, k+2, ...) zur (neuen) Basisperiode k (jeweils ohne den Faktor 100), dann ergibt sich der Index $P_{i,0}$ für die Berichtsperiode i zur (alten) Basisperiode 0 aus der Beziehung:

$$\frac{P_{k,0}}{100} = \frac{P_{i,0}}{P_{i,k}} \text{ , d.h. } P_{i,0} = 1/100 \cdot P_{k,0} \cdot P_{i,k}$$

Natürlich könnte man auch die erste Indexreihe an die zweite anschliessen, indem man alle zeitlich früheren Indizes mit dem Faktor $100/P_{k,0}$ multipliziert.

Bei einem derart verketteten Index beeinflusst somit der alte Warenkorb auch die Indizes, die auf der Basis des neuen Warenkorbs berechnet werden. Will man das vermeiden, dann muss eine Verkettung unterbleiben, allerdings um den Preis eines **Bruchs** in der Indexreihe. Da man aber häufig an einer Analyse langfristiger Preisentwicklungen interessiert ist, dürfte diese Option aus praktischen Gründen in der Regel ausscheiden.

Diese Art der Verkettung wird in der Literatur auch als **Verknüpfung** zweier Indexreihen (mit unterschiedlicher Basis) bezeichnet, was wohl ein angemessenerer Ausdruck sein dürfte als Verkettung. Offensichtlich stellt die Verknüpfung ein ziemlich grobes Verfahren dar, da in der Praxis wohl kaum davon ausgegangen werden kann, dass der verwendete Proportionalfaktor (vor allem) längerfristig konstant bleibt.

Während im vorher betrachteten Fall eine Verkettung relativ selten vorgenommen wird - in der Regel nur bei Indexrevisionen - wird bei (echten) Kettenindizes eine **laufende** Verkettung durchgeführt. Ein Kettenindex weist also folgende Form auf:

$$P_{0,t} = P_{0,1} P_{1,2} P_{2,3} \cdots P_{t-1,t}$$

Beispielsweise kann für einen verketteten Laspeyres-Index ausführlich geschrieben werden:

$$P_{0,t}^{KL} = \frac{\sum_i p_{i1} q_{i0}}{\sum_i p_{i0} q_{i0}} \frac{\sum_i p_{i2} q_{i1}}{\sum_i p_{i1} q_{i1}} \cdots \frac{\sum_i p_{i,t-1} q_{i,t-2}}{\sum_i p_{i,t-2} q_{i,t-2}} \frac{\sum_i p_{i,t} q_{i,t-1}}{\sum_i p_{i,t-1} q_{i,t-1}} \tag{4.7}$$

Da die Zwischenglieder nicht herausgekürzt werden können, weist ein verketteter Laspeyres-Index nicht nur die Preisentwicklung zwischen Basis- und Berichtsperiode aus. Vielmehr hängt er von den Preisen und Mengen aller dazwischen liegenden Perioden ab, d.h. er ist **nicht pfadinvariant**, eine

Eigenschaft, die er offensichtlich mit dem Divisia-Index gemeinsam hat. Wie man sich leicht überlegt, sind auch Paasche-, Fisher- und Törnqvist-Indizes nicht pfadinvariant.

4.1.8 Deflationierung mit verknüpften Preisindizes im Rahmen der VGR

Wenn bei einer Deflationierung im Rahmen der VGR ein Preisindex nach der Formel von Laspeyres berechnet wird, entspricht das zugrunde liegende relative Preisgefüge des Konsumgüterbündels aus der Basisperiode im Laufe der Zeit immer weniger der ökonomischen Situation in der Gegenwart. Irgendwann wird deshalb in einer Revision der Preisindex auf eine neue Basisperiode mit angepasstem Konsumkorb umgestellt. Dabei werden in der Regel die alten Preisreihen der alten Basisperiode mit den Zeitreihen der neuen Basisperiode verknüpft. Durch diese Verknüpfung werden aber Diskontinuitäten eingebaut. Zu dem Zeitpunkt, in dem die beiden Indizes verknüpft werden, wechselt der Preisindex gewissermassen von einem Set der zugrunde liegenden relativen Preise zu einem anderen. Deflationiert man mit einem solchen verknüpften Preisindex beobachtete Umsatzgrössen bspw. im Rahmen der VGR, so resultieren wegen dieses Sprungs im relativen Preisset eben nicht die effektiven Volumengrössen. Je nachdem, welche Verknüpfungsmethode man wählt, geht entweder die additive Konsistenz oder die Vergleichbarkeit mit den Volumengrössen vor dem Zeitpunkt der Verknüpfung verloren (vgl. untenstehende Tabellen [22]).

[22] System of National Accounts 93; SG-Rev.ESVG95(98)1; S. 386/387.

Tab 4.1: Zahlenbeispiel

Produkt	Periode 0		Periode 1		Periode 2	
	p_0	q_0	p_1	q_1	p_2	q_2
A	6	5	9	12	11	15
B	4	8	10	11	14	11

1.A) Laspeyres:

	Basisjahr 0		Basisjahr 1	
Produkt	Periode 0	Periode 1	Periode 1	Periode 2
	p_0q_0	p_0q_1	p_1q_1	p_1q_2
A	30	72	108	135
B	32	44	110	110
A+B	62	116	218	245

1.B) Verlorene Additivität bei „Linking" zu Preisen einer Basisperiode (hier zu Preisen der Periode 0):

Produkt	p_0q_0	p_0q_1	p_0q_2 (linked)
A	30	72	90
B	32	44	44
A+B	62	116	**130.4**

1.C) Verlorene Vergleichbarkeit durch Umbasierung (in diesem Beispiel mit $\sum p_0q_1 / \sum p_1q_1$)

	Aktuelle Werte		Zu Preisen p_0	
Produkt	p_0q_0	p_0q_1	p_1q_1	p_1q_2
A	30	**72**	**57.5**	71.9
B	32	**44**	**58.5**	58.5
A+B	62	116	116	130.4

Das Problem der **additiven Inkonsistenz** besteht darin, dass bspw. die Summe der einzelnen mit diesem verknüpften Index berechneten Komponenten in der VGR nicht mit dem ebenfalls derart deflationierten Gesamtaggregat übereinstimmt (vgl. Tabelle 1.B). Die Problematik der **historischen Vergleichbarkeit** taucht auf, wenn bei Zeitreihen zu konstanten Preisen das Basisjahr verändert wird und somit die Daten vor dem Umbasierungszeitpunkt eigentlich nicht mehr interpretierbar sind, weil von einem Set relativer Preise auf eine anderes Set relativer Preise gewechselt wird (vgl. Tabelle 1.C). Nach der Verknüpfung sind die Daten in Preisen der Basisperiode 0 aber im relativen Preisgefüge der Periode 1 ausgedrückt. Deshalb widerspiegeln die ausgewiesenen Messzahlen nicht die ihr eigentlich zugrunde liegenden Volumenbewegungen. Im Rahmen der VGR entscheidet man sich meist für die

Erhaltung der Vergleichbarkeit und gegen die Erhaltung der Additivität der Komponenten zum Aggregat.[23]

4.1.9. Beurteilung von Kettenindizes in der Literatur

Mit Kettenindizes haben sich verschiedene Autoren auseinandergesetzt. Beipielsweise kritisiert Allen **binäre Vergleiche** zwischen einer Berichts- und einem Basiszeitperiode und plädiert für Kettenindizes mit folgender Begründung: „There is no reference whatever to the course of prices/quantities in between. Something better than this must be sought, something more in line with economic common sense and making more efficient use of all the data. The suggestion which now comes up for consideration is that, in the practical job of calculating and publishing an index year by year, use can be made of all the price/quantity information from the base year up to and including the current year. Such an index provides a **rolling comparison** of year t back to year 0 using all the data as **cumulated** to the current year. This concept leads to the **Divisia Integral Index** in theory and to the **chain index** as its practical realisation".[24]

Allen hat sich auch mit der Frage auseinandergesetzt, wie sich ein Laspeyres-Index mit „fester Basis" und ein verketteter Laspeyres-Index im zeitlichen Vergleich entwickeln. Unter dem erstgenannten Index versteht er dabei einen Index auf **gleitender** Preisbasis mit festen Basismengen

$$P_{0,t}^{L} := \frac{\sum_i p_{i1} q_{i0}}{\sum_i p_{i0} q_{i0}} \frac{\sum_i p_{i2} q_{i0}}{\sum_i p_{i1} q_{i0}} \cdots \frac{\sum_i p_{it} q_{i0}}{\sum_i p_{i,t-1} q_{i0}}$$

während der Laspeyres-Kettenindex identisch ist mit dem unter (4.7) aufgeführten Index. Für den

$$\frac{P_{0,t}^{KL}}{P_{0,t}^{L}} = \left(\frac{\sum_i p_{i2} q_{i1}}{\sum_i p_{i1} q_{i1}} \frac{\sum_i p_{i1} q_{i0}}{\sum_i p_{i2} q_{i0}} \right) x \left(\frac{\sum_i p_{i3} q_{i2}}{\sum_i p_{i2} q_{i2}} \frac{\sum_i p_{i2} q_{i0}}{\sum_i p_{i3} q_{i0}} \right) x \ldots$$
$$x \left(\frac{\sum_i p_{it} q_{i,t-1}}{\sum_i p_{i,t-1} q_{i,t-1}} \frac{\sum_i p_{i,t-1} q_{i0}}{\sum_i p_{it} q_{i0}} \right)$$

[23] System of National Accounts 93; SG-Rev.ESVG95(98)1; S. 385-393

Quotienten dieser beiden Indizes folgt:

Bezeichnet man den r-ten Klammerausdruck mit D_r, dann kann für diesen Quotienten geschrieben werden:

$$\frac{P_{0,t}^{KL}}{P_{0,t}^{L}} = D_1 \cdot D_2 \cdot \ldots \cdot D_{t-1}, t > 1$$

Nach Allen lässt sich D_r in folgender Form darstellen:

$$D_r = 1 + r_{xy} \frac{\sigma_x}{\bar{x}} \frac{\sigma_y}{\bar{y}}$$

wobei die Symbole x bzw. y die Preis- bzw. Mengenmesszahlen p_{r+1}/p_r bzw. q_r/q_0, r_{xy} ihr Korrelationskoeffizient, $\bar{x}$ bzw. $\bar{y}$ ihre arithmetischen Mittel und σ_x bzw. σ_y ihre Standardabweichungen bezeichnen.[25]

Der Zweck des obigen Vergleichs soll darin bestehen, Anhaltspunkte dafür zu liefern, ob ein verketteter Laspeyres gegenüber einem unverketteten Laspeyres eine **Indexdrift** aufweist. Dies ist der Fall, wenn die „meisten" Faktoren D_r grösser als Eins sind. D_r ist offensichtlich grösser als Eins, wenn die Korrelation zwischen „aktuellen" Preisänderungen und „vorhergehenden" Mengenänderung positiv ist. Dies kann z.B. der Fall sein, wenn eine erhöhte Nachfrage nach gewissen Gütern zu späteren Preisaufschlägen führt. Eine negative Korrelation ist denkbar, wenn z.B. eine in der Vorperiode einsetzende Mehrnachfrage durch reduzierte Preise weiter stimuliert werden soll. Die D_r können somit sowohl grösser als auch kleiner als Eins sein. Für langfristige Vergleiche argumentiert Allen folgendermassen: „When year t is remote from the base year, the change in the ratio (gemeint ist: $P_{0,t}^{KL} / P_{0,t}^{L}$) from year (t-1) to t, given by D_{t-1}, depends...on the correlation between the immediate price rise in year t (p_t/p_{t-1}) and the long-run change in quantity from the previous year back to the base (q_{t-1}/q_0). The former can be quite volatile but the latter tends to be stable for any particular item. The immediate price changes tends to be a random variable in comparison with the slow trend change in quantity over a long period. The correlation coefficient and hence D_{t-1} tend to be random and there is

[24] R.G.D. Allen: Index Numbers in Theory and Practice, 1975, S.177
[25] Vgl. R.G.D. Allen, a.a.O., S.186, 187.

no reason to expect that the chain Laspeyres drifts above the direct Laspeyres index nor, equally, that it tends to correct any propensity for the direct index to run high".[26]

Kritisch sei hier jedoch angemerkt, dass dieser Vergleich nicht mit einem „klassischen" Laspeyres vorgenommen wurde, sondern mit einem Laspeyres auf gleitender Preisbasis, der ebenfalls eine Art Kettenindex darstellt, wie aus obiger Darstellung hervorgeht.

Bei seinen Ausführungen zu Kettenindizes geht Diewert von folgender Überlegung aus: „It is an empirical fact that the Laspeyres and Paasche indexes, $P_L(p^0,p^1,x^0,x^1)$,$P_P(p^0,p^1,x^0,x^1)$, are often rather close to each other numerically ... Thus the following theorem is extremely important from a practical point of view".[27] Das dann zitierte - auf Konüs (1924) zurückgehende - Theorem besagt im wesentlichen, dass (unter gewissen nutzentheoretischen Annahmen) ein Referenznutzenniveau existiert, das zwischen dem Nutzenniveau der Basisperiode und dem Nutzenniveau der Berichtsperiode liegt, so dass der wahre cost-of-living-Index, der diesem Referenznutzenniveau entspricht, durch einen Laspeyres und einen Paasche-Index „eingeschachtelt" wird. Je nachdem, ob gilt $P_P \leq P_L$ oder $P_L \leq P_P$, bildet der Paasche-Index oder der Laspeyres-Index die untere bzw. obere entsprechende Intervallgrenze.[28]

Aufgrund dieses theoretischen Resultats zieht Diewert folgenden Schluss: ...it is very useful to have the Paasche and Laspeyres indexes close to each other since this will lead to a very close approximation to the Konüs cost-of-living index ... . This implies that we schould use the **chain** priniple for constructing indexes rather than the **fixed base** principle.[29]

Etwas später beurteilt Diewert allerdings Kettenindizes **wesentlich kritischer**. Zunächst weist er darauf hin, dass Kettenindizes den **mehrperiodigen Identitätstest nach Walsh** nicht erfüllen, was er als „severe disadvantage" von Kettenindizes ansieht.[30] Dieser Test verlangt, dass ein Index den Wert 1 (bzw. 100) annehmen muss, wenn in einer beliebigen Berichtsperiode sowohl Mengen als auch Preise zum Ausgangsniveau zurückkehren. Dies ist z.B. für einen unverketteten Laspeyres der Fall, nicht dagegen für einen verketteten Laspeyres. Bezugnehmend auf Resultate von Szulc(1983) und Hill(1988) weist Diewert in diesem Zusammenhang darauf hin, dass insbesondere dann, wenn Preise

---

[26] R.G.D. Allen, a.a.O., S.187, 188.
[27] W.E. Diewert: The Theory of Cost-of-Living Index and Measurement of Welfare Change, in W.E. Diewert (Ed.): Price Level Measurement, 1990, S.87.
[28] Vgl. Diewert a.a.O., S.87,88.
[29] Diewert a.a.O., S. 100 f., Hervorhebung von Diewert.
[30] Vgl. W.E.Diewert: The Early History of Price Index Research, S.53, in W.E. Diewert, A.O. Nakamura (Ed.): Essays in Index Number Theory, Volume 1, 1993.

und Mengen um einen konstanten Wert oszillieren, eine Verkettung zu verzerrten Ergebnissen führt.[31] „The above difficulty with the chain method was not adequately appreciated by Diewert...who argued for the use of the chain principle on the grounds that it would reduce the spread between the Laspeyres and Paasche indexes... and between all known superlative indexes, since price and quantity changes will generally be smaller between adjacent periods than between distant periods".[32]

Somit ist bei oszillierenden Preisen und Mengen mit einer **Indexdrift** zu rechnen, d.h. der „spread" zwischen Laspeyres und Paasche wird mit steigender Anzahl von Verkettungen nicht kleiner, sondern grösser. Derartige Oszillationen treten z.B. dann auf, wenn Preise bzw. Mengen eine **saisonale Komponente** aufweisen. Darauf hat auch schon Allen hingewiesen.[33]

Dieser kritischen Distanz Diewerts zu Kettenindizes ist andererseits seine positive Bewertung dieses Indexkonzeptes gegenüberzustellen, wie sie beispielsweise im folgenden Zitat zum Ausdruck kommt: ..."the chain principle has a number of advantages: (i) no single period is singled out to play an asymmetric role, (ii) the price levels for I periods are not changed as additional periods are added to the data set, (iii) if a good disappears or a new good is introduced so that N, the number of commodities, changes, then the chain price indexes (and the corresponding implicit quantity indexes) will still be comparable for all periods before and after the change in N and (iv) all superlative indexes will closely approximate each other if the chain principle is used, since changes in prices and quantities tend to be small for adjacent time periods".[34]

Sehr kritische Bemerkungen zu Kettenindizes sind bei O. Anderson zu finden, der sich mit den Argumenten von Mudgett zugunsten von Kettenindizes auseinandersetzt.[35] Nach Mudgett besteht der Hauptvorzug der Verkettung darin, dass man dadurch einen Kontakt herstellt „with the p's and the q's of intervening years and with all the adjustments that they have produced in the economy, including all the commodities that have been lost on the way as well as all those that have been newly found in the same time".[36] Nach Anderson „liefert diese Verkettung jedenfalls keine Indexzahl, die nur allein den „totalen Einfluss" der Preise misst: Sie misst verschiedene andere Dinge ebenfalls mit, und zwar in einem Ausmass, das theoretisch kaum vorauszusagen oder vorauszusehen ist".[37] Den von Mudgett

---

[31] Vgl. Diewert in W.E. Diewert, A.O. Nakamura (Ed.) a.a.O. S.53.
[32] Diewert in W.E. Diewert, A.O. Nakamura (Ed.) a.a.O. S. 53, 54.
[33] Vgl. Allen,a.a.O., S.188- 191.
[34] Diewert in W.E. Diewert, A.O. Nakamura (Ed.) a.a.O. S. 89.
[35] B.D.Mudgett: Index Numbers, 1951.
[36] B.D. Mudgett a.a.O., S.74.
[37] O.Anderson: Probleme der statistischen Methodenlehre, 1957.

angestellten Vergleich einer Verkettungsprozedur mit einem Auto kommentiert Anderson etwas sarkastisch folgendermassen: „Ich fürchte, dass Mudgetts „Verkettungsauto" die folgende nicht sehr angenehme Eigenschaft besitzt: Man besteigt es etwa in Chicago mit dem Reiseziel New Orleans und kommt unter Umständen, ganz unerwartet für sich und den Fahrer, etwa in New York oder in San Francisco an".[38]

Historisch gesehen, hängt die Einführung von Kettenindizes mit dem „new goods"-problem zusammen. Schon 1887 plädierte A. Marshall für derartige Indizes, um den Schwierigkeiten langfristiger Preisvergleiche beim Auftauchen neuer Güter zu begegnen. Auch I. Fisher sprach sich aus diesem Grund für Kettenindizes aus:"It may be said that the cardinal virtue of the successive base or chain system is the facility it affords for the introduction of new commodities, the dropping out of obsolete commodities, and the continued readjustment of the system of weighting to new commodities". Allerdings kehrte Fisher später(1922) wieder zum „fixed base system" zurück.[39]

Als Resümé muss festgehalten werden, dass in der Literatur keine einheitliche Meinung über die Nützlichkeit von Kettenindizes besteht. Neben überzeugten Befürwortern lassen sich ebenso überzeugte Gegner dieses Konzeptes finden. Nicht selten lassen sich beide Überzeugungen sogar bei ein und derselben Person nachweisen.

Ein starkes Argument zu Gunsten einer Verwendung von Kettenindizes ist aber darin zu sehen, dass z.B. ein Laspeyres-Kettenindex eine gute Approximation eines superlativen Indexes darstellt, insbesondere eines Törnqvist-Indexes. Nach Diewert/Nakamura kann nämlich ein Törnqvist-Preisindex als Spezialfall des Indexes P_r für $r \rightarrow 0$ (vgl. Formel (65) S.210 i.V. mit Formel (59) S.207 bei Diewert/Nakamura 1993) begriffen werden. Die weiteren Ausführungen bei Diewert/Nakamura 1993, S.211:"Diewert ... also shows that the Paasche and Laspeyres indexes, P_P and P_L , differentially approximate each other and the superlative indexes P_r ...to the first order...provided that prices and quantities are the same for two periods. Thus if the variation in prices and quantities is relatively small between the two periods, the indexes P_L ...P_r ... will all yield approximatley the same answer" (vgl. Diewert/Nakamura S.211) lassen den Schluss zu, dass ein Laspeyres- und ein Törnqvist-Index approximativ das gleiche Resultat liefern, weil P_r ein Törnqvist ist für $r \rightarrow 0$. Voraussetzung dafür ist allerdings, dass sich Preise und Mengen zweier Perioden nur wenig verändern, weshalb Diewert die

[38] O. Anderson a.a.O., S.63.
[39] Vgl. dazu W.E.Diewert: The Early History of Price Index Research, S.53, in W.E. Diewert, A.O. Nakamura (Ed.): Essays in Index Number Theory, Volume 1, 1993.

Verkettung empfiehlt. Aus diesen Ausführungen kann der Schluss gezogen werden, dass nach Diewert ein verketteter Laspeyres eine gute Approximation für einen (allerdings verketteten) Törnqvist darstellt.

Im Kontext des bei Diewert/Nakamura 1993 auf S.267 zu findenden numerischen Beispiels, das sich auf ein spezielles Indexproblem (Aggregation) bezieht, wobei aber auf Verkettung ausdrücklich Bezug genommen wird, führt Diewert dann explizit aus: „Thus, for our data, it appears that annual changes in prices and quantities are small enough so that **chained Paasche and Laspeyres price indexes approximate reasonably closely any chained superlative price index**". (Hervorhebung nicht im Original)

Auf den ersten Blick könnte es scheinen, dass man mit den Informationen, die für die Berechnung eines verketteten Laspeyres-Indexes erforderlich sind, ebenso gut einen verketteten Törnqvist-Index berechnen könnte. Dies ist jedoch nicht der Fall. Für einen verketteten Laspeyres-Index für Monat m im Jahr t zur Basis 0 kann geschrieben werden:

$$I_{t,m,0}^{KL} = \prod_{j=1}^{t} \sum_{i} \frac{p_i^{j,m}}{p_i^{j-1,m}} g_i^{j-1,m} \cdot 100$$

mit

$$g_i^{j-1,m} = \frac{p_i^{j-1,m} \cdot q_i^{j-1,m}}{\sum_i p_i^{j-1,m} \cdot q_i^{j-1,m}} \quad , \quad j-1,2,\ldots,t$$

wobei das Symbol „KL" für einen Laspeyres-Kettenindex und i für die i-te Indexposition steht. Da monatsspezifische Ausgabenanteile in der Praxis nicht verfügbar sind, ist realistischerweise $g_i^{j-1,m} = g_i^{j-1}$, m=1,2,...,12 zu setzen, d.h. die Gewichte g_i^{j-1} repräsentieren die Verbrauchsstruktur des Jahres j-1, j=1,2, ...,t für die Indexpositionen i=1,2,... .

Nehmen wir nun an, dass eine jährliche Verbrauchserhebung durchgeführt wird, deren Resultate schon ab Januar des folgenden Jahres zur Verfügung stehen. Dann zeigt die obige Verkettungsformel, dass zur laufenden Berechnung eines verketteten Laspeyres jeweils die (bekannten) Ausgabengewichte des Vorjahres ausreichen. Gewichte des laufenden Jahres sind somit für die Berechnung eines verketteten Laspeyres nicht erforderlich. Realistischerweise muss für die Praxis allerdings davon ausgegangen werden, dass Resultate aus Verbrauchserhebungen frühestens mit einer zeitlichen Verzögerung von

zwei Jahren zur Verfügung stehen dürften, d.h. es kann de facto nur mit den (verzögerten) Gewichten g_i^{j-2} gerechnet werden.

Für einen verketteten Törnqvist-Index für Monat m im Jahr t zur Basis 0 kann geschrieben werden:

$$I_{t,m,0}^{KT} = \prod_{j=1}^{t} \prod_{i} \left(\frac{p_i^{j,m}}{p_i^{j-1,m}} \right)^{g_i^{i,j-1,m}} \cdot 100$$

mit

$$g_i^{j,j-1,m} = 0.5 \frac{p_i^{j-1,m} q_i^{j-1,m}}{\sum_i p_i^{j-1,m} q_i^{j-1,m}} + 0.5 \frac{p_i^{j,m} q_i^{j,m}}{\sum_i p_i^{j,m} q_i^{j,m}} \quad , \; j = 1,2,$$

Auch hier ist wieder $g_i^{j,j-1,m} = g_i^{j,j-1}$, m=1,2,...,12 zu setzen. Offensichtlich sind im Gegensatz zur Verkettung eines Laspeyres zur Verkettung eines Törnqvists nicht nur die Ausgabengewichte der Indexpositionen i für das vergangene Jahr j-1, sondern auch für das laufende Jahr j erforderlich, d.h. ein Törnqvist-Index im eigentlichen Sinn ist praktisch nicht realisierbar. Das führt zur Idee eines „trailing" (d.h."hinterherhinkenden") Törnqvists, der auch im Boskin-Report empfohlen wird (vgl. Boskin-Report S.78). „Because of the lag in collecting up-to-date information on consumer spending patterns, the weights will have to be based on a trailing two- or three-year average of the past expenditures, e.g. 1993-94 weights for the 1996 price changes" (Boskin-Report S.79).

Somit stehen zwei verschiedene Berechnungsmodalitäten für einen Kettenindex zur Verfügung, neben einem verketteten Laspeyres ein verketteter „verwässerter" Törnqvist. Welche relativen Vor- bzw. Nachteile mit diesen beiden Alternativen verbunden sind, ist eine offene Frage.

4.2 Basisaggregation

4.2.1 Indexpositionen

In der Praxis der Berechnung von Preisindizes ist es aufgrund der Vielfalt der im allgemeinen in einer Volkswirtschaft angebotenen Güter (Waren und Dienstleistungen) aus praktischen Gründen unmöglich, für jede dieser Waren und Dienstleistungen Preise p_i und Verbrauchsmengen q_i zu erheben. Für die praktische Realisierung eines Indexkonzeptes ist die unüberschaubare Vielfalt aller

auf dem Markt angebotenen Güter geeignet hierarchisch zu gliedern und dadurch zu strukturieren. Dazu wird im allgemeinen der gesamte Warenkorb fortgesetzt in Teilgüterkörbe zerlegt, die in immer feinerer Untergliederung zu - in bezug auf die Bedürfnisse - immer homogeneren Kollektionen von Gütern führen. Diese Zerlegung kann sinnvollerweise so lange fortgesetzt werden, solange Gütergruppen entstehen, für die noch Verbrauchsmengen ermittelt werden können. Im Idealfall käme man auf diesem Weg schliesslich zu Gütergruppen, die jeweils nur Waren oder Dienstleistungen enthielten, die als völlig homogen anzusehen wären. Im Extremfall enthielten sie lediglich ein einziges Gut oder eine einzige Dienstleistung. Für die Praxis sind derart feine Untergliederungen im allgemeinen jedoch nicht geeignet.

Der Grad der hierarchischen Gliederung eines Gesamtsortiments von Gütern ist für die praktische Realisierung eines statistischen Indexkonzeptes dann geeignet, wenn es eine Gliederungsstufe gibt, auf der die einzelnen Gütergruppen einerseits eng genug gefasst sind, dass sie als Güter $i = 1,2,...,n$ im Sinne des haushaltsökonomischen Standardmodells aufgefasst werden können und dass für sie sinnvollerweise von einem Preis gesprochen werden kann. Andererseits sollen die Gütergruppen dieser Gliederungsstufe aber nicht bereits so detailliert sein, dass ihre Anzahl im Hinblick auf Preis- und Verbrauchserhebungen aus Gründen der Praktikabilität zu gross ist. Im Rahmen eines statistischen Indexkonzeptes sind es diese Gütergruppen, für die schliesslich Preise und Verbrauchsmengen bzw. Ausgabenanteile zu erheben sind. Deshalb werden sie im allgemeinen **Indexpositionen** genannt. Indexpositionen sind offenbar keine faktisch konsumierbaren Güter mit bestimmten Preisen. Der Preis einer Indexposition ist geeignet zu konstruieren.

4.2.2 Preismesszahl einer Indexposition

Ausgangspunkt der folgenden Überlegungen sei eine beliebige Indexposition

$$IP = \{G_1, G_2, ..., G_n\}$$

welche durch die Güter G_i $(i = 1,2,...,n)$ gekennzeichnet sei. Für jedes dieser Güter werden in jeder Periode Preise erhoben und zwar bei M **Preismeldestellen,** deren Anzahl im allgemeinen vom betrachteten Gut abhängt, $M = M(i)$. Für jede beliebige Periode P, welche die Basisperiode B oder eine Vergleichsperiode V sein kann, können die zur Indexposition IP gehörigen Preise in der $(M \times n)$-**Preismatrix** zusammengefasst werden:

$$\mathbf{P}_P^I = \begin{pmatrix} p_{11}^P & p_{12}^P & \cdots & p_{1n}^P \\ p_{21}^P & p_{22}^P & \cdots & p_{2n}^P \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{M1}^P & p_{M2}^P & \cdots & p_{Mn}^P \end{pmatrix}$$

In dieser Matrix bezeichne p_{mi}^P den Preis des Gutes i $(i = 1,2,...,n)$ bei der Preismeldestelle m $(m = 1,2,...,M)$ für die eine beliebige Periode P, die gleich der Basisperiode, $P = B$, oder gleich der Vergleichsperiode, $P = V$, sein kann.

Das Problem der **Basisaggregation** besteht nun darin, für jede Indexposition IP die gesamte Information, die eine Veränderung der Preise aller Güter in dieser Indexposition von einer Periode zu einer anderen kennzeichnet, zu einer einzigen positiven Zahl zu komprimieren. Diese Information ist gekennzeichnet durch die Preismatrix $\mathbf{P}_B^{IP}$, welche die Preissituation der Indexposition IP in der Basisperiode erfasst, und die Preismatrix $\mathbf{P}_V^{IP}$, welche die Preissituation von IP in der Vergleichsperiode V erfasst. Zur Lösung des Basisaggregationsproblems benötigt man eine positive Abbildung

(B)
$$B: \begin{cases} \left(\Re^{M,n}\right)^2 \rightarrow \Re_+ \\ \left(\mathbf{P}_B, \mathbf{P}_V\right) \rightarrow B\left(\mathbf{P}_B, \mathbf{P}_V\right) \end{cases}.$$

die jedem Paar $\left(\mathbf{P}_B, \mathbf{P}_V\right)$ von Preismatrizen eine positive reelle Zahl zuordnet. Jede derartige Abbildung soll im folgenden **Basisaggregator** heissen.

Das Basisaggregationsproblem ist in der Literatur theoretisch bisher kaum bearbeitet geworden. Es ist insbesondere kein axiomatischer Ansatz bekannt, der das Basisaggregationsproblem in dieser Form behandelt. Zur Lösung des Basisaggregationsproblems liegt es nahe, in einem ersten Schritt zur Preisquotientenmatrix

$$\frac{\mathbf{P}_V}{\mathbf{P}_B} := \begin{pmatrix} \frac{p_{11}^V}{p_{11}^B} & \frac{p_{11}^V}{p_{11}^B} & \cdots & \frac{p_{1n}^V}{p_{1n}^B} \\ \frac{p_{21}^V}{p_{21}^B} & \frac{p_{22}^V}{p_{22}^B} & \cdots & \frac{p_{2n}^V}{p_{2n}^B} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{p_{M1}^V}{p_{M1}^B} & \frac{p_{M2}^V}{p_{M2}^B} & \cdots & \frac{p_{Mn}^V}{p_{Mn}^B} \end{pmatrix}$$

überzugehen. Dann ist ein Basisaggregator eine positive reellwertige Funktion

$$B: \begin{cases} \left(\Re^{M,n}\right)^2 \rightarrow \Re_+ \\ \left(\mathbf{P}_B / \mathbf{P}_V\right) \rightarrow B\left(\mathbf{P}_B / \mathbf{P}_V\right) \end{cases},$$

die jeder Preisquotientenmatrix eine positive reelle Zahl zuordnet. Ein Basisaggregator hat in diesem Fall alle Preismesszahlen geeignet zu einer positiven reellen Zahl zu amalgamieren. Dabei sind grundsätztlich zwei verschiedene Vorgehensweisen denkbar:

a) Man bildet in einem ersten Schritt für jedes Gut einen Mittelwert aus den M Preismesszahlen, d.h. man mittelt die obige Matrix **spaltenweise**, also über die M Preismeldestellen. Daraus resultieren n gemittelte Preismesszahlen für die Güter der Indexposition IP. In einem zweiten Schritt bildet man aus diesen n gemittelten Preismesszahlen eine (aggregierte) Preismesszahl für die gesamte Indexposition.

b) Man bildet in einem ersten Schritt für jede Preismeldestelle einen Mittelwert aus den n Preismesszahlen, d.h. man mittelt die obige Matrix **zeilenweise**, also über die n Güter einer Preismeldestelle. Daraus resultieren M gemittelte Preismesszahlen für die M Preismeldestellen. In einem zweiten Schritt bildet man aus diesen eine (aggregierte) Preismesszahl für die gesamte Indexposition.

Bei jeder dieser beiden Vorgehensweisen ist zunächst eine geeignete Mittelwertbildung von Preismesszahlen vorzunehmen. Anschliessend ist aus den dabei resultierenden n bzw. M mittleren Preismesszahlen eine aggregierte Preismesszahl zu bilden. Sowohl bei der Mittelwertbildung als auch

bei der Bildung einer aggregierten Preismesszahl geht es im wesentlichen darum, endlich viele Preismesszahlen zu einer einzigen Indexzahl zusammenzufassen. Vor der Darstellung verschiedener Basisaggregationsmethoden in Abschnitt 4.2.4 soll im folgenden Abschnitt zunächst dieses Problem in allgemeiner Form behandelt werden.

4.2.3 Elementare Preisindizes

Das Basisaggregationsproblem, d.h. das Problem der Aggregation aller zu einer Indexposition gehörigen Preismesszahlen zu einer einzigen diese Indexposition kennzeichnenden Preismesszahl ist ein Spezialfall des allgemeineren Problems der Aggregation von zwei (gleichdimensionierten) Preisvektoren zu einem Preisindex. Dieses Problem der sog. elementaren Preisaggregation stand am Anfang der historischen Entwicklung von Preisindizes. Im 18. Jahrhundert und bis in die 70er Jahre des 19. Jahrhunderts verstand man nämlich unter einem Preisindex ausschliesslich (positive) reellwertige Funktionen, die nur von den Güterpreisen in Basis- und Vergleichsperiode abhängen.

Ziel eines elementaren Preisindexes ist es, die Information über eine Veränderung der Preise bestimmter n Güter von einer Periode zu einer anderen, die ausschliesslich in den Güterpreisen von Basis- und Vergleichsperiode enthalten ist, zu einer einzigen positiven Zahl zu komprimieren. Unter einem **elementaren Preisindex** versteht man deshalb eine positive reellwertige Abbildung

$$P:\begin{cases} \Re_{++}^{2n} & \to & \Re_{+} \\ (\mathbf{p}_B,\mathbf{p}_V) & \mapsto & P(\mathbf{p}_B,\mathbf{p}_V) \end{cases}.$$

Jeder Wert $P(\mathbf{p}_B,\mathbf{p}_V)$ eines elementaren Preisindexes hängt also ausschliesslich von den Preisvektoren von Basis- und Vergleichsperiode ab. Im folgenden sollen die bekanntesten elementaren Preisindizes zusammengestellt werden.

Der älteste bekannte elementare Preisindex geht auf Dutot (1738) zurück. Er ist definiert durch

$$P^{Du}(\mathbf{p}_B,\mathbf{p}_V)=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}p_{iV}\,/\,\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}p_{iB}\ .$$

Bei diesem Index wird die relative Preisveränderung von der Basis- zur Berichtsperiode gekennzeichnet durch den Quotienten aus dem Durchschnitt aller Preise der Vergleichsperiode und dem Durchschnitt aller Preise der Basisperiode.

Ein zweiter elementarer Preisindex geht auf Carli (1764) zurück. Er ist definiert durch

$$P^{Ca}(\mathbf{p}_B, \mathbf{p}_V) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{p_{iV}}{p_{iB}} .$$

Bei diesem Index wird die relative Preisveränderung von der Basis- zur Berichtsperiode gekennzeichnet durch das ungewogene arithmetische Mittel aller Preismesszahlen.

Ein weiter elementarer Preisindex wurde von Jevons (1865) vorgeschlagen. Er ist definiert durch

$$P^{Je}(\mathbf{p}_B, \mathbf{p}_V) = \prod_{i=1}^{n}\left(\frac{p_{iV}}{p_{iB}}\right)^{1/n} .$$

Bei diesem Index wird die relative Preisveränderung von der Basis- zur Berichtsperiode gekennzeichnet durch das ungewogene geometrische Mittel aller Preismesszahlen.

Einen weiteren elementaren Preisindex stellt das harmonische Mittel der Preismesszahlen dar, das definiert ist durch

$$P^{H}(\mathbf{p}_B, \mathbf{p}_V) = \left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{p_{iV}}{p_{iB}}\right)^{-1}\right]^{-1} .$$

Fisher (1922) hat vorgeschlagen, als elementaren Preisindex das geometrische Mittel aus dem Carli-Index P^{Ca} und dem harmonischen Mittel P^{H} der Preismesszahlen zu nehmen. Dies führt zum elementaren Preisindex

$$P^{F}(\mathbf{p}_B, \mathbf{p}_V) = \left[P^{CA}(\mathbf{p}_B, \mathbf{p}_V) P^{H}(\mathbf{p}_B, \mathbf{p}_V)\right]^{1/2} .$$

Da es offensichtlich eine Reihe alternativer Möglichkeiten der elementaren Preisaggregation gibt, stellt sich für die preisstatistische Praxis die Frage, ob es eine "beste" Aggregationsmethode gibt. Elementare Preisindizes stellen spezielle statistische Preisindizes dar. Deshalb kann zur Beurteilung elementarer Preisindizes auf die Kriterien zurückgegriffen werden, die allgemein zur Beurteilung von Preisindizes zur Verfügung stehen. Diese Kriterien werden im folgenden Kapitel 5 dargestellt. Im folgenden Abschnitt soll zunächst überlegt werden, welche Möglichkeiten es gibt, auf der Grundlage der oben dargestellten elementaren Preisindizes das Basisaggregationsproblem zu behandeln.

4.2.4 Basisaggregationsmethoden

In Abschnitt 4.2.2 wurden zwei grundsätzliche Ansätze zur Basisaggregation dargestellt. Anschliessend wurde darauf hingewiesen, dass man bei jedem dieser Ansätze je nach Art von Mittelwertbildung und verwendetem elementarem Preisindex einen speziellen Basisaggregator erhält.

Wählt man die spaltenweise Vorgehensweise, so erhält man für eine gegebene Indexposition $IP = (G_1, G_2, ..., G_n)$ einen ersten Basisaggregator mit

$$P_{a1}\left(\mathbf{P}_B^I, \mathbf{P}_V^I\right) := \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{1}{M}\sum_{m=1}^{M}\frac{p_{mi}^V}{p_{mi}^B}\right).$$

Bei diesem Basisaggregator werden die Preismesszahlen für jedes Gut zuerst separat über die M Preismeldestellen gemittelt. Anschliessend wird zur Erfassung der Preisveränderungen aller in der Indexposition enthaltenen Güter als elementarer Preisindex der Carli-Index P^{Ca} herangezogen.

Einen zweiten Basisaggregator erhält man bei spaltenweiser Vorgehensweise, wenn man zunächst für jedes Gut die Preismesszahlen arithmetisch über alle Preismessstellen mittelt und anschliessend als elementaren Preisindex den Jevons-Index P^{Je} heranzieht. Dies führt zum Basisaggregator

$$P_{a2}\left(\mathbf{P}_B^I, \mathbf{P}_V^I\right) := \prod_{i=1}^{n}\left(\frac{1}{M}\sum_{i=1}^{M}\frac{p_{mi}^V}{p_{mi}^B}\right)^{1/n}.$$

Einen dritten Basisaggregator erhält man bei spaltenweiser Vorgehensweise, wenn man für jedes Gut zur Ermittlung einer Gut-spezifischen Preismesszahl zunächst den Elementarindex P^{Du} nach Dutot anwendet und anschliessend wieder als elementaren Preisindex den Jevons-Index P^{Je} heranzieht. Dies führt zum Basisaggregator

$$P\left(\mathbf{P}_B^I, \mathbf{P}_V^I\right) := \prod_{i=1}^{n} \left(\frac{\sum_{m=1}^{M} p_{mi}^V}{\sum_{m=1}^{M} p_{mi}^B} \right)^{1/n}$$

Je nach Wahl der verwendeten Elementarindizes erhält man offenbar weitere Basisaggregatoren.

Zwei Basisaggregationsmethoden, die im Hinblick auf die Erfassung der Veränderung von Lebenshaltungskosten besonders interessant erscheinen (vgl. Abschnitt 8.2), ergeben sich dadurch, dass man arithmetische und geometrische Mittelbildung in bestimmter Form miteinander verbindet.

Die erste Basisaggregationsmethode ergibt sich dadurch, dass man zeilenweise vorgeht und zunächst für jede Preismeldestelle m $(m = 1,...,M)$ einen Elementarindex nach Jevons berechnet, d.h. das geometrische Mittel aller bei einer Preismeldestelle erhobenen Preismesszahlen bildet. Anschliessend bildet man das arithmetische Mittel über alle M Elementarindizes. Dabei ergibt sich der Basisaggregator

$$P_{b1}\left(\mathbf{P}_B^I, \mathbf{P}_V^I\right) := \frac{1}{M} \sum_{m=1}^{M} \left(\prod_{i=1}^{n} \frac{p_{mi}^V}{p_{mi}^B} \right)^{1/n}$$

Die zweite Basisaggregationsmethode erhält man dadurch, dass man spaltenweise vorgeht und zunächst für jedes Gut i $(i = 1,...,n)$ einen Elementarindex nach Jevons berechnet, d.h. das geometrische Mittel aller für ein Gut erhobenen Preismesszahlen bildet. Anschliessend bildet man das arithmetische Mittel über alle n Elementarindizes. Dabei ergibt sich der Basisaggregator

$$P_{b2}\left(\mathbf{P}_B^I, \mathbf{P}_V^I\right) := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \left(\prod_{m=1}^{M} \frac{p_{mi}^V}{p_{mi}^B} \right)^{1/M} .$$

5. Kriterien zur Beurteilung statistischer Indexkonzepte

In der Literatur wird eine Vielzahl von Indexkonzepten vorgeschlagen. Konzepte, die seit der Publikation des Boskin-Reports im Vordergrund des Interesses stehen, sind in Kapitel 4 dargestellt. In diesem Kapitel werden die wichtigsten Kriterien dargestellt, die heute zur Beurteilung von statistischen Preisindexkonzepten zur Verfügung stehen. Zu diesen Kriterien gehören insbesondere die Kriterien der Exaktheit und der Superlativität, auf denen wesentliche Empfehlungen der Boskin-Kommission beruhen.

5.1 Axiomatische Eigenschaften

Wohl der erste, der sich systematisch mit der Qualität statistischer Preisindizes auseinandersetzte, war Irving Fisher (1922). Er schlug vor, statistische Preisindizes anhand sogenannter „Tests" auf ihre Qualität hin zu überprüfen. Damit legte er den Grundstein für den modernen sogenannten axiomatischen Ansatz zur Entwicklung von Preisindizes. In diesem Ansatz wird ausgehend von bestimmten Axiomen, in denen bestimmte wünschenswerte Eigenschaften von Preisindizes formuliert werden, nach all jenen Preisindexkonzepten gesucht, die diese Axiome erfüllen.[40] In diesem Abschnitt sollen die für die Praxis wichtigsten axiomatischen Eigenschaften dargestellt werden.[41] Sie sollen im folgenden lediglich als Qualitätsstandards dienen. Ein „gutes" Preisindexkonzept sollte möglichst viele dieser axiomatischen Eigenschaften erfüllen.

Eine erste Eigenschaft, die ein statistisches Preisindexkonzept erfüllen sollte, ist das **Identitätsaxiom**:

$$P(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V) = 1 \text{ für alle } \mathbf{q}_B, \mathbf{q}_V \in \mathrm{R}^n, \text{ falls } \mathbf{p}_B = \mathbf{p}_V . \tag{5.1}$$

Dieses Axiom besagt, dass ein Preisindex für alle Mengenvektoren $\mathbf{q}_B$ und $\mathbf{q}_V$ den Wert 1 annehmen sollte, falls die Preise in Basis- und Vergleichsperiode identisch sind.

Eine zweite Eigenschaft, die ein statistisches Preisindexkonzept erfüllen sollte, ist das **Homogenitätsaxiom**:

---

[40] Vgl. dazu etwa Eichhorn/Völler (1990) oder Olt (1997).
[41] Vgl. dazu Diewert (Palgrave).

(5.2) $$P(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B, \lambda\mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V) = \lambda P(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V) \qquad \text{für alle } \lambda > 0.$$

Dieses Axiom besagt, dass die Multiplikation aller Preise der Vergleichsperiode mit einem gemeinsamen positiven Faktor λ zu einem Wert des Preisindexes führt, der gerade mit dem λ-fachen seines ursprünglichen Wertes übereinstimmt.

Eine dritte Eigenschaft, die ein statistisches Preisindexkonzept erfüllen sollte, ist das **Axiom der Preisdimensionalität:**

(5.3) $$P(\lambda\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B, \lambda\mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V) = P(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V) \qquad \text{für alle } \lambda > 0.$$

Dieses Axiom besagt, dass der Wert eines Preisindexes unverändert bleiben sollte, wenn jeder Preis in beiden Perioden mit einer Konstanten λ multipliziert wird, d.h., wenn von einer Währungseinheit zu einer anderen übergegangen wird.

Eine vierte Eigenschaft, die ein statistisches Preisindexkonzept erfüllen sollte, ist das **Axiom der Kommensurabilität:**

(5.4) $$P(\Lambda\mathbf{p}_B, \Lambda^{-1}\mathbf{q}_B, \Lambda\mathbf{p}_V, \Lambda^{-1}\mathbf{q}_V) = P(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V)$$

für jede Diagonalmatrix Λ mit positiven Diagonalelementen.

$\Lambda^{-1}\mathbf{q}$ bedeutet, dass für mindestens ein Gut von einer Masseinheit zu einer anderen übergegangen wird. Das Produkt $\Lambda\mathbf{p}$ gibt die durch diesen Wechsel der Masseinheit induzierten Güterpreise an. Dieses Axiom besagt also, dass der Wert eines Preisindexes unverändert bleiben sollte, falls mindestens ein Gut in einer anderen Masseinheit gemessen wird und die Preise entsprechend angepasst werden.

Eine fünfte Eigenschaft, die ein statistisches Preisindexkonzept erfüllen sollte, ist das **Axiom der Zeitumkehr:**

(5.5) $$P(\mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V, \mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B) = 1/P(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V)$$

Dieses Axiom besagt, dass der Wert eines Preisindexes für die Vergleichsperiode B relativ zur Basisperiode V genau der Reziprokwert des ursprünglichen Wertes des Preisindexes für die Vergleichsperiode V relativ zur Basisperiode B ist.

Eine sechste Eigenschaft, die ein statistisches Preisindexkonzept erfüllen sollte, ist das **Axiom der Gütersymmetrie:**

(5.6) $$P(\mathbf{p}'_B, \mathbf{q}'_B, \mathbf{p}'_V, \mathbf{q}'_V) = P(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V)$$

wobei $\mathbf{p}'_P$ eine beliebige Permutation der Elemente des Preisvektors $\mathbf{p}_P$ bezeichnet und $\mathbf{q}'_P$ dieselbe Permutation der Elemente des Mengenvektors $\mathbf{q}_P$ mit $P = B, V$. In diesem Axiom wird von einem Preisindexkonzept verlangt, dass es unabhängig von der Reihenfolge, in der die Güter betrachtet werden, immer denselben Wert liefert.

Eine siebte Eigenschaft, die ein statistisches Preisindexkonzept erfüllen sollte, ist das **Axiom der Monotonie:**

(5.7) $$P(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V) \leq P(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B, \mathbf{p}'_V, \mathbf{q}_V)$$

für alle $\mathbf{p}'_V \in \mathrm{R}^n$ mit $\mathbf{p}'_V \geq \mathbf{p}_V$, d.h. $p'_{iV} \geq p_{iV}$ für alle $i = 1,\ldots, n$ und alle $\mathbf{q}_B, \mathbf{q}_V \in \mathrm{R}^n$.

In diesem Axiom wird von einem Preisindexkonzept verlangt, dass sein Wert monoton wächst in den Preisen der Vergleichsperiode, d.h. dass sein Wert zunimmt, wenn ceteris paribus wenigstens ein Preis der Vergleichsperiode steigt.

Eine achte Eigenschaft, die ein statistisches Preisindexkonzept erfüllen sollte, ist das **Mittelwertaxiom:**

(5.8) $$\min_{i=1,\ldots,n}\left\{\frac{p_{iV}}{p_{iB}}\right\} \leq P(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V) \leq \max_{i=1,\ldots,n}\left\{\frac{p_{iV}}{p_{iB}}\right\}$$

Dieses Axiom besagt, dass der Wert eines Preisindexes stets zwischen der kleinsten und der grössten Preismesszahl liegen sollte.

Eine neunte und letzte Eigenschaft, die ein statistisches Preisindexkonzept erfüllen sollte, ist das Axiom der **Verkettbarkeit:**

$$P(\mathbf{p}_B,\mathbf{q}_B,\mathbf{p}_V,\mathbf{q}_V)P(\mathbf{p}_V,\mathbf{q}_V,\mathbf{p}_{V'},\mathbf{q}_{V'})=P(\mathbf{p}_B,\mathbf{q}_B,\mathbf{p}_{V'},\mathbf{q}_{V'}) \tag{5.9}$$

Dieses Axiom geht über den blossen Vergleich zweier Perioden hinaus und beinhaltet eine Art Transitivitätseigenschaft. Wenn Preis- und Mengeninformation für drei Perioden zur Verfügung stehen, dann soll das Produkt aus dem Wert des Preisindexes für den Vergleich der Basisperiode B mit der Vergleichsperiode V und dem Wert des Preisindexes für den Vergleich von V mit einer weiteren Periode V' gerade gleich dem Wert des Preisindexes sein, den man erhält für den Vergleich von B und V'.

Es sei darauf hingewiesen, dass es weitere Axiome gibt, die sich aus den oben genannten deduzieren lassen. So folgt etwa aus dem Identitätsaxiom (5.1) und dem Homogenitätsaxiom (5.2) das **Proportionalitätsaxiom:**

$$P(\mathbf{p}_B,\mathbf{q}_B,\lambda\mathbf{p}_B,\mathbf{q}_V)=\lambda \quad \text{für alle } \lambda>0. \tag{5.10}$$

Es ist überdies bekannt, dass diese Axiome nicht unabhängig voneinander sind. Aus den Axiomen (5.1), (5.2) und (5.7) folgt etwa das Mittelwertaxiom (5.8). Dieses Axiom wäre also überflüssig, wollte man die Familie aller Preisindizes herleiten, welche gerade durch die oben angeführten Axiome gekennzeichnet sind. Da derartige Überlegungen hier aber nicht im Vordergrund des Interesses stehen, soll darauf nicht weiter eingegangen werden. Die genannten neun Axiome sollen im Rahmen dieser Studie Qualitätskriterien darstellen, die von einem Preisindexkonzept möglichst erfüllt werden sollten. Jeder Index, der die Axiome (5.1), (5.2) und (5.7) erfüllt, wird aber natürlich auch dem Axiom (5.8) genügen. Es mag aber etwa Preisindexkonzepte geben, die das Mittelwertaxiom (5.8) erfüllen, aber nicht jedes der Axiome (5.1), (5.2) und (5.7).

Im Abschnitt 3.4 wurden die fünf für die Praxis wichtigsten Eigenschaften angeführt, die der Lebenshaltungskostenindex P_K erfüllt. Diese Eigenschaften sind offenbar in den Axiomen enthalten,

die in diesem Abschnitt als wünschenswerte Eigenschaften eines statistischen Preisindexkonzeptes aufgeführt wurden.

5.2 Vergleich mit dem Lebenshaltungskostenindex

Im Kapitel 2 wurden verschiedene Ziele behandelt, die man mit der Berechnung eines Preisindexes üblicherweise verfolgt. Ein zentrales Ziel besteht in der Messung von Lebenshaltungskosten. Steht bei der Berechnung eines Preisindexes dieses Ziel im Vordergrund, so hat sich die amtliche Statistik dabei am theoretischen Konzept des ökonomischen Lebenshaltungskostenindexes zu orientieren, wie es von der Wirtschaftstheorie ausgearbeitet worden ist.

Eine praktische Umsetzung der Position, dass sich die amtliche Statistik am Konzept des ökonomischen Lebenshaltungskostenindexes orientieren sollte, erfordert eine Konkretisierung dessen, was man unter „Orientierung" am Lebenshaltungskostenindex verstehen will. Dazu bieten sich zwei Möglichkeiten. Eine erste Möglichkeit besteht darin, Orientierung in dem Sinne zu verstehen, dass man sich auf die Eigenschaften bezieht, die ein Preisindex besitzt. Ein statistisches Preisindexkonzept ist in diesem Sinne am Lebenshaltungskostenindex orientiert, wenn es mindestens die Eigenschaften des Lebenshaltungskostenindexes besitzt. Ein statistisches Preisindexkonzept sollte aus dieser Sicht mindestens die Axiome (5.3), (5.4), (5.5), (5.7), (5.8) und (5.10) erfüllen.

Problematisch an dieser Position ist allerdings, dass zwar eine Reihe von axiomatischen Eigenschaften des Lebenshaltungskostenindexes bekannt ist (vgl. Abschnitt 3.4). Eine vollständige axiomatische Charakterisierung des Lebenshaltungskostenindexes im Rahmen des haushaltsökonomischen Standardmodells ist aber noch nicht entwickelt worden. Erst dann könnte diese Position voll befriedigen. Ein Preisindexkonzept wäre dann voll am Lebenshaltungskostenindex orientiert, wenn es alle Eigenschaften besässe, durch die der Lebenshaltungskostenindex charakterisiert ist.

Eine zweite Möglichkeit zur Konkretisierung dessen, was man unter „Orientierung" verstehen will, bezieht sich nicht mehr auf die Eigenschaften des Lebenshaltungskostenindexes, sondern direkt auf die Funktion, durch die der Lebenshaltungskostenindex definiert ist. In diesem Sinne wäre es ideal, wenn der Wert eines statistischen Preisindexes stets mit dem Wert des Lebenshaltungskostenindexes übereinstimmte. Diese Idee liegt gerade dem Konzept eines **exakten Indexes** zugrunde, das auf Konüs und Byushgens (1926) zurückgeht und von Diewert (1976) aufgegriffen wurde.

5.2.1 Exaktheit

Das Konzept der Exaktheit eines Preisindexes wird in der Literatur[42] ausschliesslich für den Fall neoklassischer Nutzenfunktionen formuliert. In Abschnitt 3.2 wurde darauf hingewiesen, dass neoklassische Nutzenfunktionen homothetisch sind. Im Fall einer neoklassischen Nutzenfunktion hängt der Wert des Lebenshaltungskostenindexes für gegebene Preisvektoren $\mathbf{p}_B$ und $\mathbf{p}_V$ folglich nur noch von der Nutzenfunktion u des (repräsentativen) Haushalts ab, aber nicht mehr vom betrachteten Nutzenniveau u^*. Für die zur Nutzenfunktion u gehörige Kostenfunktion $C[u(\mathbf{q}),\mathbf{p}]$ gilt dann nämlich $C[u(\mathbf{q}),\mathbf{p}] = u(\mathbf{q})\, c(\mathbf{p})$ und zwar für alle $\mathbf{q} \geq \mathbf{0}_N$ und $\mathbf{p} >> \mathbf{0}_N$ wobei

$$c(\mathbf{p}) := \min_{\mathbf{q}} \{\mathbf{pq} : u(\mathbf{q}) \geq 1, \mathbf{q} \geq \mathbf{0}_N\}$$

die zu u gehörige Einheitskostenfunktion bezeichnet. Für den Lebenshaltungskostenindex ergibt sich in diesem Fall

$$P_K(\mathbf{p}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}) = c(\mathbf{p}_V) / c(\mathbf{p}_B) \; .$$

Auf der Grundlage dieses Ergebnisses heisst ein statistischer Preisindex $P(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V)$ **exakt** für eine neoklassische Nutzenfunktion u mit zugehöriger Einheitskostenfunktion c, falls für alle Preis-Mengenvektoren $(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B)$ und $(\mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V)$, welche die Bedingung

$$u(\mathbf{q}_r) = \max_{\mathbf{q}} \{u(\mathbf{q}) : \mathbf{p}_r\mathbf{q} \leq \mathbf{p}_r\mathbf{q}_r, \mathbf{q} \geq \mathbf{0}_N\} \quad (r = B, V)$$

erfüllen, gilt

$$P(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V) = c(\mathbf{p}_V) / c(\mathbf{p}_B) \; .$$

Bei dieser Definition ist zu beachten, dass die Vektoren $(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V)$ nicht als vollständig unabhängige Variablen betrachtet werden, sondern es wird davon ausgegangen, dass $(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B)$ und

[42] Vgl etwa Diewert (1976), (1981).

$(\mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V)$ Preis-Mengenvektoren sind, die durch nutzenmaximierendes Verhalten während Basis- und Vergleichsperiode gekennzeichnet sind.

Man kann zeigen, dass der Laspeyres- und der Paasche-Preisindex jeweils exakt sind für zwei der bekanntesten Typen von Nutzenfunktionen, nämlich für die Leontief-Nutzenfunktion $u(\mathbf{q}) = \min\{q_i / b_i : i = 1, ..., N\}$ und für die lineare Nutzenfunktion $u(\mathbf{q}) = \mathbf{b}'\mathbf{q}$ mit $\mathbf{q} = (q_1, ..., q_N)' >> \mathbf{0}_N$ und einen beliebigen Vektor $\mathbf{b} = (b_1, ..., b_N)' >> \mathbf{0}_N$ positiver Konstanten.[43] Dies bedeutet, dass für ein und diesselbe Nutzenfunktion mehrere Preisindexkonzepte exakt sein können und dass ein und dasselbe Indexkonzept für verschiedene Nutzenfunktionen exakt sein kann.

Darüber hinaus kann man zeigen, dass der Fishersche Preisindex einerseits exakt ist für die quadratische Nutzenfunktion u definiert durch $u(\mathbf{q}) := (\mathbf{q}'\mathbf{A}\mathbf{q})^{1/2}$ wobei $\mathbf{A}$ eine symmetrische $N \times N$-Matrix von Konstanten ist und $\mathbf{q}$ in einer geeigneten Teilmenge des nichtnegativen Orthanten variiert, so dass u über dieser Teilmenge neoklassisch ist. Andererseits ist er auch für die oben eingeführte lineare Nutzenfuktion exakt.

Schliesslich kann man zeigen, dass der geometrische Preisindex exakt ist für die Cobb-Douglas-Nutzenfunktion

$$u(\mathbf{q}) := \alpha_0 \prod_{i=1}^{n} q_i^{\alpha_i} \qquad \text{mit } \alpha_i > 0,\ \sum_{i=1}^{n} \alpha_i = 1 .$$

mit $\alpha_i = m_i(s_{iB}, s_{iV})$.[44]

Die obige Exaktheitsdefinition bezieht sich nur auf den Fall neoklassischer Nutzenfunktionen. Sie lässt sich aber ohne Schwierigkeiten auf den Fall einer allgemeinen Nutzenfunktion u erweitern, welche lediglich die im Rahmen des haushaltsökonomischen Standardmodells geforderten Mindesteigenschaften der Stetigkeit, der Monotonie und der Quasikonkavität aufweist. Dabei ist allerdings zu beachten, dass im Fall einer nicht-homothetischen Nutzenfunktion der Wert des

[43] Vgl. Diewert (1981).
[44] Vgl. etwa Diewert (1993), S. 202.

Lebenshaltungskostenindexes vom betrachteten Nutzenniveau abhängt. In diesem allgemeinen Fall ist der Lebenshaltungskostenindex gemäss Abschnitt 3.3 definiert durch

$$P_K(\mathbf{p}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}) := C[u(\mathbf{q}), \mathbf{p}_V] / C[u(\mathbf{q}), \mathbf{p}_B],$$

wobei C die von der Nutzenfunktion u induzierte Kostenfunktion bezeichnet.

Ausgehend von dieser allgemeinen Definition des Lebenshaltungskostenindexes heisst ein statistischer Preisindex $P(\mathbf{p}_B, \mathbf{p}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V)$ **exakt** für eine allgemeine Nutzenfunktion u mit zugehöriger Kostenfunktion C, falls es für alle Preis-Mengen-Vektoren $(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B)$ und $(\mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V)$, welche die Bedingung

$$u(\mathbf{q}_r) = \max_q \{u(\mathbf{q}) : \mathbf{p}_r\mathbf{q} \le \mathbf{p}_r\mathbf{q}_r, \mathbf{q} \ge \mathbf{0}_N\} \qquad (r = B, V)$$

erfüllen, ein Nutzenniveau u^* derart gibt, dass

$$P(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V) = \frac{C[u^*, \mathbf{p}_V]}{C[u^*, \mathbf{p}_B]}$$

gilt.

5.2.2 Superlativität

Das Konzept der Exaktheit eines statistischen Preisindexes ist für die Praxis noch wenig hilfreich. Ein statistischer Preisindex ist exakt immer nur in Bezug auf eine bestimmte Nutzenfunktion. Da die Nutzenfunktion des repräsentativen Haushalts aber in der Praxis unbekannt ist, kann nie behauptet werden, dass ein bestimmter Preisindex exakt ist. Ein Ansatz, der über dieses Problem hinweg hilft, ist das von Diewert (1976) eingeführte Konzept der Superlativität. Diesem Konzept liegt die Idee zugrunde, solche Nutzenfunktionen zu betrachten, die in dem Sinne flexibel sind, dass sie für eine möglichst weite Klasse von Nutzenfunktionen hinreichend gute Approximationen liefern können. Hat man dann einen statistischen Preisindex gefunden, der für eine flexible Nutzenfunktion exakt ist, so hofft man auf eine bestimmte Form von Stetigkeit des Preisindexes. Ist er für eine Nutzenfunktion exakt, die in der "Nähe" der wahren Nutzenfunktion liegt, so wird er für diese annähernd exakt sein.

Eine Präzisierung dieser Idee erfordert zunächst die Präzisierung eines Flexibilitätskonzeptes. Im Sinne der bekannten Taylor-Approximation einer hinreichend oft differenzierbaren Funktion heisst eine Funktion u dann **flexibles Funktional**, wenn es für jede beliebige zweimal stetig differenzierbare Funktion $\hat{u}$ und für jede Stelle $\mathbf{q}^*$ eine Differentialapproximation zweiten Grades liefert, d.h. genau dann, wenn

(i) $u(\mathbf{q}^*) = \hat{u}(\mathbf{q}^*)$,

(ii) $\nabla u(\mathbf{q}^*) = \nabla \hat{u}(\mathbf{q}^*)$,

(iii) $\nabla^2 u(\mathbf{q}^*) = \nabla^2 \hat{u}(\mathbf{q}^*)$.

Dabei werden sowohl u als auch $\hat{u}$ an der Stelle $\mathbf{q}^*$ als zweimal stetig differenzierbar vorausgesetzt.

Das Konzept eines superlativen Preisindexes wird in der Literatur ebenso wie das Konzept der Exaktheit explizit nur für den Fall einer neoklassischen Nutzenfunktion formuliert. Dann ist der Lebenshaltungskostenindex unabhängig vom Nutzenniveau und kann über die Einheitskostenfunktion c definiert werden. Ein statistischer Preisindex heisst **superlativ**, wenn er exakt ist für eine neoklassische Nutzenfunktion u mit Einheitskostenfunktion c, die ein flexibles Funktional ist für jede beliebige zweimal stetig differenzierbare Einheitskostenfunktion.

Diewert[45] hat gezeigt, dass der Fishersche Preisindex ein superlativer Preisindex ist. Er ist nämlich exakt für die Einheitskostenfunktion

$$c(\mathbf{p}) \equiv (\mathbf{p}'\mathbf{B}\mathbf{p})^{1/2}$$

wobei $\mathbf{B}$ eine symmetrische Matrix von Konstanten ist und p in einer geeigneten Teilmenge des nichtnegativen Orthanten variiert. Diewert[46] (1976, S.121) hat überdies gezeigt, dass der Törnqvist Preisindex superlativ ist. Er ist nämlich exakt für die Translog-Einheitskostenfunktion c, die definiert ist durch

[45] Diewert (1976), S. 133 f.

$$\ln c(\mathbf{p}) := \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \alpha_{ij} \ln p_i \ln p_j$$

mit $\sum_{i=1}^{n} \alpha_i = 1$, $\alpha_{ij} = \alpha_{ji}$ für alle i, j und $\sum_{j=1}^{n} \alpha_{ij} = 0$ für $i = 1, ..., n$ wobei $\mathbf{p}$ wieder in einer geeigneten Teilmenge des nichtnegativen Orthanten variiert. Sowohl die quadratische Einheitskostenfunktion als auch die Translog-Einheitskostenfunktion sind flexible Funktionale.

Die obige Definition von Superlativität bezieht sich nur auf den Fall neoklassischer Nutzenfunktionen. Sie lässt sich aber ebenso wie die Definition der Exaktheit ohne Schwierigkeiten auf den Fall einer allgemeinen Nutzenfunktion u erweitern, welche lediglich die im Rahmen des haushaltsökonomischen Standardmodells geforderten Mindesteigenschaften der Stetigkeit, der Monotonie und der Quasikonkavität aufweist. Dabei ist allerdings wieder zu beachten, dass im Fall einer nicht-homothetischen Nutzenfunktion der Wert des Lebenshaltungskostenindexes vom betrachteten Nutzenniveau abhängt. Dies bedeutet, dass eine erweiterte Definition der Superlativität auf den oben eingeführten erweiterten Begriff der Exaktheit Bezug zu nehmen hat. Ein statistischer Preisindex heisst im erweiterten Sinn **superlativ**, wenn er im erweiterten Sinn exakt ist für eine allgemeine Nutzenfunktion u mit Kostenfunktion C, die ein flexibles Funktional ist für jede beliebige zweimal stetig differenzierbare Kostenfunktion.

In einem für die preisstatistische Praxis bedeutendem Theorem hat Diewert[47] gezeigt, dass der Törnqvist Preisindex im erweiterten Sinn superlativ ist. Er ist nämlich exakt für die Translog-Kostenfunktion C, die definiert ist durch

$$\ln C(u, \mathbf{p}) := \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j + \delta_0 \ln u + \sum_{i=1}^{n} \delta_i \ln p_i \ln u + \frac{1}{2} \varepsilon_0 (\ln u)^2 ,$$

wobei die Parameter $\alpha_i, \delta_i \ (i = 0, ..., n)$, $\gamma_{ij} \ (i, j = 1, ..., n)$ und ε_0 reelle Zahlen sind für die gilt:

$$\sum_{i=1}^{n} \alpha_i = 1, \ \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \text{ für alle } i, j, \ \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} = 0 \text{ für alle } i = 1, ..., n \text{ und } \sum_{i=1}^{n} \delta_{ij} = 0.$$

[46] Diewert (1976), S.121.

Dann gilt nämlich für alle Preis-Mengenvektoren $(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B)$ und $(\mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V)$

$$P^T(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V) = C(u^*, \mathbf{p}_V) / C(u^*, \mathbf{p}_B)$$

wobei P^T der Törnqvist-Index ist und als Referenznutzen $u^* := (u_B u_V)^{1/2}$ dient.

5.3 Praktikabilität

Bereits zu Beginn dieses Kapitels wurde betont, dass nach Auffassung der Arbeitsgemeinschaft bei der Beurteilung von statistischen Preisindexkonzepten neben den Kriterien der Exaktheit und der Superlativität auch das Kriterium der Praktikabilität eine wichtige Rolle spielen sollte. Bei der Wahl eines Indexkonzepts kommt es nicht nur darauf an, sich an theoretischen, etwa haushaltsökonomischen Vorgaben zu orientieren, sondern auch darauf, dass das gewählte Indexkonzept mit angemessenen Aufwand praktisch umsetzbar ist.

Klar ist, dass ein statistisches Preisindexkonzept für die Lösung eines preisstatistischen Informationproblems um so attraktiver ist, je mehr es den in den Abschnitten 5.1 und 5.2 dargestellten Anforderungen an Indexkonzepte genügt und je praktikabler es ist. Dabei ist davon auszugehen, dass diese beiden Zielvorstellungen zueinander im Konflikt stehen. Je stärker ein statistisches Indexkonzept an theoretischen Vorgaben orientiert ist, um so grösser wird im allgemeinen der Aufwand sein, es praktisch umzusetzen. Eine Möglichkeit zur Behandlung dieses Konfliktes besteht darin, sich eine bestimmte Klasse von Indexkonzepten vorzugeben, die gewissen oder auch allen oben dargestellten Anforderungen an Indexkonzepte genügt, und sich in dieser Klasse für jenes Indexkonzept zu entscheiden, das am praktikabelsten erscheint. Bei der Beurteilung der Praktikabilität eines Indexkonzeptes ist zu untersuchen, welche Art von Information zu beschaffen ist und wie hoch der konzeptionelle und praktische Aufwand der Beschaffung ist.

Je höher die Ansprüche, die in den vorgegebenen theoretischen Anforderungen an ein Indexkonzept zum Ausdruck kommen, gesetzt werden, um so grösser ist im allgemeinen der zu erwartende Aufwand, der mit der praktischen Realisierung eines Indexkonzepts verbunden ist. Zwischen

[47] Diewert (1976), S.122.

theoretisch-ökonomischen Ansprüchen und dem Wunsch nach Praktikabilität eines Indexkonzepts ist stets ein geeigneter Kompromiss zu suchen. Ein solcher Kompromiss kann dann als geeignet bezeichnet werden, wenn er das preisstatistische Informationsproblem hinreichend genau löst.

Sucht man für die Beseitigung eines preisstatistischen Informationsproblems etwa ein Indexkonzept, das aus der durch das haushaltsökonomische Standardmodell und seinem Indexkonzept umrissenen Sicht voll befriedigt, so hat man von der Klasse all jener statistischen Indizes auszugehen, die im Hinblick auf den ökonomischen Index superlativ sind. Innerhalb dieser Klasse ist jener Index zu wählen, der am praktikabelsten erscheint. Ein Indexkonzept, das im Hinblick auf eine Messung der Veränderung von Lebenshaltungskosten ohne Zweifel besonders attraktiv ist, ist das Indexkonzept von Törnqvist. Im folgenden soll deshalb dieses Indexkonzept im Hinblick auf seine Praktikabilität betrachtet werden.

Zunächst ist für dieses Indexkonzept wie für jedes statistische Indexkonzept in Anbetracht des heute in den Industrieländern verbreiteten Diversifikationsgrades auf dem Gütermarkt die unüberschaubare Vielfalt aller angebotenen Güter geeignet hierarchisch zu gliedern und dadurch zu strukturieren. Auch für das Indexkonzept von Törnqvist ist es unumgänglich, geeignete Indexpositionen zu konstruieren. Für diese Indexpositionen sind wiederum Preise zu konstruieren. D.h., eine praktische Umsetzung des Indexkonzepts von Törnqvist erfordert die Entwicklung eines geeigneten Basisaggregationskonzepts.

Eine Betrachtung der Definition des Indexkonzeptes von Törnqvist zeigt, dass bei diesem Indexkonzept in Basis- und Vergleichsperiode neben Preisen vor allem auch Ausgabenanteile zu erheben sind. Bei diesem Indexkonzept sind also sowohl in der Basis- als auch in der Vergleichsperiode Preis- und Mengeninformation zu erheben. In der Praxis bezieht sich sowohl die Preis- wie auch die Mengeninformation auf Indexpositionen. Dies bedeutet, dass beim Indexkonzept von Törnqvist neben einem Konzept für die Basisaggregation von Preisen auch ein Konzept für die Basisaggregation von Ausgabenanteilen erforderlich ist. Dieser Aspekt wird in der Literatur bisher nur unzureichend problematisiert.

Wie hoch ist nun der konzeptionelle und praktische Aufwand, der bei der Erhebung dieser Informationen zu erwarten ist? Schon die Preiserhebung stellt bekanntlich ein erhebliches Problem dar. Dieser Aufwand ist aber offenbar notwendigerweise mit jedem statistischen Indexkonzept verbunden. Das Hauptproblem, das mit der laufenden Erhebung von Ausgabenanteilen verbunden ist, liegt zunächst darin, dass sich die zu erhebenden Angaben auf den Verbrauch eines nicht real

existierenden hypothetischen Haushalts beziehen. Überdies variieren die faktisch konsumierten Mengen natürlich von Haushalt zu Haushalt. Die für eine praktische Umsetzung des Indexkonzeptes von Törnqvist notwendigen Informationen sind im Rahmen einer laufenden Verbrauchserhebung bei einer Stichprobe von Haushalten zu beschaffen. Dafür ist ein geeigneter Stichprobenplan zu entwickeln. Der mit einer laufenden Verbrauchserhebung verbundene Aufwand ist im allgemeinen deutlich höher, als der mit einer Preiserhebung verbundene.

Insgesamt kann damit festgehalten werden, dass für eine praktische Umsetzung des Indexkonzeptes von Törnqvist zunächst, wie für jedes statistische Indexkonzept, geeignete Indexpositionen festzulegen und ein Basisaggregationskonzept zu entwickeln ist. Für diese Indexpositionen sind fortlaufend Preise zu erheben. Dies gilt für alle Indexkonzepte. Darüber hinaus ist aber für eine praktische Umsetzung des Indexkonzeptes von Törnqvist ein Konzept für die Basisaggregation von Ausgabenanteilen zu entwickeln. Neben einer einmaligen Verbrauchserhebung für eine Basisperiode sind periodisch fortlaufende, vergleichsweise aufwendige Verbrauchserhebungen für alle Vergleichsperioden durchzuführen. Falls der damit verbundene Aufwand relativ zum gewünschten Informationsstand angemessen erscheint, ist dieses Indexkonzept für die Beseitigung des preisstatistischen Informationsproblems etwa dem Laspeyres'schen Indexkonzept vorzuziehen.

6. Der Boskin-Report: Ausgangspunkt, festgestellte ‚Biases' und Reaktionen des BLS

6.1 Ausgangspunkt

Der Finanzausschuss des amerikanischen Senats ('Senate Finance Committee') setzte im Frühling 1995 eine Expertenkommission ('Advisory commission to study the consumer price index') unter dem Vorsitz von Professor M. J. Boskin ein, um die „Güte" des amerikanischen Konsumentenpreisindexes (CPI) zu untersuchen. Ursprünglich war es Alan Greenspan, der Vorsitzende des Komitees des Federal Reserve Board, welcher die Fragestellung initiierte. Die Expertenkommission präsentierte im Dezember 1996 ihren Schlussbericht ('Boskin-Report').

6.2 Ergebnisse

Die Expertenkommission (Boskin-Kommission) kam zum Ergebnis, dass der vom Bureau of Labor Statistics (BLS) errechnete Konsumentenpreisindex die effektive Teuerung um 1.1% pro Jahr überschätzt. In einem Zeitpunkt, in dem die USA noch massive Budgetdefizite zu verzeichnen hatte, erhielten diese Resultate besondere politische Relevanz. Im Zusammenhang mit der weitverbreiteten Indexierung von Leistungen (z.B. Renten) schien sich eine günstige Gelegenheit zu bieten für eine Reduktion des Budgetdefizites. Im Laufe des seither anhaltend starken Wirtschaftswachstums der USA sind aber die Budgetdefizite heute weitgehend verschwunden, was dazu beigetragen hat, dass die anfänglich stark polarisierende Diskussion dieses Themas einer sachlicheren Auseinandersetzung Platz machen konnte. Nach Aussagen der Mitglieder der Expertenkommission stand bei ihnen die Frage eine Reduktion des Budgetdefizits ohnehin nicht im Vordergrund, sondern ausschliesslich die Frage einer adäquaten Messung der Lebenshaltungskosten (‚Cost of Living'). Die Boskin-Kommission geht von der Grundannahme aus, dass die Erfassung der Lebenshaltungskosten das Ziel einer Messung der Teuerungsentwicklung darstellen sollte. Anhand des CPI soll ersichtlich werden, wie sich die Kosten der Aufrechterhaltung eines konstanten Nutzenniveaus für die Konsumenten im Zeitablauf verändern und nicht wie sich die Kosten verändern, um ein konstantes Güterbündel erneut kaufen zu können.

In ihrem Bericht kommt die Boskin-Kommission zum Schluss, dass die systematische Überschätzung der Erhöhung der Lebenshaltungskosten durch den CPI auf fünf Verzerrungsquellen (Biases) zurückzuführen sind. Der **'Substitution Bias'** entsteht, weil bei einer Preisindexberechnung, welche

auf einem festen Warenkorb basiert, implizit unterstellt wird, dass die Konsumenten bei einer Veränderung der relativen Preise ihre Konsum- (oder Ausgaben-) struktur nicht verändern.. Für einen Grossteil der im CPI erfassten Güter ist jedoch anzunehmen, dass ein Konsument bei einer Veränderung der relativen Preise sein Konsumverhalten anpasst und relativ teurer gewordene Güter durch relativ billigere Güter substituiert. Deshalb verändert sich die Ausgabenstruktur der Haushalte laufend. Die Expertenkommission schätzt die auf den 'Substitution Bias' zurückzuführende Überschätzung der Lebenshaltungskosten auf 0.4 Prozentpunkte pro Jahr. Dabei unterscheidet sie zwei Typen von 'Substitution Biases', einen auf dem sog. 'upper level' und einen auf dem sog. 'lower level'. Das BLS berechnet mittels einer modifizierten Laspeyres-Formel einen Preisindex mit einem gewichteten, fixen Warenkorb. Die Gewichte der einzelnen Gütergruppen stammen aus dem Consumer Expenditure Survey. Der **'Upper Level Substitution Bias'** setzt auf dieser Ebene an, er ist das Resultat von Substitutionsbewegungen zwischen gewichteten Positionen des CPI, für welche die fixen Ausgabengewichte im Zeitablauf immer weniger aktuell sind. Die Boskin-Kommission schätzt diese Verzerrung auf 0.15 Prozentpunkte pro Jahr. Der **'Lower Level Substitution Bias'** dagegen setzt unterhalb der gewichteten Positionen an. Für jede gewichtete Position werden im Rahmen des CPI Preise von einzelnen Gütern erhoben. Substitutionen zwischen Gütern auf dieser Ebene haben keinen Einfluss auf das Gewicht der übergeordneten Güterkategorie, führen aber ebenfalls zu einer Verzerrung des ausgewiesenen Preisveränderungsmasses. Die Boskin-Kommission schätzt das Ausmass dieser Verzerrung auf 0.25 Prozentpunkte pro Jahr.

Im Gegensatz zum 'Substitution Bias', der auf Veränderungen des Konsumentenverhaltens bezüglich der gekauften Güter zurückzuführen ist, ist beim **'Outlet Substitution Bias'** entscheidend, wo Konsumenten kaufen. Wenn neue Verkaufsstellen entstehen und ein Teil der Konsumenten neue Verkaufsstellen bisher präferierten vorziehen, weil z.B. die Güter dort billiger oder in einer reichlicheren Auswahl vorhanden sind, dann schlägt sich das im CPI erst bei einer Korbumgewichtung im Rahmen einer Indexrevision nieder. Ein fixer Warenkorb hat nämlich zur Folge, dass Verschiebungen in den Marktanteilen bisheriger Anbieter oder Auftreten neuer Anbieter nicht erfasst werden können. Gemäss Schätzungen der Boskin-Kommission beträgt die durch diesen Effekt bewirkte Teuerungsüberschätzung 0.1 Prozentpunkte pro Jahr.

Der **'Quality Change Bias'** und der **'New Product Bias'** treten auf, wenn sich die Qualität einzelner Güter, die in die Preisindexberechnung eingehen, verändert oder wenn neue Produkte am Markt auftreten, welche von den Konsumenten zunehmend nachgefragt werden. Bei der Preisindexberechnung soll nur die reine Preisbewegung von Gütern unveränderter Qualität erfasst

werden. Verändert sich nun die Qualität eines Gutes und wird eine entsprechende Korrektur der gemessenen Preisbewegung unterlassen, so überschätzt man die effektive Teuerungsentwicklung. Bei neuen Produkten stellt sich ein dem 'Quality Bias' sehr ähnliches Problem. Beim Auftauchen neuer Güter verändert sich das Konsummuster der Konsumenten. Wenn aber der für die Preisindexberechnung relevante Warenkorb über eine gewisse Zeit konstant gehalten wird, dann werden die Preise neuer Güter so lange nicht berücksichtigt wie der Warenkorb nicht an das aktuelle Konsumverhalten angepasst ist. Weil neue Produkte aber typischerweise zu Beginn ihres Lebenszyklus markante Preissenkungen zu beobachten sind, tendiert der CPI zu einer Überschätzung der Teuerung, da diese Preissenkungsphase in Folge verspäteter Berücksichtigung im zugrundeliegenden Warenkorb nicht registriert werden kann. Die Boskin-Kommission veranschlagt den Messfehler aus dem 'Quality Bias' und dem 'New Product Bias' auf zusammen 0.6 Prozentpunkte pro Jahr. Die Boskin-Kommission kommt zum Schluss, dass der CPI die Verteuerung der effektiven Lebenshaltungskosten um 1.1% pro Jahr - mit einem „Vertrauensbereich" von 0.8% bis 1.6% - überschätzt. Aus der Sicht der Kommissionsmitglieder führt die Addition der vier festgestellten Verzerrungen nicht zu Doppelzählungen, weil die Kommission bei den einzelnen Betrachtungen sorgfältig auf adäquate Abgrenzungen der untersuchten 'Biases' geachtet habe. In einer vorläufigen Fassung des Boskin-Reports vom September 1995 war neben den erwähnten 'Biases' noch ein 'Formula Bias' aufgeführt, der auf einen mathematischen Fehler bei der Indexberechnung zurückzuführen war und ebenfalls eine Teuerungsüberschätzung zur Folge hatte. Das Bureau of Labor Statistics (BLS) hat jedoch in der Zwischenzeit diesen Formelfehler in zwei Schritten behoben, so dass diese Verzerrung nach 1995 nicht mehr auftrat und deshalb nicht weiter zu berücksichtigen war.

6.3 Empfehlungen

Die 'Boskin-Kommission' hat aufgrund ihrer Analyse der vier verbleibenden 'Biases', welche die „Güte" des CPI beeinträchtigen, Empfehlungen formuliert. Im Sinne einer Prioritätenliste sind diese aufgeteilt in kurz-, mittel- und langfristig zu realisierende Vorschläge. Die Zielgruppen dieser Empfehlungen sind zum einen der amerikanische Präsident und der US-Kongress, welche Geldgeber des BLS, Überwachungsstelle und die wichtigsten Konsumenten von CPI-Informationen sind. Zum anderen richten sich die Empfehlungen an das BLS als Produzenten des CPI. Die dritte Zielgruppe der Empfehlungen stellt die Gemeinschaft der professionellen Ökonomen und Statistiker dar, welche mit ihrer Fachkompetenz zur Lösung der anstehenden Probleme beitragen können. Im folgenden sind lediglich die zwölf Empfehlungen aufgelistet, welche sich direkt an das BLS richten, weil für den

Auftraggeber der vorliegenden Studie - das Bundesamt für Statistik (BFS) - die Frage im Vordergrund steht, welche dieser Vorschläge auch für die Preisstatistik in der Schweiz relevant sein könnten.

Die Boskin-Kommission formuliert zunächst - sozusagen als generelle Leitlinie - zwei **grundsätzliche Empfehlungen:**

1. *Das BLS sollte sich das explizite Ziel setzen, mit dem CPI die Entwicklung der Lebenshaltungskosten der Konsumenten zu verfolgen.*

Dies ist die wichtigste Empfehlung der Kommission. Ihre Analysen und Empfehlungen sind auf der Basis dieses Indexzieles, d.h. einer Messung der Veränderung der Lebenshaltungskosten, zu verstehen.

2. *Die Kommission empfiehlt dem BLS die Entwicklung und Publikation von zwei Preisindizes. Der erste Preisindex sollte ein monatlich zu publizierender Index sein, der ähnlich dem heute gebräuchlichen CPI ausgestaltet sein sollte, aber sich stärker am Ziel eines Lebenshaltungskostenindexes orientieren sollte als der bisherige CPI, also vor allem die Problematik des Quality- und des New Product Bias stärker beachten müsste. Der zweite Preisindex sollte ein jährlicher sein, der laufend auf den neuesten Stand gebracht werden sollte, d.h. der jährlich an die aktuellen Verbrauchsgewohnheiten der privaten Haushalte anzupassen wäre und deshalb kein Substitution Bias aufweisen sollte. Dieser Preisindex sollte auch von Zeit zu Zeit revidiert werden, wenn neue wissenschaftliche Erkenntnisse oder Informationen vorliegen, d.h. er wäre nicht als definitiv zu betrachten.*

6.3.1 Kurzfristige Empfehlungen:

Die kurzfristigen Empfehlungen enthalten jene Empfehlungen, welche aus der Sicht der Boskin-Kommission sofort umgesetzt werden könnten, weil sie relativ wenig zusätzliche Ressourcen oder Daten erfordern.

3. *Der monatliche Index sollte weiter 'CPI' genannt werden und sich stärker in Richtung eines Lebenshaltungskostenindex entwickeln, indem Veränderungen im Warenkorb der Konsumenten schneller als bisher berücksichtigt werden und zu seiner Berechnung eine superlative Indexformel anstelle der traditionellen Laspeyres-Formel herangezogen wird.*

Die Kommission empfiehlt zur Berechnung des monatlichen Indexes die Verwendung eines 'trailing Törnqvist'-Indexes auf den gewichteten Positionen und ein geometrisches Mittel auf der ungewichteten Ebene. Das BLS soll permanente, z.B. jährliche, Revisionen des Warenkorbes vornehmen. Jedesmal wenn neue Daten aus Verbrauchserhebungen vorliegen, sollte der jährliche Index für das entsprechende Jahr aufgrund dieser Informationen neu berechnet und die bisherigen

Indexwerte entsprechend revidiert. werden. Der jährliche Lebenshaltungskostenindex könnte allerdings nur mit einer Verzögerung von ein bis zwei Jahren publiziert werden, weil aktuellere Daten zur Konsumstruktur eines Jahres immer nur mit einer gewissen Verzögerung verfügbar sind. Der jährliche Lebenshaltungskostenindex wird mit einer kompatiblen superlativen Indexformel berechnet und widerspiegelt sowohl die aktualisierten Warenkorbanteile als auch die Einführung neuer Güter. Bei jeder Neuberechnung kann seine historische Datengrundlage revidiert werden, was impliziert, dass dieser Index nie als definitiv anzusehen ist.

4. *Das BLS soll auf der Basisaggregationsebene ein geometrisches Mittel verwenden.*

Der Wechsel zu einem geometrischen Mittel sollte den **'Lower Level Substitution Bias'** weitgehend eliminieren.

6.3.2 Mittelfristige Empfehlungen:

5. *Das BLS sollte die Eigenschaften der einzelnen Komponenten des Preisindexes untersuchen, um herauszufinden, welche Komponenten die meisten Informationen über die zukünftige langfristige Entwicklung des Indexes liefern und welche Komponenten Schwankungen aufweisen, welche weitgehend unabhängig von der Gesamtentwicklung sind.*
6. *Das BLS sollte den bisherigen Stichprobenplan ändern und dem Aspekt „Geographie" weniger Bedeutung zumessen. Zunächst sollte eine Erhebung der Gesamtheit aller Güter durchgeführt werden, deren Preisentwicklung beobachtet werden sollen, um dann Gut für Gut zu entscheiden, welches der effizienteste Weg ist, eine „repräsentative" Preisstichprobe zu ziehen und in welchen Verkaufsstellen Preise beobachtet werden sollen. Erst ganz zum Schluss sollte sich das BLS dann geographisch geschichteten Stichproben zuwenden.*

Die heutigen 'city level price indices' sind für geographische Vergleiche nutzlos, weil sie nicht auf klar definierten Schichten basieren. Ein nationaler Stichprobenplan würde die Kosten der Datenerhebung senken und beispielsweise dazu führen, dass neue Produkte rascher in den Index einbezogen werden könnten als bisher.

7. *Das BLS sollte untersuchen, wie gross der Einfluss der Klassifikationsstruktur, d.h. der 'item group definition', auf den Preisindex ist, mit dem Ziel einer möglichst vollständigen Erfassung von Gütersubstitutionen.*

Dies impliziert, dass Güter, welche die Konsumenten als Substitute betrachten, jeweils möglichst unter die selbe Indexposition subsumiert werden. Damit wäre sichergestellt, dass bei der Verwendung des geometrischen Mittels dort Substitutionsvorgänge zugelassen werden, wo auch wirklich substituiert wird.

8. Der Preis von dauerhaften Gütern, wie z.B. von Autos, sollte in einen Preis einer jährlichen Dienstleistung umgerechnet werden, entsprechend der gegenwärtigen Behandlung von Eigenmietwerten. Ebenfalls sollten die Preise für die administrative Leistung und den Risikotransfer bei (Privat-)Versicherungen bei den Versicherten direkt erhoben, anstatt wie gegenwärtig nur indirekt auf der Basis von Gewinnen der Versicherungen berechnet werden.

Es sollte nicht nur die administrative Leistung der Versicherungen, sondern zusätzlich auch der Preis für den Risikotransfer erfasst werden. Dabei interessiert im Rahmen eines 'Cost of living Index' der Nutzen, welcher bei den Konsumenten entsteht, wenn mit dem Abschluss einer bestimmten Versicherung ein Risikotransfer vom Konsumenten zur Versicherung stattfindet.

9. *Dem BLS solltet einen permanenter Auftrag erteilt werden, Expertisen extern zu vergeben sowie externe Informationen und Forschungsresultate in die eigene Arbeit einzubeziehen.*

6.3.3 Langfristige Empfehlungen:

10. Das BLS sollte ein Forschungsprogramm entwickeln, um das gegenwärtige 'market basket framework' des CPI genauer zu analysieren.

Das Programm sollte einerseits dazu dienen, herauszufinden, wie hoch z.B. der Wert kürzerer Behandlungszeiten durch neue medizinische Entwicklungen, der Wert längerer Lebenserwartung und höherer Lebensqualität oder der Wert neuer Informations- und Kommunikationstechnologien, zu veranschlagen ist. Anderseits sollte das Programm auch versuchen, evtl. erlitttene „Nutzeneinbussen" abzuschätzen, die z.B. durch längere Anfahrtswege zu Supermärkten, erhöhter Kriminalität, neu auftretenden Krankheiten, Steueränderungen u.ä. bedingt sind.

11. Das BLS sollte die weitreichenden Auswirkungen des Gleichgewichtspostulates untersuchen.

Gemäss diesem Postulat reagieren Preise und/oder Mengen sofort auf Qualitätsveränderungen oder auf die Einführung von Substitutionsgütern. Die Tatsache, dass das 'law of one price' meistens nicht gilt und es deshalb nicht zu einer effizienten Markträumung kommt, stellt eine Hauptursache von vielen der im Report besprochenen Problemfeldern dar.

12. *Das BLS sollte innerhalb dieser Problemfelder zusätzliche Daten erheben, damit in diesen Bereichen Fortschritte erzielt werden können.*

Diese Empfehlung zielt darauf ab, detaillierte Daten zu gewinnen hinsichtlich Zeiteinsatz und Zeitaufteilung privater Haushalte, Daten zur „Lebensqualität" und zu sozialen und ökologischen Grössen etc. Die Boskin-Kommission anerkennt, dass es schwierig ist, diese Aspekte in den Rahmen eines Lebenshaltungsindex zu integrieren, aber mit der Zeit sollten Fortschritte auf diesen Gebieten wichtige zusätzliche Informationen für Politiker und Öffentlichkeit liefern.

6.4 Reaktionen seitens des Bureau of Labor Statistics (BLS)

Die wichtigsten Reaktionen des BLS auf den Expertenbericht der Boskin-Kommission sind einerseits die offizielle Antwort des BLS durch Katharine Abraham und andererseits der Artikel von Brent Moulton und Karin Moses[48]. Allgemein hält das BLS fest, dass der Boskin-Report eine wichtige Kritik am bisherigen CPI und einen wertvollen Beitrag zur Verbesserung der Preismessung darstellt. Das BLS weist mit Nachdruck darauf hin, dass der grösste Teil der im Report erwähnten Problemfelder dem BLS seit langem bekannt und Gegenstand von Forschungsarbeiten sowohl im BLS als auch ausserhalb des BLS sind. Zudem legt das BLS Wert auf die Feststellung, dass der Anstoss für den Boskin-Report nicht nur von Mr Greenspan kam, sondern vor allem auch auf wichtige Vorarbeiten des BLS zurückzuführen ist. Diverse Publikationen des BLS haben sich in den letzten Jahren mit verschiedenen Preismessungsproblemen auseinandergesetzt und gerade die Arbeiten von Fixler (1993), welche die Grenzen traditioneller Preisindizes aufdeckten, führten mit dazu, dass die Boskin-Kommission eingesetzt wurde.

In diesem Abschnitt sollen kurz die wichtigsten Punkte der offiziellen Reaktion des BLS zum Boskin-Report anhand der Stellungnahme von K. Abraham dargelegt werden. Die Kritikpunkte des BLS unterscheidet drei Aspekte. Der erste bezieht sich auf das empfohlene Indexziel eines Lebenshaltungskostenindexes, der zweite unterzieht die einzelnen Bias-Schätzungen der Kommission einer kritischen Prüfung und der dritte beschäftigt sich mit den zwölf an die Adresse des BLS gerichteten Empfehlungen.

6.5 CPI und Lebenshaltungskosten-Index[49]

Der CPI ist ein Mass für die durchschnittliche Änderung der Preise, welche Konsumenten für einen fixen Warenkorb bezahlen müssen. Diesem Preismass liegt die wichtige Annahme zugrunde, dass bei einem zeitlichen Vergleich der Kosten für den Kauf dieses bestimmten Warenkorbes die Preisveränderungen von qualitativ unveränderten Gütern erfasst werden. Der CPI wird in einem zweistufigen Berechnungsverfahren berechnet. Auf dem 'lower level' werden Preise von einzelnen Gütern erfasst, die dann zu Indexreihen auf der Güterkategorie-Ebene aggregiert werden. Diese Güterkategorie-Indizes auf dem 'upper level' sind die kleinsten Einheiten, die mit Ausgabenanteilen,

---

[48] Moulton, Brent R. and Moses Karin E.: „Adressing the quality change issue in the consumer price index"; Brookings Papers on Economic Activity; 1:1997, S. 305-366

[49] Abraham, Katharine: „Measurement issues in the consumer price index"; Bureau of Labor Statistics, U.S. Department of Labor; June 1997.

welche aus dem 'Consumer Expenditure Survey' stammen, gewichtet werden. Auf diesem 'upper level' werden dann diese Güterindizes zu 'Area'-Indizes und dann zum Gesamtindex aggregiert. Um der Tatsache Rechnung zu tragen, dass sich die Kaufgewohnheiten der Konsumenten laufend ändern, ersetzt das BLS jedes Jahr 20% der Verkaufsstellen im sample, so dass die gesamte Stichprobe alle fünf Jahre erneuert wird. Der CPI wird für die verschiedensten Zwecke gebraucht, aber die Messung der Veränderung der Lebenshaltungskosten ist eine der wichtigsten. Das BLS hat das Konzept eines Lebenshaltungskostenindexes bei Entscheidungen, die den CPI betrafen, seit Jahren als Leitlinie betrachtet und akzeptiert einen Cost-of-living-index (COLI) als Zielsetzung für den CPI. Der COLI ist jedoch ein Konstrukt, aber keine Indexformel, die zum praktischen Gebrauch direkt eingesetzt werden könnte. Während der CPI zwar formal im Kontext eines Lebenshaltungskostenindexes beschrieben werden kann, gibt es aber keine abschliessende Definition dieses Ziels, welche für alle Anwendungen zutreffen würde. Das Wohl eines Konsumenten hängt auch von vielen Lebensaspekten ab, welche nicht im Zusammenhang mit Marktgütern stehen, wie zum Beispiel Umweltqualität, Gesundheitszustand etc. Ein COLI, welcher durch den CPI approximiert wird, ist somit ein Subindex eines allumfassenden Lebenshaltungskosten-Konzeptes. Das BLS definiert das Anwendungsgebiet des CPI dadurch, dass nur Waren und Dienstleistungen mit Marktpreisen oder staatlich bereitgestellte Güter einbezogen werden, für welche explizit Benutzergebühren festgesetzt sind. Superlative Indizes wie der Fisher- oder Törnqvist-Index stellen theoretisch bessere Approximationen eines COLI-Indexes dar als ein Laspeyres-Index. Insbesondere weisen sie keinen 'Substitution Bias' auf, weil sie zeitliche Veränderungen im Konsumverhaltens berücksichtigen. Superlative Indizes erfordern aber Informationen über den in der Vergleichsperiode aktuell konsumierten Warenkorb. Weil eine Gewinnung dieser Informationen zeitaufwendig ist, kann ein superlativer Index nur mit einer beträchtlichen zeitlichen Verzögerung ermittelt werden.

6.6 Reaktion des BLS auf die einzelnen 'Biases'-Schätzungen[50]

Bei der Abschätzung des durch die Gütersubstitution verursachten **'Substitution Bias'** wird zwischen zwei Verzerrungsarten unterschieden. Die Schätzung des '**Upper Level Substitution Bias**' der Boskin-Komission basiert auf Forschungsarbeiten des BLS. Das BLS und die Expertenkommission stimmen bezüglich Grösse und Ursprung der Verzerrung auf dieser Ebene überein. Die Schätzung des '**Lower Level Substitution Bias**' stützt sich teilweise ebenfalls auf BLS-Untersuchungen. Die Schätzung der Boskin-Kommission könnte jedoch zu hoch sein. Die Boskin-Kommission unterlässt

es, die strengen Annahmen zu erwähnen, die für die Verteilung der Preisveränderungen gelten müssen, wenn das geometrische Mittel als Schätzer für einen zugrunde liegenden COLI als unverzerrt gelten soll. Es muss beispielsweise die Annahme einer stationären Verteilung der relativen Preise erfüllt sein. Diese Annahme setzt aber voraus, dass alle Preise einer Gütergruppe ('stratum') dem gleichen unterliegenden Trend folgen. In heterogenen Gütergruppen ist es aber sehr wahrscheinlich, dass diese Annahme verletzt wird, weil unähnliche Güter sehr wohl einem unterschiedlichen Trend folgen können. Damit das geometrische Mittel einen unverzerrten Schätzer der zugrundeliegenden Lebenshaltungskosten darstellt, müssen zudem auch die Annahmen erfüllt sein, dass lediglich eine schwache Korrelation der zeitlichen Veränderungen der relativen Preise vorliegt und die Substitutionselastizität konstant, also für alle Güterpaare gleich gross, ist. Wenn die verschiedenen Annahmen nicht erfüllt sind - und dafür gibt es bei einem Grossteil der Komponenten des CPI Anhaltspunkte - dann ist das geometrische Mittel nur noch unverzerrt, falls die Substitutionselastizitäten gleich eins sind. Sind jedoch die Substitutionselastizitäten gleich null, dann zeigt der vom BLS benützte 'seasoned' Laspeyres-Index, welcher keine Substitution zulässt, die Preisentwicklung korrekt an. Das BLS hat 1997 einen Versuch gestartet, die Anwendbarkeit des geometrischen Mittels Güterkategorie für Güterkategorie zu untersuchen um zu entscheiden, ob man das geometrische Mittel bei der CPI-Berechnung für einige der Komponenten einführen soll. Es ist aber unwahrscheinlich, dass die Bedingungen immer vorliegen, damit ein geometrisches Mittel einen unverzerrten Schätzer der Entwicklung der Lebenshaltungskosten darstellt. Deshalb ist die Schätzung der Boskin-Kommission hinsichtlich des Ausmasses des 'Lower Level Substitution Bias' möglicherweise zu hoch.

Ein besonderes Interesse gilt dem **'New Outlet Bias'**. Die Schätzung der Boskin-Kommission, dass eine Nichtberücksichtigung des Markteintritts von günstigeren, neuen Verkaufsstellen zu einer jährlichen Teuerungsüberschätzung von 0.1 Prozentpunkten führt, scheint auf BLS-Forschungsarbeiten von Reinsdorf zu basieren. In diesen Studien wurde das Preisniveau neu ausgewählter 'outlet samples' mit den Preisniveaus von bisher in die Preiserhebung einbezogenen 'outlet samples' verglichen. Diese Schätzung ist aus drei Gründen jedoch ziemlich unsicher. Erstens kann der Effekt neuer Verkaufsstellen im Zeitablauf variieren, die BLS-Studie betrachtet jedoch nur Daten während zwei Jahren aus den späten achtziger Jahren. Möglicherweise sind diese beiden Jahre für eine generelle Entwicklungstendenz aber nicht repräsentativ. Zweitens weisen die Schätzer des BLS hohe Standardfehler auf. Die Hypothese, dass der Effekt neuer Verkaufsstellen gleich null ist,

[50] Abraham, Katharine: „Measurement issues in the consumer price index"; Bureau of Labor Statistics, U.S. Department of Labor; June 1997

kann deshalb nicht verworfen werden. Drittens gibt es keine Gewähr dafür, dass die vom BLS betrachteten Kategorien (Nahrungsmittel und Benzin) auch für andere Güterkategorien aussagekräftig sind. Zwei weitere Betrachtungen lassen vermuten, dass die Schätzung zu hoch ausfiel. Zum einen geht die Verzerrungsschätzung davon aus, dass die neuen, günstigeren Verkaufsstellen dieselbe Qualität wie die älteren, teureren Verkaufsstellen aufweisen. Oft ist jedoch bei neuen Verkaufsstellen ein Abbau von Dienstleitungen wie Beratung, Service, etc. festzustellen. Reinsdorf selber interpretiert seine Bias-Schätzungen als eine obere Schranke. Zum anderen gibt es Hinweise dafür, dass das BLS-Verfahren, gleichzeitig das 'outlet sample' und das 'product sample' zu erneuern, zu einer Überschätzung dieses Verzerrungs-Effekts führen könnte.

Ein besonderes Gewicht für die Gesamtverzerrung des CPI haben **Quality-** und **New Product Bias'.** Zunächst muss festgehalten werden, dass das BLS bereits Prozeduren anwendet, um die Veränderung der Güterqualität zu berücksichtigen. Obwohl diese Anpassungsprozeduren nicht perfekt sind, haben sie einen bedeutenden Einfluss auf die vom BLS ausgewiesenen Teuerungsraten. Das BLS hat auch Prozeduren eingeführt, um neue Güter rechtzeitig in den Index einzubringen. Die Gewichte des Warenkorbes wurden bis jetzt zwar nur ungefähr alle 10 Jahre angepasst. Bei der genauen Auswahl der zu beobachtenden Güter auf dem 'lower level' werden aber in einem 5-Jahres Rhythmus alle Güter ersetzt (jedes Jahr 20%). Sicher wäre es wünschenswert, eine regelmässigere 'sample rotation' vorzunehmen, aber es darf festgehalten werden, dass das BLS bereits mit der heutigen Vorgehensweise grosse Anstrengungen unternimmt, um ein 'item sample' zu erheben, das möglichst gut den aktuellen Konsumgewohnheiten entspricht. Die Schätzungen der Expertenkommission bezüglich der 'Quality Biases' bei den 27 beurteilten Kategorien sind daher teilweise von geringer Beweiskraft. Das BLS kritisiert, dass die Boskin-Kommission für 9 der Kategorien ohne empirische Grundlagen eine Bias-Schätzung vorgenommen hat. Diese 9 Kategorien sind für 0.1 der insgesamt 0.6 Prozentpunkte der festgestellten Verzerrung verantwortlich. Die Boskin-Kommission spezifiziert jedoch im Report nicht, wie die Schätzungen ohne eigene empirische Untersuchungen zustande gekommen sind. Die Boskin-Kommission beurteilt zwar mehrere ihrer Schätzungen als „conservative", allerdings ist dabei überhaupt nicht ersichtlich, warum dem so sein sollte. Am Beispiel von frischen Früchten und Gemüsen sowie Benzin zeigt das BLS, dass die Schätzungen der Boskin-Kommission die effektive Verzerrung überschätzen dürften. K. Abraham kritisiert weitere Bias-Schätzungen der Experten-Kommission. Besonders ins Gewicht fallen die Einwände bei der Kategorie 'Wohnungen', wo sie nachweist, dass man in dieser Kategorie durchaus auch auf einen 'Bias' von Null kommen kann. Bei der Kategorie der neuen oder gebrauchten Autos kritisiert das BLS, dass es die Boskin-Kommission unterlassen hat, die vom BLS bereits durchgeführten Qualitätsanpassungen

zu berücksichtigen. Das BLS teilt aber die Meinung der Expertenkommission, dass es in den Bereichen 'Gesundheitswesen' und 'High-Tech Konsumgüter', welche für gut die Hälfte des 'Quality and New Product Bias' verantwortlich sind, besonders schwierige Messprobleme gibt. Das BLS bezweifelt jedoch, ob die von der Boskin-Kommission herangezogenen Studien, welche sehr spezifische Güter in den beiden Bereiche untersuchen, auf andere Güterbereiche übertragbar sind. Das Vorgehen der Expertenkommission bei der Schätzung des 'Quality and New Product Bias' ist nach Meinung des BLS ganz allgemein zu kritisieren, weil sie ihre Schätzungen auf eine Palette von Studien abstützt, welche ganz verschiedene Methoden anwenden, und sich die Boskin-Kommission nirgends dazu äussert, welche Methoden sie als geeignet erachtet, Qualitätsveränderungen festzustellen. Diese mangelnde Transparenz und Vorbehalte zu einigen der Bias-Schätzungen haben dazu geführt, dass die Reaktion des BLS zum 'quality and new product'-Bereich skeptisch ausgefallen ist. Das BLS muss und will dafür objektive und nachvollziehbare Methoden anwenden. In den Augen des BLS hat die Boskin-Kommission zudem zu geringe Anstrengungen unternommen, um die Existenz negativer 'Biases' zu untersuchen. Aus der Sicht des BLS ist die wichtigste Frage in diesem Themenkomplex, wie es seine eigenen Prozeduren zur Qualitätsbereinigung verbessern und die angesprochenen Probleme schrittweise lösen könnte. Die Indexrevisionen 1998 (welche stufenweise Änderungen von Anfang 1997 bis Ende 1999 mit sich bringen) sowie die Absicht, in Zukunft vermehrt hedonische Techniken anzuwenden, sind Schritte auf diesem Weg. Der 'Quality Bias' stellt gemäss dem Boskin-Report die Quelle der bedeutendsten Verzerrung des CPI dar. Deshalb legte das BLS in seinen Kommentaren auch spezielles Gewicht auf diesen Bereich.

Moulton und Moses (1997)[51] legen deshalb in ihrem Aufsatz die Position des BLS zu den Schätzungen der Kommission in Bezug auf den 'Quality Bias' detailliert dar. Sie nehmen dabei jede einzelne Verzerrungsangabe zu den einzelnen Gütergruppen unter die Lupe. Sie stellen fest, dass es zwei generelle Kategorien von Qualitätsfehlern gibt. Der eine besteht im Versäumnis einen Qualitätsfehler zu entdecken und der andere im Versäumnis, für eine Qualitätsänderung, die man entdeckt hat, eine angemessene Preisanpassung vorzunehmen. Ebenso kann der 'New Product Bias' aufgegliedert werden in ein Versäumnis, neue Produkte ohne lange Verzögerungen in die Stichprobe einzugliedern, und in ein Versäumnis, den Zusatznutzen, den ein neues Gut einem Konsumenten stiftet, einzubeziehen. Im Gegensatz zum 'Quality Bias', der im Prinzip positiv oder negativ sein kann, ist der 'New Product Bias' theoretisch als 'Upward Bias' bekannt. Im allgemeinen werden Qualitäts-veränderungen bei Waren meistens gut erkannt. Die Wahrscheinlichkeit unentdeckter Qualitäts-

[51] Moulton, Brent R. and Moses Karin E.: „Adressing the quality change issue in the consumer price index"; Brookings Papers on Economic Activity; 1:1997, S. 305-366.

veränderungen dürfte deshalb wohl bei den Dienstleistungen höher zu veranschlagen sein, v.a. bei komplexen und wissensbasierten Dienstleistungen, wie bei medizinischen Leistungen und Leistungen im Ausbildungsbereich. Im Gegensatz zur allgemeinen Meinung, führen die Methoden des BLS zur Qualitätsbereinigung einen grossen Teil der Preisveränderungen auf Qualitätsverbesserungen zurück, so dass ein verbleibender 'Quality Bias' sowohl negativ als auch positiv sein kann. Jedesmal wenn neue Preise erhoben werden, überprüft der Preismelder ein zu beobachtendes Gut an Hand einer ausführlichen Beschreibung der Qualitätsmerkmale des zu erhebenden Gutes, um festzustellen, ob sich seit der letzten Preismeldung irgendein Qualitätsmerkmal verändert hat. Qualitätsveränderungen wird dann im BLS mit unterschiedlichen Verfahren Rechnung getragen. Besonders häufig ist dabei der Fall, dass ein Gut nicht mehr vorhanden ist und ersetzt werden muss. Ungefähr 30% der Güter, welche eigentlich permanent in der Stichprobe des CPI enthalten sein sollten, müssen pro Jahr ersetzt werden. Dabei müssen die Qualitätsunterschiede des jeweils neuen zum alten, zu ersetzenden Gut abgeschätzt werden. Es stellt sich dabei die Frage nach den potentiellen Fehlern bei dieser Qualitätsanpassung. In Fällen, in denen nur eine geringe Veränderung der Qualitätsmerkmale vorliegt, ist denkbar, dass kleine, aber nicht registrierte Qualitätsveränderungen fälschlicherweise als Preisveränderung klassifiziert werden. Die Boskin-Kommission schloss aus diesem Verfahren, dass die meisten Güter einer ständigen Verbesserung unterliegen. Dies ist aber keine notwendige Folgerung aus dem beschriebenen Verfahren, weil die einzelnen Gütern bei einer Auswechslung ('replacement') ja nicht nach dem Zufallsprinzip als 'vergleichbar' oder 'nicht vergleichbar' klassifiziert werden. Die Kommission erwähnt zudem nicht, dass bei 'replacements' in vielen Fällen der Preisanstieg die Qualitätsdfifferenz übertrifft, so dass die 'link method' und die 'overlap method' auch einen 'Downward Bias' implizieren können. Es ist sogar wahrscheinlich, dass diese Methoden des Umgangs mit Qualitätsveränderungen im Falle von steigenden Preisen dazu tendieren, den Index nach unten zu verzerren. Umfangreiche Forschungsarbeiten des BLS haben v.a. im Bereich 'Kleidung' und 'Instandhaltung' empirische Evidenz für einen solchen 'Downward Bias' gefunden. Ein weiterer wichtiger Grund, weshalb bei einem 'replacement' nicht die gesamte Preisdifferenz auf Qualitätsänderungen zurückgeführt werden sollte, liegt in der Tendenz der Produzenten, ihre Preise zeitgleich mit der Einführung neuer Modelle zu erhöhen und der Tendenz der Verkäufer, die Preise zu senken, bevor sie ein Gut aus dem Sortiment nehmen. Die Rückkehr vom Ausverkaufspreis das alten Gutes zum Normalpreis des neuen Gutes sollte im CPI als Preiseffekt ausgewiesen werden. Einerseits ist es wahrscheinlich, dass die BLS-Methoden einen Teil der Qualitätsveränderungen übersehen, wenn Qualitätsveränderungen typischerweise in einem kontinuierlichen, mit den Preisänderungen unkorrelierten Prozess auftreten. Andererseits würde das BLS mit denselben Methoden die Qualitätsveränderung überschätzen, wenn Firmen dazu tendieren, Preis- und Qualitätsveränderungen

hinauszuzögern und beides zusammen mit einem neuen Modell eines Gutes einzuführen, so dass die Preis- und die Qualitätsveränderung korrelieren (Bosworth (1997)).[52]

Die BLS-Methoden zur Qualitätsbereinigung haben einen spürbaren Effekt auf die gemessene Preisveränderung. Die angewandten Methoden lassen jedoch keine direkte Evidenz erkennen, dass der 'Quality Bias' eindeutig in eine bestimmte Richtung tendiert. Der Fehler könnte sowohl in die negative wie in die positive Richtung gehen. Es ist das Anliegen des BLS, Verzerrungen sowohl nach oben wie nach unten zu vermeiden.

6.7 Reaktion des BLS auf die Empfehlungen der Expertenkommission[53]

6.7.1 Reaktionen auf die Short Run Recommendations:

- Empfehlung 1: Das BLS hat keine fundamental von der Boskin-Kommission abweichende Meinung, was das Ziel ihres CPI-Programms sein sollte. Es stimmt aber nicht ganz mit der Boskin-Kommission überein, wenn es darum geht, zu beurteilen, welche Änderungen durchführbar bzw. vernünftig und wie schnell evtl. Änderungen realisierbar sind. Weil es zudem nicht möglich ist aus dem theoretischen Cost-of-living-Konzept den einzigen, allgemein gültigen Cost-of-living-Index (COLI) abzuleiten, wird das BLS auch in Zukunft Entscheidungen über die genaue Ausgestaltung, die Berechnungsformeln, den Umfang des Warenkorbes und die Indexkonstruktion treffen müssen. Auch mit einem COLI sind nicht alle Indexziele auf einmal erreichbar.
- Empfehlungen 2 und 3: Diese beiden Empfehlungen zielen auf die Behebung des 'Upper Level Substitution Bias' ab. Die Boskin-Kommission empfiehlt einen 'trailing Törnqvist'-Index für den monatlichen Index. Die Kommission versteht darunter offenbar ein geometrisches Mittel, bei dem die Gewichte jeweils die neuesten Ausgabenanteilen des 'Consumer Expenditure Surveys' (CES) sind. Diese Gewichte werden regelmässig angepasst, sobald neue CES-Daten vorliegen. Weil die Datenerhebung Zeit braucht, widerspiegeln die verwendeten Gewichte aber nicht genau das aktuelle Konsummuster, sondern bieten ein etwas verzögertes Abbild. Die Indizes werden verkettet. Das BLS wird weiterhin verschiedene experimentelle Indizes mit einer superlativen Indexformel berechnen. Wenn der CPI neu mittels einer superlativen Formel berechnet würde, dann könnte er nur mit einer zeitlichen Verzögerung publiziert werden. Zudem können die Daten

---

52 Vgl. B. P. Bosworth Comments in Moulton, Brent R. and Moses Karin E.: „Adressing the quality change issue in the consumer price index"; Brookings Papers on Economic Activity; 1:1997, S. 358/359.

zur Ausgabenstruktur lediglich als Jahresdaten erhoben werden. Für einen echten monatlichen CPI könnten sie also nicht die benötigten Angaben liefern. Die von der Kommission vorgeschlagene Approximation in Form eines 'trailing Törnqvist' hat den Nachteil, dass diese Berechnungsart Preisveränderungen generiert, welche die Erhöhungen der Lebenshaltungskosten signifikant unterschätzen. Shapiro und Wilcox haben gezeigt, dass die beim geometrischen Mittel implizite Substitutionselastizität von Eins das wahre Ausmass, indem die Konsumenten auf dem 'upper level' auf Veränderungen der relativen Preise reagieren, überschätzt.[54] Das geometrische Mittel lässt demnach eine zu starke Substitution in Richtung der relativ günstigeren Güter zu und weist somit eine zu tiefe Teuerungsrate aus. Ein weiterer Problembereich liegt in der Berechnung der Subindizes im CPI. Innerhalb einiger dieser Subindexpositionen sind Güter zusammengefasst, welche relativ enge Substitute darstellen, in anderen sind sehr heterogene Güter zusammengefasst. Weil aber die 'Consumer Expenditure Survey'-Funktion auf einem einzigen Elastizitätsparameter basiert, für den angenommen wird, dass er für alle Güter identisch ist - während die Bereitschaft der Konsumenten zu substituieren, wohl von Güterkategorie zu Güterkategorie variiert – sind weitere Forschungen in diesem Bereich notwendig. Das BLS muss darauf achten, dass es nicht die Glaubwürdigkeit des statistischen Systems aufs Spiel setzt, wenn es ungeprüfte Vorgehensweisen zu schnell übernimmt. Das Budget des Präsidenten enthält Ausgabenposten für die Forschung zur Verbesserung des CPI und ein Teil dieses Geldes wird für die Berechnung eines jährlichen, experimentellen, superlativen Index verwendet. Das BLS plant, dieses Teuerungsmass ab dem Jahr 2002 zu publizieren. Bis dahin wird das BLS intern weiterfahren, superlative Indizes zu berechnen, weil sie auch nach Ansicht des BLS das beste Instrument zur Abschätzung des 'Upper Level Substitution Bias' darstellen.

- Empfehlung 4: Um dem 'Lower Level Substitution Bias' zu eliminieren schlägt die Expertenkommission die Verwendung eines geometrischen Mittels vor. Diese Art der Mittelwertberechnung wird beim BLS seit mehreren Jahren untersucht. Die heutige Indexformel nach Laspeyres lässt keine Substitution zu. Das geometrische Mittel geht davon aus, dass in dem Mass zwischen einzelnen Gütern substituiert wird, dass die Ausgabenanteile, die auf diese Güter entfallen, konstant bleiben. Obwohl diese Annahme wohl nicht für jedes einzelne Gut gilt, sollte das geometrische Mittel eine gute Annäherung an einen Lebenshaltungskosten-Subindex darstellen, wenn die einzelnen Gütergruppen jeweils aus Substituten zusammengesetzt sind. Wenn die Substitutionselastizitäten innerhalb einer Gütergruppe jedoch gleich Null oder eher klein sind, dann

[53] Moulton, Brent R. and Moses Karin E.: „Adressing the quality change issue in the consumer price index"; Brookings Papers on Economic Activity; 1:1997, S. 305-366

[54] Shapiro, Matthew D. and Wilcox, David W.: „Alternative strategies for aggregating prices in the CPI"; Review, Federal Reserve Bank of St. Louis, 1997, Vol. 79 (3), pp.113-125.

ist ein Laspeyres-Index das angebrachte Mass. Das BLS hat begonnen, einen experimentellen Index zu publizieren, bei dem in sämtlichen Bereichen das geometrische Mittel verwendet wird. Zunehmend werden auch Scanner-Daten und Untersuchungen zu Substitutionsbeziehungen zwischen einzelnen Gütern ausgewertet, um zu entscheiden ob innerhalb einer spezifischen Gütergruppe substituiert wird, falls sich die relativen Preise verändern. Eine Schätzung des BLS geht dahin, dass die Verwendung des geometrischen Mittels die Veränderungsrate des CPI um 0.25 Prozentpunkte pro Jahr verringern würde, wenn es in sämtlichen Gütergruppen eingesetzt wird. Wird es nur in einzelnen Bereichen angewendet, so verringert sich dieser Effekt entsprechend.

6.7.2 Reaktionen zu den Intermediate Run Recommendations:

- Empfehlung 5: Das sample für die Güter- und Dienstleistungskomponenten des CPI wurde so konstruiert, dass die Ressourcen systematisch auf die grossen Gütergruppen und sample-Städte verteilt werden. Dabei wurden Stichprobenmodelle verwendet, welche die Stichprobenvarianz der geschätzten Preisveränderungen minimieren. Lösungsansätze zur Allokation der Erhebungsressourcen zwischen Gütern, Verkaufsstellen und Städten resultieren dabei aus den Überlegungen zur 'sampling variability' der einzelnen Gütergruppen, ihrer relativen Wichtigkeit im Zusammenhang mit dem Gesamtbudget sowie den relativen Kosten der Datenerhebung und Datenverarbeitung. Dies alles geschieht innerhalb der Rahmenbedingungen festgesetzter Kosten- und Gebietserfassungsvorgaben.

  Die potentielle Ressourcenersparnis, welche resultiert, wenn man - wie von der Boskin-Kommission als Beispiel angeführt - die Datenerhebung für Güter wie Bananen reduziert, sind sehr gering, weil die Grenzkosten der Datenerhebung und -verarbeitung sehr tief sind. Eine Reallokation von Ressourcen von einem Gut, das eine hohe 'sampling variance' aufweist, zugunsten eines anderen Gutes mit einer kleineren 'sampling variance', würde zudem zu einer Reduktion der Variabilität des CPI und zu einer geringeren Verlässlichkeit des Gesamtindex führen.

  Die Boskin-Kommission schlägt vor, die Datenerhebungsaktivitäten stärker auf andere Ziele zu fokussieren, namentlich auf die Informationsbeschaffung über zukünftige, langfristige Preisbewegungen einzelner Güter oder des CPI insgesamt. Die Erstellung von Inflationsprognosen stellt zwar eine wichtige Anwendung des CPI dar, sie unterscheidet sich aber konzeptionell grundlegend von der Messung der Lebenshaltungskosten. Wenn es das Ziel des CPI wäre, die zukünftige Inflation, den Inflationsdruck, zu messen, würde das möglicherweise eine andere Indexformel und andere Gewichte innerhalb des CPI bedingen. Die Boskin-Kommission sieht aber im CPI ein Mass für die Lebenshaltungskosten. Wenn sie nun gleichzeitig unterstreicht, dass der

CPI auch ein Mass für die zukünftige Inflation sein soll, dann scheint dies doch eine in sich inkonsistente Strategie zu sein.

- Empfehlung 6: Dem BLS ist die praktische Bedeutung dieser Empfehlung nicht ganz klar. Die Aussage der Kommission, dass das BLS Gut für Gut entscheiden solle, welches der effizienteste Weg ist, um eine Stichprobe zu erheben, war schon immer - und wird es bleiben - das Standardvorgehen des BLS. In Einzelfällen erhebt das BLS Daten auf nationaler Ebene. Meist ist dies aber nicht möglich, deshalb muss es die Daten im allgemeinen lokal erheben. Das BLS prüft zur Zeit potentielle Anwendungsmöglichkeiten von Scanner-Daten. Es ist möglich, dass in Zukunft solche Daten für nationale Stichproben verwendet werden können.
- Empfehlung 7: Im Rahmen der Indexrevision 1998 hat das BLS einen Prozess zur Modifizierung der Güterklassifikationsstruktur abgeschlossen. Dabei war es ein wichtiges Anliegen, dass der Index die Substitution der Güter durch die Konsumenten besser erfassen soll. Bei der Festlegung der Güterstruktur versuchte das BLS versuchte ebenfalls darauf zu achten, dass vom Blickwinkel der Konsumenten aus natürliche Gruppen gebildet werden. Das BLS wird weiter daran arbeiten die Güterstruktur des CPI zu verbessern. Aus ihrer Sicht ist es aber unmöglich, eine CPI-Struktur zu erstellen, welche die aktuellen und möglichen zukünftigen Entwicklungen im Substitutionsverhalten der Konsumenten vollständig erfassen kann. Wichtiger ist nach Ansicht des BLS eine Entwicklung systematischer Methoden zur Identifikation von Substitutionsvorgängen und zur Erfassung von Qualitätsunterschieden substituierbarer Güter.
- Empfehlung 8: Die Kommission fordert, dass für langlebige Konsumgüter ein Preis für die Nutzung dieses Gutes erfasst wird. Zudem schlägt sie im Bereich 'Versicherung' ein 'ex ante' Konsumentenpreismass vor. Das BLS führte 1983 den 'rental equivalence approach' im Bereich 'Wohnen' ein. Im Prinzip soll der CPI die Kosten messen, die beim Konsum eines Gutes anfallen. Weil langlebige Güter einen Fluss an Dienstleistungen bereitstellen, wäre die Erfassung eines jährlichen Nutzungspreises wünschenswert. Beim Autoleasing z.B. ist der Markt nun gross genug geworden, so dass seit 1998 Autoleasingpreise zum CPI-Warenkorb gehören. Für andere dauerhafte Güter sind die entsprechenden Mietmärkte meist noch zu wenig weit entwickelt und verbreitet, als dass das BLS in weiteren Bereichen entsprechende Preisdaten erfassen sollte. Das BLS stimmt nicht mit der Kommissionsmeinung überein, dass es zu einem systematischen 'Quality Bias' führt, wenn man nicht bei allen dauerhaften Konsumgütern die Preise für einen Fluss von Dienstleistungen erfasst. Im Bereich 'Versicherungen' geht das BLS einen Weg, auf dem es zum einen über Informationen von Versicherern auf Veränderungen des Werts der Versicherungsleistungskomponente schliesst und zum anderen aufgrund der CPI-Reihen im Bereich Gesundheitswesen ableitet, wie sich die Kosten für eine Verbesserung der Gesundheit

verändern, die man privaten Versicherungen bezahlt. Das BLS anerkennt jedoch, dass es dabei Messprobleme gibt und wird angesichts der Wichtigkeit dieses Bereichs sowohl für Konsumenten als auch für Politiker, weiter nach neuen Möglichkeiten suchen.

- Empfehlung 9: Das BLS hat bereits viele Massnahmen ergriffen, um zu gewährleisten, dass externe Informationen und Forschungsresultate integriert werden können. Das BLS hat auch Forschung akademischer Ökonomen finanziert, wenn eine Mitarbeit externer Experten bei der Lösung schwieriger Probleme notwendig war. Das BLS teilt aber die Meinung, dass ein anhaltender Input von externen Forschern nützlich ist und ist zur Zeit dabei, zu überprüfen, ob eine akademische Beratungskommission etabliert werden kann.

6.7.3 Reaktionen auf die Longer Run Recommendations:

- Empfehlung 10: Das BLS hat Vorbehalte gegenüber der Empfehlung der Boskin-Kommission, Forschungsprogramme einzusetzen, um weitergefasste Aspekte der Lebensqualität wie z.B. Umweltbedingungen, Kriminalität, etc. zu untersuchen. In der Empfehlung der Expertenkommission versteckt sich implizit die Vorstellung, dass das BLS diese Aspekte in den CPI mit einbeziehen sollte. Das BLS ist der Meinung, dass in diesen extensiv definierten Bereichen, welche die Lebensqualität irgendwie beeinflussen, zu viele subjektive Urteile einfliessen müssten, was den Einbezug solcher Aspekt im CPI als nicht akzeptabel erscheinen lässt. Es wird sehr schwer werden, ein wirklich umfassendes Mass der Veränderungen der Lebensqualität zu berechnen. Der Einbezug lediglich ausgesuchter Bereiche dieses extensiven Konzeptes könnte die Qualität des CPI verringern, wenn diese Bereiche nicht repräsentativ sind. Zudem ist unklar, ob Bewertungen der Lebensqualität wirklich in einen Index gehören, welcher zur Anpassung von Zahlungen und Anpasssungen von Steuerparametern verwendet wird. Anpassungen an Veränderungen der Lebensqualität, wie sie die Boskin-Kommission versteht, liegen bei genauem Hinsehen ausserhalb der Zielsetzung des heutigen CPI. Der grösste Teil der Anwendungen des CPI hat sich in einem Kontext eines Indexes entwickelt, welcher auf die Erfassung der Preise von Marktgütern beschränkt ist.
- Empfehlung 11: Bei der Unterscheidung von Qualitätsveränderungen und reinen Preisveränderungen stützt sich das BLS, wie die Mehrzahl der akademischen Ökonomen in der Forschung, in den meisten Fällen auf die eine oder andere Gleichgewichtsannahme. Im Rahmen der Preismessung wird dabei meist von der Annahme ausgegangen, dass sich die beobachteten Märkte im Gleichgewicht befinden, die Märkte dementsprechend geräumt sind und das 'law of one price' gilt. Von den Methoden, welche das BLS für Qualitätsanpassungen verwendet, basieren zwei

('overlap method' und 'link method') auf einer besonders strikten Gleichgewichtsannahme. Die hedonische Methode hingegen lässt zufällige Abweichungen der Preise vom Gleichgewichtswert zu. Das BLS stimmt mit der Kommission überein, dass eine geringere Gewichtung der Gleichgewichtsannahme manchmal zu einem präziseren CPI führen würde, vor allem bei langfristigen Vergleichen. Das BLS plant, weiterhin Forschungsarbeiten über die Auswirkungen von Gleichgewichtsannahmen auf die Preismessung durchzuführen. Es möchte damit Messfehler vermeiden, welche darauf zurückzuführen sind, dass die unterstellte Markträumung nicht auf allen Gütermärkten zu beobachten ist.

- Empfehlung 12: Das BLS stimmt mit der Kommission überein, dass Daten zur Zeitverwendung der Konsumenten für die Forschung wertvoll wären. Das BLS ist ebenfalls der Meinung, dass diese Daten besser in Indikatoren integriert werden sollten, die den CPI ergänzen, statt Teil eines Lebenshaltungskosten-Konzeptes zu sein.

6.8 Fazit des BLS zum Boskin-Report[55]

Der Expertenbericht hatte zur Folge, dass die Politiker auf die vielen und vielfältigen Aspekte aufmerksam gemacht wurden, mit denen es das BLS bei der Konstruktion des CPI zu tun hat. Zwar konzentrierte sich die Aufmerksamkeit der Öffentlichkeit schwergewichtig auf die Schätzungen des Ausmasses der CPI-Verzerrung, aber das zentrale Argument des Reports besteht eigentlich in der Feststellung, dass beinahe jede Annahme, welche irgendwo auf der Welt im Rahmen einer Preisindex-Konstruktion getroffen wird, von der Geschwindigkeit der Veränderungen auf den Märkten in Frage gestellt wird. Diese Probleme sind für Experten von Indexzahlen allerdings nicht neu. Das BLS verfolgt zur Verbesserung des CPI ein Forschungsprogramm, das dem 'Substitution Bias' auf dem 'upper level' und dem 'lower level' gewidmet ist. Daneben werden aber auch bedeutende Fragen im Zusammenhang mit dem 'Quality Bias' und dem 'New Product Bias' miteinbezogen. Zudem plant das BLS mit der gegenwärtigen Publikation von experimentellen superlativen Indizes fortzufahren und ab dem Jahre 2002 einen offiziellen superlativen Index als Ergänzung zum CPI einzuführen.

Das BLS stimmt nicht mit allen Vorschlägen der Kommission überein. Der vorgeschlagene Einsatz des geometrischen Mittels auf dem 'upper level' der CPI-Berechung würde wohl zu einer Unterschätzung der Entwicklung der Lebenshaltungskosten führen. Bei einem Abrücken von der Laspeyres-Formel besteht zudem die Gefahr, dass der CPI schwieriger zu erklären und zu gebrauchen

wäre, wobei diese Aspekte gegen die Vorteile einer besseren Approximation eines Lebenshaltungskostenindexes abzuwägen sind. Für die drei Problemfelder 'Quality Bias', 'New Product Bias' und 'Outlet Bias' existieren noch keine generellen Lösungskonzepte: Dies erklärt auch, weshalb die Boskin-Kommission auf diesem Gebiet keine kurzfristigen Empfehlungen abgegeben hat. Das BLS wird die mittelfristigen Empfehlungen weiterhin verfolgen, es ist jedoch unwahrscheinlich, dass diese die fundamentalen Messprobleme - selbst auch nur spezifischer CPI-Komponenten - lösen können. Es gibt bis heute keine allgemein akzeptierten Vorgehensweisen, um mit diesen Problemen umzugehen. Dies ist auch der Grund weshalb die Kommission bei ihren Schätzungen zur Verzerrung des CPI introspektive und extrapolative Methoden anwenden musste. Das BLS weist speziell einige der Schätzungen zum 'Quality-' und zum 'New Product Bias' zurück, bei denen die Kommission keine wirkliche Evidenz für ihre Resultate aufzeigen konnte. Unter Berücksichtigung dieser Einwände kommt der grösste Teil des 'Quality Bias' aus lediglich zwei Bereichen, den High-Tech-Gütern und dem Gesundheitswesen. Diese beiden Bereiche implizieren auch aus der Sicht des BLS schwerwiegende Messprobleme. Die quantitative Evidenz ist jedoch noch sehr lückenhaft und das BLS ist zurückhaltend mit genauen Abschätzungen ihrer Grössenordnungen. Das BLS sieht seine Hauptaufgabe nicht darin, die Bias-Schätzungen der Kommission sowie anderen zu beurteilen, sondern in erster Linie darin, die besten verfügbaren Methoden für den Umgang mit Qualitätsveränderungen und neuen Produkten sowie neuen Verkaufsstellen einzusetzen. Diese Methoden müssen strengen Kriterien genügen, objektiv und nachvollziehbar sein, obwohl dies den Einbezug des Nutzen gewisser Typen von Produktinnovationen sehr erschwert.

Leider haben die Kontroversen um die Lebenshaltungskosten-Masse dazu geführt, das ein Teil der Öffentlichkeit nun glaubt, der CPI sei in irgend einer Weise unvollständig. Obwohl das BLS diese Vorstellung für unzutreffend hält, ist offensichtlich, dass immer mehr Benutzer von CPI-Informationen Ziele und Prioritäten haben, die sich möglicherweise gegenseitig ausschliessen. In jedem Fall ist aber ein einziger Index suboptimal. Es ist eine Binsenwahrheit, dass es nicht nur ein einziges, bestes Teuerungsmass geben kann. Deshalb hat das BLS begonnen, eine „Familie von Indizes" zu entwickeln, die u.a. auch experimentelle Indizes enthält, welche für andere Fragestellungen gedacht sind als sie dem herkömmlichen CPI zugrundeliegen.

Generell gehen die Bestrebungen des BLS in Richtung aktuellerer Warenkörbe, regelmässigerer Aktualisierungen und einer vermehrten Nutzung von Scanner-Daten. Techniken, mit Hilfe deren man

[55] Abraham, Katharine: „Measurement issues in the consumer price index"; Bureau of Labor Statistics, U.S. Department of Labor; June 1997

die durch neue Produkte hervorgerufene erhöhte Wohlfahrt der Konsumenten messen könnte, stecken leider noch in den Kinderschuhen und werden wohl kaum je in einem kontinuierlichen Preismessungsprogramm wie dem CPI anwendbar sein.

Das BLS ist sich der sensitiven Natur der von ihr produzierten Daten und der Notwendigkeit, dass diese Daten so genau wie möglich sein sollten, sehr bewusst. Es wird auch weiterhin Forschungen auf dem Gebiet derjenigen Messprobleme betreiben, die das BLS und andere identifiziert haben, um daraus resultierende Verbesserungen so schnell wie möglich im CPI zu realisieren.

6.9 Massnahmen des BLS bei aktuellen Indexrevisionen[56]

Nach Ansicht des BLS dient der Report der Boskin-Kommission vor allem dazu, Politikern klarzumachen, dass bei der Berechnung des CPI gewisse Probleme bestehen. Wie die Kommission sieht auch das BLS einen COLI als Ziel ihrer Preismessung. Ein „wahrer" COLI ist aber nicht berechenbar, weil verschiedene wichtige Aspekte dieses Indexkonzeptes nicht wirklich messbar sind. Das BLS sieht v.a. die langfristigen Vorschläge der Kommission als relativ unwichtig an und findet aus der Sicht der „Praktiker" die von der Boskin-Kommission aufgeworfenen Fragen als teilweise problematisch. Da wichtige Teile des Reports auf Forschungsresultaten des BLS beruhen, dürften für das BLS selbst wenig neue Erkenntnisse aus dem Bericht zu gewinnen sein. Zudem waren dem BLS die meisten der aufgeworfenen Problempunkte schon lange vor Einsetzung der Boskin-Kommission bekannt. Deshalb hat das BLS auf diesen Gebieten schon seit Jahren geforscht und Änderungen welche bei der Indexrevision 1998 zum Tragen kamen und in einer Modifikation der CPI Berechnungsformel 1999 ihre Fortsetzung finden werden, von langer Hand vorbereitet. Sowohl die Indexrevision 1998 wie die Revision 1999 stellen somit in keiner Weise eine Reaktion auf den Report dar. Trotzdem sind einige der in der Zwischenzeit vorgenommenen Anpassungen auch für die im Report diskutierten Problembereiche relevant. Sicherlich harren aber bis auf weiteres noch einige bedeutsame Probleme des CPI einer Lösung, so dass noch einiges an zusätzlicher Forschungsarbeit zu leisten ist.

---

[56] „Planned change in the consumer price index formula"; Bureau of Labor Statistics (BLS), April 16, 1998. S.1-15. and „The experimental CPI using geometric means"; Bureau of Labor Statistics (BLS), 1998, http://stats.bls/cpigerp.htm. and: „Testimony of Kathrine G. Abrahamn Commissioner of Labor Statistics before the Subcommittee on human resources house Committee on Government Reform and Oversight April 29, 1998"; Bureau of Labor Statistics, U.S. Department of Labor; 1998.

6.9.1 Kurzer Überblick über die Indexrevision 1998

Um den CPI möglichst genau zu schätzen, wird in den USA der Warenkorb des CPI rund alle 10 Jahre revidiert. Die offensichtlichste Änderung der Revision 1998 besteht in der Einführung eines neuen Warenkorbes und somit auch angepassten Gewichten für die einzelnen Gütergruppen innerhalb des CPI. In den USA ziehen sich solche Indexrevisionsrunden normalerweise über mehrere Jahre hin. Die Indexrevision 1998 dauert sechs Jahre aus und wird im Jahre 2000 abgeschlossen sein. Die laufende Revision des CPI umfasst Änderungen in den vorhandenen Datenreihen, der Güterstruktur, der Methoden zur Auswahl der beobachteten Verkaufsstellen, Revisionen des 'housing sample' und der Spitaldienstleistungskomponenten, sowie eine Neugestaltung der geographischen Stichproben.

Der wichtigste Aspekt der Revision stellt die Korbumgewichtung dar. Die Ausgabenanteile, welche aus den 'Consumer expenditure surveys' von 1993-1995 hervorgingen, dienen dabei als Informationsgrundlage. Der neue Warenkorb - neue geographische Gebietsstichproben, neue Güterstruktur, neue Ausgabenanteile - gilt seit Anfang 1998. Die **Güterstruktur** wurde insofern angepasst, als nun neu 8 statt 7 Hauptgruppen gebildet werden, wobei als neue Gruppe 'Ausbildung und Kommunikation' hinzukommt. Abweichend vom alten Index wird die Anzahl der Preiserhebungen im Bereich 'Esswaren und Getränke' reduziert und stärker auf die übrigen Hauptgruppen verteilt. Zudem werden nun weniger Verkaufsstellen in die Erhebung einbezogen und pro Verkaufsstelle mehr Güter ausgewählt. Ausserdem achtete das BLS beim Design der Güterstruktur darauf, möglichst natürliche Gruppen zu formen, d.h. solche, wie sie vermutlich auch auch die Konsumenten sehen. Zudem wurde das System der Stichproben-Rotation, das für die einzelnen Güter aber auch für die Verkaufsstellen angewendet wird, verbessert. Es führt dazu, dass nun jedes Jahr 20% der Stichprobeneinheiten erneuert werden und die gesamte CPI-Stichprobe somit einmal alle 5 Jahre ausgewechselt wird. Im Bereich **'Wohnen'** wird die Schätzmethode für die Eigenmietwerte verbessert. Zudem werden in Zukunft neu erstellte Häuser und Wohnungen über eine Vergrösserung der Stichprobe in die Erhebung aufgenommen. Im Bereich 'Wohnen' setzt das BLS ein ziemlich feines System zur Erfassung von Qualitätsveränderungen ein, welches entsprechende Preisbereinigungen ermöglicht. Im Bereich der 'Spitaldienstleistungen' gibt es mit der Indexrevision 1998 erhebliche Umwälzungen, indem neu ein Set von Gütern und Dienstleistungen mit Spitalpreisen bewertet wird anstatt wie bisher auf der Basis von Preislisten. Dieses Vorgehen unterstützt die Erfassung von Transaktionspreisen und vereinfacht die Preismessung in einem Gebiet, in welchem Produkte und Dienstleistungen rasanten Veränderungen unterliegen. Allgemein ist ein vermehrter Einsatz von computerunterstützter Datenerhebung geplant. Das neue 'Point-of-Purchase-System' ermöglicht es in Zukunft, die Stichproben nach Kategorien zu rotieren, während die Rotation bisher

nur nach geographischen Gebieten möglich war. Dies ermöglicht es auch, bei Produkten, welche auf sehr dynamischen Märkten gehandelt werden, auf nationaler Ebene insgesamt häufiger zu rotieren. Die verstärkt computerunterstützte Datenerfassung und eine Datenkontrolle am Erfassungsort dürften die Datengenauigkeit erhöhen. Bei der Erfassung von Computerpreisen wird ab Anfang 1998 ein verbessertes hedonisches Preismodell zur Qualitätsbereinigung der Preisbewegungen eingesetzt.

Das BLS geht davon aus, dass der CPI nach der Revision eine bessere Approximation eines „wahren" COLI darstellt als dies bisher der Fall war. Dies zum einen, weil der 'Upper Level Substitution Bias' mit dem neuen Warenkorb sowie der 'Outlet Substitution Bias' mit der neuen Verkaufsstellen-Stichprobe und dem neuen geographischen sample geringer sein sollten. Diese Effekte verschwinden zwar im Lauf der Jahre wieder, aber das BLS will diesem Problem mit häufigeren Korbumgewichtungen (ev. alle 5 Jahre) und Stichprobenanpassungen nun vermehrt Rechnung tragen. Zum anderen wird eine Berücksichtigung neuer Güter oder neuer Verkaufsstellen im Index durch die Revision erleichtert.

6.9.2 Geplante Änderung der Berechnungsformel für den CPI im Jahr 1999

Im Rahmen verschiedener experimenteller Indizes, welche das BLS neben dem offiziellen CPI berechnet und regelmässig veröffentlicht, befindet sich seit April 1997 auch ein experimenteller CPI, welcher auf der unteren Stufe der CPI-Berechnung für alle Bereiche ein geometrisches Mittel verwendet.

Der heutige CPI wird in zwei Stufen berechnet. Zunächst werden auf der unteren Stufe die Einzelpreisbeobachtungen zu Basisindizes zusammengefasst. Die Stufe der Basisindizes stellt die unterste Stufe dar, für welche - im Rahmen eines auf ein Basisjahr fixierten Warenkorbes - Ausgabenanteile aus den 'consumer expenditure surveys' (CES) existieren. Für die Aggregation der Einzelpreismeldungen zu Basisindizes wird im heutigen CPI eine Laspeyres-Formel angewendet. Weil nun aber im BasisWarenkorb des CPI auf dieser untersten Ebene keine Ausgabenanteile gemäss CES existieren, werden die Informationen aus den 'Point-of-Purchase-Surveys' (POPS) als Gewichte bei der Berechnung der Basisindizes miteinbezogen. Bei den POPS werden beim Prozess der Verkaufsstellen- und Güterauswahl Ausgabenanteile der einzelnen Produkte erhoben. Die Basisindizes stellen dann, wie erwähnt, die tiefste Ebene dar, auf welcher die CPI-Warenkorbgewichte aus den 'Consumer expenditure Surveys' (CES) zum Tragen kommen. Diese Basisindizes werden dann auf den oberen Stufen ebenfalls mittels einer Laspeyres-Formel zum Gesamt-CPI aggregiert, nun aber

ausschliesslich unter Verwendung von CES-Gewichten, welche dem offiziellen BasisWarenkorb entsprechen.

Bei der Berechnung des experimentellen CPI wird nun auf der unteren Ebene - also im Rahmen der Basisaggregation - statt eines Laspeyres-Indexes ein gewichtetes geometrisches Mittel eingesetzt, wobei als Gewichte die Daten aus den POPS zur Anwendung kommen. Auf der oberen Ebene wird weiterhin mittels Laspeyres-Index und festen, aus den CES stammenden, Korbanteilen gerechnet. Aus theoretischer Sicht besteht der Vorteil eines Indexes mit geometrischem Mittel darin, dass er eine bessere Approximation eines COLI darstellen kann. Wenn die Konsumenten auf Veränderungen der relativen Preise so reagieren, dass die Ausgabenanteile konstant bleiben, dann wäre das geometrische Mittel ein exaktes Mass für einen COLI. Wird das geometrische Mittel auf der Basisindexebene angewendet, so wird angenommen, dass die aus dem CES stammenden Korbanteile konstant bleiben, die Konsumenten auf der darunter liegenden Ebene aber innerhalb der Basisindizes teuerer gewordene durch billigere Güter substituieren. Dadurch kann der sogenannte 'Lower Level Substitution Bias' praktisch vollständig vermieden werden. Man kann zwar die implizite Annahme bei der Verwendung des geometrischen Mittels, dass die Ausgabenanteile konstant bleiben, nicht überprüfen, aber in vielen Teilmärkten scheint diese Annahme doch weitaus plausibler zu sein als die Annahme, dass die konsumierten Mengen unabhängig von Verschiebungen der relativen Preise sind.

Das BLS entschied sich im Frühjahr 1998 definitiv, das gewichtete geometrische Mittel bei der Berechnung des offiziellen CPI auf der unteren Stufe (Basisaggregation) einzusetzen. Im Gegensatz zum experimentellen Index sollte das geometrische Mittel aber nur in den Bereichen zum Einsatz kommen, wo die Substitutionselastizitäten auf eine Überlegenheit dieser Formel gegenüber der Laspeyres-Formel schliessen liessen. Das BLS versuchte für jede einzelne Güterkategorie zu bestimmen, in welchem Ausmass die Konsumenten als Reaktion auf eine Veränderung der relativen Preise ihr Ausgabenverhalten verändern. Insgesamt resultierte aus diesen Forschungen eine klare Evidenz dafür, dass Konsumenten ihr Kaufverhalten in Abhängigkeit der Veränderung des relativen Preisgefüges, mit welchem sie auf den Märkten konfrontiert sind, verändern können und dies auch tun. Die Ergebnisse legten den Schluss nahe, dass für rund 61% des CPI-Warenkorbes die Anwendung eines geometrischen Mittels sinnvoll wäre, währenddem bei den restlichen 39% auch auf der unteren Stufe weiterhin die Laspeyres-Formel zur Anwendung kommen sollte. Entsprechend diesen Ergebnissen wird das BLS nun auf Anfang 1999 für die 61% des CPI-Warenkorbes auf der unteren Stufe der offiziellen CPI-Berechnung das geometrische Mittel einführen. Auf der unteren Stufe der CPI-Berechnung (Basisaggregation) werden sowohl bei den Gütergruppen, welche weiterhin mittels

Laspeyres-Index aggregiert werden, als auch bei den Gütergruppen, bei denen ab Anfang 1999 nun das gewichtete geometrische Mittel eingesetzt wird, die Angaben aus den POPS als Gewichte in die Berechnungsformeln verwendet.

Einige Bereiche werden im CPI auf der unteren Ebene auch in Zukunft mittels der Laspeyres-Formel berechnet. Dabei handelt es sich um Komponenten im Bereich 'Wohnen', im Bereich staatlicher Gebühren' und 'Versorgungseinrichtungen' sowie ausgewählter Komponenten im Bereich 'Gesundheitswesen'. Die Entscheidung, in diesen Bereichen weiterhin mit der Laspeyres-Formel zu arbeiten gründet darauf, dass man bei diesen Güterkategorien entweder nur geringe Substitutionselastizitäten bei einer Veränderung der relativen Preise oder eine tiefe Preiselastizität der Nachfrage festgestellt hat. In den Bereichen, in welchen der Konsument die nachgefragte Menge eines Gutes bei einer Verteuerung des relativen oder absoluten Preises dieses Gutes nicht oder nur wenig verringert oder überhaupt nicht verringern kann, ist der Einsatz des geometrischen Mittels nicht angezeigt. Die geplante Einsatz der neuen Formel wird die jährliche Teuerungsrate des CPI um ungefähr 0.2 Prozentpunkte verringern und den 'Lower Level Substitution Bias' weitgehend eliminieren. Die Tatsache, dass die Basisaggregationsformeln auf der unteren Stufe den unterschiedlichen Substitutionselastizitäten in den einzelnen Güterbereichen Rechnung trägt, indem auf dieser Ebene ein Methodenmix zum Einsatz kommt, führt zu einem Index, der den Einfluss von sich verändernden Preisen auf den durchschnittlichen amerikanischen Haushalt exakter widerspiegelt als das bisher der Fall war. Die geplante Veränderung der Berechnungsformel entspricht damit einer der von der Boskin-Kommission gemachten Empfehlungen zur Verbesserung des CPI.

Das geometrische Mittel reagiert sehr sensitiv auf extrem starke Preisveränderungen und ist nicht mehr definiert, falls ein Preis auf Null ist. Deshalb werden im Rahmen der Berechnung des CPI ab 1999 bei der Basisaggregation mittels geometrischem Mittel spezielle Grenzwerte eingeführt, um mit extrem starken prozentualen Preisveränderungen umgehen zu können. Dabei wird wohl für die meisten Güterpreise als Obergrenze das Zwanzigfache und als Untergrenze ein Zwanzigstel des Basisperiodenpreises festgelegt, um extreme Ausschläge der prozentualen Preisveränderungen im Index zu vermeiden.

Im Gegensatz zu den fixierten Mengengewichten, welche in der heutigen CPI-Formel auf dem 'lower level' verwendet werden, wird beim geometrischen Mittel ein Set von fixierten Ausgabenanteilen bei der Basisaggregation eingesetzt. Die Fixierung der relativen Ausgabenanteile anstelle der relativen Mengen hat zur Folge, dass die Konsumenten bei einer Veränderung der relativen Preise die Mengen

der Waren und Dienstleistungen, welche sie kaufen, verändern können, obgleich nur innerhalb der engen Abgrenzung einer CPI-Kategorie. Das geometrische Mittel wird nur gebraucht, um Preise auf der 'item-area strata' zu mitteln. Konsequenterweise hat der Gebrauch der neuen Formel nur auf das Problem der Substitution der Konsumenten innerhalb eines solchen 'stratums' Auswirkungen. Der Einsatz des geometrischen Mittels auf dieser Ebene bringt den 'Lower Lewel Substitution Bias' nahezu zum Verschwinden.

6.10 Kontakte der ARGE-B

Das BFS beauftragte die ARGE-B am 1. September 1997 mit der Erstellung einer „Expertise zur Relevanz des Boskin-Reports für den schweizerischen Landesindex der Konsumentenpreise". Im Rahmen der vorbereitenden Aufgaben, insbesondere der Literatursichtung und der Lektüre des Boskin-Reports, stellten das BFS und die ARGE-B fest, dass den Anstössen zur Ausarbeitung des Boskin-Reports bei der Beurteilung dessen Relevanz für die Schweiz eine erhebliche Bedeutung zukommt. Um die Argumente der preisstatistischen Diskussion, welche in den USA im Zusammenhang mit der Indexierung von Renten und der Budgetdefizitproblematik ziemlich kontrovers geführt wurde, besser einordnen zu können, mussten die theoretischen Überlegungen und empirischen Analysen der im Boskin-Report ausgewiesenen Verzerrungen des US-CPI bekannt sein. In der Literatur waren aber in Bezug auf die Grundlagen, auf denen der Boskin-Report aufbaut, nur relativ wenige Informationen zugänglich. Um mehr darüber zu erfahren, auf welcher empirischen Basis die Resultate der Boskin-Kommission zustande gekommen waren und wie die Kommissions-Mitglieder nun nach der breiten öffentlichen sowie wissenschaftlichen Diskussion und den Hearings im US-Senat die Problematik einschätzen, weilten die Mitglieder der ARGE-B und der zuständige Sektionschef des BFS vom 9.2. bis 19.2.1998 in den USA und besuchten die 5 Mitglieder der Boskin-Kommission. Jedes der 5 Mitglieder ist ein Experte zumindest auf einem der Gebiete, in denen man Verzerrungen des CPI bei der Erfassung der Lebenshaltungskosten festgestellt hat. Um auch Informationen aus erster Hand von den vom Boskin-Report unmittelbar Betroffenen zu erhalten, kam es zudem zu einem Treffen mit Vertretern des Bureau of Labor Statistics (BLS), welche für die Erstellung und Publikation des US-CPI verantwortlich sind.

Die erhaltenen Informationen und Erkenntnisse aus den Treffen mit den Professoren M. J. Boskin, R. J. Gordon, Z. Griliches, D. Jorgenson sowie E. R. Dullberger von der Boskin-Kommission und mit den Herren J. Greenlees, D. Fixler und K. Stewart vom BLS sind in alle Kapitel des vorliegenden Schlussbericht eingeflossen und sollen hier nur ganz kurz zusammengefasst werden.

Die **Boskin-Kommission** war selbst sehr überrascht über die starke Beachtung, die ihrer Arbeit in der Öffentlichkeit fand. Insbesondere Befürchtungen vor Konsequenzen für Renten und das staatliche Budget führten zu hitzigen Diskussionen. Die Boskin-Kommission sah ihren Auftrag aber lediglich in der Beantwortung der Frage, inwieweit der CPI bei der Messung der Veränderung der Lebenshaltungskosten Verzerrungen aufweist. Für die Mitglieder der Boskin-Kommission war es sehr wichtig, verschiedene Indexzielen zu unterscheiden. Sie selbst untersuchten nur, wie gut der CPI das Indexziel einer Messung der allgemeinen Lebenshaltungskosten erfüllt. Die Boskin-Kommission befasste sich aber nicht mit anderen Indexzielen, etwa den ganz anders gelagerten Fragen nach einem adäquaten Preisindex zur Indexierung von Renten oder zur Deflationierung von volkswirtschaftlichen Grössen. Die Vermischung verschiedener Indexziele führte in der Diskussion oft zu Konfusionen. In den Augen der Boskin-Kommission sollte das BLS mit dem CPI einen Cost-of-Living-Index (COLI) als Endziel anstreben und in der Praxis eine möglichst gute Approximation einen solchen Indexes bereitstellen.

Die Resultate der Boskin-Kommission stützen sich auf die zentrale Annahme, dass das „law of one price" gilt, d.h. eine Streuung der Preise für ein und dasselbe Gut wird ausgeschlossen bzw. nicht weiter untersucht. Die Boskin-Kommission hatte keine finanziellen Mittel für zusätzliche eigene Forschungen. In allen Bereichen, in denen die Kommission Abschätzungen einzelner Verzerrungen publizierte, stützte sie sich auf bereits bestehende Studien, wobei ein Teil dieser Studien aus dem BLS stammt. In allen Bereichen, in denen die Kommission keine genaueren Resultate oder Angaben zur Verfügung hatte, setzte sie die geschätzte Verzerrung auf 0% („Zero is better than nothing"). In den Augen der Boskin-Kommission sind dies jedoch auch jene Resultate im Report, welche am unsichersten und am ehesten zu hinterfragen sind.

Die Boskin- Kommission, welche in ihrer Meinung zum Ausmass der Verzerrungen sehr geschlossen war, akzeptierte ein Teil der Kritik, welche insbesondere von Seiten des BLS an den Resultaten des Boskin-Reports geübt wurde. Diese betrifft insbesondere einige Abschätzungen im Bereich des ‚Quality Change Bias'. Nach Berücksichtigung dieser berechtigten Kritikpunkte schätzt die Boskin-Kommission deshalb jetzt die Verzerrung des CPI noch auf insgesamt 0.9% anstatt auf 1.1% wie im -Report.

Nach Ansicht der Boskin-Kommission wird auf dem Gebiet der Preisindexberechnung generell und speziell der Messung der Lebenshaltungskosten noch viel zu wenig Forschung betrieben. Ihrer

Meinung nach ist es durchaus denkbar, dass zukünftige wissenschaftliche Untersuchungen – v.a. im Bereich der „neuen Produkte" („New Product Bias") und dem Wechsel von Verkaufsstellen („Outlet Substitution Bias") – zum Schluss kommen, dass die Verzerrungen des CPI noch deutlich stärker ausfallen, als noch im Boskin-Report angenommen wurde.

Die Boskin-Kommission steht der CPI-Indexrevisionen 1998 des BLS skeptisch gegenüber. Aus ihrer Sicht bleibt v.a. das Qualitätsanpassungsverfahren unverändert ungünstig und eine raschere Erfassung von neuen Produkten ist nur bedingt möglich. Generell sollte das BLS bei den Qualitätsanpassungen viel häufiger hedonische Methoden verwenden. Ein Grossteil der Veränderungen im Rahmen der Indexrevisionen des BLS stellt nach Meinung der Boskin-Kommission gar keine Verbesserung des CPI dar im Hinblick auf seine erstrebenenswerte Eigenschaft als Lebenshaltungskostenindex.

Das **Bureau of Labor Statistics (BLS)** betont, dass sie den Boskin-Report als eine sehr wichtige Kritik am CPI erachtet. Das BLS stellt aber auch fest, dass ein Grossteil der im Report verwendeten Studien aus dem eigenen Haus stammt. Das BLS weist darauf hin, dass es seit längerem mehrere Versuchsreihen verfolgt hat und Revisionspläne diskutiert, die inhaltlich sehr nahe an den Empfehlungen der Boskin-Kommission liegen. Das BLS beschäftigte sich mit diesen Plänen und den Vorbereitungen für die Indexrevision 1998 bereits lange vor Arbeitsbeginn der Boskin-Kommission. Das BLS hat völlig unabhängig vom Boskin-Report in dieselbe Richtung gearbeitet, wie es die Boskin-Kommission vorschlägt. Die Massnahmen des BLS, welche im Einklang mit einen beträchtlichen Teil der Empfehlungen der Kommission stehen, stellen somit keine Reaktion des BLS auf den Report dar. Alle Massnahmen des BLS in Zusammenhang mit Verbesserungen des CPI 1996/1997 und mit der Indexrevision 1998 (welche stufenweise Änderungen von Anfang 1997 bis Ende 1999 mit sich bringen), sowie mit der Einführung eines geometrischen Mittels auf der Basisaggregationsebene im Januar 1999 wurden unabhängig vom Boskin-Report im eigenen Haus vorbereitet und durchgeführt. Zudem plant das BLS ab dem Jahre 2002 jährlich einen superlativen Index zu publizieren, der den CPI ergänzt. Entsprechend fühlte sich das BLS vom Boskin-Report etwas ungerechtfertigt angegriffen und bemängelte, dass die Boskin-Kommission keinen engeren Kontakt zum BLS suchte. Grundsätzliche Differenzen zu den CPI-Beurteilungen der Boskin-Komission hat das BLS v.a. bei der Einschätzung der Qualitätsanpassungsmassnahmen. Das BLS sieht im „Linking"-Verfahren, das am häufigsten angewendet wird, im Gegensatz zur Boskin-Kommission, keine Quelle einer systematischen Überschätzung der Lebenshaltungskosten und verteidigt dieses Verfahren. Einig geht das BLS mit der Boskin-Kommission, dass vermehrt Forschung auf diesem Gebiet durchgeführt werden müsste. Im Gegensatz zu kleineren Ländern gibt es in den USA nach

Ansicht des BLS keinen trade-Off zwischen Kosten und Nutzen zusätzlicher Forschung auf diesem Gebiet. Das Argument, dass eine Verbesserung des Preisindexes zu teuer wäre, zählt in den USA nicht. Das BLS bekäme die zusätzlichen Mittel, weil die Ersparnisse des Staates so immens wären, dass aus dieser Sicht beinahe jedes beliebige Budget zur Preisindexberechnung zu rechtfertigen wäre. Aber die meisten praktischen Probleme des BLS bei der Preisindexberechnung sind jedoch auch mit mehr finanziellen Mitteln nicht lösbar.

7. Der Schweizerische Landesindex der Konsumentenpreise

Gegenstand dieses Kapitels ist der Schweizerische Landesindex der Konsumentenpreise (LIK). Das Ziel besteht dabei zunächst darin, die methodische Praxis der Ermittlung des Landesindexes so präzise darzustellen wie es für eine kritische Analyse einer Indexpraxis unumgänglich ist. Zunächst soll das allgemeine Indexkonzept dargestellt werden. Dann folgt eine detaillierte Beschreibung des verwendeten Basisaggregationskonzepts. In weiteren Abschnitten wird erläutert, wie in der Praxis der Berechnung des Landesindexes neu auf dem Markt auftauchende Güter und Qualitätsveränderungen behandelt werden. Im Anschluss daran soll der Landesindex der Konsumentenpreise kritisch auf mögliche Verzerrungen hin untersucht werden.

7.1 Indexkonzept

Der Landesindex der Konsumentenpreise (LIK) soll „ein Massstab der allgemeinen Preisentwicklung der für die Konsumenten bedeutsamen Waren und Dienstleistungen" sein. Er soll „ein möglichst getreues Abbild der Wirklichkeit darstellen" und „die ‚reine Preisentwicklung' messen".[57] In die Indexberechnung gehen 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 beispielsweise in 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 AHV-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 Laspeyres'schen Indexkonzept. Dieses Konzept ist wie bereits ausgeführt dadurch gekennzeichnet, dass von einem fest vorgegebenen Korb von Waren und Dienstleistungen („Güter")

[57] „Die Revision des Landesindexes der Konsumentenpreise. Konzept für einen neuen Landesindex", Bundesamt für Statistik (BfS), Fachbereich Preise, 1993, S.18.

ausgegangen wird, der über eine gewisse Zeit konstant gehalten wird. Aufgrund der Tatsache, dass sich die Konsumgewohnheiten der Verbraucher laufend ändern, wird dieser periodisch zusammengestellt. Die Preismesszahlen aller Güter im Warenkorb werden nach einem festen Schema gewichtet. Diese Gewichte sind gerade die Anteile der Gut-spezifischen Ausgaben eines repräsentativen Haushalts an seinen Gesamtausgaben für Konsumzwecke.

Das Waren- und Dienstleistungsangebot in der Schweiz ist 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 Landesindexes der Konsumentenpreise 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 Preise dieser Güter stellen die Daten dar, aus denen der Landesindex der Konsumentenpreise errechnet wird. Dazu werden für jede Indexposition n $(n = 1,...,N)$ alle Preise der zugehörigen Erhebungspositionen zunächst zu Subindizes SI_n^t amalgamiert, welche die Preisentwicklung aller Indexpositionen von einer Basisperiode B bis zu einer Vergleichsperiode $V = t$ kennzeichnen. Die methodische Konzeption, die dabei verwendet wird, wird im folgenden Abschnitt ausführlich dargestellt. Aus den Subindizes SI_n^t wird schliesslich nach der bekannten Laspeyres'schen Indexformel (vgl. Abschnitt 4.1.2) der aktuelle Wert LIK^t des Landesindexes der Konsumentenpreise berechnet, d.h. es gilt

$$LIK^t = \sum_{n=1}^{N} g_n \times SI_n^t \quad , \tag{7.1}$$

wobei die Gewichte g_n gerade die zur Indexposition n gehörigen Ausgabenanteile darstellen. Die derzeit verwendeten Gewichte stammen aus einer Verbrauchserhebung, die 1990 mit einer Zufallsstichprobe aus 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 SBB- und PTT-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.

Im folgenden Abschnitt soll nun zunächst das Basisaggregationskonzept dargestellt werden, nach dem beim Landesindex der Konsumentenpreise die einzelnen Preismeldungen, die zu einer Indexposition gehören, zu einem Subindex amalgamiert werden.

7.2 Basisaggregationskonzept

Wie in Abschnitt 4.2 dargelegt besteht das Basisaggregationsproblem allgemein darin, für jede Indexposition IP die gesamte Information, welche die Veränderung der Preise der Güter, die zu dieser Indexposition gehören, von einer Basisperiode zu einer Vergleichsperiode kennzeichnet, zu einer einzigen positiven Zahl zu aggregieren. Verschiedene Basisaggregationskonzepte unterscheiden sich in der Art und Weise wie dieses Aggregationsproblem behandelt wird. In diesem Abschnitt wird das Basisaggregationskonzept des BFS dargestellt. Dieses Konzept umfasst drei Aggregationschritte. Der erste besteht darin, dass für jede Indexposition absatzkanal- und regionsspezifische Teilindizes gebildet werden.

7.2.1 Absatzkanal- und regionsspezifische Teilindizes einer Indexposition

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 $(a = 1, ..., A)$, zu dem eine Preismeldestelle gehört, und die **Region**

r $(r = 1, ..., R)$, 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.

Region / Absatzkanal	1	...	r	...	R
1	I^t_{11}		...		I^t_{1R}
⋮		⋱		⋰	
a	⋮		I^t_{ar}		⋮
⋮		⋰		⋱	
A	I^t_{A1}		...		I^t_{AR}

Tabelle 7.0: Exemplarisches Tabellenfeld für eine Indexposition

Dabei ist zu beachten, dass Anzahl und Art der Kategorien der beiden Kriterien Absatzkanal und Region grundsätzlich von der einzelnen Indexposition abhängen, $A = A(IP)$, $R = R(IP)$. Dennoch sind sie nicht für jede Indexposition verschieden. Für viele Indexpositionen bezieht man sich bei der Skalierung des Kriteriums ‚Region' etwa auf die 24 Indexgemeinden, die im System der Preiserhebungen mitarbeiten (vgl. Abschnitt 7.1). Für manche Indexpositionen werden die Preismeldungen regional nach Kantonen strukturiert. Dies gilt etwa für die Indexposition 'Arzttarife'. Es gibt aber auch Indexpositionen, bei denen die Preismeldungen nicht regional strukturiert werden, weil die Preise regional nicht differenziert sind. Dies gilt etwa für die SBB-Tarife. In solchen Fällen ist $R = 1$. Beim Kriterium ‚Absatzkanal' wird generell von einer vorgegebenen Gesamtmenge von Absatzkanälen ausgegangen. Für jede Indexposition ist die Menge der Absatzkanäle, die zur Strukturierung der Preismeldestellen herangezogen wird, eine Teilmenge dieser Gesamtmenge. Für verwandte Indexpositionen werden natürlich dieselben Absatzkanäle herangezogen.

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 $(i = 1, ..., n)$, das zur betrachteten Indexposition IP gehört, wird für jede Preismeldestelle m $(m = 1, ..., M)$, 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, $M = M(i) = M_{ar}(i)$. 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 mit $p^0_{ar,im} = p(IP)^0_{ar,im}$ den Preis, den das i-te Gut, das zur Indexposition IP gehört, bei der m-ten Preismeldestelle in der Basisperiode $B = 0$ kostet, und mit $p^t_{ar,im} = p(IP)^t_{ar,im}$ den entsprechenden Preis in der Vergleichsperiode $V = t$, dann ist die zugehörige Preismesszahl (**"Basisrelation"**) gegeben mit

$$I^t_{ar,im} = p^t_{ar,im} / p^0_{ar,im}. \tag{7.2}$$

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

$$I^t_{ar} = I(IP)^t_{ar} = \left(1 \Big/ \sum_{i=1}^{n(IP)} M(i)\right) \sum_{i=1}^{n(IP)} \sum_{m=1}^{M(i)} I^t_{ar,im} = \frac{1}{nM} \sum_{m,i=1}^{M,n} I^t_{ar,\,im} \tag{7.3}$$

zu verwenden. Dabei gilt die letzte Identität exakt nur für den einfachen Spezialfall, bei dem für jedes Gut i die gleiche Zahl M von Meldestellen verfügbar ist, d.h. falls $M(i) = M$ für alle $i = 1,...,n$. Im allgemeinen ist dies nicht der Fall. Im folgenden wird zur Vereinfachung der Notation meist auf den letzten Ausdruck zurückgegriffen. Er sei durch den vorletzten definiert. Für den Fall, dass es innerhalb eines Tabellenfeldes für bestimmte Güter i keine Verkaufsstelle gibt $(M(i) = 0)$, wird die innere

Summe des vorletzten Ausdrucks gleich Null gesetzt. Falls dies für alle Güter einer Indexposition der Fall ist, wird für dieses Tabellenfeld keine Basisrelation ausgewiesen. Es bleibt leer.

Bei den absatzkanal- und regionsspezifischen Teilindizes einer Indexposition IP wird offenbar simultan über alle Güter, die zur Indexposition IP gehören, und alle Meldestellen, die zum Absatzkanal a gehören und in der Region r liegen, das (ungewogene) arithmetische Mittel aller zugehörigen Preismesszahlen gebildet. Dies bedeutet implizit, dass bei diesem Indikator die Preise ein und desselben Gutes, wenn sie bei verschiedenen Meldestellen erhoben wurden, als Preise verschiedener Güter betrachtet werden. Bei dieser Vorgehensweise wird also jede Indexposition mit der Gesamtheit aller möglichen Preismeldungen identifiziert, die von den Erhebungspositionen, die zu dieser Indexposition gehören, theoretisch beschaffbar wären. Jede einzelne Preismeldung wird als Stichprobenbeobachtung aus dieser Gesamtheit interpretiert.

Als Grundlage für die praktische Berechnung dieser Teilindizes dient allerdings nicht die konzeptionelle Formel (7.3), sondern eine rekursive Variante davon. Der Wert I_{ar}^{t} jedes Teilindexes für die Periode t kann nämlich äquivalent mit Hilfe der Rekursionsformel

$$I_{ar}^{t} = \left[\sum_{m,i=1}^{M,n} I_{ar,im}^{t} \Big/ \sum_{m,i=1}^{M,n} I_{ar,im}^{t-1} \right] \times I_{ar}^{t-1} =: Q_{ar}^{t} I_{ar}^{t-1} \tag{7.3'}$$

berechnet werden. Bei dieser Rekursionsformel wird also offenbar der Wert I_{ar}^{t-1} des Teilindexes der Vorperiode korrigiert mit dem Quotienten aus dem Wert I_{ar}^{t} des Teilindexes für die Periode t und seinem Wert I_{ar}^{t-1} für die Vorperiode.

Führt man die Rekursion (7.3') zurück bis auf den ersten (sinnvollen) Ausdruck für $t = 1$, so erhält man

$$I_{ar}^{t} = \frac{\sum I_{ar,mi}^{t}}{\sum I_{ar,mi}^{t-1}} \times \frac{\sum I_{ar,mi}^{t-1}}{\sum I_{ar,mi}^{t-2}} \times \ldots \times \frac{\sum I_{ar,mi}^{t-(t-1)}}{nM} \times 1 \ .$$

Diese Gleichung macht deutlich, dass bei der Berechnung von I_{ar}^{t} einerseits fortlaufend in bestimmter Weise verkettet wird und dass die Rekursionsformel (7.3') mit dem definitorischen Ausdruck (7.3) 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 regionsspezifischen Teilindizes einer Indexposition von der Rekursionsformel (7.3') ausgeht, liegt darin, dass diese Formel im Hinblick auf das Problem neu auf dem Markt auftauchender und vom Markt verschwindender Güter oder Güterqualitäten flexibel interpretiert werden kann. Diese Flexibilisierungsmöglichkeit besteht darin, die Gesamtheit der Güter, über die bei der Bildung des Indexes (7.3) summiert wird, periodenabhängig zu betrachten. Dies bedeutet, dass bei der Bildung des Korrekturfaktors Q_{ar}^{t} nicht notwendigerweise über die gleichen Preismesszahlen summiert wird wie bei der Berechnung des Indexes I_{ar}^{t-1} der Vorperiode.

Wird auf dem Markt ein neues Gut oder eine neue Güterqualität 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 (vgl. Abschnitt 7.3). 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. Dabei wird im BFS die Auffassung vertreten, dass innerhalb des Korrekturfaktors Q_{ar}^{t} im Zähler über die gleichen Güter summiert werden sollte wie im Nenner. Im folgenden soll der absatzkanal- und regionsspezifische Teilindex einer Indexposition IP, falls er nach der flexibilisierten Rekursionsformel (7.3') berechnet wird, mit RI_{ar}^{t} bezeichnet werden. Im allgemeinen gilt natürlich $I_{ar}^{t} \neq RI_{ar}^{t}$.

7.2.2 Gesamtindex einer Indexposition

Nachdem für eine Indexposition IP alle absatzkanal- und regionsspezifischen Teilindizes RI_{ar}^{t} $(a = 1,...,A; r = 1,...,R)$ 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.

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

zu verwenden, wobei als Gewicht α_r für den Teilindex RI_{ar}^t $(r = 1, ..., R)$ 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.

Zu beachten ist, wie das BFS konzeptionell den praktisch recht oft vorkommenden Fall eines leeren Tabellenfeldes innerhalb einer Spalte der Tabelle behandelt. Ein derartiger Fall liegt dann vor, wenn ein bestimmter Absatzkanal in einer Region r_o nicht vertreten ist. In einem solchen Fall wird diese Region bei der Bildung des absatzkanalspezifischen Indexes (7.4) vernachlässigt. Dieser wird als gewogenes arithmetisches Mittel über $R-1$ Summanden berechnet wobei die Region $r = 1,..., R;$ $r \neq r_0$ mit den renormierten Gewichten $\alpha_r' := \alpha_r / \sum_{r \neq r_0} \alpha_r$ gewogen werden. Diese Gewichte sind wieder positiv und auf Summe gleich Eins normiert.

Als Grundlage für die praktische Berechnung der absatzkanalspezifischen Teilindexes dient allerdings nicht die konzeptionelle Formel (7.4), sondern wie bei der Bildung der absatzkanal- und regionsspezifischen Teilindizes eine rekursive Variante davon. Der Wert I_a^t 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 (7.3')

(7.4') $$I_a^t = \left[\sum_{r=1}^{R} \alpha_r I_{ar}^t / \sum_{r=1}^{R} \alpha_r I_{ar}^{t-1} \right] \times I_a^{t-1} = Q_a^t I_a^{t-1} \quad \text{für} \quad t = 1, 2, \ldots \ .$$

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 analog zur Rekursionsformel (7.3') mathematisch mit dem definitorischen Ausdruck (7.4) äquivalent.

Der Grund, warum das BFS bei der Berechnung absatzkanalspezifischer Teilindexes auf diese Rekursionsformel zurückgreift, liegt ähnlich wie bei der Berechnung der absatzkanal- und regionsspezifischen Teilindizes darin, dass diese Formel flexibel interpretiert werden kann. Die Flexibilisierungsmöglichkeit besteht hier darin, die Regionen, über die bei der Bildung des absatzkanalspezifischen Teilindexes (7.4) 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 Indexes I_a^{t-1} der Vorperiode. Bei Verwendung dieser Formel ist es jederzeit möglich, zusätzliche Regionen zu berücksichtigen oder Regionen entfallen zu lassen.

Von der Möglichkeit, Regionen zusätzlich zu berücksichtigen oder entfallen zu lassen, wird vom BFS einerseits dann Gebrauch gemacht, wenn es eine Indexgemeinde gibt, in der es bisher keine Erhebungsstelle gab, neu aber mindestens eine gibt, die zum Absatzkanal a gehört. Andererseits wird darauf zurückgegriffen, wenn es eine Indexgemeinde gibt, in der es bisher eine Erhebungsstelle gab, die zum Absatzkanal a gehörte, die aber geschlossen wurde. Dann wird beim Korrekturfaktor Q_a^t mit Gewichten gearbeitet, die im oben beschriebenen Sinn normiert sind.

Analog wie bei der Berechnung der absatzkanal- und regionsspezifischen Teilindizes wird im BFS die Auffassung vertreten, dass innerhalb des Korrekturfaktors Q_a^t im Zähler über die gleichen Regionen summiert werden sollte wie im Nenner. Im folgenden soll ein absatzkanalspezifischer Teilindex einer Indexposition IP, falls er nach der flexibilisierten Rekursionsformel (7.4') berechnet wird, mit RI_a^t bezeichnet werden. Im allgemeinen gilt natürlich $I_a^t \neq RI_a^t$.

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

(7.5) $$I^t = I(IP)^t = \sum_{a=1}^{A} \beta_a I_a^t$$

zu verwenden. Als Gewichte $\beta_a \ (a = 1, ..., A)$ 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 für das BFS von einem Marktforschungsinstitut ermittelt.

Zu beachten ist auch hier, wie das BFS den praktisch eher seltenen, aber theoretisch immer möglichen Fall einer leeren Zeile innerhalb der zu einer Indexposition gehörigen Tabelle behandelt. Ein derartiger Fall liegt dann vor, wenn ein bestimmter Absatzkanal a_0 in keiner Region ein Gut vertreibt, das zur betrachteten Indexposition gehört. In einem solchen Fall wird dieser Absatzkanal bei der Bildung des Gesamtindexes (7.5) vernachlässigt. Dieser wird als gewogenes arithmetisches Mittel über $A-1$ Summanden berechnet wobei die Absatzkanäle $a = 1,..., A;\ a \neq a_0$ mit den renormierten Gewichten $\beta'_a := \beta_a \Big/ \sum_{a \neq a_0} \beta_a$ gewogen werden. Diese Gewichte sind wieder positiv und auf Summe gleich Eins normiert.

Als Grundlage für die praktische Berechnung des Gesamtindexes dient allerdings wieder nicht die konzeptionelle Formel (7.5), sondern wie bei der Bildung der bisherigen Teilindizes eine rekursive Variante davon. Der Wert I^t des Gesamtindexes 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 (7.3')

(7.5') $$I^t = \left[\sum_{a=1}^{A} \beta_a I_a^t \Big/ \sum_{a=1}^{A} \beta_a I_a^{t-1} \right] \times I^{t-1} = Q^t I^{t-1} \quad \text{für} \quad t = 1, 2, \ldots .$$

Bei dieser Rekursionsformel wird also der Wert I^{t-1} des Gesamtindexes der Indexposition für die Vorperiode korrigiert mit dem Quotienten aus dem Wert I^t des Gesamtindexes für die Periode t und seinem Wert I^{t-1} für die Vorperiode. Diese Rekursionsformel ist analog zur Rekursionsformel (7.3') mathematisch mit dem definitorischen Ausdruck (7.5) äquivalent.

Der Grund, warum das BFS bei der Berechnung des Gesamtindexes einer Indexposition auf diese Rekursionsformel zurückgreift, liegt ähnlich wie bei der Berechnung der absatzkanalspezifischen Teilindizes darin, dass diese Formel flexibel interpretiert werden kann. Die Flexibilisierungsmöglichkeit besteht hier darin, die Absatzkanäle, über die bei der Bildung des Gesamtindexes (7.5) 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.

Der Fall zusätzlich oder nicht mehr zu berücksichtigender Absatzkanäle tritt sehr selten auf. Davon wird vom BFS aber etwa dann Gebrauch gemacht, wenn es unter der vorgegebenen Gesamtmenge von Absatzkanälen einen gibt, in dem es bisher für keines der Güter, die zu einer Indexposition gehören, eine Preismeldestelle gab, in dem aber neu wenigstens ein (absatzkanalspezifischer) Anbieter auftritt, der als Preismeldestelle dient. In einem solchen Fall ist zu beachten, dass bei der Bildung des spezifischen Teilindexes dieses Absatzkanals mit renormierten Gewichten gearbeitet wird, falls dieser Absatzkanal nicht in allen Regionen vertreten ist.

Analog wie bei der Berechnung der Teilindizes wird im BFS die Auffassung vertreten, dass innerhalb des Korrekturfaktors Q^t im Zähler über die gleichen Absatzkanäle summiert werden sollte wie im Nenner. Im folgenden soll der Gesamtindex einer Indexposition n $(n = 1,...,N)$, falls er nach der flexibilisierten Rekursionsformel (7.5') berechnet wird, mit RI_n^t bezeichnet werden. Im allgemeinen gilt natürlich $I_n^t \neq RI_n^t$.

Die rekursiv ermittelten Gesamtindizes RI_n^t $(n = 1,...,N)$ aller N Indexpositionen stellen nun die Subindizes dar, die in die Formel (7.1) eingehen. Der Landesindex der Konsumentenpreise ergibt sich somit gemäss Gleichung (7.1) als das gewogene arithmetische Mittel

$$LIK^t = \sum_{n=1}^{N} g_n \times RI_n^t \tag{7.6}$$

rekursiv berechneter Subindizes, wobei die Gewichte g_n die zur Indexposition n gehörigen Ausgabenanteile darstellen.

Wie in Abschnitt 7.1 bereits erläutert wird im Rahmen eines Laspeyres'schen Indexkonzeptes beim zeitlichen Vergleich von Preisen von einem über die betrachteten Perioden hinweg unveränderten Warenkorb mit Gütern konstanter Qualität ausgegangen. Diese Restriktion stellt für die Indexpraxis in hochentwickelten dynamischen Volkswirtschaften das Hauptproblem des Laspeyres'schen Indexkonzeptes dar, weil sich auf derartigen Märkten Angebot und Qualität der angebotenen Güter laufend ändert. Im folgenden wird ausgeführt, wie das BFS bei der Berechnung des Landesindexes neu auf dem Markt auftauchende Güter und Qualitätsveränderungen behandelt.

7.3 Behandlung von Veränderungen auf dem Gütermarkt

Beim Laspeyres'schen Indexkonzept wird unterstellt, dass die im Warenkorb erfassten Güter über einen gewissen Zeitraum hinweg qualitativ unverändert bleiben. Nur dann ist der zeitliche Vergleich von Preisen streng genommen zulässig. Diese Annahme ist aber in einer sich dynamisch entwickelnden Volkswirtschaft unrealistisch, da sich das Warenangebot laufend ändert. Einerseits werden die im Warenkorb erfassten Güter fortlaufend qualitativ verändert und andererseits tauchen auf dem Gütermarkt permanent neue Güter auf, die im Warenkorb der Basisperiode noch nicht berücksichtigt sind.

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. In Abschnitt 7.3.2 wird dargestellt, wie auf dem Markt auftauchende neue Gütervarianten behandelt werden.

7.3.1 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 einer **indexverträglichen Veränderung** auf dem Gütermarkt gesprochen werden. Der zweite Fall ist dadurch gekennzeichnet, dass ein ‚neues' Gut in keine der vorgegebenen Indexpositionen „passt". Die Aufnahme eines derartigen Gutes erfordert eine Änderung der vorgesehenen Indexpositionen. In diesem Fall soll im folgenden von einer **indexunverträglichen Veränderung** auf dem Gütermarkt gesprochen werden.

Zunächst ist festzuhalten, dass das BFS durch regen Kontakt mit den Preismeldestellen und durch eigene laufende Marktbeobachtungen 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 „einpassen" eines ‚neuen' Gutes in eine bestehende Indexposition 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 zugewartet und dann explizit eine Indexposition dafür geschaffen. Im folgenden soll zunächst dargestellt werden, wie das BFS im ersten Fall eines ‚neuen' Gutes vorgeht, in dem das ‚neue' Gut in eine bestehende Indexposition eingeordnet werden kann.

Bei der Behandlung eines neu auf dem Markt angebotenen Gutes, das einer bestimmten Indexposition zugeordnet werden kann, werden vom BFS zwei Fälle unterschieden. Der erste Fall ist dadurch gekennzeichnet, dass ausschliesslich „der aktuelle Preis" $p^t_{i(neu)}$ des neuen Gutes $i(neu)$ bekannt ist. Der „Preis irgendeiner Vorperiode" ist unbekannt. 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., $p^t_{i(neu)} = p^t_{ar,i(neu)m}$. Im letzten Abschnitt wurde darauf hingewiesen, dass das BFS im Rahmen seines absatzkanal- und regionsspezifischen Indikators RI^t_{ar} die Preise ein und desselben Gutes, wenn sie bei verschiedenen Meldestellen erhoben wurden, als Preise verschiedener Güter betrachtet.

Dies bedeutet, dass dieser erste Fall eines neu auf dem Markt angebotenen Gutes, das einer bestimmten Indexposition zugeordnet werden kann, 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^t_{ar} des Teilindexes gesetzt, der zu dem Tabellenfeld (a,r) gehört, in dem die betrachtete Meldestelle liegt, d.h.

(7.7) $$p^t_{ar,i(neu)m} / p^0_{ar,i(neu)m} = RI^t_{ar} \ .$$

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

(7.8) $$p^0_{ar,i(neu)m} := \frac{p^t_{ar,i(neu)m}}{RI^t_{ar}}$$

angesetzt wird. Dieser Basispreis ergibt sich also durch Rückrechnung des aktuellen Preises mit Hilfe der durchschnittlichen Preisentwicklung im betrachteten Tabellenfeld. Die Setzung (7.7) bedeutet, dass die Einbringung des neuen Gutes keinen Einfluss auf den Indexwert RI^t_{ar} hat. Das BFS spricht deshalb von einem „indexneutralen" Einbezug eines neuen Gutes.

Der zweite Fall eines neu auf dem Markt angebotenen Gutes, das einer bestimmten Indexposition zugeordnet werden kann, ist dadurch gekennzeichnet, dass neben „dem aktuellen Preis" $p^t_{i(neu)}$ des neuen Gutes sein „Preis $p^{t-1}_{i(neu)}$ in der Vorperiode" bekannt ist. Oben wurde bereits erwähnt, dass ein neues Gut von gewisser Marktbedeutung im allgemeinen bei verschiedenen Preismeldestellen mehrerer Absatzkanäle und in mehreren Regionen angeboten wird und dass das BFS im Rahmen seines absatzkanal- und regionsspezifischen Indikators RI^t_{ar} die Preise ein und desselben Gutes, wenn sie bei verschiedenen Meldestellen erhoben wurden, als Preise verschiedener Güter betrachtet.

Dies bedeutet, dass dieser zweite Fall eines neu auf dem Markt angebotenen Gutes, das einer bestimmten Indexposition zugeordnet werden kann, 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., $p^t_{i(neu)} = p^t_{ar,i(neu)m}$, sondern auch eine Reihe von Preisen der Vorperiode gibt, d.h., $p^{t-1}_{i(neu)} = p^{t-1}_{ar,i(neu)m}$. 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 Teilindexes, der zu dem Tabellenfeld (a,r) gehört, in dem die betrachtete Meldestelle liegt, d.h.

(7.9)
$$\frac{p^t_{ar,i(neu)m}}{p^0_{ar,i(neu)m}} = \frac{p^t_{ar,i(neu)m}}{p^{t-1}_{ar,i(neu)m}} \times RI^{t-1}_{ar} \ .$$

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

(7.10)
$$p^0_{ar,i(neu)m} := \frac{p^{t-1}_{ar,i(neu)m}}{RI^{t-1}_{ar}}$$

angesetzt wird. Dieser Basispreis ergibt sich also durch Rückrechnung des Vorperiodenpreises mit Hilfe der durchschnittlichen Preisentwicklung im betrachteten Tabellenfeld. 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 Teilindexes auf der nächsthöheren Aggregationsstufe festgelegt.

In Abschnitt 7.2 wurde ausgeführt, dass im Rahmen des Basisaggregationskonzepts des BFS nach der Berechnung der absatzkanal- und regionsspezifischen Teilindizes der zweite Aggregationsschritt darin besteht, absatzkanalspezifische Teilindizes zu berechnen. Dies bedeutet, dass, wenn für ein Tabellenfeld (a,r), für das eine Preismeldung für ein ‚neues' Gut vorliegt, kein zugehöriger Teilindex RI_{ar}^{t} ausgewiesen wird, ersatzweise der absatzkanalspezifische Teilindex RI_{a}^{t} herangezogen wird. Zur Berechnung eines Basispreises eines neu auf dem Markt auftauchenden Gutes wird also in Formel (7.8) statt I_{ar}^{t} der Teilindex I_{a}^{t} verwendet bzw. in Formel (7.10) statt I_{ar}^{t-1} der Teilindex I_{a}^{t-1}. Im praktisch kaum relevanten, aber theoretisch denkbaren Fall, dass für den zugehörigen Absatzkanal a kein Teilindex ausgewiesen wird, wird in den Formeln (7.8) bzw. (7.10) auf den Gesamtindex I^{t} der betrachteten Indexposition zurückgegriffen. Dies bedeutet, dass auch in den Fällen, in denen für ein Tabellenfeld (a,r), für das eine ‚neue' Preismeldung vorliegt, kein zugehöriger Teilindex RI_{ar}^{t} ausgewiesen wird, ein neues Gut in einem bestimmten Sinn in „indexneutraler" Form in die Indexberechnung einbezogen wird.

In der aktuellen Diskussion über die Qualität von Preisindizes wird im Hinblick auf die Aktualität des Warenkorbes fast ausschliesslich das Problem der rechtzeitigen Berücksichtigung von neu auf dem Markt auftauchenden Güter thematisiert. Für die Aktualität eines Warenkorbes ist es aber ebenso wichtig, dass Güter, die nicht mehr nachgefragt werden, rechtzeitig aus dem Warenkorb entfernt werden. Im folgenden soll noch erläutert werden, wie das BFS bei der Eliminierung nicht mehr marktgängiger Güter vorgeht.

Falls ein Gut, das bisher dem Warenkorb angehörte, nicht mehr hinreichend nachgefragt wird, so wird es simultan bei der Berechnung aller Teilindizes einer Indexposition nicht mehr berücksichtigt. Dies geschieht in der Form, dass die Preismesszahlen dieses Gutes im Korrekturfaktor Q_{ar}^{t} nicht mehr erfasst werden, d.h. im Zähler wird die aktuelle Messzahl dieses Gutes und im Nenner seine Vorperiodenmesszahl (jeweils bezüglich der Basisperiode) weggelassen. Dass auch im Nenner, der ja gerade den Wert des betrachteten Teilindexes in der Vorperiode darstellt, die Preismesszahl des in der aktuellen Periode nicht mehr erfassten Gutes nicht mehr berücksichtigt wird, wird vom BFS damit begründet, dass innerhalb des Korrekturfaktors Q_{ar}^{t} im Zähler über die gleichen Güter summiert werden sollte wie im Nenner.

In diesem Abschnitt wurde bisher ausschliesslich derjenige Fall eines im eigentlichen Sinn neuen Gutes behandelt, der dadurch gekennzeichnet ist, dass dieses Gut als weitere Erhebungsposition einer bestimmten, im Rahmen des aktuellen Indexkonzeptes bestehenden Indexposition zugeordnet werden kann. Der zweite Fall eines neuen Gutes im eigentlichen Sinn ist demgegenüber dadurch gekennzeichnet, dass dies nicht möglich ist. Für derartige Güter muss eine neue Indexposition geschaffen werden. Die Schaffung neuer Indexpositionen für neue Güter ist aber bei jedem Indexkonzept erst im Rahmen einer Indexrevision möglich. Die Schaffung einer neuen Indexposition für ein neues Gut erfordert nämlich eine Neubasierung des Indexes, weil für die bisherige Basisperiode weder Preis noch Verbrauchsmenge bzw. Ausgabenanteil des neuen Gutes oder allgemeiner der neuen Indexposition bekannt oder beschaffbar sind.

Dies gilt insbesondere für das Laspeyres'sche Indexkonzept, wie es als Grundlage auch für den Landesindex der Konsumentenpreise dient. Indexunverträgliche neue Güter werden im Landesindex der Konsumentenpreise zwangsläufig erst im Rahmen der periodisch stattfindenden Neubasierungen erfasst. Dazu wird zunächst bereits einige Jahre vor einer Neubasierung eine neue Indexposition konzipiert. In dieser werden als Erhebungspositionen all jene Varianten des neuen Gutes zusammengefasst, die zu diesem Zeitpunkt bereits eine gewisse Marktbedeutung besitzen. Dann werden in der vor der Neubasierung durchgeführten Verbrauchserhebung für all diese Erhebungspositionen die Verbrauchsmengen erhoben. Auf der Grundlage dieser Erhebung wird schliesslich neben den Gewichten für alle anderen Indexpositionen auch das Gewicht ermittelt, mit dem die neue Indexposition in den neubasierten Index eingeht. Ab der neuen Basisperiode wird dann das bisher indexunverträgliche neue Gut im Landesindex der Konsumentenpreise berücksichtigt. Preisveränderungen der verschiedenen Varianten des neuen Gutes werden entsprechend dem in

Abschnitt 7.2 dargestellten Basisaggregationskonzept des BFS in dem Subindex erfasst, der die neu geschaffene Indexposition kennzeichnet.

Ein Beispiel für ein neues Gut im eigentlichen Sinn stellte für den Landesindex der Konsumentenpreise zur Basis 1982 etwa der ‚Personalcomputer' dar. Dieses Gut konnte in keine der vorgesehenen Indexpositionen dieses Indexes eingeordnet werden. Deshalb wurde im Rahmen der Indexrevision 1993 neu die Indexposition ‚Heim- und Personalcomputer' geschaffen. Im Rahmen der Verbrauchserhebung für den neubasierten Index wurde für diese Indexposition das Gewicht 0,325 ermittelt.

7.3.2 Behandlung von „neuen" Gütervarianten

Die Behandlung von neu auf dem Markt angebotenen Varianten oder Modellen eines Gutes, das bereits im Warenkorb berücksichtigt ist, stellt eines der Hauptprobleme dar, die sich bei Verwendung des Lösungskonzeptes stellen. Gemäss diesem Konzept sind nämlich im Rahmen eines Preisindizes nur „echte" Preisveränderungen zu erfassen. Qualitätsbedingte Preisveränderungen, die als solche keine Teuerung darstellen, sind bei der Indexberechnung geeignet zu eliminieren. Diese Aufgabe stellt sich insbesondere beim Landesindex der Konsumentenpreise.

Verändert sich die Qualität eines Gutes i, das im Warenkorb innerhalb einer Erhebungsposition erfasst wird, so ist dieser Veränderung im Rahmen der zugehörigen laufenden Preisreihe geeignet Rechnung zu tragen. Bei Veränderungen der Qualität eines Gutes geht es also nicht darum, eine neue Preisreihe zu beginnen, sondern darum, eine bereits bestehende geeignet fortzusetzen. Bei der Fortsetzung bestehender Preisreihen verfährt das BFS stets nach einer bestimmten allgemeinen Konzeption.

Zur Bestimmung der aktuellen Preismesszahl (relativ zur Basisperiode) der qualitätsveränderten neuen Gütervariante $i(neu)$ wird eine geeignete Preismesszahl $PMZ_{i(neu)}^{t,t-1}$ dieses Gutes relativ zur Vorperiode ‚verkettet' mit der Vorperioden-Preismesszahl (relativ zur Basisperiode) des ursprünglichen Gutes $i = i(alt)$, d.h. man geht vom allgemeinen Ansatz

$$\frac{p_{ar,i(neu)m}^{t}}{p_{ar,i(neu)m}^{0}} = PMZ_{i(neu)}^{t,t-1} \times \frac{p_{ar,im}^{t-1}}{p_{ar,im}^{0}} \tag{7.11}$$

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

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

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 Güterkorb 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 $PMZ^{t,t-1}_{i(neu)}$ der neuen Gütervariante relativ zur Vorperiode gleich $p^{t}_{i(neu)} / p^{t-1}_{i(alt)}$ gesetzt. Aus (7.12) erhält man damit gerade

(7.13) $$p^{0}_{ar,i(neu)m} := p^{0}_{ar,i(alt)m} ,$$

der Basispreis der neuen Gütervariante wird also implizit gleich dem Basispreis der alten Gütervariante gesetzt. Diese Vorgehensweise ist in der folgenden Tabelle 7.1 dargestellt.

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 $p^{t}_{ar,i(neu)m}$ 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 $p^{t}_{ar,i(neu)m} / p^{t-1}_{ar,i(neu)m}$ verwendet. Aus (7.12) erhält man damit gerade

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

	Altes Modell $i = i(alt)$		Neues Modell $i = i(neu)$	
Zeitpunkt	Preis	Messziffer	Preis	Messziffer
Basisperiode 0	p^{0}_{i}	–	$\left(p^{0}_{i(neu)} := p^{0}_{i(alt)}\right)$	–
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
Vorperiode $t-1$	p^{t-1}_{i}	$\frac{p^{t-1}_{i}}{p^{0}_{i}}$	$(p^{t-1}_{i(alt)})$	–
Vergleichsperiode t	p^{t}_{i}	$\frac{p^{t}_{i}}{p^{0}_{i}}$	$p^{t}_{i(neu)}$	$\frac{p^{t}_{i(neu)}}{p^{0}_{i(neu)}} = \frac{p^{t}_{i(neu)}}{p^{0}_{i(alt)}}$
Periode $t+1$	–	–	$p^{t+1}_{i(neu)}$	$\frac{p^{t+1}_{i(neu)}}{p^{0}_{i(neu)}} = \frac{p^{t+1}_{i(neu)}}{p^{0}_{i(alt)}}$

Tabelle 7.1: Behandlung einer qualitativ leicht veränderten, aber noch äquivalenten neuen Gütervariante (‚Code 1')

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.

In der folgenden Tabelle 7.2 ist die Vorgehensweise, die das BFS in dem Fall anwendet, dass für die neue Variante $i(neu)$ des betrachteten Gutes $i = i(alt)$ neben dem aktuellen Preis $p^{t}_{ar,i(neu)m}$ auch der Vorperioden-Preis $p^{t-1}_{ar,i(neu)m}$ bekannt ist, dargestellt.

	Altes Modell $i = i(alt)$		Neues Modell $i = i(neu)$	
Zeitpunkt	Preis	Messziffer	Preis	Messziffer
Basisperiode 0	p^{0}_{i}	–	$\left(p^{0}_{i(neu)} := p^{t-1}_{i(neu)} \cdot \frac{p^{0}_{i(alt)}}{p^{t-1}_{i(alt)}} \right)$	–
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
Vorperiode $t-1$	p^{t-1}_{i}	$\frac{p^{t-1}_{i}}{p^{0}_{i}}$	$p^{t-1}_{i(neu)}$	–
Vergleichsperiode t	p^{t}_{i}	$\frac{p^{t}_{i}}{p^{0}_{i}}$	$p^{t}_{i(neu)}$	$\frac{p^{t}_{i(neu)}}{p^{0}_{i(neu)}} = \frac{p^{t}_{i(neu)}}{p^{t-1}_{i(neu)}} \cdot \frac{p^{t-1}_{i(alt)}}{p^{0}_{i(alt)}}$
Periode $t+1$	–	–	$p^{t+1}_{i(neu)}$	$\frac{p^{t+1}_{i(neu)}}{p^{0}_{i(neu)}} = \frac{p^{t+1}_{i(neu)}}{p^{t-1}_{i(neu)}} \cdot \frac{p^{t-1}_{i(alt)}}{p^{0}_{i(alt)}}$

Tabelle 7.2: Behandlung der Qualitätsveränderung in Fällen, wo für die neue Gütervariante neben dem aktuellen Preis auch der Vorperioden-Preis bekannt ist (‚Code 7')

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 $p^{t}_{ar,i(neu)m}$ bekannt ist (‚Code 6'). In diesem Fall kann als Preismesszahl $PMZ^{t,t-1}_{i(neu)}$ der neuen Variante nicht die tatsächliche Preismesszahl $p^{t}_{ar,i(neu)m} / p^{t-1}_{ar,i(neu)m}$ 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 $p^{t}_{ar,i(neu)m} - p^{t-1}_{ar,im}$ 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 $p^{t}_{ar,i(neu)m} / p^{t-1}_{ar,i(hyp)m}$ verwendet. Aus (7.12) erhält man damit gerade

$$p^{0}_{ar,i(neu)m} := p^{t-1}_{ar,i(hyp)m} \times \frac{p^{0}_{ar,im}}{p^{t-1}_{ar,im}} \,. \tag{7.15}$$

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

In der folgenden Tabelle 7.3 ist die Vorgehensweise, die das BFS in dem Fall anwendet, dass für die neue Variante $i(neu)$ des betrachteten Gutes $i = i(alt)$ nur der aktuelle Preis $p^t_{ar,i(neu)m}$ bekannt ist, schematisch dargestellt.

	Altes Modell $i = i(alt)$		Neues Modell $i = i(neu)$	
Zeitpunkt	Preis	Messziffer	Preis	Messziffer
Basisperiode 0	p_i^0	–	$\left(p^0_{i(neu)} := p^{t-1}_{i(hyp)} \cdot \frac{p^0_{i(alt)}}{p^{t-1}_{i(alt)}}\right)$	–
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
Vorperiode $t-1$	p_i^{t-1}	$\frac{p_i^{t-1}}{p_i^0}$	$\left(p^{t-1}_{i(hyp)}\right)$	–
Vergleichsperiode t	p_i^t	$\frac{p_i^t}{p_i^0}$	$p^t_{i(neu)}$	$\frac{p^t_{i(neu)}}{p^0_{i(neu)}} = \frac{p^t_{i(neu)}}{p^{t-1}_{i(hyp)}} \cdot \frac{p^{t-1}_{i(alt)}}{p^0_{i(alt)}}$
Periode $t+1$	–	–	$p^{t+1}_{i(neu)}$	$\frac{p^{t+1}_{i(neu)}}{p^0_{i(neu)}} = \frac{p^{t+1}_{i(neu)}}{p^{t-1}_{i(hyp)}} \cdot \frac{p^{t-1}_{i(alt)}}{p^0_{i(alt)}}$

Tabelle 7.3: Behandlung der Qualitätsveränderung in Fällen, wo für die neue Gütervariante nur der aktuelle Preis bekannt ist und ein hypothetischer Vorperiodenpreis geschätzt wird (‚Code 6')

7.4 Beurteilung des Landesindexes

Für eine Beurteilung eines jeden Preisindexes ist es wesentlich, zu präzisieren, aus welchem Blickwinkel heraus der Preisindex evaluiert werden soll. In Kapitel 2 wurden verschiedene Ziele erläutert, die man mit der Berechnung eines Preisindexes anstreben kann. Je nachdem von welchem Indexziel man ausgeht, kann die Bewertung eines Preisindexes sehr unterschiedlich ausfallen. Im Boskin-Report wird davon ausgegangen, dass das Ziel des CPI in einer Messung der Veränderung der Lebenshaltungskosten in den USA besteht. Dann wird der CPI aus diesem Blickwinkel heraus kritisiert.

In Abschnitt 7.1 wurde darauf hingewiesen, dass der Schweizerische Landesindex der Konsumentenpreise in gewisser Weise als ‚Omnibus-Index' dient. Im Gegensatz zur Vorgehensweise im Boskin-Report soll der Schweizerische Landesindex der Konsumentenpreise deshalb in diesem Abschnitt aus verschiedenen Blickwinkeln heraus beurteilt werden. Dazu werden insbesondere diejenigen Kriterien herangezogen, welche in Kapitel 5 dargestellt wurden.

7.4.1 Beurteilung des Indexkonzeptes

In Abschnitt 7.1 wurde dargelegt, dass es sich beim Landesindex der Konsumentenpreise um einen Preisindex vom Typ Laspeyres handelt. Es ist bekannt, dass dieses Indexkonzept zwar einigen sehr wichtigen Indexaxiomen genügt. Es besitzt aber bei weitem nicht alle Eigenschaften, die bei Preisindizes wünschenswert sind.

Zunächst ist festzuhalten, dass das Laspeyres'sche Indexkonzept das Identitätsaxiom (5.1), das Homogenitätsaxiom (5.2), das Axiom der Preisdimensionalität (5.3), das Axiom der Kommensurabilität (5.4), das Axiom der Gütersymmetrie (5.6), das Axiom der Monotonie (5.7) sowie das Mittelwertaxiom (5.8) erfüllt. Dies ist einfach zu überprüfen.

Einfache numerische Beispiele zeigen jedoch, dass das Laspeyres'sche Indexkonzept das Axiom der Zeitumkehr (5.5) nicht erfüllt. Im allgemeinen gilt nämlich

$$P^L(\mathbf{p}_B,\mathbf{q}_B,\mathbf{p}_V,\mathbf{q}_V) := \frac{\mathbf{p}_V\mathbf{q}_B}{\mathbf{p}_B\mathbf{q}_B} \neq \left[\frac{\mathbf{p}_B\mathbf{q}_V}{\mathbf{p}_V\mathbf{q}_V}\right]^{-1} = P^L(\mathbf{p}_V,\mathbf{q}_V,\mathbf{p}_B,\mathbf{q}_B)^{-1}.$$

Dies impliziert, dass das Laspeyres'sche Indexkonzept auch das Axiom (5.9) der Verkettbarkeit nicht erfüllt. Dies bedeutet, dass die vom BFS laufend durchgeführte Verknüpfung der aktuellen Indexreihe mit älteren Indexreihen eigentlich nicht statthaft ist.

Diese Argumente gegen das Laspeyres'sche Indexkonzept sind altbekannt. Sie gelten unabhängig davon, welches Ziel man mit der Berechnung eines Laspeyres'schen Indexes verfolgt. Grundsätzlich sollte deshalb das BFS schon aus diesem Grund langfristig Überlegungen in der Richtung anstellen, inwieweit das Laspeyres'sche Indexkonzept nicht durch ein Indexkonzept ersetzt werden kann, das die oben genannten Mängel nicht aufweist.

Strebt man mit dem Laspeyres'schen Indexkonzept eine Messung der Veränderung von Lebenshaltungskosten an, so steht man vor einem speziellen Problem. Dieses Konzept ist bekanntlich durch einen festen Warenkorb einer Basisperiode gekennzeichnet. Sein Wert ist von den Verbrauchsmengen der Vergleichsperiode unabhängig. Ein Laspeyres'scher Indexwert gibt an, wieviel der Warenkorb der Basisperiode zu Preisen der Vergleichsperiode kostet und zwar gemessen in Einheiten des Werts dieses Warenkorbs in der Basisperiode. Gütersubstitutionen, die sich aufgrund der Veränderung der relativen Preise zwischenzeitlich ergeben haben, werden nicht erfasst.

Pollak (1990) hat gezeigt, dass der Laspeyres'sche Index P^L für jede Nutzenfunktion, welche die im Rahmen des haushaltsökonomischen Standardmodells üblichen Annahmen erfüllt (vgl. Abschnitt 3.2), stets grösser oder gleich dem Laspeyres-Konüs-Lebenshaltungskostenindex P_{LK} (vgl. Abschnitt 3.3) ist, d.h. es gilt

$$P^L(\mathbf{p}_B, \mathbf{q}_B, \mathbf{p}_V, \mathbf{q}_V) \geq P_{LK} \ .$$

Der Landesindex der Konsumentenpreise in der Schweiz ist heute nicht eindeutig auf ein Indexziel ausgerichtet. Vielmehr herrscht in der Öffentlichkeit weitgehend die Meinung vor, dass sowohl ein Lebenshaltungskostenindex, als auch ein Deflator im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung, ein Preisindex zur Indexierung von Renten, Löhnen oder Mieten oder eine geldpolitischer Preisindikator eigentlich nur verschiedene Begriffe für ein und dieselbe Messzahl darstellen und somit mit einem Preisindex sämtliche Informationsbedürfnisse vollständig abgedeckt werden können. Wie mehrfach dargelegt ist dies aber nicht der Fall. Jedes Indexziel verlangt nach einem spezifischen, sich von allen übrigen Preismesszahlen unterscheidenden Preisindex, wenn das

jeweilige Indexziel erreicht werden soll. Bei der Beurteilung des Indexkonzeptes ist deshalb zunächst zu betonen, dass bisher zuwenig darauf hingewiesen wurde, dass für jedes Indexziel eigentlich eine separate Preismesszahl zu berechnen wäre. In einem zweiten Schritt können jedoch aus Praktikabilitätsgrunden durchaus Abstriche an den theoretischen Konzepten gemacht werden.

Der vom BFS berechnete Landesindex der Konsumentenpreise (LIK) wird gegenwärtig offensichtlich sowohl als geldpolitischer Preisindikator als auch als Messgrösse für die Veränderung der allgemeinen Lebenshaltungskosten verwendet wird. Wenn der LIK aber als Schätzer für den „optimalen" Preisindex unterschiedlicher Indexziele verwendet wird, dann muss man sich der jeweiligen Schwächen und der möglichen Verzerrungen des LIK in Bezug auf ein bestimmtes Indexziel bewusst sein. Die Stärke des heutigen LIK liegt darin, dass er für die verschiedenen Indexziele jeweils einen gewissen Informationsgehalt hat und die spezifischen Anforderungen aus der Sicht der einzelnen Indexziele teilweise erfüllt. Die grosse Schwäche des LIK liegt demnach darin, dass er für kein Indexziel eine wirklich gute Approximation des für die einzelnen Indexziele jeweils „optimalen" Preisindexes darstellt.

Im folgenden soll der LIK in seiner aktuellen Ausgestaltung kurz aus der Sicht der verschiedenen Indexziele beurteilt werden.

- **Messung der Preisentwicklung eines fixierten Güterkorbes**: Obwohl der LIK vom Laspeyres'schen Indexkonzept her eigentlich auf dieses Indexziel angelegt wäre, erfüllt er es nicht. Das BFS führt nach der Festlegung des festen Güterkorbes im Laufe der Zeit so viele Anpassungen der Güterstruktur auf der Basisaggregationsebene durch, versucht Qualitätsveränderungen zu berücksichtigen und neue Produkte auf der ungewichteten Indexebene zu integrieren, dass sich die Gesamtheit der tatsächlich preisbeobachteten Güter über die Zeit stark wandelt. Die Tatsache, dass der LIK dieses Indexziel nur sehr bedingt erfüllt ist dadurch zu relativieren, dass die für dieses Indexziel in Betracht kommenden Anwendungsgebiete relativ unbedeutend sind

- **Messung der Lebenshaltungskosten (Cost of Living):** Der LIK ist ebensowenig wie der US-amerikanische CPI ein echter Lebenshaltungskostenindex (ökonomischer Index). Deshalb tendiert auch der LIK zu einer Überschätzung der Lebenshaltungskosten. Vom Konzept her ist der LIK mit dem Laspeyres'schen Indexkonzept nicht direkt auf die Messung der Lebenshaltungskosten ausgerichtet. Der Laspeyeres- Index ist unter gewissen Annahmen eine „upper bound" für einen

Lebenshaltungskosten-Index. Mit anderen Worten, der Laspeyres'sche Index P^L überschätzt systematisch den Laspeyres-Konüs-Lebenshaltungskostenindex P_{LK}. Diese Abschätzung gilt in dieser strengen Form natürlich nur für den theoretischen Laspeyres'schen Index. Im Hinblick auf eine Messung der Veränderung von Lebenshaltungskosten wird es dennoch letztlich nur um das Ausmass der positiven Verzerrung gehen, mit dem ein konkreter Laspeyres'scher Index wie der Landesindex der Konsumentenpreise den eigentlich interessierenden theoretischen Parameter P_{LK} schätzt. Dieses Ausmass wird aber von der jeweiligen Realisierung des Laspeyres'schen Indexekonzeptes abhängen.

Da das BFS sich aber innerhalb dieses Konzeptes sehr bemüht, einen Teil der Gütersubstitutionen, der Qualitätsveränderungen und des Auftauchens neuer Güter auf der Basisaggregationsebene möglichst zu berücksichtigen, stellt der LIK eine erste Approximation an einen Lebenshaltungskostenindex dar und schneidet als Schätzer für einen Lebenshaltungskostenindex wahrscheinlich besser ab als ein „reiner" Laspeyres-Index. Die vom BFS praktizierten Verfahren stellen sicherlich ein beträchtliches Abrücken vom Konzept der Preismessung eines zwischen zwei Indexrevisionen vollständig fixierten Güterkorbes dar und sind auch im Vergleich mit den Verfahren der Statistischen Ämter in anderen Volkswirtschaften als sehr flexibel zu beurteilen. Der LIK ist deshalb vermutlich eine bessere Approximation an einen COLI dar als manche Konsumentenpreisindizes anderer Länder. Das Indexziel der Messung der Lebenshaltungskosten wird in der Schweiz aber v.a. wegen zwei Punkten nicht noch besser erreicht. Zum einen bleibt die Indexstruktur auf der Ebene der gewichteten Indexpositionen noch über einen recht langen Zeitraum vollständig fixiert (letzte Revision Mai 1993, nächste 2000), so dass Substitutionsbeziehungen auf der Ebene der Indexpositionen jeweils relativ lange nicht erfasst werden und neue Produkte, welche auf dieser Aggregationsstufe eingegliedert werden sollten, eine beträchtliche Zeit nicht berücksichtigt werden können. Um sich dem Indexziel eines COLI stärker anzunähern, wären demnach kürzere Abstände zwischen den Umgewichtungen (Indexrevisionen) anzustreben, um die Berechnungen auf der Basis eines möglichst aktuellen Konsummuster durchzuführen. Dies bedingt jedoch, dass auch der Rhythmus der Verbrauchserhebungen, aus denen die fixen Gewichte der einzelnen Indexpositionen ermittelt werden, entsprechend angepasst wird. Je häufiger Verbrauchserhebungen durchgeführt werden und die Gewichte der Indexpositionen im LIK angepasst werden, desto stärker nähert man sich an die aktuelle Konsumstruktur an, welche für einen COLI eigentlich erforderlich wäre. Gemessen am Indexziel der Messung der Lebenshaltungskosten sind die bereits eingesetzten Verfahren zur Qualitätsbereinigung teilweise noch ungenügend. Eine Möglichkeit, dieses Indexziel besser zu

erreichen, läge in Teilbereichen wahrscheinlich im vermehrten Einsatz hedonischer Ansätze. Ein weiterer Grund, weshalb der LIK die Anforderungen an einen COLI noch nicht genügend erfüllt, liegt darin, dass beim LIK die gesamten Anschaffungskosten eines langlebigen Konsumgutes in die Indexberechnung eingehen, während in einem Lebenshaltungskostenindex lediglich die der jeweiligen Nutzung entsprechende Abschreibungsrate (Nutzenäquivalent) erfasst werden darf.

- **Indexierung von ökonomischen Reihen**: Dieses Ziel stellt sozusagen ein Unterziel der Messung der Lebenshaltungskosten dar. Bei der Indexierung von ökonomischen Grössen, welche oft nur für einen kleinen Ausschnitt der Bevölkerung relevant sind (z.B. für Rentner) ist man an der Entwicklung der Lebenshaltungskosten der jeweils relevanten sozioökonomischen Gruppen interessiert. Relevant wird dieses Anliegen dann, wenn gewisse sozioökonomische Gruppen eine von einem allgemeinen COLI für ein ganzes Land abweichende Entwicklung der Lebenshaltungskosten aufweisen. Gibt es für den Konsumbereich nur ein einziges Teuerungsmass, sind daraus keine Informationen über unterschiedliche Lebenshaltungskosten einzelner sozioökonomischer Gruppen ablesbar. Selbst wenn man die genaue Konsumstruktur der interessierenden Gruppen kennen würde und die vom LIK bekannten Preisinformationen entsprechend den unterschiedlichen Konsumgewohnheiten umgewichten würde, enthielten die so für die verschiedenen Gruppen berechneten Indizes nur einen Teil der für die Erfassung der Veränderung der Lebenshaltungskosten an sich notwendigen Zusatzinformationen. Unberücksichtigt bliebe, das gewisse Qualitätsveränderungen und neue Produkte für die einzelnen sozioökonomischen Gruppen mit einer unterschiedlichen Nutzenveränderung verbunden sind und dass die erfassten Verkaufsstellen nicht für alle Gruppen die gleiche Bedeutung haben. Besteht an der Messung einer Veränderung der Lebenshaltungskosten gewisser sozioökonomischer Gruppen ein spezielles Interesse, dann müssen deshalb für diese Gruppen separate Lebenshaltungskostenindizes berechnet werden.

- **Deflationierung in der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR):** Im Rahmen der VGR besteht eines der Hauptziele in der Messung des realen Wachstums der einzelnen BIP-Komponenten und des gesamtwirtschaftlichen Wirtschaftswachtums. Zu diesem Zweck will man die erhobenen Umsatzzahlen in eine Mengen- und eine Preisentwicklung aufteilen, also die Umsatzzahlen deflationieren. Die Deflationierung soll vor allem auch der Erstellung langer in sich vergleichbarer Zeitreihen dienen, die allein die durchschnittlichen Mengenveränderungen zum Ausdruck bringen sollen. Deshalb ist man eigentlich an Laspeyres-Mengenindizes der einzelnen BIP-Komponenten interessiert. Diese Zielsetzung ist definitionsgemäss dann realisierbar, wenn

die Deflationierung mittels entsprechender Preisindizes nach Paasche erfolgt. In der Praxis werden jedoch, unter anderem aus Gründen der schnelleren Verfügbarkeit, Laspeyres-Indizes verwendet. In der VGR der Schweiz wird von den BIP-Komponenten der letzte Verbrauch der privaten Haushalte praktisch ausschliesslich mit dem LIK oder Komponenten des LIK deflationiert. Führt man die Preisbereinigung mittels eines Laspeyres-Index wie dem LIK durch, so erhält man Volumenindizes nach Paasche. Diese Volumenindizes verändern sich wegen der sich von Periode zu Periode veränderten Preise der Basisperiode über die Zeit laufend und sind deswegen eigentlich nicht untereinander vergleichbar. In der VGR der Schweiz kommt zudem hinzu, dass Laspeyres-Indizes sowohl zur Deflationierung von Reihen gebraucht werden, die als nominelle Werte erfasst sind, als auch zur Inflationierung von real gemessenen Grössen. Dies führt dazu, dass die Vergleichbarkeit unter den Reihen nochmals ungünstiger zu beurteilen ist, als bereits aufgrund der vorangegangenen Argumente. Wenn man in der Praxis auf solche preisbereinigten Reihen angewiesen ist, weil zur Zeit geeignetere statistische Informationen fehlen, dann sollte man sich bei der Interpretation dieser Reihen dieser Problematik bewusst sein.[58]

- **Preisindizes als geldpolitische Zielgrössen:** Der LIK stellt eine sehr unvollständige Approximation an einen geldpolitisch relevanten Teuerungsindikator dar. Relevant für die Geldpolitik ist eine Mass, welches die Preise des gesamten letzten Verbrauchs in einer Volkswirtschaft und nicht nur des letzten Verbrauchs der privaten Haushalte misst. Der LIK erfasst aber definitionsgemäss lediglich die Preise auf Konsumentenstufe. Die Preise im gesamten Produktionssektor sind deshalb zwangsläufig nicht im LIK integriert. Der LIK stellt deshalb für die Geldpolitik einen nur bedingt geeigneten Ersatz-Preisindex dar. Der geldpolitische relevante Preisindex sollte den gesamten letzten Verbrauch einer Volkswirtschaft erfassen. Auch im Vergleich zu anderen Indexzielen ist es, gemessen an der volkswirtschaftlichen Bedeutung, von einiger Wichtigkeit, einen für dieses Indexziel adäquaten Preisindex zu berechnen. Im Unterschied zu einem Lebenshaltungskostenindex ist zur Erfüllung dieses Indexziels bei den langlebigen Konsumgütern der Anschaffungspreis in der beobachteten Periode zu erheben und nicht die von der Lebens- bzw. Nutzungsdauer des langlebigen Konsumguts abhängige Abschreibung (Nutzenäquivalent). Diese Anforderung erfüllt der LIK gegenwärtig noch weitgehend. Je stärker der LIK jedoch in Zukunft in Richtung eines Lebenshaltungskostenindex entwickelt werden sollte, desto weniger kann dann der LIK als Approximation für einen geldpolitisch relevanten Preisindex dienen.

[58] Handwörterbuch der Wirtschaftswissenschaften, Vierter Band, 1978, S. 101

7.4.2 Beurteilung der Basisaggregationsmethode

In Abschnitt 4.2 wurde verdeutlicht, dass jeder Basisaggregator als elementarer Preisindex betrachtet werden kann. Elementare Preisindizes stellen aber spezielle Preisindexkonzepte dar. Dies bedeutet, dass die in Kapitel 5 dargestellten Kriterien zur Beurteilung statistischer Preisindexkonzepte insbesondere zur Beurteilung von Basisaggregationsmethoden herangezogen werden können. Entsprechend der Vorgehensweise in Abschnitt 7.4.1 soll in diesem Abschnitt geprüft werden, inwieweit die in Abschnitt 7.2 dargestellte Basisaggregationsmethode des BFS den in Kapitel 5 erarbeiteten Kriterien genügt.

Nach den Ausführungen in Abschnitt 7.2 besteht die Grundidee der Basisaggregationsmethode des BFS darin, für jede Indexposition IP ihren Gesamtindex $I^t = I^t(IP)$ gemäss

$$(7.16) \qquad I^t = I(IP)^t = \sum_{a=1}^{A} \beta_a \left(\sum_{r=1}^{R} \alpha_r \left(1 \Big/ \sum_{i=1}^{n(IP)} M_{ar}(i) \left(\sum_{i=1}^{n(IP)} \sum_{m=1}^{M(i)} p^t_{ar,im} \Big/ p^0_{ar,im} \right) \right) \right)$$

$$= \sum_{a,r=1}^{A,R} \alpha_r \beta_a \left(1 \Big/ \sum_{i=1}^{n(IP)} M_{ar}(i) \right) \left(\sum_{i=1}^{n(IP)} \sum_{m=1}^{M(i)} p^t_{ar,im} \Big/ p^0_{ar,im} \right)$$

zu berechnen. Diese Darstellung zeigt, dass dieses Konzept vom Index einer Indexposition in einem verallgemeinerten Sinn als elementarer Preisindex vom Typ Carli interpretiert werden kann. Dieses Konzept ist insofern ein **elementarer Preisindex vom verallgemeinerten Typ Carli** als es ein gewogenes arithmetisches Mittel von Carli-Indizes darstellt. Bei diesem Konzept wird offenbar zunächst für jede Kombination (a,r) aus einem Absatzkanal a und einer Region r ein Carlischer Elementarindex gebildet. Der Index der Indexposition ergibt sich dann als gewogenes arithmetisches Mittel dieser Elementarindizes.

Wenn man davon ausgeht, dass die Carlische Formel (vgl. Abschnitt 4.2) einen vernünftigen Elementarindex darstellt, so erscheint das Basisaggregationskonzept des BFS zunächst vernünftig. Ziel eines Basisaggregationskonzeptes muss es sein, den zu einer Indexposition gehörigen ‚wahren' Indexwert möglichst gut zu schätzen. Unter dem ‚wahren' Indexwert einer Indexposition wird dabei implizit das arithmetische Mittel aller denkbaren Preismesszahlen von Gütern verstanden, die unter der betrachteten Indexposition subsummierbar sind. Dieser Wert wird durch das (Stichproben-)Mittel der tatsächlich erhobenen Preismesszahlen optimal geschätzt.

Im Rahmen des Basisaggregationskonzepts des BFS werden zunächst alle Preismeldestellen, die zu einer Indexposition gehören, nach den Variablen Absatzkanal und Region geschichtet. Das Stichprobenmittel ergibt sich dann bekanntlich als gewogenes arithmetisches Mittel der schichtspezifischen Mittel. Da sich die „wahren" Gewichte der einzelnen Schichten laufend ändern, werden diese Gewichte durch die festen Gewichte $\alpha_r \beta_a$ approximiert. Nach der Grundidee der Basisaggregationsmethode des BFS wird also die ‚wahre' Preismesszahl einer Indexposition durch ein approximativ gewogenes Stichprobenmittel approximativ optimal geschätzt.

Bei genauerer Betrachtung zeigt sich allerdings, dass die Basisaggregationsmethode des BFS gewisse Schwächen aufweist. Zunächst ist bekannt, dass der Carli-Index P^{Ca} von den in Kapitel 5 angeführten Indexaxiomen weder das Zeitumkehraxiom (5.5) noch das Verkettbarkeitsaxiom (5.9) erfüllt. Für diesen Elementarindex gilt nämlich für beliebige Preisvektoren $\mathbf{p}_B, \mathbf{p}_V$ die Ungleichung

$$P^{Ca}(\mathbf{p}_B, \mathbf{p}_V) P^{Ca}(\mathbf{p}_V, \mathbf{p}_B) \geq 1 = P^{Ca}(\mathbf{p}_B, \mathbf{p}_B) . \tag{7.17}$$

Dabei gilt das Gleichheitszeichen nur in der völlig unrealistischen Situation, wo die beiden Preisvektoren $\mathbf{p}_B$ und $\mathbf{p}_V$ zueinander proportional sind. In Abschnitt 5.1 wurde darauf hingewiesen, dass das Zeitumkehraxiom in dem Sinn ein Spezialfall des Verkettbarkeitsaxiom ist, als ein statistischer Preisindex, der dem Verkettbarkeitsaxiom genügt, auch das Zeitumkehraxiom erfüllt. Gleichung (7.17) bedeutet also insgesamt, dass der Carli-Index weder dem Zeitumkehraxiom (5.5) noch dem Verkettbarkeitsaxiom genügt und einen **systematischen positiven Bias** aufweist.[59] "Thus in view of its upward bias, the use of the Carli price index P^{Ca} for aggregating elementary price quotes is definitely not recommended".[60]

Welche gravierenden Folgen die Nichterfüllung des Verkettbarkeitsaxioms haben kann, zeigt folgende einfache Modellrechnung. Angenommen es wird nur ein Gut betrachtet, das an zwei verschiedenen Verkaufsstellen angeboten wird. Die beiden Anbieter verfolgen für dieses Gut von Periode zu Periode alternativ die beiden Preisstrategien „Normalpreis" bzw. „Aktionspreis" mit einem Normalpreis von 130 und einem Aktionspreis von 100. Dann ergibt sich für den Preisvektor des einen Gutes die

[59] Vgl. Diewert (1995), S. 4.
[60] Diewert (1995), S. 5.

zeitliche Preisentwicklung (130, 100), (100, 130), (130, 100), ... usw. Der Carli-Index P^{Ca} liefert für die Berichtsperiode 1 den Wert $1/2(100/130+130/100)\approx 1.035$, für die Berichtsperiode 2 den Wert $1/2(130/130+100/100)=1$, für die Berichtsperiode 3 wieder den Wert 1.035 usw. Für jede zweite Berichtsperiode wird somit ein Preisanstieg ausgewiesen, der in Wirklichkeit nicht vorhanden ist. Würde man einen verketteten P^{Ca} bilden, dann würde dieser Bias **kumulieren**, denn für zwei benachbarte Perioden würde der Carli-Index stets den Wert 1.035 annehmen, so dass nach z.B. 10 Perioden ein Wert von 1.41 resultierte. Der Carli-Index würde somit in irreführender Weise einen Preisanstieg von 41% ausweisen.

Tatsächlich wird bei der Berechnung der Gesamtindizes nicht mit dem konzeptionellen Ausdruck (7.16) gearbeitet, sondern mit einer nicht ganz einfach zu überblickenden rekursiven Variante davon. Wie in Abschnitt 7.2.1 ausgeführt wird zunächst jeder der (höchstens $A\times R$) absatzkanal- und regionsspezifischen Teilindizes wegen der laufenden Änderungen bei Menge und Art der zu berücksichtigenden Güter mit der Rekursionsformel (7.3') berechnet, wobei die Menge der berücksichtigten Güter periodenabhängig betrachtet wird. D.h., es wird mit der Formel

(7.3") $$RI_{ar}^{t} = Q_{ar}^{t} RI_{ar}^{t-1}$$

gearbeitet ($t = 2,3,...$) mit $RI_{ar}^{1} := I_{ar}^{1}$.

Eine genauere Betrachtung dieser Rekursionsformel zeigt, dass der nach dieser Formel berechnete Index RI_{ar}^{t} in einem bestimmten Sinn einen **Kettenindex** darstellt. Der Quotient

(7.18) $$Q_{ar}^{t} := \sum_{m,i=1}^{M,n} I_{ar,im}^{t} \Big/ \sum_{m,i=1}^{M,n} I_{ar,im}^{t-1},$$

der zur Korrektur des Indexwertes der Vorperiode herangezogen wird, kann nämlich als der auf die Vorperiode $t-1$ umbasierte aktuelle Wert I_{ar}^{t} des aktuellen absatzkanal- und regionsspezifischen Teilindexes I_{ar} interpretiert werden. Dieser Indexwert ist durch den Güterkorb gekennzeichnet, der in der Periode t der Berechnung des absatzkanal- und regionsspezifischen Teilindexes zugrunde liegt. Der auf die Vorperiode umbasierte aktuelle Wert I_{ar}^{t} des aktuellen absatzkanal- und regions-

spezifischen Teilindexes I_{ar} wird fortlaufend mit dem rekursiv ermittelten Indexwert RI_{ar}^{t-1} der Vorperiode verkettet.

Den Hintergrund für die Umsetzung der Grundidee (7.16) seiner Basisaggregationsmethode im Sinne von Formel (7.3") bildet für das BFS offenbar die Notwendigkeit, möglichst flexibel auf neu auf dem Markt auftauchende oder vom Markt verschwindende Güter oder Güterqualitäten reagieren zu können. Deshalb wird grundsätzlich in jeder Periode ein neuer Carli-Elementarindex berechnet, dessen ‚Neuigkeit' gerade darin besteht, dass über einen ‚neuen' Güterkorb summiert wird.

Dieser ‚neue' Indexwert muss mit dem Indexwert der Vorperiode verknüpft werden. Sowohl der ‚alte' als auch der ‚neue' Index sind aber Indizes zur Basisperiode $t = 0$. Deshalb geschieht diese Verknüpfung dadurch, dass der ‚neue' Index zunächst auf die Vorperiode umbasiert und anschliessend mit dem Wert des ‚alten' Indexes in der Vorperiode multipliziert wird. Insofern ist auch die Auffassung des BFS, dass innerhalb des Korrekturfaktors Q_{ar}^{t} im Zähler über die gleichen Güter summiert werden sollte wie im Nenner, wohlbegründet. In Zähler und Nenner dieses Korrekturfaktors müssen ja, damit von einer Umbasierung gesprochen werden kann, jeweils Werte desselben Indexes stehen, und zwar für verschiedene Berichtsperioden relativ zu ein und derselben Vergleichsperiode.

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. Ein erstes wesentliches Problem der Basisaggregationsmethode des BFS besteht also aus theoretischer Sicht darin, dass der Carlische Elementarindex das Verkettbarkeitsaxiom nicht erfüllt.

Eine weitere Möglichkeit zur Beurteilung von Basisaggregationsmethoden liefert der Vergleich mit dem ökonomischen Index. Dieser Vergleich ist allerdings nur dann sinnvoll, wenn mit dem Preisindex, dem eine Basisaggregationsmethode zugrunde liegt, das Ziel der Messung von Lebenshaltungskosten erreicht werden soll. Davon wird im folgenden ausgegangen.

Dem Carli-Index P^{Ca} entspricht als statistischer Preisindex der Laspeyres-Index. Er ist gerade derjenige Spezialfall des Laspeyres-Indexes, der durch identische Ausgabenanteile in der Basisperiode

gekennzeichnet ist. Dies sieht man sofort, wenn man den Laspeyres-Index mathematisch äquivalent in der sogenannten Mittelwertform

$$P^L(\mathbf{p}_B,\mathbf{q}_B,\mathbf{p}_V,\mathbf{q}_V) := \frac{\mathbf{p}_V\mathbf{q}_B}{\mathbf{p}_B\mathbf{q}_B} = \sum_{i=1}^{n} g_i \times \frac{p_{iV}}{p_{iB}} \text{ mit } g_i = \frac{p_{iB}q_{iB}}{\sum_{i=1}^{n} p_{iB}q_{iB}}$$

darstellt und für alle Ausgabenanteile $g_i = 1/n$ wählt.

In Abschnitt 5.2 wurde darauf hingewiesen, dass der Laspeyres-Index exakt ist für Nutzenfunktionen vom Typ Leontief. Besitzt der repräsentative Haushalt also auf dem $n-$dimensionalen Raum der Erhebungspositionen, durch welche eine betrachtete Indexposition gekennzeichnet ist, eine Leontief-Nutzenfunktion, so stimmt der Laspeyres-Index mit dem Lebenshaltungskostenindex überein. Der Laspeyres-Index sollte also genau dann bei einer Indexposition für die Basisaggregation eingesetzt werden, wenn für diese Indexposition eine Nutzenfunktion vom Leontief-Typ adäquat ist. Bei Leontief-Nutzenfunktionen sind aber die Substitutionselastizitäten zwischen je zwei Gütern bekanntlich identisch gleich Null. Dies bedeutet, dass der Laspeyres'sche Preisindex in der Praxis bei einer Indexposition für die Basisaggregation dann eingesetzt werden sollte, wenn bei dieser Indexposition zwischen den betrachteten Erhebungspositionen keinerlei Substitutionsbeziehungen bestehen.

Der Carlische Elementarindex P^{Ca} stellt denjenigen Spezialfall des Laspeyres'schen Preisindexes dar, der durch die Gleichgewichtung der Preismesszahlen gekennzeichnet ist. Beim Carli-Index wird implizit davon ausgegangen, dass die Ausgabenanteile für alle betrachteten Güter identisch sind. Dieser Index ist exakt für eine Leontief-Nutzenfunktion mit identischen Parametern. Auch diese Nutzenfunktion impliziert natürlich eine Substitutionselastizität von Null. Der Carlische Elementarindex ist also aus dieser Sicht bei einer Indexposition für die Basisaggregation besonders dann angebracht, wenn bei dieser Indexposition zwischen den betrachteten Erhebungspositionen keinerlei Substitutionsbeziehungen bestehen und die Annahme identischer Ausgabenanteile approximativ zutrifft.

Für eine Beurteilung des Basisaggregationskonzepts des BFS ist zunächst festzuhalten, dass in der derzeitigen schweizerischen Indexpraxis keinerlei Informationen über die tatsächlichen Ausgabenanteile für die Güter, durch die eine Indexposition gekennzeichnet ist, verfügbar sind. Bei derartiger

Datenlage ist es angemessen, von der Annahme identischer Ausgabenanteile auszugehen. Nach Aussage des BFS sind aber bei vielen derzeitigen Indexpositionen Substitutionsbeziehungen zu beobachten. Es gibt sowohl Substitutionsbeziehungen, die zwischen den Preismeldestellen bestehen, als auch solche, die weniger zwischen den Preismeldestellen als vielmehr zwischen den Gütern einer Indexposition innerhalb der Preismeldestellen bestehen. Ein zweites wesentliches Problem der Basisaggregationsmethode des BFS besteht also darin, dass der Carlische Elementarindex bestehende Substitutionsbeziehungen nicht erfasst.

7.4.3 Beurteilung der Behandlung indexverträglicher ‚neuer' Güter

In Abschnitt 7.3.1 wurde bereits darauf hingewiesen, dass bei Verwendung des Laspeyres'schen Indexkonzeptes im Hinblick auf die Behandlung neu auf dem Markt angebotener Güter grundsätzlich zwischen indexverträglichen und indexunverträglichen neuen Gütern zu unterscheiden ist. In diesem Abschnitt soll zunächst die Vorgehensweise des BFS im Fall einer indexverträglichen Veränderung auf dem Gütermarkt kritisch analysiert werden.

Unter dem Fall einer indexverträglichen Veränderung auf dem Gütermarkt können sowohl der Fall einer Qualitätsänderung eines bereits im Warenkorb erfassten Gutes als auch der Fall eines ‚echt' neuen Gutes, das in eine aktuell bestehende Indexposition eingeordnet werden kann, als Spezialfälle subsummiert werden. Beide Fälle unterscheiden sich ja nur durch den Grad der Abweichung von Gütern, die bereits im Warenkorb enthalten sind. Dementsprechend behandelt das BFS diese Fälle nach einem im Grundsatz einheitlichen Konzept.

Im Fall einer indexverträglichen Veränderung auf dem Gütermarkt wird für ein ‚neues' Gut oder eine ‚neue' Gütervariante $i(neu)$ mit dem aktuellen Preis $p^t_{i(neu)}$ eine artifizielle Preismesszahl (relativ zur Basisperiode) und damit implizit ein hypothetischer Basispreis $p^0_{i(hyp)}$ bestimmt. Die artifizielle Preismesszahl wird gerade gleich einer geeigneten Preismesszahl $PMZ^{t,t-1}_{i(neu)}$ des neuen Gutes relativ zur Vorperiode gesetzt multipliziert mit einer geeigneten Vorperioden-Preismesszahl $PMZ^{t-1,0}$ relativ zur Basisperiode, die für die vergangenene Preisentwicklung innerhalb der Indexposition $IP(i)$, in die das ‚neue' Produkt fällt, oder für die vergangene Preisentwicklung der alten Gütervariante $i = i(alt)$ ‚repräsentativ' ist, d.h. die artifizielle Preismesszahl des ‚neuen' Gutes oder der ‚neuen' Gütervariante wird allgemein angesetzt mit

(7.19) $$\frac{p^{t}_{i(neu)}}{p^{0}_{i(hyp)}} = PMZ^{t,t-1}_{i(neu)} \times PMZ^{t-1,0} \ .$$

Dies bedeutet, dass ein ‚neues' Gut in der Form in die Indexberechnung eingebracht wird, dass sein hypothetischer Basispreis implizit durch Rückrechnung seines aktuellen Preises mit Hilfe einer geeigneten ‚repräsentativen' Preisentwicklung fixiert wird, d.h., sein Basispreis wird angesetzt mit

(7.20) $$p^{0}_{i(hyp)} := p^{t}_{i(neu)} / \left(PMZ^{t,t-1}_{i(neu)} \times PMZ^{t-1,0} \right) .$$

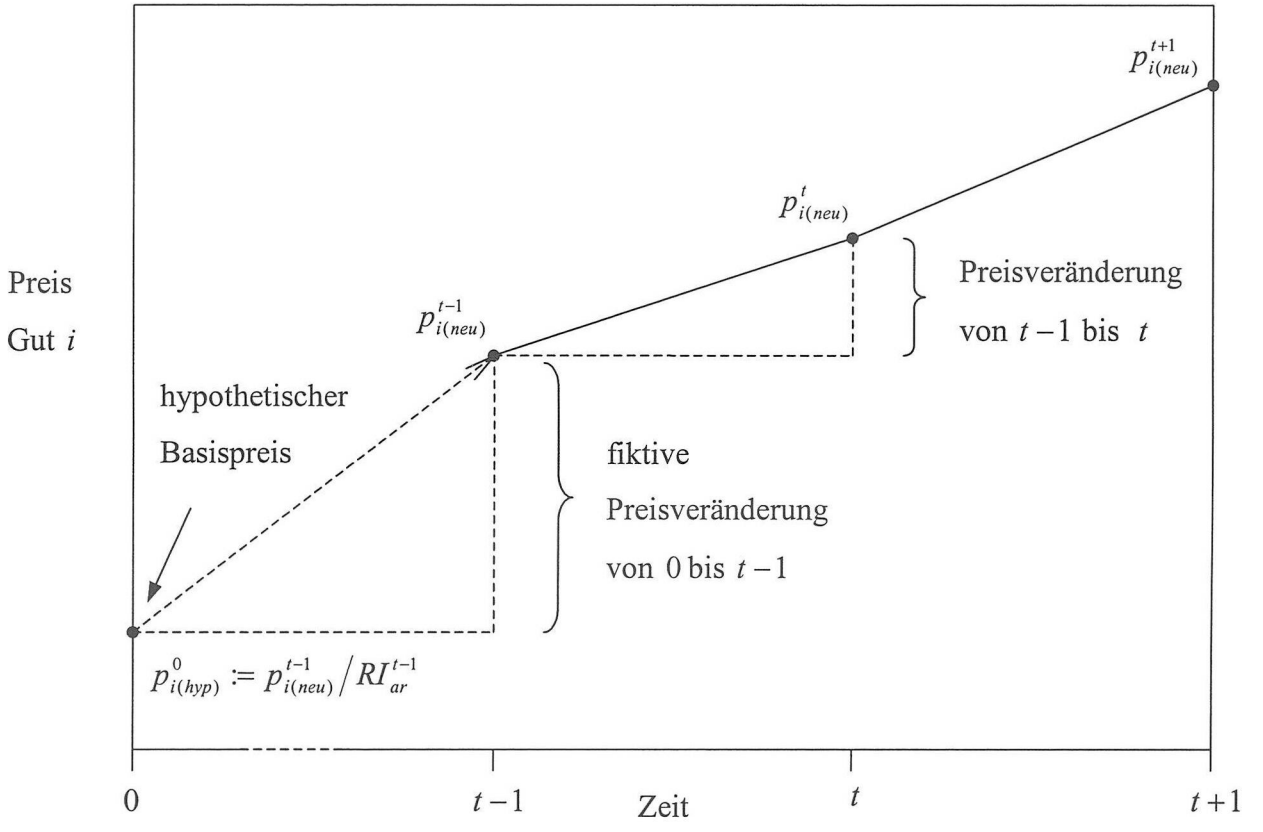
Die Formeln (7.19) und (7.20) stellen das Grundprinzip dar, mit dem das BFS indexverträgliche Veränderungen auf dem Gütermarkt angeht. Sie beinhalten offenbar ein bestimmtes Ziel. Dieses Ziel besteht darin, stets nach einer Möglichkeit zur Aufspaltung der aktuellen Preismesszahl (relativ zur Basisperiode) des ‚neuen' Gutes zu suchen, und zwar in ein Produkt zweier Preismesszahlen bestehend aus einer aktuellen Preismesszahl relativ zur Vorperiode, die für das betrachtete ‚neue' Gut bzw. die betrachtete ‚neue' Gütervariante spezifisch ist, und einer Vorperioden-Preismesszahl relativ zur Basisperiode, die für die Preisentwicklung der Gütergruppe, in die das ‚neue' Gut bzw. die ‚neue' Gütervariante fällt, in der Vergangenheit ‚repräsentativ' ist.

In Hinblick auf die Behandlung ‚neuer' Güter, die im Rahmen einer Indexposition erfasst werden können, werden im BFS, wie in Abschnitt 7.3.1 ausgeführt, zwei Fälle unterschieden. Ein Fall ist dadurch gekennzeichnet, dass neben dem aktuellen Preis $p^{t}_{i(neu)}$ des neuen Gutes sein Preis $p^{t-1}_{i(neu)}$ in der Vorperiode bekannt ist (‚Code 2'). In diesem Fall wird in Formel (7.19) für die Preismesszahl $PMZ^{t,t-1}_{i}$ die tatsächliche Preismesszahl des neuen Gutes genommen, d.h.

$$PMZ^{t,t-1}_{i} = \frac{p^{t}_{ar,i(neu)m}}{p^{t-1}_{ar,i(neu)m}} \ .$$

Für die Preismesszahl $PMZ^{t-1,0}$ wird je nach Absatzkanal und Region, in denen das neue Gut angeboten wird, der zugehörige Teilindex RI^{t-1}_{ar} genommen. Die Preisentwicklung der Gütergruppe, in die das ‚neue' Gut fällt, wird also implizit durch diesen Teilindex geschätzt. Der hypothetische Basispreis $p^{0}_{i(hyp)}$ des ‚neuen' Gutes wird gleich $p^{t-1}_{i(neu)} / RI^{t-1}_{ar}$ gesetzt.

Die folgende Figur 7.1 zeigt, wie bei dieser Vorgehensweise die ‚Preisveränderung' eines ‚neuen' Gutes von der Basisperiode 0 bis zur Vergleichsperiode t in eine fiktive und eine tatsächliche Preisveränderung aufgespalten wird. Die fiktive ‚Preisveränderung' eines ‚neuen' Gutes von der Basisperiode 0 bis zur Periode $t-1$ wird gleich der durchschnittlichen Preisentwicklung derjenigen Gütergruppe gesetzt, in die das ‚neue' Gut fällt. Analog wie bei der im amerikanischen BLS angewendeten Methode der ‚Class-Mean Imputation' wird bei dieser Vorgehensweise eine ‚Preisveränderung' eines Gutes gleich der durchschnittlichen Preisentwicklung einer bestimmten

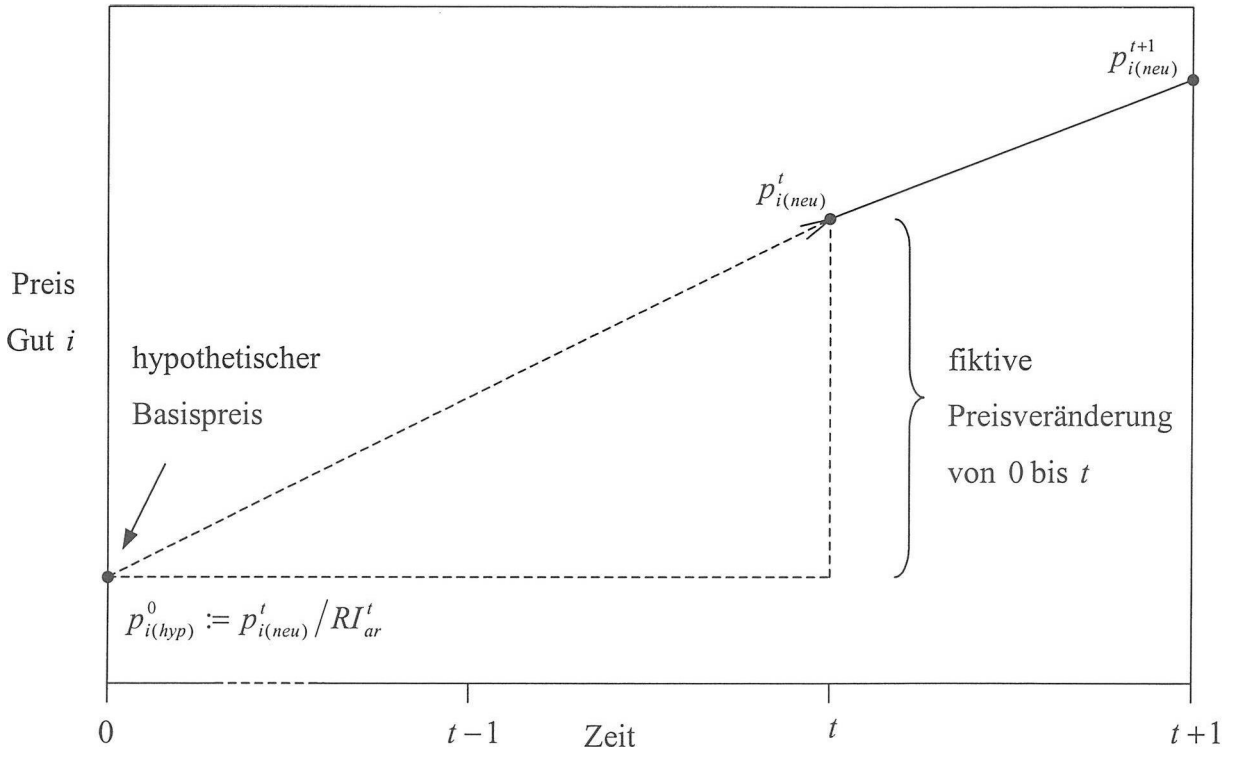


Grafik 7.1: Rückwirkender Beginn einer neuen Preisreihe in $t-1$ mit Setzung eines hypothetischen Basispreises (‚Code 2') („**Vorperioden- Teilindeximputation**")

Gütergruppe gesetzt. Da bei der vom BFS angewandten Methode diese Setzung eine fiktive ‚Preisveränderung' betrifft, die in der Vergangenheit liegt, und weil diese Methode auf Teilindizes beruht, soll sie als **Vorperioden-Teilindeximputation** bezeichnet werden.

Ein zweiter Fall eines indexverträglichen ‚neuen' Gutes ist dadurch gekennzeichnet, dass ausschliesslich der aktuelle Preis $p^{t}_{i(neu)}$ des neuen Gutes $i(neu)$ bekannt ist. Der Preis der Vorperiode ist

unbekannt (‚Code 3'). In diesem Fall ist eine Aufspaltung der ‚Preisveränderung' von der Basisperiode bis zur Periode t in eine fiktive und eine tatsächliche produktspezifische nicht möglich. Für den gesamten Übergang von der Basisperiode bis zur aktuellen Periode t wird deshalb die ‚Preisentwicklung' je nach Absatzkanal und Region, in denen das neue Gut angeboten wird, fiktiv gleich der durchschnittlichen Preisentwicklung derjenigen Gütergruppe gesetzt, zu der das ‚neue' Gut gehört. Diese wir durch RI_{ar}^{t} geschätzt. Der hypothetische Basispreis $p_{i(hyp)}^{0}$ des ‚neuen' Gutes wird dementsprechend gleich $p_{i(neu)}^{t} / RI_{ar}^{t}$ gesetzt. Diese Vorgehensweise des BFS ist in folgender Figur 7.2 dargestellt. Aus analogen Gründen wie bei Code 2 soll diese Vorgehensweise als **Teilindeximputation** bezeichnet werden.



Grafik 7.2: Beginn einer neuen Preisreihe in t mit Setzung eines hypothetischen Basispreises (‚Code 3') („**Teilindeximputation**")

Oben wurde bereits darauf hingewiesen, dass die Vorgehensweise des BFS bei der Behandlung ‚neuer' indexverträglicher Güter in gewisser Weise mit der Methode der **‚Class-Mean Imputation'** verwandt ist, die das BLS bei der Behandlung von Qualitätsveränderungen anwendet. Bei dieser Methode wird ebenso wie bei der sogenannten **‚Link Methode'** die tatsächliche Preisentwicklung eines Gutes gleich der entsprechenden geschätzten Preisentwicklung derjenigen Gütergruppe gesetzt,

zu der das betrachtete Gut gehört. Insofern ist zu prüfen, inwieweit die Kritik an den genannten Methoden auch für die Vorgehensweise des BFS zutrifft.

Bei der Berechnung eines Preisindexes vom Laspeyres'schen Typ besteht ein Hauptproblem darin, ein indexverträgliches ‚neues' Gut zum richtigen Zeitpunkt in die laufende Indexberechnung aufzunehmen. Güter unterliegen im allgemeinen bekanntlich dem sogenannten ‚Produktlebenszyklus'. Ein ‚neues' Gut wird auf dem Markt zu einem relativ zu vergleichbaren Gütern hohen Preis eingeführt und erzielt zunächst nur geringe Verkaufszahlen. Gewinnt das Gut dann an Marktanteil, so werden in einer nächsten Phase die Produktionskosten reduziert und der Preis fällt bei steigender Qualität. Nach einer Phase eher konstanter Preisentwicklung steigt der Preis des Gutes nach einer Ausreifung seiner Qualität tendenziell wieder an.

Liegt der Zeitpunkt der Aufnahme eines ‚neuen' Gutes in die Indexberechnung sehr früh, so besteht die Gefahr, dass ein Gut aufgenommen wird, das sich auf dem Markt gar nicht durchsetzt, geschweige denn behaupten kann. Dann wird die Preisentwicklung eines Gutes erfasst, das im Hinblick auf die Preisentwicklung auf dem gesamten Gütermarkt unbedeutend ist. Liegt dieser Zeitpunkt eher spät, so läuft man andererseits das Risiko, dass man die Phase der Preissenkung, die ein neues Gut nach einer erfolgreichen Markteinführung üblicherweise durchläuft, verpasst.

Wird ein ‚neues' Gutes in einer bestimmten Periode t in den Index in der Form aufgenommen, dass seine (hypothetische) aktuelle Preismesszahl (relativ zur Basisperiode) gleich der durchschnittlichen Preisentwicklung derjenigen Gütergruppe gesetzt wird, zu der das betrachtete Gut gehört, so bedeutet dies, dass dieser durchschnittlichen Preisentwicklung ein höheres Gewicht zugewiesen wird, als ihr tatsächlich zukommt. Die durchschnittliche Preisentwicklung repräsentiert aber die Preisentwicklung der ‚reiferen' bisher bereits im Warenkorb erfassten Güter. Da von diesen Güter angenommen werden kann, dass sie im allgemeinen die Phase der Markteinführung bereits hinter sich haben und sich in einer Phase moderater bis stärkerer Preiserhöhungen befinden, impliziert dies, dass diese Vorgehensweise zu einer Überschätzung der Preisentwicklung der gesamten Gütergruppe tendiert.

Dies bedeutet, dass die Methode der Teilindeximputation ebenso wie die ‚Class-Mean Imputation' und die ‚Link-Methode' bei der Aufnahme ‚neuer' indexverträglicher zu einer Überschätzung der tatsächlichen Preisentwicklung tendiert. Das Hauptproblem dieser Methode besteht gerade in der in Abschnitt 7.3.1 erwähnten Idee des „indexneutralen" Einbezugs ‚neuer' Güter. ‚Neue' Güter sollten vielmehr ‚indexwirksam' in die Indexberechnung eingebracht werden. Die Wirkung ihres Einbezugs

sollte im allgemeinen gerade in einer Reduktion der ausgewiesenen Teuerung bestehen. Eine derartige Wirkung kann bei der Methode der Teilindeximputation frühestens in der Periode erzielt werden, die auf jene folgt, in welcher das ‚neue' Gut zum ersten Mal in die Indexberechnung mit einfliesst.

Demgegenüber kann eine Reduktion der ausgewiesenen Teuerung mit der rückwirkenden Teilindeximputation sehr wohl bereits in derjenigen Periode erzielt werden, in welcher das ‚neue' Gut zum ersten Mal in die Indexberechnung eingeht. Im Hinblick auf die Frage, ob sich ein ‚neues' Gut auf dem Markt durchsetzt, ist es sinnvoll, zunächst die Marktentwicklung zu beobachten. Gewinnt ein ‚neues' Gut an Marktanteil, so sollte es möglichst zügig in die Indexberechnung aufgenommen werden. Dabei sollte die faktische Preisentwicklung dieses Gutes am aktuellen Rand nach Möglichkeit bereits erfasst werden.

Genau dies ist offenbar die Ratio der rückwirkenden Teilindeximputation. Bei dieser Methode kann also die Aufnahme eines ‚neuen' Gutes sehr wohl ‚indexwirksam' sein. Befindet sich das ‚neue' Gut noch in der ersten Phase seines Lebenszyklus mit sinkenden Preisen, so wird immerhin die aktuelle Preissenkung dieses Gutes beim Übergang von $t-1$ zu t erfasst. Die Methode der Teilindeximputation führt in solchen Fällen dazu, dass das Einbringen des ‚neuen' Gutes wie gewünscht zu einer Reduktion der ausgewiesenen Teuerung führt.

7.4.4 Beurteilung der Erfassung der Teuerungsentwicklung neuer Produkte

Der sogenannte „New Product Bias" kann, wie bereits ausgeführt, dann entstehen, wenn in dem der Teuerungsmessung zugrundeliegenden Waren- und Dienstleistungskorb neu auf den Markt kommende Güter nicht enthalten sind und diese Güter eine vom gesamten Preisindex abweichende Preisänderungstendenz verzeichnen. Erfahrungsgemäss weisen neue Güter in der Regel in der ersten Phase nach einer Markteinführung also eine deutliche Preissenkungstendenz auf. Werden also neue Güter nicht unmittelbar nach einer erfolgreichen Markteinführung in den der Teuerungsmessung zugrundeliegenden Güterkorb aufgenommen, führt dies zu einer Überzeichnung des Preisanstiegs. Die Überzeichnung des Preisindexes fällt umso höher aus, je stärker der Preisrückgang eines nicht erfassten neuen Gutes ausfällt und je höher der Anteil des neuen Gutes am tatsächlich gekauften Güterkorb der Konsumenten ist.

Ausgehend vom Konzept eines Lebenshaltungskostenindexes (COLI) bleiben auch die mit einer Markteinführung neuer Güter in der Regel verbundenen Qualitätsänderungen und die daraus

resultierenden Wohlfahrtsgewinne der Konsumenten bzw. Verbraucher solange unberücksichtigt, bis die neuen Güter in den dem Preisindex zugrundeliegenden Waren- und Dienstleistungskorb aufgenommen worden sind. Ersetzen die neuen Güter alte Güter im Waren- und Dienstleistungskorb, ist es entscheidend, ob und inwieweit eine Trennung von Preis- und Qualitätsänderungen gelingt. Mit der Aufnahme neuer Güter entsteht somit eine zusätzliche Möglichkeit für eine Überschätzungstendenz bei der Teuerungsentwicklung, wenn es nicht gelingt, die „reine" Preisbewegung adäquat zu erfassen, d.h. von der aus Verbrauchersicht relevanten Qualitätsveränderung zu trennen.

Bei der Vielzahl der Güter, die laufend neu auf dem Markt in Erscheinung treten, ist zunächst zu entscheiden, welche dieser Güter überhaupt in den Waren- und Dienstleistungskorb aufgenommen, beziehungsweise auf der Basisaggregationsebene erfasst werden sollen. Zudem stellt sich die Frage des „richtigen" Zeitpunkts für die Berücksichtigung dieser Güter bei der Messung der Teuerungsentwicklung. Möglicherweise ist auch festzulegen, ob ein neues Gut ein altes Gut im Güterkorb unmittelbar ersetzen soll, oder ob das neue Gut zusätzlich im Güterkorb berücksichtigt werden muss.

Grundsätzlich kann mit einem über mehrere Jahre unveränderten Güterkorb das Problem des Auftretens neuer Güter am Markt, welche eine von der allgemeinen Preisentwicklung abweichende Preisveränderungstendenz aufweisen, nicht gelöst werden.[61] Entweder wird ein neues Gut zu spät in den Güterkorb aufgenommen, so dass die in der Regel vor allem in der Phase nach der Markteinführung deutlichen Preisrückgänge nicht erfasst werden. Oder ein neues Gut wird zu früh in den Güterkorb aufgenommen, d.h. zu einem Zeitpunkt kurz nach der Markteinführung, was zur Konsequenz hat, dass der Markterfolg dieses neuen Gutes noch unbekannt ist. In diesem Fall steht zum einen dessen definitives Gewicht für die Teuerungsmessung noch gar nicht fest. Zum anderen kann es sich herausstellen, dass sich das neue Gut am Markt gar nicht durchsetzt und wieder vom Markt verschwindet, so dass ein Einbezug in die Teuerungsmessung gar nicht erforderlich ist.

Generell gibt es zwei Möglichkeiten, bzw. zwei Ebenen, neue Produkte in einen Index aufzunehmen. Entweder können sie auf der Ebene der Indexpositionen eingegliedert werden, für die aus der Verbrauchserhebung feste Gewichte für die einzelnen Güterkategorien bestehen („indexunverträgliche" Veränderung auf dem Gütermarkt). Zu diesem Zweck muss zuerst eine neue Indexposition mit einem entsprechenden Gewicht geschaffen werden. Auf dieser Ebene ist die Aufnahme neuer Güter in die Indexstruktur also nur im Rahmen einer Indexrevision möglich, weil die

[61] Vgl. M.D. Shapiro, D.W. Wilcox, Mismeasurement in the Consumer Price Index: An Evaluation, in: NBER Macroeconomic Annual 1996, S. 94-142

Gewichte der Indexpositionen zwischen zwei Indexrevisionen unverrückbar festgelegt sind.[62] Oder sie können auf der Basisaggregationsebene, in die sogenannten Erhebungspositionen einbezogen werden („indexverträgliche" Veränderung auf dem Gütermarkt). In der Schweiz kommen auf dieser Ebene keine Gewichte mehr zum Zuge.[63] Auf dieser Stufe können laufend, also auch zwischen zwei Indexrevisionen, neue Güter aufgenommen werden. Je höher die Aggregationsstufe liegt, auf welcher die letzten aus den Verbrauchserhebungen stammenden festen Gewichte verwendet werden, desto einfacher kann man neue Produkte im weiten Feld der unterhalb dieser Stufe liegenden Erhebungspositionen einbeziehen. Zwischen der Zielsetzung einer möglichst guten Erfassung der Verbrauchsgewohnheiten des repräsentativen Konsumenten, die sich in einer wohldefinierten und detaillierten Zusammensetzung des fixierten Waren- und Dienstleistungskorbes bei der Messung der Teuerungsentwicklung niederschlägt, und dem Wunsch nach einem möglichst weiten Bereich an Erhebungspositionen, der eine rasche Einbeziehung neuer Güter ermöglicht, besteht daher ein Trade-off bzw. ein Zielkonflikt.

Bei einer Verkettung von Preisindizes könnte das mit der Berücksichtigung neuer Güter im Waren- und Dienstleistungskorb u.U. entstehende Gewichtungsproblem zwar entschärft werden, aber es dürfte in der statistischen Praxis, selbst bei jährlichen Verbrauchserhebungen, kaum möglich sein, bei der Berechnung eines Preisindexes in einem laufenden Jahr auf das Verbrauchsschema der unmittelbaren Vorperiode zurückgreifen zu können. D.h. auch unter günstigen Umständen ist das Gewichtungsschema mindestens zwei Jahre alt und damit das Problem der Berücksichtigung neuer Güter in einem Preisindex zwar abgemildert, aber noch nicht gelöst.

Bei der Abschätzung des Ausmasses des „New Product Bias" beim Landesindex der Konsumentenpreise (LIK) ist zunächst kurz noch einmal auf die Struktur des LIK einzugehen. Der **LIK Total** ist in 8 **Warengruppen** aufgeteilt. Unterhalb dieser Stufe befinden sich die **Indexpositionen**. Die Indexpositionen stellen die unterste Ebene dar, auf welcher noch feste Gewichte aus dem anhand der Verbrauchserhebungen definierten fixen Waren- und Dienstleistungskorb zur Anwendung kommen. Die meisten Indexpositionen sind weiter untergliedert in **Erhebungspositionen**. Diese sind nicht mehr

[62] Bei einem Index, welcher auf einem fixierten Warenkorb basiert, bilden die Gewichte der einzelnen Gütergruppen, welche zwischen zwei Indexrevisionen konstant gehalten werden, die Strukturmerkmale des betreffenden Indexes.

[63] Im Gegensatz dazu kommen bspw. in den USA auch auf der Basisaggregationaebene Gewichte zum Einsatz. Diese stammen allerdings nicht aus den Verbrauchserhebungen (Consumer Expenditure Surveys (CES)) wie die der Indexpositionen, sondern aus den Point of Purchase Surveys. (POPS). Im Gegensatz zu den Gewichten auf Basis der Indexpositionen werden diese aus den POPS stammenden Gewichte auf der Basisaggregationsebene nicht konstant gehalten, sondern laufend ans aktuelle Konsummuster angepasst. Die flexible Gewichtung auf der Basisaggregationsebene in den USA führt dazu, dass das Konsummuster auf der Ebene der Erhebungspositionen besser berücksichtigt wird als dies zur Zeit noch in der Schweiz aus Datengründen möglich ist.

gewichtet. Mit den Erhebungspositionen wird festgelegt, für welche Produkte oder Produktgruppen effektiv Preise erhoben werden sollen. Im Gegensatz zu den gewichteten Indexpositionen können Erhebungspositionen den Veränderungen der Konsumstruktur laufend angepasst werden. Diese Positionen treten nicht mehr als Strukturmerkmale bei der Indexberechnung in Erscheinung. Grundsätzlich gilt also, dass neue Produkte relativ problemlos in den Waren- und Dienstleistungskorb des LIK aufgenommen werden können, solange dies auf der ungewichteten Ebene, d.h. auf der Ebene der Erhebungspositionen geschieht. Tauchen neue Produkte auf, welche der Schaffung einer neuen Indexposition bedürfen, so muss mit dem Einbezug dieser Güter bis zur nächsten Indexrevision zugewartet werden. Erst wenn aus den Verbrauchserhebungen ein fester Korbanteil für eine neu aufgetauchte Indexposition verfügbar ist, kann diese Art neuer Güter nach einer Indexrevision in den LIK aufgenommen werden.

Wenn ein neues Gut am Markt auftaucht, ist also zunächst zu entscheiden, auf welcher Aggregationsebene dieses Gut in den Index einbezogen werden soll.

1.) Zunächst wird der Fall betrachtet, wenn das neue Gut nicht in die bestehende Güterstruktur des LIK eingegliedert werden kann und demnach eine neue Indexposition geschaffen werden muss. Dies hat wie erwähnt zur Folge, dass das betreffende neue Gut bis zur nächsten Indexrevision nicht in den LIK integriert werden kann. Allerdings wird der dadurch verursachte „Bias" meist nicht als „New Product Bias" sondern als „Upper Level Substitution Bias" erfasst. Der Grund dafür liegt in der Erfassung des „Upper Level Substitution Bias", der darauf zurückzuführen ist, dass die Konsumenten bei einer Veränderung der relativen Preise zwischen gewichteten Indexpositionen substituieren. Um das Ausmass dieses „Bias" zu eruieren, vergleicht man den Preisindex nach einer Indexrevision, also basierend auf der aktuellsten Verbrauchsstruktur, mit dem Preisindex auf Basis der veralteten Struktur. Der festgestellte Unterschied stellt den „Upper Level Substitution Bias" dar. Wird nun bei einer Indexrevision nicht nur eine Umgewichtung der bestehenden Gütergruppen vorgenommen, sondern auch eine neue gewichtete Indexposition geschaffen, so wird der Effekt des Einbezuges des neuen Gutes in diesem Fall als „Upper Level Substitution Bias" ausgewiesen. Die Heim- und Personalcomputer stellten beispielsweise ein derartiges neues Gut dar, welches erst im Zuge einer Indexrevision im LIK berücksichtigt werden konnte.

2.) Wenn im anderen Fall ein neues Gut auf der Ebene der Erhebungspositionen einbezogen werden kann, so ist dies auch zwischen zwei Indexrevisionen laufend möglich. Dabei können neue Güter auf der Ebene der Erhebungspositionen auf verschiedene Weise in die Berechnung des LIK einbezogen werden.

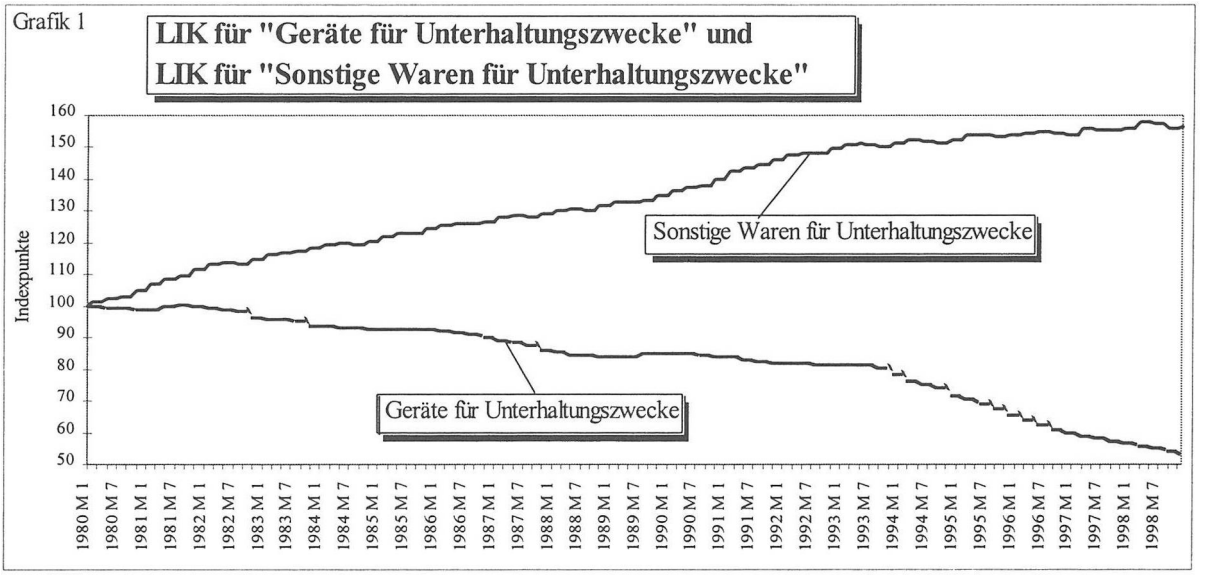
(A) Taucht ein neues Gut am Markt auf, das kein altes Gut direkt verdrängt, dann ist zunächst abzuklären, ob innerhalb der zugehörigen Indexposition bereits eine Erhebungsposition besteht, in welche das neue Gut eingegliedert werden kann. Ist dies der Fall, dann kann das neue Gut bei der Preiserhebung berücksichtigt werden, ohne dass dabei ein anderes Gut aus der Preiserhebung ausgeschlossen werden muss. Der „New Product Bias" ist damit behoben. Wenn allerdings wegen des Einbezugs des neuen Gutes eigentlich auch die übergeordnete Indexposition ein höheres Gewicht bekommen sollte, dann besteht in der Folge bis zur nächsten Indexrevision ein zusätzlicher „Upper Level Substitution Bias", welcher aber per se mit Sicherheit geringer ausfällt als der „New Product Bias", wenn das neue Gut noch nicht in den Index einbezogen worden wäre. Auf diese Weise wurden 1987 beispielsweise Videokameras unter der Indexposition „Filmapparate" in die Erhebungsposition „Übrige Filmapparate" des LIK aufgenommen und so in die Preiserhebung eingegliedert.

(B) Eine weitere Möglichkeit des Einbezugs eines neuen Gutes auf der Ebene der Erhebungspositionen kommt zum Einsatz, wenn ein neues Gut auftritt, für das zwar bereits eine Indexposition besteht, unter welcher es einbezogen werden könnte, aber für das noch keine geeignete Erhebungsposition existiert. In diesem Fall muss zunächst eine neue Erhebungsposition eingerichtet werden, um die Preisentwicklung des neuen Gutes bei der Basisaggregation der Preisveränderungen berücksichtigen zu können. So wurden z.B. für die neuen Güter Videorecorder und Videokassetten unter den Indexpositionen „Fernsehapparate" bzw. „Tonträger" 1979 bzw. 1983 entsprechende Erhebungspositionen neu geschaffen.

(C) Die dritte Möglichkeit des Einbezugs besteht darin, dass ein altes Gut durch ein neues Gut ersetzt wird, indem das neue Gut in den Erhebungspositionen genau den Platz des alten Gutes übernimmt. Wie bei der ersten Möglichkeit ist es auch bei diesen beiden Varianten möglich, dass der Einbezug eigentlich auch zu einer Anpassung des Gewichts der Indexposition führen müsste. Bis dies geschehen kann entsteht auch hier nach dem Einbezug u.U. ein „Upper Level Substitution Bias". Dieselbe Problematik taucht auf, wenn sich der Markanteil eines neuen Gutes verändert, das auf der Ebene der Erhebungspositionen ungewichtet in den Waren- und Dienstleistungskorb aufgenommen wurde. Aus Verbrauchersicht ist es dann unter Umständen notwendig, dass auch das Gewicht der zugehörigen Indexposition im Güterkorb des Preisindexes angepasst wird. Daraus wird ersichtlich, dass der „New Product Bias" ganz eng mit dem „Upper Level Substitution Bias" auf der Ebene der Indexpositionen verknüpft ist.

Anhand der untenstehenden Grafik 1 soll zunächst gezeigt werden, dass die in der Argumentation des „New Product Bias" zentrale Annahme, dass neue Produkte zu Beginn ihres Produktelebenszyklus durch sinkende Preise charakterisiert sind, plausibel erscheint. Dies ist beispielsweise an der Preisreihe „LIK Geräte für Unterhaltungszwecke" zu sehen, in der in den letzten Jahren etliche neue Produkte eingegliedert wurden und deren Güter einem raschen technologischen Wandel unterliegen. Der sinkende Preistrend dieser LIK-Reihe ist aber nicht nur auf den Einbezug neuer Produkte, sondern zum Beispiel auch auf Qualitätsverbesserungen der bestehenden Produkte zurückzuführen. Die Grenzlinie, ab wann ein Produkt nun als qualitative Verbesserung eines alten Produkts oder als neues Produkt gewertet werden soll, ist jedoch unscharf. Die beiden Phänomene sind schwer zu trennen und eng verwandt. Die zweite LIK-Reihe in der Grafik 1 „Sonstige Waren für Unterhaltungszwecke" repräsentiert eine Grösse, in welcher kaum neue Produkte eingegliedert werden müssen. Anhand des Vergleichs der LIK-Reihe „Geräte für Unterhaltungszwecke" mit der Reihe „Sonstige Waren für Unterhaltungszwecke" wird deutlich, wie stark der Einbezug neuer Produkte und die Berücksichtigung von Qualitätsveränderungen die erfasste Preisentwicklung beeinflussen. Während die Preise für „Sonstige Waren für Unterhaltungszwecke" seit 1980 kontinuierlich anstiegen, verzeichneten die Preise für „Geräte für Unterhaltungszwecke" - auch dank der meist frühzeitigen Erfassung neuer Produkte in diesem Bereich - einen anhaltenden Rückgang.

Grafik 1



Gemäss den bisherigen Ausführungen kann man sich bei der Abschätzung des Ausmasses des „New Product Bias" im LIK auf die Ebene der Erhebungspositionen beschränken (weil die Problematik auf der Ebene der Indexpositionen im „Upper Level Substitution Bias" erfasst wird). Zu diesem Zweck muss zum einen der Prozess des BFS beim Einbezug eines neuen Gutes beleuchtet werden. Zum anderen kann anhand von neuen Gütern, welche in der Vergangenheit in den LIK einbezogen wurden, abgeschätzt werden, ob die vom BFS eingesetzten Verfahren dazu führen, dass ein beträchtlicher Teil der fallenden Preisentwicklung, welche für die Einführungsphase eines neuen Produktes typisch ist, in der Regel erfasst wird.

Beim Einbezug neuer Güter in den LIK wird beim BFS in der Regel so verfahren, dass die Messziffernreihe für das neue Gut keinen Einfluss auf das Preisniveau zum Zeitpunkt der erstmaligen Berücksichtigung des neuen Gutes hat und sich dessen Preisveränderungen erst in den Folgeperioden auf die Teuerungsentwicklung auswirken. Das BFS arbeitet also mit der Zielsetzung eines indexneutralen Einbezugs. Dieses Verfahren entspricht der Vorgehensweise bei der Berücksichtigung von Qualitätsänderungen und dürfte in den Fällen, in welchen die neuen Güter enge Substitute zu bereits bestehenden Gütern verkörpern, eine vertretbare Approximation darstellen. Neue Güter zeigen jedoch in der Regel ein deutlich verbessertes Preis-Leistungsverhältnis, d.h. der qualitätsbereinigte Preis des neuen Gutes würde tiefer liegen als der des alten Gutes, so dass es an sich unumgänglich wäre, diese Qualitätsunterschiede zu bewerten.[64] In Einzelfällen wäre ein derartiges Vorgehen machbar, in den meisten Fällen aber dürfte eine entsprechende Analyse der mit der Einführung neuer Güter verbundenen Änderungen in den Preis-Leistungsverhältnissen ausserhalb der Möglichkeiten der wirtschaftsstatistischen Praxis liegen. Eine Alternative zu einer Verknüpfung der Preisreihen alter und neuer Güter unter Berücksichtigung der mit der Einführung neuer Güter verbundenen Änderungen im Leistungsspektrum und deren Bewertungen wäre die Ermittlung eines sogenannten Reservationspreises als Ausgangspunkt für eine entsprechende Preisreihe, d.h. des Preises, der aus der Nachfragefunktion der Konsumenten für die Menge null resultiert.[65] Naturgemäss ist die Ermittlung einer solchen fiktiven, nicht beobachtbaren Grösse mit erheblichen Schwierigkeiten verbunden. Wenn sich aber neue Güter rasch am Markt behaupten und ebenso rasch in den Waren- und Dienstleistungskorb des betrachteten Preisindex aufgenommen werden, dürften der Reservationspreis und die anfänglichen Marktpreise nicht allzusehr differieren.

---

[64] Vgl. R.J. Gordon, Measuring the Aggregate Price Level: Implications for Economic Performance and Policy, in: K. Shigehara (ed.), Price Stabilisation in the 1990s. Domestic and International Policy Requirements, London 1993, S. 233-268

[65] Vgl. J. Hoffmann, Probleme der Inflationsmessung in Deutschland, Diskussionspapier 1/98, Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank. Frankfurt 1998, S. 154f.

Beim Einbezug neuer Güter auf Ebene der Erhebungspositionen sind beim Vorgehen des BFS zwei Fälle zu unterscheiden.

I) Wenn vom neuen Gut neben dem aktuellen Preis (p_t) auch der Preis der Vorperiode (p_{t-1}) bekannt ist, dann gestaltet sich der Einbezug relativ problemlos. Die Preisveränderung zum Vormonat geht im Zeitpunkt t als Preisveränderung in die Berechnung des LIK mit ein und widerspiegelt die tatsächliche Preisveränderung des neuen Gutes.

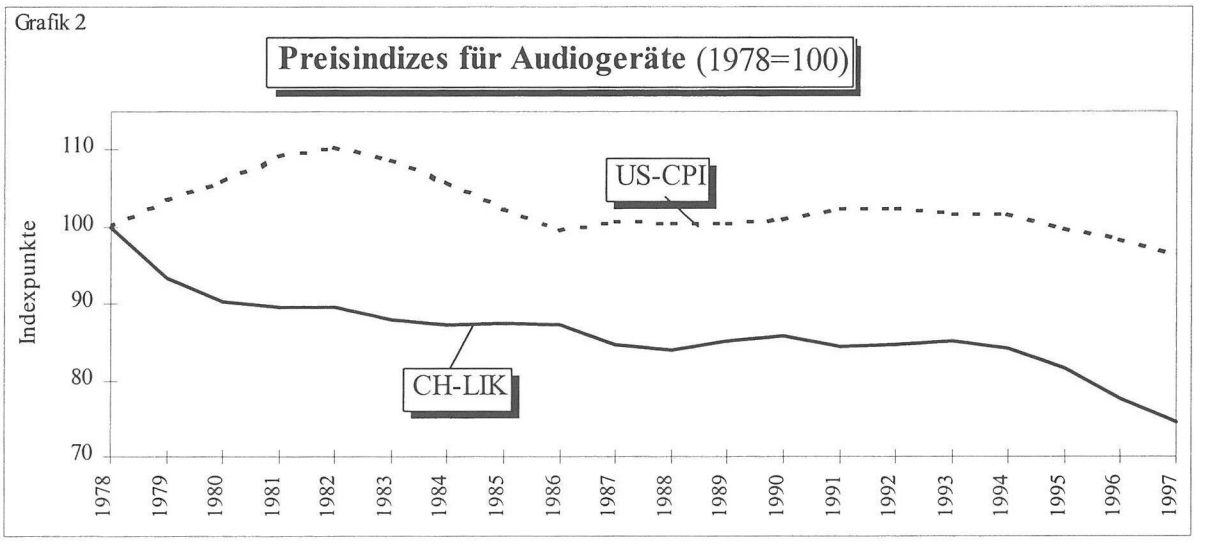
II) Wenn vom neuen Gut neben dem aktuellen Preis (p_t) jedoch kein Preis aus der Vorperiode bekannt ist, dann wird im Verfahren des BFS unterstellt, dass sich der Preis des neuen Gutes von der Vorperiode t-1 bis zur Berichtsperiode t gleich entwickelt hat, wie der durchschnittliche Preis der übergeordneten Gütergruppe („class mean imputation"). Wenn die Preise neuer Güter in der Markteinführungsphase typischerweise fallen, liegt die Vermutung nahe, dass der Preis des neuen Gutes auch von der Vorperiode bis zur Berichtsperiode gefallen ist, der Preis (p_{t-1}) also höher lag als der bekannte Preis (p_t). Wenn zudem die Preise der übergeordneten Gütergruppe über die Zeit ansteigen - und dies ist oft als wahrscheinlich anzunehmen- führt das angewendete Verfahren dazu, dass der zurückgerechnete, künstliche Preis für das neue Gut in der Vorperiode (p_{t-1}) tiefer zu liegen kommt als der bekannte Preis (p_t). Demnach wird für das neue Gut im ersten Berichtsmonat eine Preissteigerung - anstatt des tatsächlichen Preisrückganges - in die Berechnung mit einbezogen. Ab der Folgeperiode t+1 werden dann auch bei diesem Verfahren die Preissenkungen korrekt wiedergegeben; in der ersten indexrelevanten Periode allerdings führt das Verfahren zu einer Teuerungsüberschätzung. Je früher ein neues Gut auf diese Weise in den LIK einbezogen wird und je steiler dessen Preissenkungstendenz demnach noch ist, desto höher fällt die Teuerungsüberschätzung beim Einbezug im Zeitpunkt t aus, aber desto besser ist es in der Folge für die Genauigkeit des Preisindex im Sinne eines COLI, weil ein grösserer Teil des Preisrückgangs erfasst wird. Die Problematik der Teuerungsüberschätzung im Zeitpunkt t liesse sich aber bei einer leichten Veränderung des Verfahrens verringern. Wenn für ein neues Gut kein Preis für den Zeitpunkt t-1 bekannt ist und zudem die übergeordnete Güterkategorie Preissteigerungen verzeichnet, dann könnte man dazu übergehen, den fiktiven Preis p_{t-1} gleich dem Preis p_t zu setzen. Der Verzicht auf die Rückrechnung mit der Preisentwicklung der übergeordneten Gütergruppe würde den Prozess vereinfachen und v.a. zu einer geringeren Teuerungsüberschätzung im Zeitpunkt t führen.

Generell hängt die Fähigkeit eines Preisindexes, die Preisentwicklung neuer Güter zu erfassen, wie erwähnt einerseits von der Regelmässigkeit der Indexrevisionen ab, d.h. davon, wie rasch ein Gut, für welches eine neue Indexposition geschaffen werden muss, einbezogen werden kann. Der „Bias", welcher

im Rahmen dieser Problematik entsteht, ist im „Upper Level Substitution Bias" erfasst und beschäftigt uns hier nicht weiter. Andererseits kommt es darauf an, wie flexibel die Struktur des Preisindexes auf der Basisaggregationsebene gestaltet ist. Je rascher und einfacher auf dieser Ebene neue und am Markt erfolgreiche Produkte eingeführt werden können, desto geringer fällt der „New Product Bias" aus.

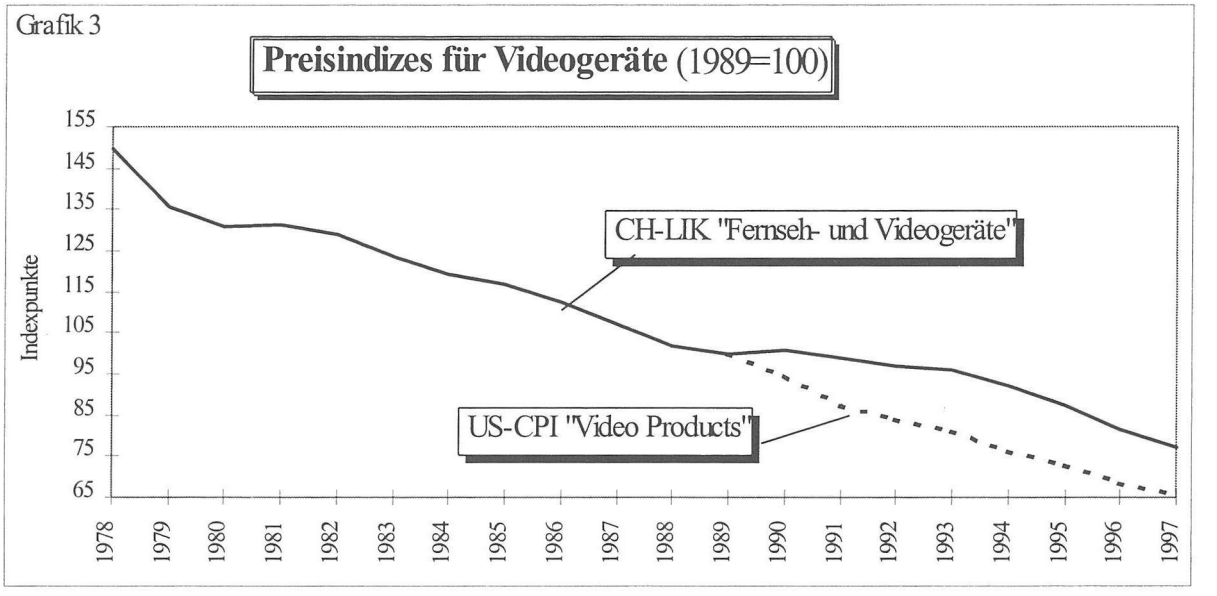
Im Rahmen des LIK werden neue Güter dann berücksichtigt, wenn sie eine gewisse umsatzmässige Bedeutung erlangt haben. Die Indexstruktur des LIK auf der Basisaggregationsebene ist als sehr flexibel zu interpretieren. Die Tatsache, dass es z.B. keine festen Rotationsregeln der zu beobachtenden Güter gibt, eröffnet einen bedeutenden Handlungsspielraum, um neue Güter sehr rasch einzubeziehen, unabhängig davon welcher Gütergruppe sie zuzuordnen sind. Das vom BFS gewählte Verfahren und die dabei praktizierten Regeln zur Früherkennung derartiger Marktentwicklungen haben dazu geführt, dass neue Güter wie z.B. CD-Player, CD, Videorecorder und Videocassetten schon wesentlich früher als etwa in den USA oder in Deutschland Eingang in die Messung der Teuerungsentwicklung gefunden haben. Damit konnte auch der für eine Markteinführungsphase typische, rasche Preisrückgang zu einem grossen Teil erfasst werden und der demnach auftretende „New Product Bias" dürfte so bei diesen Gütern quantitativ unbedeutend geblieben sein. Um dies auch graphisch zu veranschaulichen, werden in den untenstehenden Abbildungen die Preisindexreihen für Audioprodukte und Videoprodukte in den USA und der Schweiz miteinander verglichen. Ein Grossteil der Güter, welche im letzten Jahrzehnt neu an den Märkten aufgetaucht sind, gehören in diese beiden Güterkategorien. Sowohl die Audio- als auch die Videoprodukte enthalten technische Geräte, welchen einem raschen Wandel unterworfen sind und auf Märkten gehandelt werden, auf welchen entsprechend häufig neue Produkte auftauchen. Mit dem Vergleich der beiden Preisindizes aus den USA und der Schweiz soll gezeigt werden, dass sich die (mindestens teilweise) Berücksichtigung des technologischen Wandels und des Auftauchens neuer Güter in beiden Ländern am sinkenden Indexverlauf erkennen lässt. Bei den Audiogeräten zeigt sich zudem, dass die Preisindizes des LIK rascher gesunken sind als die entsprechenden US-Reihen. Dies bestätigt, dass die flexible Indexstruktur des LIK den Einbezug neuer Güter relativ einfach zulässt und diese Möglichkeit vom BFS auch genutzt wird. Die Erfassung neuer Güter geschieht dank der beschriebenen LIK-Struktur oft rascher als in den USA, so dass tendenziell ein grösserer Teil der sinkenden Preisentwicklung von neuen Gütern zu Beginn ihres Produktlebenszyklus erfasst wird.

Grafik 2



Bei den Videogeräten sieht es auf den ersten Blick so aus, als würde der CPI neue Güter in diesem Bereich ev. besser erfassen können, denn die CPI-Reihe sank seit 1989 deutlicher als die entsprechende LIK-Reihe. Zum einen ist jedoch zu vermerken, dass die viel weiter zurückreichende LIK-Reihe insgesamt einen deutlichen und permanenten Rückgang verzeichnet. Dies bestätigt, dass der LIK auch in dieser Gütergruppe das Auftauchen neuer Güter und den technischen Wandel gut zu erfassen vermag. Zum anderen enthält die Reihe des LIK im Unterschied zur CPI-Reihe neben den Videogeräten auch die Fernsehgeräte. Die Fernsehgeräte sind jedoch vom Phänomen der neuen Produkte deutlich weniger betroffen und waren wohl auch einem weniger raschen technologischen Wandel unterworfen als die Videogeräte. Diese Ursachen und nicht die mangelnde Berücksichtigung neuer Produkt ziehen die

Grafik 3



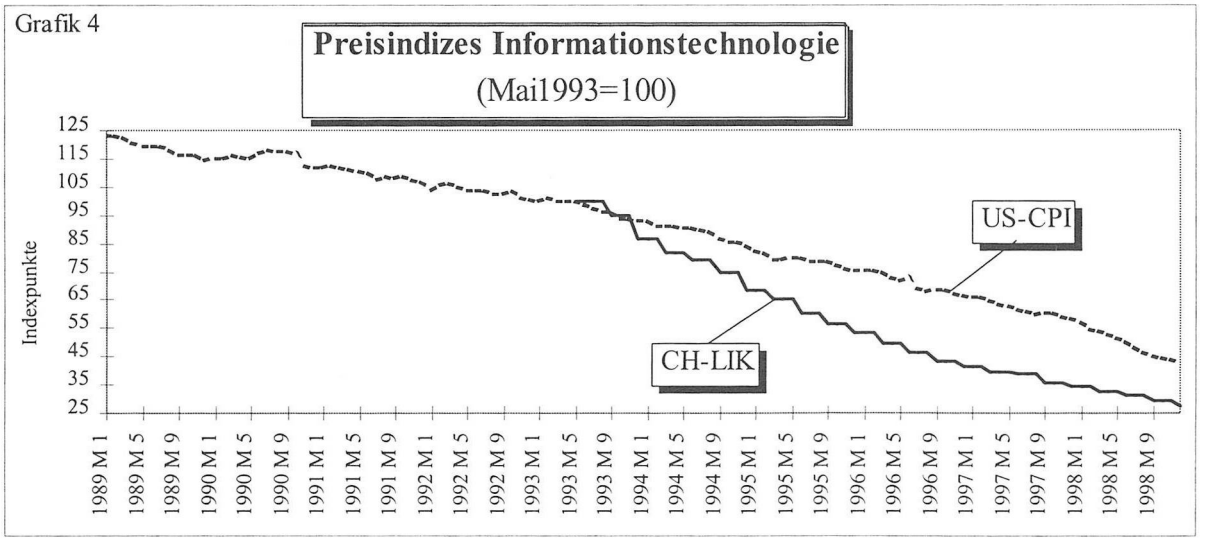
Preise der Audio- und Videogeräte im Vergleich USA-Schweiz	US-CPI	LIK Schweiz	US-CPI	LIK Schweiz
	Audio geräte		Fernseh- und Videogeräte	
Proz. Veränderung 1979-1997	-3.79%	-25.62%		-48.56%
Proz. Veränderung 1979-1989	0.43%	-15.03%		-33.21%
Proz. Veränderung 1990-1997	-4.20%	-12.46%	-34.50%	-22.99%
Proz. Veränderung pro Jahr 1979-1997	-0.20%	-1.55%		
Proz. Veränderung pro Jahr 1979-1989	0.04%	-1.47%		
Proz. Veränderung pro Jahr 1990-1997	-0.54%	-1.65%	-5.15%	-3.21%

Tab 7.4:Preisvergleich USA-Schweiz

Preisentwicklung dieser LIK-Reihe nach oben und dürften die wesentlichen Gründe darstellen, weshalb die CPI-Reihe seit 1989 rascher sinkt.

Bei anderen neuen Gütern, wie beispielsweise den Mobiltelephonen (cellular phones) erfolgte die Aufnahme in den LIK (1997) etwa zeitgleich mit der Berücksichtigung dieser Güter im CPI der USA (1998). Allerdings muss hier angefügt werden, dass die Mobiltelephone in den USA zum Zeitpunkt der Aufnahme in den Preisindex schon länger verbreitet waren als in der Schweiz. Da die Schweiz dieses neue Gut zeitgleich wie die USA in die Teuerungsmessung einbezogen hat, bedeutet dies aber, dass die Mobiltelefone - gemessen an ihrem Auftauchen am Markt - in der Schweiz rascher einbezogen wurden, so dass auch bei diesem Gut ein bedeutenderer Teil des Preisrückgangs im LIK aufgefangen sein dürfte.

Grafik 4



Bei den Heim- und Personalcomputern wurde aufgrund der genannten fehlenden Möglichkeit zur frühzeitigen Aufnahme in den Waren- und Dienstleistungskorb des LIK allerdings ein beträchtlicher Teil des Preisrückgangs verpasst. Weil in diesem Bereich eine neue Indexposition geschaffen werden musste,

wurden diese Produkte erst 1993 in den LIK aufgenommen, also 6 Jahre später als in den USA. Ähnlich wie bei den Mobiltelephonen gilt aber, dass Heim- und Personalcomputer in den USA früher auf dem Markt eingeführt wurden und auch früher Verbreitung fanden als in der Schweiz. Im Vergleich zu den USA wurden diese Güter gemessen am Zeitpunkt des Auftauchens am Markt somit weniger verspätet aufgenommen, als man allein aufgrund des Einführungsdatums meinen könnte. Dies verdeutlicht auch die obenstehende Graphik. Die Preise für Heim- und Personalcomputer wurden zwar in der Schweiz deutlich später erfasst, in der Schweiz gingen sie aber - nicht nur seit der Einführung 1993, sondern auch im Vergleich zum gesamten erfassten Preisrückgang in den USA seit 1987 - deutlich stärker zurück als in den USA. In der Schweiz scheint also doch ein bedeutender Teil der sinkenden Preisentwicklung erfasst worden zu sein. Dies wird auch im Vergleich der jährlichen Preisentwicklung der Computerpreise in der Schweiz und den USA bestätigt. Während die Computerpreise in den USA von Mai 1993 bis Ende 1998 umgerechnet pro Jahr um 14.0% sanken, so sanken sie in der Schweiz im selben Zeitraum um 20.6% pro Jahr. Während die US-Computerpreise seit Beginn der US-Indexreihe im Ende 1988 bis Ende 1998 um insgesamt 65.2% zurückgegangen sind, sanken die im LIK erfassten Computerpreise seit Beginn der LIK-Indexreihe im Mai 1993 bis Ende 1998 um 72.35%. Der total erfasste Preisrückgang war also in der Schweiz insgesamt stärker, obwohl der Beobachtungszeitraum in der Schweiz deutlich kürzer war, was bestätigt, dass der spätere Einbezug der Heim- und Personalcomputer kein Argument für einen eventuell grösseren „Bias" in der Schweiz darstellt.[66]

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass der „New Product Bias" dank der sehr flexiblen Güterstruktur auf der Basisaggregationsebene des LIK, der relativ raschen Berücksichtigung dieser neuen Güter im Güterkorb des LIK und aufgrund der vom BFS gewählten Praxis zur Früherkennung am Markt erfolgreicher neuer Güter, in der Schweiz wesentlich kleiner ausfallen dürfte als z.B. in den USA oder in Deutschland. Im Boskin-Report wurde für die USA ein „New Product Bias" von 0.1 Prozentpunkten veranschlagt. Wenn man diesen Wert als Referenzgrösse betrachtet, kann man für die Schweiz approximativ von einem „New Product Bias" ausgehen, der sich kaum von 0 unterscheiden dürfte. Um neue Güter in Zukunft auch auf der Ebene der Indexpositionen rascher in den LIK einbeziehen zu können, wären kürzere zeitliche Abstände zwischen zwei Indexrevisionen, also häufigere Verbrauchserhebungen und häufigere Anpassungen des fixierten Waren- und Dienstleistungskorbes des LIK anzustreben.

[66] Die Ergebnisse fallen qualitativ unverändert aus, wenn man die LIK-Reihe „Computer" zuerst anhand der Entwicklung des Devisenkurses SFR/US-Dollar wechselkursbereinigt und erst danach mit der entsprechenden CPI-Reihe vergleicht. Das festgestellte raschere Absinken der LIK-Reihe ist deshalb nicht primär auf die Wechselkursentwicklung SFR/US-Dollar zurückzuführen.

Zeitpunkt des Einbezugs ausgewählter neuer Güter in der Schweiz, USA und Deutschland				
Güterbezeichnung	**Kommentar zum Einbezug in der Schweiz**	**Schweiz**	**USA**	**Deutschland**
Computer	Bildung einer neuen Indexposition im Rahmen der Indexrevision 1993	1993	1987	1992
Mobiltelefon	Einbezug bei „Telefonapperate"	1997	1998	
Videokameras	Einbezug unter „Fotoapperate"	1987	1987	1989
CD-Player	Einbezug unter „Audiogeräte"	1983	1987	1992
Videokassetten und Compact Disks	Einbezug unter „Zubehör für Unterhaltungszwecke"	1983	1987	
Videogeräte	Einbezug unter „Fernseh&Video"	1979	1987	1984
Mikrowelle	Einbezug unter „Haushaltsgeräte"(?)	1993	1987	1995

Tab 7.5: Zeitpunkt des Einbezugs ausgewählter neuer Güter in der Schweiz, USA und Deutschland.

7.4.5 Beurteilung der Behandlung ‚neuer' Gütervarianten

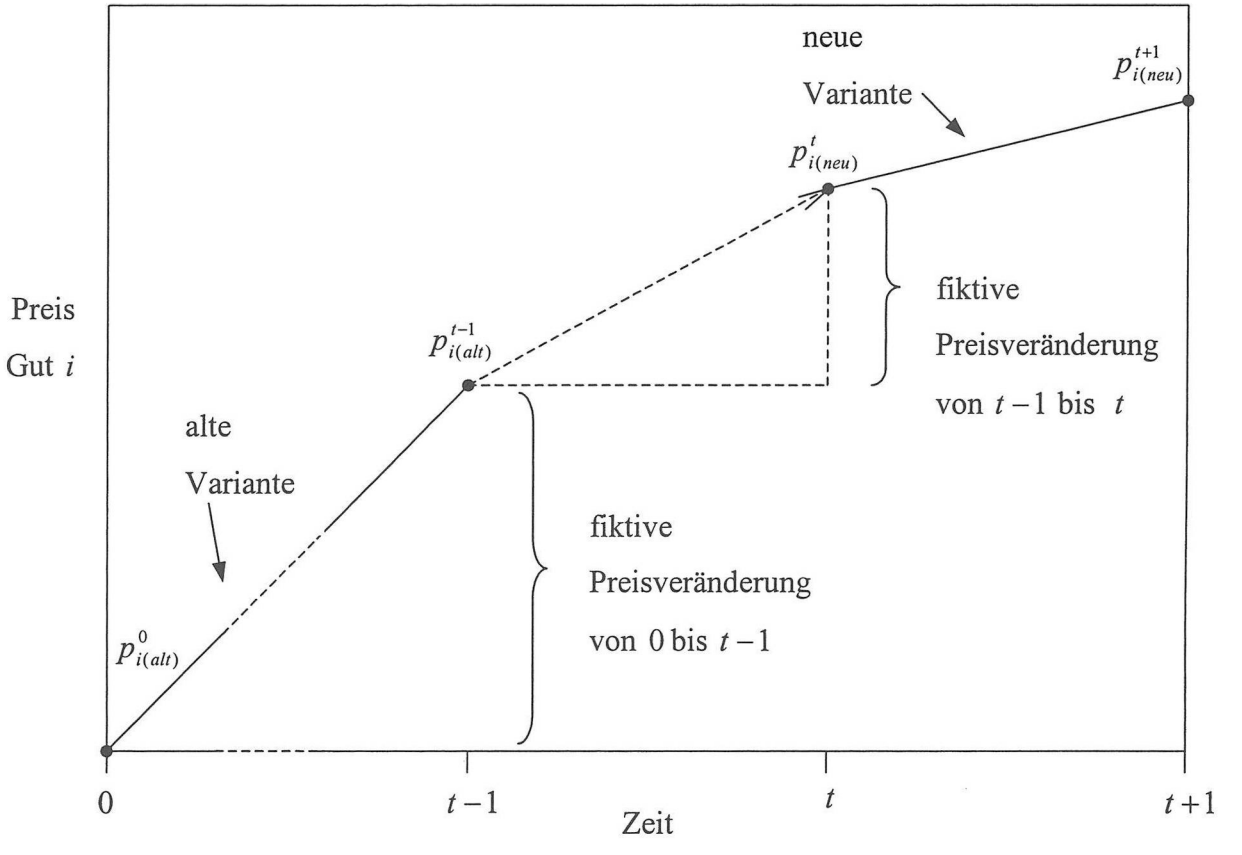
Zu Beginn von Abschnitt 7.4.3 wurde darauf hingewiesen, dass der Fall einer Qualitätsänderung eines bereits im Warenkorb erfassten Gutes als Spezialfall einer indexverträglichen Veränderung auf dem Gütermarkt betrachtet werden kann. Dementsprechend behandelt das BFS den Fall der Qualitätsveränderung eines Gutes nach demselben Konzept wie den Fall eines indexverträglichen ‚neuen' Gutes. Die Preismesszahl einer ‚neuen' Gütervariante wird im Rahmen dieses einheitlichen Konzepts gemäss Gleichung (7.19) und ihr hypothetischer Basispreis gemäss Gleichung (7.20) festgelegt. Diese Gleichungen umschreiben dabei lediglich das Grundprinzip, nach dem auch bei Qualitätsveränderungen verfahren wird. Je nach Informationsstand und je nach Ausmass der Qualitätsveränderung wird dieses Grundprinzip unterschiedlich umgesetzt.

In Hinblick auf die Behandlung qualitätsveränderter ‚neuer' Gütervarianten werden im BFS, wie in Abschnitt 7.3.2 ausgeführt, drei Fälle unterschieden. Der erste Fall ist dadurch gekennzeichnet, dass sich die ‚neue' Gütervariante $i(neu)$ von der ‚alten' $i = i(alt)$ nur so geringfügig unterscheidet, dass deren Qualitätsunterschied als vernachlässigbar und beide Varianten noch als äquivalent angesehen

werden können. In diesem Fall wird in Formel (7.19) die Preismesszahl $PMZ_i^{t,t-1}$ gerade gleich $p_{i(neu)}^t / p_{i(alt)}^{t-1}$ und die Preismesszahl $PMZ^{t-1,0}$ gerade gleich der Vorperiodenpreismesszahl $p_{i(alt)}^{t-1} / p_{i(alt)}^0$ der alten Variante gesetzt. Der hypothetische Basispreis der ‚neuen' Variante wird dabei gemäss Gleichung (7.20) gerade gleich dem Basispreis der alten Variante gesetzt,

(7.13) $$p_{i(hyp)}^0 := p_{i(alt)}^0 \ .$$

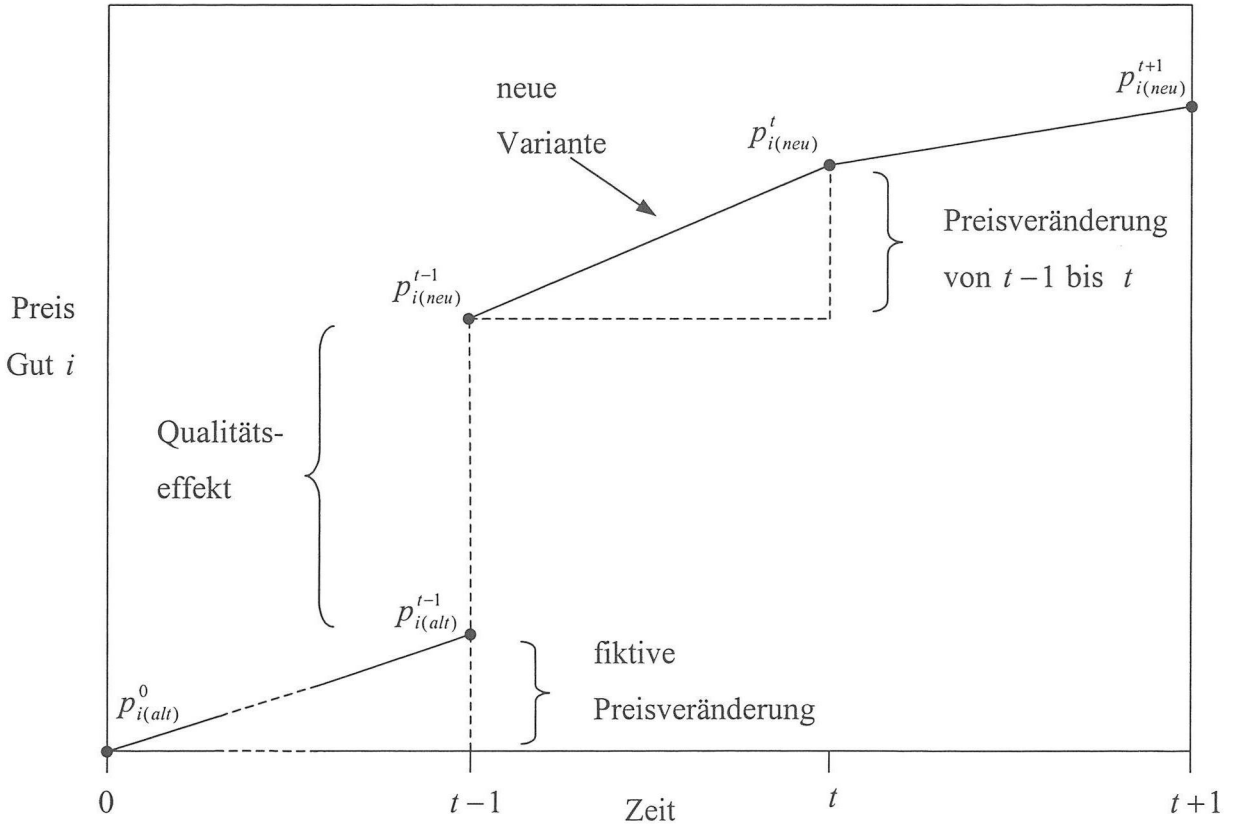
Die folgende Figur 7.7 zeigt, wie bei dieser Vorgehensweise die ‚Preisveränderung' einer ‚neuen' Gütervariante von der Basisperiode 0 bis zur Vergleichsperiode t in zwei fiktive Preisveränderungen aufgespalten wird. Die fiktive Preisveränderung der ‚neuen' Gütervariante von der Basisperiode 0 bis zur Periode $t-1$ wird gleich der Preisentwicklung der alten Gütervariante gesetzt und die fiktive ‚Preisveränderung' von der Vor- zur Gegenwartsperiode gleich der Preisdifferenz



Figur 7.7: Fortsetzung einer Preisreihe mit direkt vergleichbarem Produkt (Code 1) („**Methode des direkten Vergleichs**")

zwischen dem aktuellen Preis der ‚neuen' Gütervariante und dem Vorperiodenpreis des alten. Diese Vorgehensweise entspricht voll der im BLS angewendeten Methode des „direct comparison" oder der „comparable items". Sie soll hier als **Methode des direkten Vergleichs** bezeichnet werden.

Der zweite Fall einer Qualitätsveränderung ist dadurch gekennzeichnet, dass für die neue Variante $i(neu)$ eines Gutes i neben dem aktuellen Preis $p^t_{i(neu)}$ auch der zugehörige Vorperioden-Preis $p^{t-1}_{i(neu)}$ bekannt ist (‚Code 7'). In diesem Fall wird in Formel (7.19) die Preismesszahl $PMZ_i^{t,t-1}$ gerade gleich der aktuellen Preismesszahl $p^t_{i(neu)} / p^{t-1}_{i(neu)}$ und die Preismesszahl $PMZ^{t-1,0}$ gerade gleich der Vorperiodenpreismesszahl $p^{t-1}_{i(alt)} / p^0_{i(alt)}$ der alten Variante gesetzt. Dann wird der Basispreis der neuen Variante dieses Gutes dadurch festgelegt, dass sein ex-post beobachteter Vorperioden-Preis $p^{t-1}_{i(neu)}$ mit der Vorperioden-Preismesszahl (relativ zur Basisperiode) p_i^{t-1} / p_i^0 der bisherigen Variante des Gutes zurückgerechnet wird.



Figur 7.8: Fortsetzung einer Preisreihe mit qualitativ verändertem Gut mit Vorperiodenkorrektur durch echten Vorperiodenpreis (‚Code 7') („**Vorperioden-Verkettung**")

Die obige Figur 7.8 zeigt, wie bei dieser Vorgehensweise die ‚Preisveränderung' einer ‚neuen' Gütervariante von der Basisperiode 0 bis zur Vergleichsperiode t in zwei Preisveränderungen aufgespalten wird. Die fiktive Preisveränderung der ‚neuen' Gütervariante von der Basisperiode 0 bis zur Periode $t-1$ wird gleich der Preisentwicklung der alten Gütervariante über diese Perioden gesetzt und die Preisveränderung von der Vor- zur Gegenwartsperiode gleich der Preisdifferenz zwischen dem aktuellen Preis der ‚neuen' Gütervariante und ihrem Vorperiodenpreis.

Die Vorgehensweise des BFS in diesem Fall einer Qualitätsveränderung ist 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 dann eingesetzt, wenn in einer „Überlappungs-Periode" 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 beim Übergang von der alten zur ‚neuen' Gütervariante wird durch die Preisveränderung der neuen Variante gemessen.

Der Basispreis der neuen Variante eines Gutes wird bei der Verkettung im überlappenden Zeitraum dadurch festgelegt, dass ihr aktueller Preis mit der aktuellen Preismesszahl der alten Variante zurückgerechnet wird. Bei dieser Methode wird also nicht der aktuelle Preis der neuen Produktvariante korrigiert, sondern die Qualitätsbereinigung wird über eine sogenannte **Basispreisanpassung** vorgenommen. Dies hat den Vorteil, dass in späteren Perioden nicht laufend die aktuellen Preise für das qualitätsverbesserte Modell korrigiert werden müssen. Für die laufende Preismessung reicht es aus, einmalig einen neuen fiktiven Basispreis zu berechnen.

Die graphische Darstellung der Vorgehensweise des BFS in Figur 7.8 verdeutlicht, worin ihre Verwandtschaft mit der Methode der Verkettung im überlappenden Zeitraum besteht. Auch bei dieser Vorgehensweise überlappen sich die Preisreihen der alten und der neuen Gütervariante. Ein Preisunterschied zwischen der alten und der ‚neuen' Gütervariante wird als Schätzung für den Wert ihres Qualitätsunterschieds betrachtet und die ‚echte' Preisveränderung beim Übergang von der alten zur ‚neuen' Gütervariante wird durch eine Preisveränderung der neuen Variante gemessen. Überdies wird auch bei dieser Methode die Qualitätsbereinigung über eine Basispreisanpassung vorgenommen.

Die graphische Darstellung der Vorgehensweise des BFS in Figur 7.8 zeigt aber vor allem, worin der wesentliche Unterschied zwischen der vom BFS praktizierten Methode und der Methode der

Verkettung im überlappenden Zeitraum besteht. Er 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 der aktuellen Periode t, sondern jener in der Vorperiode $t-1$ herangezogen wird. Die ‚echte' Preisveränderung beim Übergang von der alten zur ‚neuen' Gütervariante wird dementsprechend bereits durch die Preisveränderung der neuen Variante beim Übergang von der Vorperiode $t-1$ zur aktuellen Periode t gemessen. Die Basispreisanpassung basiert bei der Vorgehensweise des BFS auf dem Vorperiodenpreis der neuen Gütervariante. Die vom BFS praktizierte Methode soll deshalb als **Vorperioden-Verkettung** bezeichnet werden.

Die Vorperioden-Verkettung stellt eine sogenannte **indirekte Methode der Qualitätsbereinigung von Preisunterschieden** dar. Derartige Methoden sind dadurch gekennzeichnet, dass bei ihnen keine direkte Schätzung des Geldwertes einer Qualitätsänderung vorgenommen wird. Die Preisdifferenz zwischen zwei verschiedenen Varianten eines Gutes zu einem bestimmten Zeitpunkt wird als approximative Bewertung ihres Qualitätsunterschiedes durch den Markt interpretiert. Deshalb wird diese Preisdifferenz bei der Ermittlung der Messziffer der neuen Variante „ausgeschaltet", d.h. bei der Ermittlung der Messziffer nicht berücksichtigt.

Eine kritische Analyse der Vorperioden-Verkettung im Hinblick auf mögliche Unter- oder Überschätzungen der ‚wahren' Teuerung erfordert eine modellmässige Betrachtung. Seien dazu $p^t_{i(alt)}$ und $p^t_{i(neu)}$ die Preise der alten bzw. der neuen qualitätsveränderten Variante eines Gutes i in einer beliebigen Periode t. Unter der Annahme, dass die Qualität des Gutes i in bestimmten Einheiten gemessen werden kann, bezeichne weiter q_i, $i = i(neu), i(alt)$, die Anzahl der Qualitätseinheiten, durch welche die entsprechende Variante des Gutes gekennzeichnet ist. Dann kann man den **qualitätsbereinigten** Preis p^t_{Qi} einer Variante des Gutes i definieren durch $p^t_{Qi} := p^t_i / q_i$. Dieser Preis gibt an, wie teuer eine Qualitätseinheit einer Variante dieses Gutes ist.

Wenn nun die Preisdifferenz zwischen der älteren und der neueren Variante eines Gutes zu einem bestimmten Zeitpunkt als Bewertung ihres Qualitätsunterschieds durch den Markt interpretiert wird, so bedeutet dies, dass der qualitätsbereinigte Preis dieses Gutes implizit als konstant betrachtet wird. Dann erst gilt nämlich für diesen Preisunterschied

$$p^t_{i(neu)} - p^t_{i(alt)} = q_{i(neu)} p^t_{Qi(neu)} - q_{i(alt)} p^t_{Qi(alt)} = (q_{i(neu)} - q_{i(alt)}) p^t_{Qi(alt)} \ .$$

Der Preisunterschied ist also gleich dem Wert des Qualitätsunterschieds bewertet mit dem aktuellen qualitätsbereinigten Preis der alten Gütervariante, d.h. es wird angenommen, dass die Preisdifferenz zwischen dem alten und dem neuen Gut proportional zur Qualitätsdifferenz beider Güter ist.

Wird aber der qualitätsbereinigte Preis eines Gutes als konstant betrachtet, so kann wegen

(7.21)
$$\frac{p^t_{i(neu)}}{p^0_{i(neu)}} = \frac{q_{i(neu)} p^t_{Qi(neu)}}{q_{i(neu)} p^0_{Qi(neu)}} = \frac{q_{i(neu)} p^t_{Qi(alt)}}{q_{i(neu)} p^0_{Qi(alt)}} = \frac{p^t_{i(alt)}}{p^0_{i(alt)}}$$

die aktuelle Messzahl (relativ zu einer Basisperiode) der neuen Gütervariante gleich gesetzt werden mit der aktuellen Messzahl (relativ zur selben Basisperiode) der alten Gütervariante. In diesem Sinn wird durch die Verkettung der Preisunterschied der beiden Gütervarianten bei der Ermittlung der Messziffer der neuen Variante „ausgeschaltet". Auf der Grundlage von Gleichung (7.21) kann schliesslich der unbekannte Basispreis der neuen Gütervariante gerade mit

$$p^0_{i(neu)} := p^t_{i(neu)} \times \frac{p^0_{i(alt)}}{p^t_{i(alt)}}$$

angesetzt werden. Diese Setzung bedeutet, dass in der Überlappungsperiode t 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, in den meisten Fällen eine Preissteigerung angesetzt. Diese Überlegungen gelten für jede beliebige Periode t.

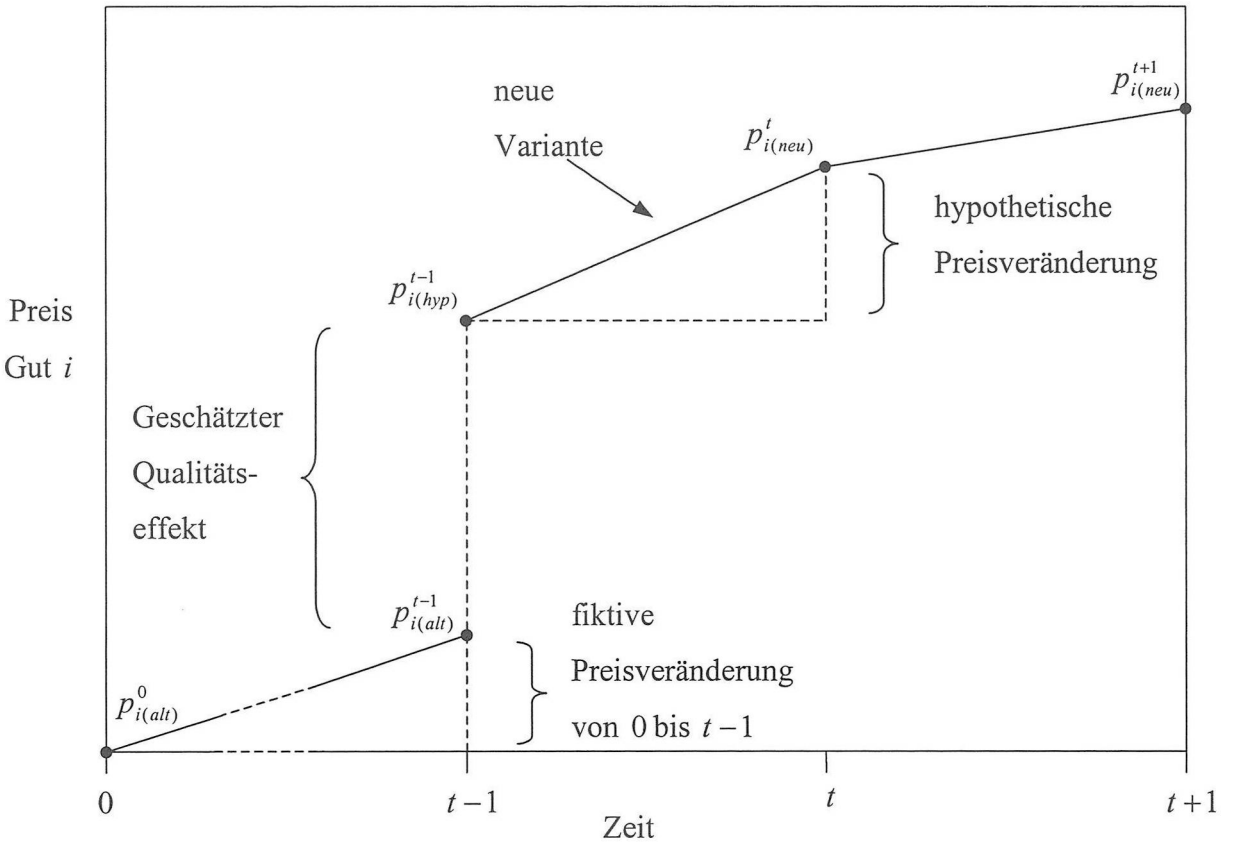
Das wesentliche Problem der Verkettung besteht offenbar in der impliziten Annahme, dass der qualitätsbereinigte Preis des betrachteten Gutes von der Basisperiode bis zur Periode t konstant bleibt. Der Vorteil der Vorperioden-Verkettung gegenüber der gewöhnlichen Verkettung besteht also darin, dass diese Annahme nur für den Zeitraum von der Basisperiode bis zur Vorperiode gemacht wird. Am aktuellen Rand der Preisreihe wird mit der faktischen Messziffer gearbeitet. D.h., bei der Vorperioden-Verkettung kann eine neue Gütervariante in der Periode, in der sie zum ersten Mal in die Indexberechnung eingeht, auch mit einer Preissenkung eingehen.

Der dritte Fall einer Qualitätsveränderung ist dadurch gekennzeichnet, dass für die neue Variante $i(neu)$ eines Gutes i nur der aktuelle Preis $p^t_{i(neu)}$ bekannt ist (‚Code 6'). In diesem Fall wird in Formel (7.19) die Preismesszahl $PMZ_i^{t,t-1}$ der neuen Variante gerade gleich der Messzahl $p^t_{i(neu)} / p^{t-1}_{i(hyp)}$ aus ihrem aktuellen Preis und einem hypothetischen Vorperiodenpreis gesetzt. Dann wird der Basispreis der neuen Variante dieses Gutes dadurch festgelegt, dass der ex-post konstruierte Vorperioden-Preis $p^{t-1}_{i(hyp)}$ mit der Vorperioden-Preismesszahl (relativ zur Basisperiode) p_i^{t-1} / p_i^0 der bisherigen Variante des Gutes zurückgerechnet wird.

Die folgende Figur 7.9 zeigt, wie bei dieser Vorgehensweise die Preisveränderung einer ‚neuen' Gütervariante von der Basisperiode 0 bis zur Vergleichsperiode t in zwei Preisveränderungen aufgespalten wird. Die fiktive Preisveränderung der ‚neuen' Gütervariante von der Basisperiode 0 bis zur Periode $t-1$ wird gleich der Preisentwicklung der alten Gütervariante über diese Perioden gesetzt und die Preisveränderung von der Vor- zur Gegenwartsperiode gleich der Preisdifferenz zwischen dem aktuellen Preis der ‚neuen' Gütervariante und ihrem hypothetischen Vorperiodenpreis.

Bei der Vorgehensweise des BFS in diesem dritten Fall von Qualtitätsänderungen handelt es sich um eine sogenannte **direkte Methode 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.

Eine Betrachtung von Figur 7.9 zeigt, dass diese dritte Vorgehensweise, die das BFS im Rahmen der Qualitätsbereinigung von Preisunterschieden einsetzt, konzeptionell der Vorperioden-Verkettung entspricht. Im Gegensatz zur Vorperioden-Verkettung wird lediglich der fehlende Vorperiodenpreis der ‚neuen' Gütervariante durch einen hypothetischen Vorperiodenpreis geschätzt. Deshalb soll diese Vorgehensweise im folgenden **Vorperioden-Verkettung mit direkter Qualitätsanpassung** genannt werden. Das Hauptproblem dieser Methode liegt natürlich in der Unsicherheit, die in jeder Bewertung von Qualitätsunterschieden liegt. Liegt ein echter Vorperiodenpreis vor, so ist die Vorperioden-Verkettung deshalb der Vorperioden-Verkettung mit direkter Qualitätsanpassung vorzuziehen.



Figur 7.9: Fortsetzung einer Preisreihe mit qualitativ verändertem Gut mit Vorperiodenkorrektur durch hypothetischen Vorperiodenpreis (‚Code 6') („**Vorperioden-Verkettung mit direkter Qualitätsanpassung**")

Abschliessend sei betont, dass die Methoden, mit denen das BFS Veränderungen auf dem Gütermarkt angeht, insofern geschickt gewählt sind, als sie auf einer einheitlichen Konzeption beruhen, die sehr vernünftig erscheint. Diese zu Beginn von Abschnitt 7.4.3 beschriebene Konzeption beruht darauf, die Preisentwicklung eines indexverträglichen ‚neuen' Gutes oder einer ‚neuen' Gütervariante nach Möglichkeit zu zerlegen in einen in der Vergangenheit liegenden unwichtigeren und einen aktuellen für eine möglichst korrekte Erfassung der Preisentwicklung wichtigeren Teil.

Dies impliziert den Anspruch, 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. D.h., ein ‚neues' Gut wird erst eine Periode später in die Indexberechnung eingebracht, als dies eigentlich möglich wäre. Die Vorgehensweise, den Zeitraum zwischen der Periode, in der ein ‚neues' Gut zum ersten Male in die Indexberechnung eingebracht wird, und derjenigen, für die der Preis dieses Gutes zum ersten Mal verfügbar ist oder geschätzt wird, zu verlängern, wird im BLS als „Seasoning" bezeichnet. Insofern verfolgt das BFS

eine Strategie des einperiodischen Seasoning. Der Einsatz dieser Strategie bedeutet im Fall einer ‚neuen' Gütervariante eine Robustifizierung der Preismesszahl, mit der diese zum ersten Mal in die Indexberechnung eingebracht wird, gegen irreguläre Preissetzungen beim alten Gut am aktuellen Rand. Im Fall eines indexverträglichen ‚neuen' Gutes bedeutet er, dass in der Preismesszahl, mit der dieses zum ersten Mal in die Indexberechnung eingebracht wird, der Einfluss der vergleichbaren reiferen Güter reduziert wird.

7.4.6 Abschätzung jährlicher Verzerrungen

Im Boskin-Report wurden für den amerikanischen CPI relativ zum Lebenshaltungskostenindex vier Verzerrungen diagnostiziert, nämlich ein Substitutions-Bias, ein Qualitäts-Bias, ein Neue-Produkte Bias und ein Absatzkanal-Bias. Neben diesen Verzerrungen kann ein Preisindex selbstverständlich noch weiteren Verzerrungen unterliegen. Dies ist immer dann möglich, wenn in das verwendete Indexkonzept Parameter eingehen, die über diejenigen hinausgehen, durch die das Indexkonzept an sich gekennzeichnet ist. Solche Parameter sind entweder bekannte Grössen oder sie sind Schätzungen 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 auf der Grundlage der bisherigen Analysen diskutiert werden, inwieweit der Landesindex der Konsumentenpreise Verzerrungen unterliegt.

In Kapitel 6 wurde darauf hingewiesen, dass von den von der ‚Boskin-Kommission' monierten Verzerrungen des US-amerikanischen CPI der Neue-Produkte- und der Qualitäts-Bias mit zusammen 0.6 Basispunkten den Hauptanteil ausmachen. Im folgenden soll diskutiert werden, inwieweit der Landesindex der Konsumentenpreise derartigen Verzerrungen unterliegt. Dabei sollen im Hinblick auf ‚neue' Güter der Fall indexverträglicher ‚neuer' Güter und der Fall indexunverträglicher ‚neuer' Güter getrennt betrachtet werden. Im folgenden soll zunächst untersucht werden, inwieweit beim Landesindex der Konsumentenpreise im Hinblick auf indexverträgliche ‚neue' Güter Verzerrungen auftreten.

In manchen Ländern, in denen mit dem Laspeyres'schen Indexkonzept gearbeitet wird, - etwa in der Bundesrepublik Deutschland - werden für jede Indexposition ein oder mehrere sogenannte ‚Preisrepräsentanten' bestimmt, an denen möglichst lange festgehalten werden soll. Diese stellen die Gütervarianten dar, deren Preise effektiv 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 der Indexpositionen 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 7.2). Im Rahmen der rekursiven Indexformeln RI^t_{ar} besteht die Möglichkeit, die Gesamtheit der Güter, über die am aktuellen Rand summiert wird, laufend zu aktualisieren.

Internen Arbeitsunterlagen des BFS kann entnommen werden, dass in den Jahren 1996 bis 1998 in die Berechnung des Landesindex der Konsumentenpreise monatlich durchschnittlich 105'358 Preismeldungen eingehen. Monatlich werden durchschnittlich 714 Preisreihen (‚Code 0') nicht meht fortgesetzt, 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 monatlich 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^t 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 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 nach Auffassung der Arbeitsgemeinschaft 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. Der Neue-Produkte-Bias durch zu lange Erfassung ‚alter' Güter sowie durch Nicht-Berücksichtigung indexverträglicher ‚neuer' Güter dürfte deshalb praktisch vernachlässigbar sein.

Eine Verzerrung könnte allerdings trotz eines hohen Aktualitätsgrades bezüglich der erfassten Güter dann auftreten, wenn die Technik, nach der die neue Preisreihe in die Indexberechnung eingebracht wird, Verzerrungseffekte mit sich bringt. Wie in Abschnitt 7.4.3 ausgeführt verwendet das BFS zur Einbringung neuer Preisreihen je nach verfügbarer Information die Methoden der Teilindeximputation und der Vorperioden-Teilindeximputation. In diesem Abschnitt wurde darauf hingewiesen, dass das Hauptproblem der Methode der Teilindeximputation darin zu sehen ist, dass ‚neue' Güter in „indexneutraler" Form in die Indexberechnung einbezogen werden. Diese Methode tendiert häufig zu einer Überzeichnung der aktuellen Preisentwicklung. Preissenkungen, wie sie bei ‚neuen' Gütern, die sich auf dem Markt durchsetzen, in einer ersten Phase ihres Lebenszyklusses üblich sind, werden erst verspätet erfasst. Im Gegensatz dazu erfolgt bei der Methode der Vorperioden-Teilindeximputation ein sofort indexwirksamer Einbezug in die Indexberechnung. Oben wurde bereits erwähnt, dass die Methode der Vorperioden-Teilindeximputation im Durchschnitt der Jahre 1996 bis 1998 in 148 Fällen zum Einsatz kam, während die Methode der Teilindeximputation in dieser Periode in 576 Fällen also fast viermal so häufig angewendet wurde.

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 einzubeziehen. 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 ist die Arbeitsgemeinschaft deshalb der Auffassung, dass der Umgang des BFS mit indexverträglichen ‚neuen' Gütern den Anforderungen an eine zeitgerechte und unverzerrte Erfassung in hohem Masse gerecht wird. Methodisch besteht eine minime Tendenz zu einer positiven Verzerrung. Diese Tendenz dürfte aber praktisch kaum ins Gewicht fallen.

Wie bereits erwähnt, kann der Fall einer Qualitätsänderung eines bereits im Warenkorb erfassten Gutes als Spezialfall einer indexverträglichen Veränderung auf dem Gütermarkt betrachtet werden. Deshalb soll nunmehr analysiert werden, inwieweit der Landesindex einem **Qualitäts-Bias** unterliegt. Eine derartige Verzerrung tritt dann auf, wenn Qualitätsänderungen bei den im Warenkorb erfassten Gütern im Rahmen der Preismessung nicht korrekt berücksichtigt werden, wenn also beim Wechsel zu einer neuen Gütervariante die Preisänderung in nicht zutreffender Weise um die reine Qualitätskomponente „bereinigt" wird.

Weiter oben wurde bereits darauf hingewiesen, dass das BFS im Hinblick auf indexverträgliche Veränderungen auf dem Gütermarkt eine sehr offene und flexible Strategie verfolgt. Dies gilt insbesondere für den Umgang mit ‚neuen' Gütervarianten. Die Preismeldestellen sind angehalten, im Rahmen des Sortimentswechsels auftretende ‚neue' Gütervarianten laufend zu berücksichtigen.

Preismeldungen, die ‚neue' Gütervarianten betreffen, werden mit den Codes 1, 6 oder 7 gekennzeichnet. 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. Die 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.

Preismeldungen, die mit dem Code 1 gekennzeichnet sind, betreffen ‚neue' Gütervarianten, die sich von einer alten nur geringfügig unterscheiden und zu dieser als qualitativ äquivalent eingestuft werden. In solchen Fällen wird vom BFS die Methode des direkten Vergleichs angewendet, 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.

Bei Preismeldungen, die mit dem Code 7 gekennzeichnet sind, wird die Qualitätsbereinigung über die sogenannte Vorperioden-Verkettung vorgenommen. In Abschnitt 7.4.5 wurde verdeutlicht, dass diese Methode mit der bekannten Methode der Verkettung im überlappenden Zeitraum eng verwandt ist. Wegen dieser engen Verwandtschaft wird die vom BFS praktizierte Methode einer ähnlichen Kritik unterliegen wie die Methode der Verkettung im überlappenden Zeitraum.

Bei der Methode der Verkettung im überlappenden Zeitraum wird die aktuelle Messzahl (relativ zu einer Basisperiode) der neuen Gütervariante gleich der aktuellen Messzahl (relativ zur selben Basisperiode) der alten Gütervariante gesetzt. Für eine Beurteilung der Qualität dieser Setzung ist zunächst zu überlegen, welcher theoretische Wert mit dieser Setzung eigentlich geschätzt werden soll. Im Sinne des Laspeyres'schen Indexkonzeptes ist der zeitliche Vergleich von Preisen streng genommen nur für unveränderte Güter, d.h. nur für Güter mit konstanter Qualität sinnvoll. Soll also für die Indexberechnung eine alte durch eine neue qualitätsverbesserte Gütervariante ersetzt werden, so ist der Preis der letzteren von ihrer Qualitätsverbesserung zu bereinigen. Der qualitätsbereinigte (aktuelle) Preis der neuen Gütervariante ist aber gegeben mit $q_{i(alt)} p^{t}_{Qi(neu)}$.

Das neue Gut sollte also im Sinne des Laspeyres'schen Indexkonzeptes in der Form in die Indexberechnung eingebracht werden, dass sein qualitätsbereinigter aktueller Preis in Relation gesetzt

wird zum Basispreis der alten Gütervariante, d.h., dass seine aktuelle Messzahl (relativ zur Basisperiode) gerade mit

$$\frac{q_{i(alt)}p^{t}_{Qi(neu)}}{q_{i(alt)}p^{0}_{Qi(alt)}} = \frac{p^{t}_{Qi(neu)}}{p^{0}_{Qi(alt)}} = \frac{q_{i(neu)}p^{t}_{Qi(neu)}}{q_{i(neu)}p^{0}_{Qi(alt)}} \tag{7.22}$$

angesetzt wird. An dieser theoretischen im Sinne des Laspeyres'schen Indexkonzeptes korrekten Messzahl ist die beim „Overlap Pricing" verwendete Preismesszahl (7.21) zu messen. Ausgehend von Gleichung (7.22) wäre der unbekannte Basispreis der neuen Gütervariante gerade mit

$$p^{0}_{i(neu)} := q_{i(neu)}p^{0}_{Qi(alt)}$$

anzusetzen.

Ein Vergleich der beiden Messzahlen (7.21) und (7.22) zeigt, dass eine Schätzung der theoretischen im Sinne des Laspeyres'schen Indexkonzeptes korrekten Preismesszahl (7.22) durch die Preismesszahl (7.21) im allgemeinen eine Überschätzung bedeutet. Eine ältere Gütervariante wird nämlich im Rahmen des Laspeyres'schen Indexkonzeptes genau dann durch eine neue ersetzt, wenn sich diese auf dem Markt erfolgreich gegen die ältere durchsetzt. Dies ist aber genau dann der Fall, wenn das ‚Preis-Leistungsverhältnis' der neuen Gütervariante dem der älteren überlegen ist, wenn also der qualitätsbereinigte (aktuelle) Preis der neuen Gütervariante unter dem der älteren liegt, d.h., wenn $p^{t}_{Qi(neu)} < p^{t}_{Qi(alt)}$. Daraus folgt aber unmittelbar

$$\frac{p^{t}_{i(alt)}}{p^{0}_{i(alt)}} = \frac{q_{i(alt)}p^{t}_{Qi(alt)}}{q_{i(alt)}p^{0}_{Qi(alt)}} > \frac{q_{i(alt)}p^{t}_{Qi(neu)}}{q_{i(alt)}p^{0}_{Qi(alt)}} = \frac{p^{t}_{Qi(neu)}}{p^{0}_{Qi(alt)}},$$

also die behauptete Überschätzung.

Diese Überschätzung gilt für eine beliebige Periode t, falls die neue Variante bereits in dieser Periode die ‚gängigere' Produktvariante darstellt. Stellt also die neue Gütervariante bereits zum Zeitpunkt $t-1$ die ‚gängigere' Produktvariante dar, so wird die Teuerung im Sinne eines Lebenshaltungskostenindexes durch die Methode der Vorperioden-Verkettung überschätzt.

Bei der Bewertung der Methode der Vorperioden-Verkettung ist allerdings zu berücksichtigen, dass bei dieser Methode zum Zeitpunkt t mehr Preis-Information über die neue Gütervariante berücksichtigt wird als dies bei der Methode der Verkettung im überlappenden Zeitraum der Fall ist. Neben dem aktuellen Preis wird bei der Vorperiden-Verkettung auch der ex-post beschaffte Vorperiodenpreis berücksichtigt. Am aktuellen Rand wird bei dieser Methode also mit der faktischen Messziffer gearbeitet. Dies bedeutet, dass die Methode der Vorperioden-Verkettung für den Fall, dass sich die ‚neue' Gütervariante tatsächlich erst in der aktuellen Periode gegen die ältere durchgesetzt hat, nicht von einer Überschätzung der Preisentwicklung gesprochen werden kann. In diesem Fall ist nämlich die Preisentwicklung des betrachteten Gutes bis zur Vorperiode noch besser durch die Messziffer der älteren Variante erfasst.

Die Boskin-Kommission weist in ihrem Bericht deutlich auf das Überschätzungspotential von Verkettungsmethoden hin. Von Seiten von Vertretern der amtlichen Statistik der USA wird dies konzediert [67]), sofern es sich bei betrachteten Gütern um bedeutendere Güter und wesentliche Qualitätsverbesserungen handelt. Gleichzeitig weisen sie aber darauf hin, dass in vielen praktischen Fällen Verkettung auch zu Unterschätzungen führen kann. Ein derartiger Fall tritt immer dann auf, wenn die Preissteigerung einer ‚neuen' Gütervariante grösser ist als ihr Qualitätszuwachs, wenn also der qualitätsbereinigte (aktuelle) Preis der neuen Gütervariante über dem der älteren liegt, d.h., wenn $p^t_{Qi(neu)} > p^t_{Qi(alt)}$. Derartige Fälle sind dann besonders wahrscheinlich, wenn Modellwechsel nur eine vergleichsweise geringe Qualitätsverbesserung beinhalten, die Händler aber aufgrund von veränderten Moden eine deutliche Preisänderung durchsetzen können. Empirische Untersuchungen des BLS haben hat insbesondere für ‚Bekleidung' derartige Evidenz geliefert.

Bei Preismeldungen, die mit dem Code 6 gekennzeichnet sind, wird die Qualitätsbereinigung über die sogenannte Vorperioden-Verkettung mit direkter Qualitätsanpassung vorgenommen. Im letzten Abschnitt wurde darauf hingewiesen, dass das Hauptproblem dieser Methode in der Bewertung von Qualitätsunterschieden liegt. Direkte Qualitätsanpassungen werden beim BFS nach Rücksprache mit den Preismeldestellen und gegebenenfalls mit Experten vorgenommen. Auch bei direkten Methoden zur Qualitätsanpassung unter Einbezeihung von Fachleuten treten nach Ansicht der Boskin-Kommission Verzerrungen vor allem nach oben auf, etwa dann, wenn Qualitätsanpassungen auf der Grundlage von Kostenschätzungen auf der Produzentenseite vorgenommen werden. Dabei bestehe das Risiko, dass „quality improvements achieved by those firms which supply better materials and inputs

[67] Vergleiche Moulton und Moses (1997), S. 328 f.

to producers of final goods" übersehen werden. Auf der anderen Seite ist aber zu betonen, dass dabei auch das Risiko besteht, dass in den Produktionskosten auch „Qualitätsverbesserungen" enthalten sind, die von den Konsumenten nicht als solche wahrgenommen werden. Dann führen direkte Methoden zur Qualitätsanpassung zu einer Unterschätzung der Preisveränderung.

Oben wurde darauf hingewiesen, dass beim Landesindex der Konsumentenpreise im Vergleich zu anderen Ländern wie etwa den USA im Durchschnitt nur wenige Preise qualitätsbereinigt sind. In Anbetracht der überwiegenden allgemeinen Tendenz zur Qualitätsverbesserung deutet dies darauf hin, dass das BFS bei Qualitätsbereinigungen tendenziell eher zu zurückhaltend ist. Überdies beinhalten die verwendeten Methoden ein gewisses Überschätzungsrisiko. Dem steht aber ein nicht zu vernachlässigendes Unterschätzungspotential gegenüber. Insgesamt ist die Arbeitsgemeinschaft deshalb der Auffassung, dass beim LIK ein gewisser positiver Qualitätsbias vorliegen dürfte. Er sollte aber vergleichsweise gering ausfallen und auf keinen Fall höher als 0.2 Basispunkte sein. Eine genauere Analyse dieses Ausmasses ist nur mit wohl-spezifizierten sogenannten ‚hedonischen' Ansätzen möglich. Über den Einsatz derartiger Methoden sollte beim BFS verstärkt nachgedacht werden.

Oben wurde nur untersucht, inwieweit beim Landesindex der Konsumentenpreise im Hinblick auf indexverträgliche ‚neue' Güter Verzerrungen auftreten. Die Frage, in welchem Ausmass der Landesindex der Konsumentenpreise bezüglich indexunverträglicher ‚neuer' Güter Verzerrungen unterliegt, blieb offen. Derartige Verzerrungen können unter dem sogenannten oberen Substitutionsbias subsumiert werden.

Ein *oberer Substitutionsbias* tritt beim Laspeyres'schen Indexkonzept dann auf, wenn beim ‚repräsentativen Haushalt' Güter, die einer bestimmten Indexposition zugerechnet werden und relativ teurer geworden sind, durch solche, die relativ billiger geworden sind, aber einer anderen Indexposition 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 offenbar insbesondere dann der Fall, wenn die Konsumenten ein indexunverträgliches ‚neues' Gut nachfragen, weil dann derjenige Anteil

an den Konsumausgaben, der für das ‚neue' Gut ausgegeben wird, bei einer oder mehreren Indexpositionen abzuziehen wäre.

Der Landesindex der Konsumentenpreise unterliegt somit konstruktionsbedingt zwangsläufig 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. Er dürfte etwa bei 0.1 Basispunkten liegen. Dieser Bias kann nur durch eine häufigere Aktualisierung der Gewichte auf der Basis möglichst aktueller Verbrauchsausgaben der Haushalte reduziert werden.

Eine weitere Verzerrung, auf die der Landesindex zu untersuchen ist, ist ein Bias, der im folgenden **Formelbias** genannt werden soll. Ein Formelbias tritt dann auf, wenn die Art und Weise, in der die erhobenen Preismeldungen bei der Basisaggregation verarbeitet werden, zu Subindizes für die Indexpositionen führt, deren formale Eigenschaften vom ‚Idealbild' eines Subindexes abweichen.

Geht man davon aus, dass ein Elementarindex, der bei der Basisaggregation verwendet wird, möglichst alle in Abschnitt 5.1 aufgeführten Axiome, also insbesondere Zeitumkehr- und Verkettbarkeitsaxiom erfüllen sollte, so ist das vom BFS verwendete Basisaggregationskonzept zwingend verzerrt, d.h. es unterliegt einem Formelbias. Dieses Konzept erfüllt nämlich offenbar weder das Zeitumkehr- noch das Verkettungsaxiom. Da es sich bei diesem Konzept um ein Konzept vom Typ ‚Carli' handelt, legt Gleichung (7.17) zunächst eine positive Verzerrung, d.h. eine Überschätzung des ‚wahren' formal korrekten Subindexes nahe. In Abschnitt 7.4.2 wurde darauf hingewiesen, dass die vom BFS rekursiv berechneten Indizes RI'_{ar} als Kettenindizes betrachtet werden können. Anhand eines Beispiels wurde verdeutlicht, dass bei der Verkettung von Carli-Indizes ein hohes Risiko der Kumulierung von Überschätzungen besteht.

Zunächst ist festzuhalten, dass im Rahmen des Basisaggregationskonzepts des BFS das Risiko der Kumulierung von Überschätzungen für den Modellfall, der in Abschnitt 7.4.2 durch ein Beispiel charakterisiert wurde, nämlich für den Fall gegenläufig alternierender Preise eines einzelnen Gutes bei zwei Verkaufsstellen, ausgeschlossen werden kann. Der aktuelle Wert des rekursiven Indexes RI_{ar}^{t} $(a = 1,\ldots,A;\ r = 1,\ldots,R)$ ergibt sich zwar durch Verkettung des Vorperiodenwertes RI_{ar}^{t-1} mit dem „Korrekturfaktor" Q_{ar}^{t}. Im Abschnitt 7.2.1 wurde aber darauf hingewiesen, dass der rekursive Index RI_{ar}^{t} für den Fall eines Warenkorbs, der über die betrachteten Perioden hinweg unverändert bleibt, mit dem zugehörigen direkt berechneten Index I_{ar}^{t} übereinstimmt. D.h., der bei der Berechnung des aktuellen Wertes des Indexes RI_{ar}^{t} wird bei unverändertem Warenkorb faktisch gar nicht verkettet.

Die Tatsache, dass der rekursive Index RI_{ar}^{t} $(a = 1,\ldots,A;\ r = 1,\ldots,R)$ das Verkettungsaxiom nicht erfüllt, bedeutet aber, dass im allgemeinen der aktuelle Indexwert $I_{ar}^{t} = I_{ar}^{t,0}$ relativ zur Basisperiode 0, nachdem er auf die Vorperiode $t-1$ umbasiert wurde, nicht mit dem eigentlich interessierenden aktuellen Indexwert $I_{ar}^{t,t-1}$ relativ zur Vorperiode übereinstimmt, d.h. im allgemeinen gilt

$$Q_{ar}^{t} := \sum_{m,i=1}^{M,n} I_{ar,im}^{t} \Big/ \sum_{m,i=1}^{M,n} I_{ar,im}^{t-1} = I_{ar}^{t,0} / I_{ar}^{t-1,0} \neq I_{ar}^{t,t-1} .$$

In Anbetracht des systematischen positiven Bias, den der Carlische Elementarindex aufweist (vgl. Gleichung (7.17)), besteht grundsätzlich das Risiko, dass der eigentlich interessierende aktuelle Indexwert $I_{ar}^{t,t-1}$ durch den Quotienten Q_{ar}^{t} tendenziell in einem gewissen Ausmass unterschätzt wird. Da der Index I_{ar} vom (verallgemeinerten) Carlischen Typ ist, ist nämlich zu erwarten, dass im allgemeinen wegen Gleichung (7.17)

$$I_{ar}^{t,0} \leq I_{ar}^{t,t-1} \cdot I_{ar}^{t-1,0}$$

gelten wird.

Eine genauere Analyse des rekursiven Indexes RI_{ar}^{t} 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 7.3.1 ausgeführt in der Indexberechnung in „indexneutraler" Form erfasst. Dies bedeutet aber, dass für jedes t der Indexwert $I_{ar}^{t-1,0}$ 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 Formel (7.3") herauskürzen und RI_{ar}^{t} mit dem interessierenden Indexwert I_{ar}^{t} übereinstimmt.

Unübersichtlicher wird die Frage, inwieweit der Index RI_{ar}^{t} wegen (7.17) einem Unterschätzungsrisiko und wegen seiner Verkettungseigenschaft einem Überschätzungsrisiko 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 Wage 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. Wie in Abschnitt 7.4.2 dargelegt werden diese Substitutionsbeziehungen bei der Basisaggregationsmethode des BFS nicht erfasst. Demgegenüber würden sie erfasst, wenn man das arithmetische Mittel durch das geometrische ersetzte. Dies legt es nahe, das Ausmass der Verzerrung, das in diesem Sinne in der Basisaggregationsmethode des BFS steckt, d.h. das Ausmass des unteren Substitutionsbias durch einen Vergleich zwischen arithmetischer Mittelung und geometrischer abzuschätzen. Da das arithmetische Mittel 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 verschiedene Mittelwerte miteinander verglichen wurden. Dabei wurde allerdings zur Vereinfachung nur auf eine vereinfachte Teilmenge der tatsächlichen Erhebungspositionen zurückgegriffen. In der betrachteten Periode traten in dieser Indexposition keine neuen Produkte auf, die Produkte, die vom Markt verschwanden, konnten alle durch ähnliche ersetzt werden und es waren keinerlei Qualitätsänderungen zu beobachten. Dies bedeutet, dass bei der Berechnung des Indexwertes dieser Indexposition nicht auf die im allgemeinen verwendete rekursive Vorgehensweise zurückgegriffen werden musste. Als Ergebnis dieser Studie kann festgehalten werden, dass der Carlische Elementarindex nach Ablauf des betrachteten Zeitraums um 1,05 Basispunkte über dem Jevons'schen liegt. Dies bedeutet, dass der Carli-Index die Teuerung um durchschnittlich 0,23 Basispunkte jährlich überschätzt.

Bei dieser Ziffer ist zu beachten, dass hier der Carlische Elementarindex mit dem ungewichteten geometrischen Mittel verglichen wurde. Eine genauere Abschätzung des unteren Substitutionsbias im obigen Sinn wäre dadurch möglich, dass man den Carlischen Elementarindex mit einem gewichteten geometrischen Mittel, d.h. mit einem echten geometrischen Index vergleicht, bei dem als Gewichte tatsächliche Ausgabenanteile verwendet werden. Auch dies könnte nur im Rahmen einer detaillierteren empirischen Studie genauer eruiert werden.
Simulationsstudien in den USA haben gezeigt, dass der Übergang zum geometrischen Elementarindex 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 insgesamt 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.

Einleitend wurde darauf hingewiesen, dass ein Preisindex dann noch weiteren Verzerrungen unterliegen kann, wenn in das verwendete Indexkonzept Parameter eingehen, die über diejenigen Parameter hinausgehen, durch die das Inexkonzept an sich gekennzeichnet ist. Spezielle Parameter, die beim Landesindex der Konsumentenpreise in die Basisaggregation 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. Nach Auskunft des BFS werden die Absatzkanalgewichte BFS-intern jährlich neu ‚angesehen' 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. Dies erscheint nach unserer Auffassung zutreffend. 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. Nach Auffassung der Arbeitsgemeinschaft sind in den letzten Jahren auf dem schweizerischen Gütermarkt auf der Anbieterseite keine wesentlichen Verschiebungen aufgetreten. Deshalb kann ausgeschlossen werden, dass der Landesindex einem Absatzkanal-Bias unterliegt.

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 im Rahmen der Basisaggregation zu einem zusätzlichen Bias 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.

Die Arbeitsgemeinschaft schlägt vor, den Regionalbias und den Absatzkanalbias zusammen mit dem Formel- und dem unteren Substitutionsbias unter dem Begriff des Basisaggregationsbias zusammenzufassen. Absatzkanal- und Regionalbias sollten beim Landesindex vernachlässigbar sein. Eine präzisere Angabe zu Formel- und unterem Substitutionsbias ist nicht ohne sorgfältigere empirische Untersuchungen möglich. Insgesamt dürfte der Basisaggregationsbias nach Auffassung der Arbeitsgemeinschaft aber in der Grössenordnung von rund 0.3 Basispunkten liegen.

Alle in diesem Abschnitt angestellten Überlegungen basieren 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 den verschiedenen erwähnten Verzerrungen unterliegt, erforderte eine detailliertere empirische Untersuchung wenigstens auf der Ebene der acht Hauptgruppen. Derartige Untersuchungen sollten Gegenstand weiterer Studien zum Landesindex der Konsumentenpreise sein.

In untenstehender Tabelle werden die Abschätzungen der einzelnen Verzerrungsarten des LIK relativ zu einem Lebenshaltungskostenindex zusammengefasst und mit den vorliegenden Schätzungen in anderen Ländern verglichen.

Anzumerken ist, dass sich die Boskin-Kommission auf zahlreiche empirische Untersuchungen zu den verschiedenen Verzerrungsarten stützen konnte. Demgegenüber gibt es zur Zeit leider noch kaum detailliertere empirische Untersuchungen über das Ausmass der einzelnen Verzerrungsarten beim Landesindex der Konsumentenpreise. Dies ist bei der Wertung der in der Tabelle enthaltenen Abschätzungen zu beachten.

	Schweiz	Deutschland	Frankreich	USA
Substitution Bias - Upper Level	0.1%			0.15%
- Lower Level	0.3%	0.1%	0.1%	0.25%
Outlet Bias	0%	0.1%	0.1%	0.1%
New Product Bias		0.1%	?	
Quality Change Bias	0.1 – 0.2%	0.5%	?	0.6%
Regional Bias	0%	-	-	-
Formula Bias	?	-	-	-
Total Bias	**0.5 - 0.6%**	**0.8%**		**1.1%**

Tabelle 7.6: Jährliche Verzerrungen des Landesindexes der Konsumentenpreise der Schweiz im Vergleich mit den Verzerrungen der Landesindizes in Deutschland[68], Frankreich[69] und den USA[70]

7.5 Sensitivitätsanalyse zum 'Upper Level Bias' von Laspeyres Indizes

Die folgenden Ausführungen beziehen sich auf einen 'Upper Level Bias', der allerdings nicht wie im Boskin-Report und im Hauptteil dieser Untersuchung im Vergleich zu einem Lebenshaltungskostenindex gesehen wird. Vielmehr verbleibt die Betrachtung innerhalb des Laspeyres-Konzeptes. Ausgangspunkt der Überlegungen ist der Sachverhalt, dass in der Praxis die Ausgabengewichte bei Laspeyres-Indizes u.U. über längere Zeiträume unverändert bleiben, obwohl sich die faktische Ausgabenstruktur der Konsumenten in Folge von steigenden Einkommen und/oder geänderten Präferenzen erheblich geändert hat. Dies kann zur Folge haben, dass die Ausgaben der Konsumenten im Zeitablauf zunehmend auf im Vergleich teurere Indexpositionen, die „höherwertige" Konsumgüter enthalten, verlagern.

---

[68] Hoffmann, J.: „Probleme der Inflationsmessung in Deutschland"; Diskussionspapier 1/98, Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank, Frankfurt am Main, 1998.

[69] Lequiller, Francois: „Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?"; INSEE Studies, No. 2, September 1998, pp. 1-27.

[70] Boskin, Michael J. and Dulberger, Ellen R., and Gordon, Robert J., and Griliches, Zvi, and Jorgenson, Dale W.: "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; December 4, 1996.

Üblicherweise wird davon ausgegangen, dass veraltete (oder fehlerbehaftete) Ausgabengewichte zu Laspeyres-Preisindizes führen, welche die Teuerung überzeichnen. Die folgenden Modellrechungen sollen zeigen, dass dies nicht zwangsläufig der Fall sein muss.

Ausgegangen werde von N Indexpositionen für die jeweils ein Subindex I_n^t, n=1,2, ... , N vorliege. Der Totalindex für die Berichtsperiode t ist dann gegeben durch:

$$I^t = \sum_{n=1}^{N} g_{nt} I_n^t \,, \sum_{n=1}^{N} g_{nt} = 1$$

Die Gewichte g_{nt} repräsentieren die Ausgabenstruktur der Haushalte bezüglich der vorgegebenen Indexpositionen in der Berichtsperiode t. Es sollen drei Fälle unterschieden werden.

Fall 1:

Es sei angenommen, dass die Berechnung des Totalindexes I^t auf einer inzwischen veralteten Ausgabenstruktur beruhe, wobei zunächst unterstellt werde, dass eine **Gewichtsverschiebung** nur zwischen zwei Indexpositionen I_k^t und I_j^t, $k \neq j \in \{1,2,3, \ldots ,N\}$ erfolgt sei. Seien g_n, n=1,2, .. ,N die (aktuell geltenden) **wahren** Gewichte und die g_n^* (mindestens teilweise veralteten) Gewichte mit denen der Index tatsächlich berechnet wird, dann kann geschrieben werden:

$$\hat{I}^t = \sum_{n=1}^{N} g_n^* I_n^t$$

mit den Ausgabengewichten:

$$g_1^* = g_1$$
$$g_2^* = g_2$$
$$\vdots$$
$$g_{k-1}^* = g_{k-1}$$
$$g_k^* = g_k + \Delta g_k$$
$$g_{k+1}^* = g_{k+1}$$
$$\vdots$$
$$g_{j-1}^* = g_{j-1}$$
$$g_j^* = g_j - \Delta g_k$$
$$g_{j+1}^* = g_{j+1}$$
$$\vdots$$
$$g_N^* = g_N$$

mit $\sum_{n=1}^{N} g_n^* = 1$. Δg_k soll als **Gewichtsfehler** der Indexposition I_k^t bezeichnet werden. Nun ist:

$$\hat{I}^t = (g_k + \Delta g_k) I_k^t + (g_j - \Delta g_k) I_j^t + \sum_{n \neq k, n \neq j}^{N} g_n I_n^t$$

Für den upper-level bias

$$ULB := \hat{I}^t - I^t$$

lässt sich somit schreiben:

$$ULB := \hat{I}^t - I^t = (g_k + \Delta g_k) I_k^t + (g_j - \Delta g_k) I_j^t + \sum_{n \neq k, n \neq j}^{N} g_n I_n^t - \sum_{n=1}^{N} g_n I_n^t$$

$$= (g_k + \Delta g_k) I_k^t + (g_j - \Delta g_k) I_j^t + \sum_{n \neq k, n \neq j}^{N} g_n I_n^t - \sum_{n \neq j}^{N} g_n I_n^t - g_j I_j^t$$

$$= (I_k^t - I_j^t) \Delta g_k$$

Für diesen Bias ergibt sich daraus folgende Fallunterscheidung:

	$\Delta g_k > 0$	$\Delta g_k < 0$
$I_k^t > I_j^t$	ULB>0	ULB<0
$I_k^t < I_j^t$	ULB<0	ULB>0
$I_k^t = I_j^t$	ULB=0	ULB=0

Schon dieser einfachste Fall zeigt, dass der Upper-Level Bias auch negativ werden kann, d.h. dass eine veraltete Ausgabenstruktur auch zu einer **Unterschätzung** des aktuellen Preisniveaus (aktuell im Sinne eines Laspeyres) führen kann und nicht nur zu einer Überschätzung. Auch der Fall, dass sich eine veraltete Ausgabenstruktur bezüglich des Upper-Level Bias als indexneutral erweist, kann nicht ausgeschlossen werden.

Eine Unterschätzung der Preisentwicklung ist z.B. dann plausibel, wenn man annimmt, dass die Konsumenten in der Zwischenzeit (d.h. seit der letzten Indexrevision) eine grössere Präferenz für Güter der (im Durchschnitt teuereren) Indexposition I_k entwickelt haben auf Kosten von Gütern der (im Durchschnitt billigereren) Indexposition I_j.

Fall 2:

Betrachten wir nun den etwas komplizierteren Fall, dass der Gewichtsfehler Δg_k nicht nur eine bestimmte Indexposition j berührt, sondern sich auf mehrere Indexpositionen verteilt. Bezeichne $I=\{I_1,I_2,...,I_N\}$ die Menge der Indexpositionen und $I^* \subset I$ diejenige Teilmenge dieser Indexpositionen, die vom Gewichtsfehler Δg_k berührt werden, dann lässt sich für den Upper-Level Bias schreiben:

$$\begin{aligned} ULB &= (g_k + \Delta g_k) I_k^t + \sum_{j \in I^*} (g_j - r_j \Delta g_k) I_j^t + \sum_{n \in I/I^*} g_n I_n^t - \sum_{n=1}^{N} g_n I_n^t \\ &= \Delta g_k I_k^t - \Delta g_k \sum_{j \in I^*} r_j I_j^t \\ &= (I_k^t - \sum_{j \in I^*} r_j I_j^t) \Delta g_k \end{aligned}$$

wobei r_j (mit $\sum_{j=1}^{N} r_j = 1$) den Anteil des Fehlers Δg_k bezeichnet, der sich auf die Indexkategorie $j \in I^*$ auswirkt. Auch hier sind wie in obigem einfachen Fall Konstellationen denkbar, die, abgesehen von einem Bias von Null, zu einem negativen Upper-Level Bias führen, z.B. wenn bei positivem Δg_k das gewogene Mittel aus den Indexpositionen $j \in I^*$ grösser ist als I_k^t.

Fall 3:

Schliesslich sei der allgemeine Fall betrachtet, bei dem Gewichtsfehler bei mehreren Indexpositionen I_k vorliegen, die ihrerseits mehrere Indexpositionen berühren. Sei I^{**} die Menge der Indexpositionen k mit den Gewichtsfehlern Δg_k und I^* die Menge der Indexpositionen, auf die sich diese Fehler auswirken ($I^* \cap I^{**} = \varnothing$). Bezeichnet r_{kj} den Anteil von Δg_k, der auf Indexposition j entfällt ($\sum_{j \in I^*} r_{kj} = 1$), dann ist:

$$ULB := \sum_{k \in I^{**}} (g_k + \Delta g_k) I_k^t + \sum_{j \in I^*} (g_j - \sum_{k \in I^{**}} r_{kj} \Delta g_k) I_j^t + \sum_{n \in I - (I^* - I^{**})} g_n I_n^t - \sum_{n=1}^{N} g_n I_n^t$$

$$= \sum_{k \in I^{**}} (g_k + \Delta g_k) I_k^t + \sum_{j \in I^*} (g_j - \sum_{k \in I^{**}} r_{kj} \Delta g_k) I_j^t + \sum_{n \in I - (I^* - I^{**})} g_n I_n^t$$

$$- (\sum_{k \in I^{**}} g_k I_k^t + \sum_{j \in I^*} g_j I_j^t + \sum_{n \in I - (I^* - I^{**})} g_n I_n^t)$$

$$= \sum_{k \in I^{**}} \Delta g_k I_k^t - \sum_{k \in I^{**}} \sum_{j \in I^*} r_{kj} \Delta g_k I_j^t$$

$$= \sum_{k \in I^{**}} [(I_k^t - \sum_{j \in I^*} r_{kj} I_j^t) \Delta g_k]$$

Auch hier kann nicht a priori ausgeschlossen werden, dass der Upper-Level Bias negativ wird. Im allgemeinen ist davon auszugehen, dass der Upper-Level Bias des Totalindexes als eine **Nettogrösse** zu interpretieren ist und zwar sowohl der **Grössenordnung** als auch dem **Vorzeichen** nach.

8. Empfehlungen für die Revision des Landesindex

8.1 Indexkonzepte

Aus den vorangegangenen Kapiteln ist deutlich hervorgegangen, dass es keinen Preisindex gibt, der für sämtliche Fragestellungen gleichermassen geeignet ist, in welchen eine Messung von Preisveränderungen in irgendeiner Form eine Rolle spielt. Vor der Wahl und Verwendung eines bestimmten Preisindexes steht demnach immer die Frage, für welches Indexziel der gesuchte Preisindex eingesetzt werden soll.

Das Bundesamt für Statistik (BFS) sieht sich entsprechend mit einem heterogenen Set an Ansprüchen an einen Preisindex konfrontiert und muss entscheiden, in welcher Form diesen unterschiedlichen Anforderungen entsprochen werden kann. Dabei steht fest, dass das BFS einen Kompromiss zwischen einer aus theoretischer Sicht gesuchten Optimallösung, Praktikabilität und Kosten finden muss. Eine wichtige Aufgabe besteht jedoch sicherlich auch darin, die Öffentlichkeit dafür zu sensibilisieren, dass es nicht den einen „richtigen" Preisindex gibt, sondern mit verschiedenen Indizes sehr unterschiedliche Fragen beantwortet werden können. Dies ist v.a. auch im Hinblick darauf wichtig, dass das BFS aus einleuchtenden Gründen nicht für jede beliebige Fragestellung den jeweils genau „passenden" Index liefern kann. In Bereichen, wo es keinen spezifischen Preisindex gibt und die betroffenen Anwender auf einen allgemeineren Preisindex ausweichen müssen, hat man die Akteure dahingehend zu sensibilisieren, dass die Bereitstellung von Preisinformationen Kosten verursacht und für mehr Informationen auch mehr finanzielle Mittel bereitgestellt werden müssen. Wichtig ist zudem, dass Anwender, die in der Realität einen aus theoretischer Sicht suboptimalen Index verwenden, erkennen, dass dies im Sinne eines Kompromisses durchaus zulässig ist, solange man sich der Unzulänglichkeiten des verwendeten Indexes bewusst ist. Dieses Wissen vermindert bereits einen Teil der in den vorangegangenen Kapiteln angesprochenen Probleme, welche auftreten können, wenn ein für eine spezifische Fragestellung nur bedingt geeigneter Preisindex verwendet wird und die numerischen Resultate behandelt werden, als handle es sich um den aus theoretischer Sicht „optimalen" Preisindex.

Das BFS steht nun vor der Entscheidung zu bestimmen, welche Art von Preisinformation in welchem Detaillierungsgrad bereitgestellt werden soll. Entsprechend einer häufigen Verwendung des LIK zur Indexierung von Löhnen und Renten, um die Veränderung der Lebenshaltungskosten über die Zeit auszugleichen und damit die reale Einkommenssituation von Arbeitnehmern bzw. Rentnern nicht zu

verändern, sollte ein Lebenshaltungskostenindex im Vordergrund stehen. Dabei steht es vor der Frage, ob es neben einem Lebenshaltungskostenindex für das gesamte Land, weitere Lebenshaltungskostenindizes für einzelne sozioökonomische Gruppen oder Regionen berechnen soll, und wenn ja für welche. Bei gruppenspezifischen Preisindizes müsste das BFS aus theoretischer Sicht für jede einzelne Gruppe wieder eine Verbrauchserhebung durchführen, um die drei wichtigsten Ursachen für unterschiedliche Lebenshaltungskosten zu erfassen. Erstens die gruppenspezifischen Konsumgewohnheiten sowie die Gewichtung der einzelnen Güterkomponenten, zweitens die besuchten Verkaufsstellen und drittens den möglicherweise unterschiedlichen Nutzen, den ein bestimmtes Gut der jeweiligen sozioökonomischen Gruppe stiftet. Der Aufwand für einen solchen gruppenspezifischen Index ist entsprechend hoch. Die Verbrauchserhebungen müssten idealerweise jährlich erfolgen und die Stichproben so dimensioniert sein, dasss die entsprechenden Analysen durchgeführt werden können. Als praktische Alternative bietet sich deshalb auf einen ersten Blick an, auf die Verbrauchserhebung für den Gesamtindex zurückzugreifen und lediglich die verschiedenen Gütergruppen gemäss der abweichenden Zusammensetzung des Konsumkorbes der interessierenden Gruppe zu gewichten. Dabei werden jedoch zwei der drei oben genannten Ursachen (Benützung anderer Verkaufsstellen, unterschiedlicher Nutzen aus gleichen Produkten) für unterschiedliche Veränderungen der Lebenshaltungskosten vernachlässigt.

Im Zusammenhang mit der Idee aus der Verbrauchserhebung des Preisindex für den durchschnittlichen Konsumenten des ganzen Landes verschiedene Gruppenindizes (Rentner, Mieter, etc.) zu extrahieren oder Indizes mit verschiedenen Indexzielen zu berechnen, wird oft die Idee eines modularen Ansatzes aufgegriffen. Bei der Berechnung eines landesweiten Preisindexes führt man dabei eine Verbrauchserhebung durch, welche als Grundlage zur Zusammenstellung des Warenkorbes eines durchschnittlichen Konsumenten dient. Für die Güter, welche in diesem ab der Basisperiode fixierten Warenkorb enthalten sind, werden nun regelmässig die Preise beobachtet, welche die Konsumenten bezahlen müssen. Jedes im Preisindex erfasste Gut wird demnach mit dem Prozentsatz, welcher der Bedeutung des Gutes im durchschnittlichen Warenkorb d.h. den Ausgabenanteilen entspricht, gewichtet. Die Summe der Gewichte ergibt eins. Zur Berechnung eines gruppenspezifischen Preisindex, bspw. der Nichtraucher, wird nun ebenfalls eine Verbrauchserhebung durchgeführt. Bei einem so verstandenen modularen Ansatz werden nun für die Berechnung eines spezifischen Preisindexes die Güter entsprechend den Verbrauchsgewohnheiten dieser Gruppe gewichtet und die erfassten Preisreihen aus dem Datenset des Preisindexes für das ganze Land verwendet. Dabei unterstellt man also, dass die betrachtete Gruppe dieselben Verkaufsstellen besucht und von den Gütern denselben Nutzen erfährt, wie der durchschnittliche Konsument aus der

Grundgesamtheit. Diese Einschränkung stellt den Tribut dafür dar, dass man nicht auch die Preisdaten gemäss der gruppenspezifischen Einkaufs- und Konsumgewohnheiten erheben und somit einen vollständig vom Gesamtindex unabhängigen Index berechnen muss. Mit der gleichen Vorgehensweise liesse sich nun für jede beliebige sozioökonomische Gruppe ein separater Preisindex berechnen. Modular heisst der Ansatz nun eben deshalb, weil zwar die Gewichte der einzelnen Gütergruppen in den gruppenspezifischen Indizes unterschiedlich sind, die verwendeten Preisreihen jedoch alle auf die Preiserhebung der Gesamtheit zurückgreifen.

Mit der Verwendung eines derartigen Ansatzes in der Praxis sind einige Probleme verbunden. Zum einen muss zunächst wiederum bewusst gemacht werden, dass es sich bei in dieser Art berechneten Gruppenindizes lediglich um Annäherungen an die „richtigen" Lebenshaltungskosten der betrachteten Gruppen handelt, da den verschiedenen Gruppen mit diesem Verfahren lediglich zugestanden wird, dass sie unterschiedliche Mengen der im Warenkorb des Gesamtindex enthaltenen Güter konsumieren. Verschiedene internationale Studien, die z.B. versucht haben auf diese Weise einen separaten Lebenshaltungskostenindex für ältere Personen zu berechnen, zeigten lediglich sehr geringfügige Unterschiede in den Lebenshaltungskosten der untersuchten Gruppe im Vergleich mit dem Gesamtindex. Dieses Resultat kann zwei Ursachen haben. Entweder weichen die Lebenshaltungskosten dieser Gruppe wirklich kaum vom Gesamtdurchschnitt ab, dann ist es nicht nötig für diese Gruppe einen separaten Index zu berechnen. Oder die untersuchte Gruppe weist im Vergleich zur Gesamtheit unterschiedliche Lebenshaltungskosten auf, welche die gewählte Berechnungsweise aber nicht zum Ausdruck bringen kann. Wie bereits angedeutet kann diese mögliche Unzulänglichkeit eines derartigen Ansatzes darin liegen, dass bei dieser Methode lediglich die unterschiedliche Zusammensetzung der Güterkörbe berücksichtigt wird. Dabei wird aber ausgeschlossen, dass beispielsweise ältere Leute andere Verkaufsstellen besuchen, als diejenigen, welche in die Preiserhebungen für den Gesamtindex einbezogen sind. Möglicherweise kaufen ältere Leute vorwiegend in Quartierläden ein, in denen sich die Güterpreise merklich von jenen in den Supermärkten unterscheiden. Zudem wird bei diesem Verfahren angenommen, dass die Güterqualitäten oder Qualitätsveränderungen für alle sozioökonomischen Gruppen denselben Nutzen stiften. Ausserdem wird bei diesem Ansatz zunächst ausgeschlossen, dass eine spezifische Gruppe auch Güter konsumieren kann, die im Warenkorb des Gesamtindexes nicht enthalten sind. Nach der Auflistung dieser Einschränkungen scheint es durchaus möglich, dass die bisherigen Studien nicht auf wesentlich unterschiedliche Lebenshaltungskosten gestossen sind, weil die Einschränkungen eines so eng gefassten modularen Ansatzes genau in den Bereichen liegen könnten, welche für die Unterschiede in den Lebenshaltungskosten mitentscheidend sind. Zur Beantwortung dieser Fragen

liegen kaum Forschungsergebnisse vor. Auf diesem Gebiet besteht demnach noch einiger Handlungsbedarf. Sollte sich die obige Vermutung für wichtige Gruppen bestätigen, so wäre von einem derartigen Ansatz abzusehen. Statt dessen müsste man die Berechnung von Parallelindizes anstreben, welche insgesamt unabhängig vom Gesamtindex berechnet würden und auf einer (wo nötig) unabhängigen Verbrauchs- **und** unabhängigen Preiserhebung gemäss den spezifischen Einkaufs- und Konsumgewohnheiten basieren würde.

Soll innerhalb eines modularen Ansatzes auch für das von den obigen Beispielen abweichende Indexziel der Deflationierung in der VGR ein adäquater Preisindex berechnet werden, so treten andere konzeptionelle Fragen in den Vordergrund. Bei der Deflationierung wird an einen Preisindex die Anforderung gestellt, dass er die Preise des letzten Verbrauchs in einer Zeitperiode widerspiegelt. Wenn der Preisindex zur Deflationierung des Konsums der privaten Haushalte auch mittels eines modularen Ansatzes berechnet werden soll, so entsteht bei der Erfassung der langlebigen Konsumgüter eine Diskrepanz. Während gemäss dem einem Lebenshaltungskostenindex zugundeliegenden Konzept im Falle der Basisstatistik die Abschreibungen als Indikator für den Nutzen eines langlebigen Gutes in einem Jahr in den Lebenshaltungskostenindex eingehen sollen, wären es im Rahmen des in der VGR interessierenden letzten Verbrauch die Anschaffungskosten langlebiger Konsumgüter. Dies gilt unabhängig davon, ob ihre Nutzung auch noch in späteren Jahren anfällt, denn der relevante Kaufakt, der in der VGR nominell erfasst wird, findet ja zu einem Zeitpunkt in einem Jahr statt und nicht verteilt über die Jahre. Um diesem Unterschied gerecht zu werden, müssen im Bereich der langlebigen Güter die Anschaffungspreise mit erhoben und in den Deflator für den privaten Konsum eingerechnet werden.

Soll im Rahmen eines modularen Indexkonzepts auch ein Preisindex berechnet werden, der für die Implementierung der Geldpolitik die relevante Informationsgrösse darstellt, so fallen die konzeptionellen Schwierigkeiten noch etwas schwerwiegender aus. Die für die Notenbank wichtige Grösse bildet die Preisentwicklung des letzten Verbrauchs der gesamten Volkswirtschaft ab. Zum einen spielt hier die Problematik der dauerhaften Konsumgüter dieselbe Rolle wie bei der Deflationierungsproblematik. Hinzu kommt nun aber, dass für die Notenbank die Preisentwicklung des letzten Verbrauchs der gesamten Volkswirtschaft relevant ist und nicht nur die der privaten Haushalte, weil die Geldpolitik nicht nur im Bereich des privaten Konsums Wirkungen hat, sondern in allen Wirtschaftsbereichen. Um dies bewerkstelligen zu könnnen, müssten die Import- und Produzentenpreisindizes auf dieselbe konzeptionelle Basis gestellt werden und ebenfalls modular gestaltbar sein. Der für die Geldpolitik relevante Preisindikator beinhaltet die Preisentwicklung des

letzten Verbrauchs der Konsumenten und der Produzenten. Da in der bisherigen Ausgestaltung der schweizerischen Preisstatistik nicht für alle in diesem Index relevanten Grössen Daten vorhanden sind, müsste es zu einer Erweiterung des modularen Ansatzes kommen, der sich nicht nur auf die Konsumentenpreise beschränkt. Es bleibt jedoch fraglich, ob sich der Aufwand in diesem Falle lohnt, oder ob die benötigte Information - besser und günstiger - basierend auf einer unabhängigen Preiserhebungsbasis als Parallelindex erhoben werden soll. Auch zur Beantwortung dieser Frage ist weitere Forschung notwendig.

Ein tragfähiges modulares System für die Berechnung von Preisindizes muss also auf jeden Fall die Möglichkeit bieten neben alternativen Gewichtungsschemata auch unterschiedliche Güterkörbe und Nutzungskonzepte berücksichtigen zu können.

Nach Anerkennung, dass verschiedene Indexziele existieren und die heutige Situation mit dem LIK, der beinahe als omnipotenter Index verwendet wird, deshalb unbefriedigend und suboptimal ist, stellt sich Frage wie man den verschiedenen Indexzielen in der Praxis der Preisindexberechnung gerecht werden kann. Der methodisch naheliegende Schluss läge zunächst darin, für jedes Indexziel einen eigenen Preisindex zu berechnen. Dasselbe gilt für Lebenshaltungskostenindizes für einzelne sozioökonomische Gruppen oder Regionen. In der Praxis muss man sich dann aber die Frage stellen, ob anstelle dieses aufwendigen Vorgehens nicht eine praktikablere und kostengünstigere Lösung gefunden werden kann. In diesem Zusammenhang taucht deshalb die Idee eines modularen Ansatzes auf. Es braucht jedoch weitere empirische Forschung, um herauszufinden, unter welchen Bedingungen mit einem modularen Ansatz die relevanten Informationen ermittelt werden können, die von einem Preisindex für ein bestimmtes Indexziel benötigt werden.

Anzustreben ist die Ausrichtung des LIK auf das Indexziel einer Messung der Veränderung der Lebenshaltungskosten. Man sollte sich dabei aber auch der Folgen klar bewusst sein, denn je stärker man den LIK in Richtung eines allgemeinen Lebenshaltungskostenindexes entwickelt, desto weniger kann er anderen Zielsetzungen gerecht werden. Die Verwendung des LIK als statistischer Indikator für unterschiedliche Informationsbedürfnisse wird damit bewusst eingeschränkt. Allerdings ist bereits heute die Verwendung des LIK für unterschiedliche Indexziele aus statistisch-methodischer und ökonomischer Sicht höchst problematisch. Die daraus resultierenden Schwierigkeiten wurden in der Vergangenheit jedoch den Indexanwendern bzw. der Öffentlichkeit nicht kommuniziert. In Zukunft sollte daher das BFS darüber informieren, welche Informationsbedürfnisse der Indexanwender mit den zur Verfügung stehenden Preisindizes abgedeckt, bzw. welche nicht abgedeckt werden können.

Es ist aufgrund der knappen Ressourcen sicher nicht möglich in absehbarer Zeit für alle der im Vordergrund stehenden Indexziele adäquate Preisindizes zu entwickeln. Andererseits ist es auch klar, dass mit finanziellen Mehraufwendungen erreichbare Verbesserungen der Teuerungsmessung auch in erheblichen Einsparungen bzw. Mehreinnahmen der öffentlichen Hand niederschlagen können. Dies gilt insbesondere für die indexierten Leistungen der Sozialversicherungswerke oder den Ausgleich der sogenannten kalten Progression im Steuersystem. Eine überschätzte Teuerung führt also zu ins Gewicht fallenden volkswirtschaftlichen Kosten. Neben einem allgemeinen Lebenshaltungskostenindex sollte daher auch an der Berechnung spezifischer Lebenshaltungskostenindizes bspw. für die verschiedenen Gruppen von Transfereinkommensbeziehern gearbeitet werden.

In Ergänzung zu einer am Ziel der Erfassung der Veränderung der Lebenshaltungskosten orientierten Preisindex sollte auch ein für die Gestaltung der Geldpolitik geeigneter aussagekräftiger Preisindex ermittelt werden. Demgegenüber hat die Berechnung von Preisindizes zur Deflationierung innerhalb der VGR eine etwas geringere Priorität.

8.2 Basisaggregationsmethode

Das vom BFS derzeit eingesetzte Basisaggregationskonzept weist gegenüber anderen Ansätzen erhebliche Vorzüge auf. Dank seiner Flexibilität im Hinblick auf neu auf dem Markt auftauchende oder verschwindende Güter oder Güterqualitäten wird bei diesem Basisaggregationskonzept insbesondere der Neue-Produkte-Bias sehr gering gehalten. Dennoch ist dieses Konzept nicht frei von Kritik (vgl. Abschnitt 7.4.2). Ziel der folgenden Empfehlung ist es, eine Basisaggregationsmethode vorzuschlagen, welche die kritischen Einwände gegen das derzeit eingesetzte Basisaggregationskonzept vermeidet, gleichzeitig aber die Vorzüge der derzeitigen Praxis des BFS beibehält.

Die Nichterfüllung von Zeitumkehr- und Verkettbarkeitsaxiom und ihre systematischen bzw. potentiellen Konsequenzen legen es grundsätzlich nahe, im Rahmen einer Basisaggregationsmethode den Carlischen Elementarindex P^{Ca} nicht zu verwenden. Es sollte auf einen Elementarindex zurückgegriffen werden, der nach Möglichkeit alle in Abschnitt 5.1 aufgelisteten Axiome erfüllt. Ein Elementarindex, der all diese Axiome erfüllt, ist der Jevons-Index P^{Je}. Dieser Index erfüllt

insbesondere Zeitumkehr- und Verkettbarkeitsaxiom. In diesem Sinne ist der Jevons'sche Elementarindex P^{Je} dem Carlischen P^{Ca} klar vorzuziehen.

Dabei ist aber zu bedenken, dass die Liste der in Abschnitt 5.1 aufgeführten Axiome nicht vollständig ist. Es gibt weitere Axiome wie etwa das von Diewert (1987) angeführte Axiom der "Irrelevanz von verschwindenden Gütern", denen auch der Jevons-Index nicht genügt. Dennoch kann er im Lichte der Indexaxiome als überlegener Elementarindex gelten. Er genügt im Gegensatz zum Carlischen Elementarindex den wichtigsten Indexaxiomen. Schliesslich kann man zeigen, welche Axiome insgesamt erforderlich sind, um den Jevons-Index aus diesen Axiomen in dem Sinne zu deduzieren, dass nur noch er diesen Axiomen genügt.[71] Da diese Axiome preisstatistisch sinnvoll sind, verfügt der Elementarindex P^{Je} also über eine vernünftige axiomatische Basis.

Dem Jevonschen Elementarindex P^{Je} entspricht als statistischer Preisindex der **geometrische Preisindex** (vgl. Abschnitt 4.1.4). Dieser Preisindex ist ein gewogenes geometrisches Mittel der Preismesszahlen, wobei als Gewicht für das i-te Gut eine beliebige Funktion der Ausgabenanteile für dieses Gut in Basis- und Vergleichsperiode dient. Im Falle der Gleichheit der beiden Ausgabenanteile eines Gutes ist als Gewicht gerade dieser Ausgabenanteil zu wählen. Man kann zeigen, dass der geometrische Preisindex exakt ist für die Cobb-Douglas-Nutzenfunktion

$$u(\mathbf{q}) := \alpha_0 \prod_{i=1}^{n} q_i^{\alpha_i} \qquad \text{mit } \alpha_i > 0\,,\ \sum_{i=1}^{n} \alpha_i = 1\ .$$

mit $\alpha_i = m_i(s_{iB}, s_{iV})$.[72] Besitzt der repräsentative Haushalt also auf dem n – dimensionalen Raum der Güter, durch welche eine betrachtete Indexposition gekennzeichnet ist, eine Cobb-Douglas-Nutzenfunktion, so stimmt der geometrische Preisindex mit dem Lebenshaltungskostenindex überein.

Jede Cobb-Douglas-Nutzenfunktion impliziert eine bestimmte Substitutionsbeziehung zwischen je zwei Gütern des zugrundeliegenden Güterraumes. Die Substitutionselastizität zwischen zwei beliebigen Gütern i und j ist bekanntlich definiert durch

[71] Vgl. Diewert (1995), S. 11-16.
[72] Vgl. etwa Diewert (1993), S. 202.

$$\varepsilon_u^{i,j}(\mathbf{q}) := \frac{d\left(\frac{q_j}{q_i}\right)}{\frac{q_j}{q_i}} \Bigg/ \frac{d\left(\frac{p_i}{p_j}\right)}{\frac{p_i}{p_j}}.$$

Dabei wird die relative Verbrauchsmenge q_j / q_i als Funktional des relativen Preises p_i / p_j betrachtet. Man kann zeigen, dass die Substitutionselastizität zwischen je zwei Gütern bei jeder Cobb-Douglas-Nutzenfunktion konstant gleich 1 ist. Dies bedeutet, dass der geometrische Preisindex in der Praxis dann eingesetzt werden sollte, wenn zwischen den betrachteten Gütern eine Substitutionselastizität von 1 herrscht. Mit anderen Worten, ein geometrischer Preisindex ist dann besonders angeraten, wenn zwischen den betrachteten Gütern schwache Substitutionsbeziehungen bestehen.

Der Jevonssche Elementarindex P^{Je} stellt denjenigen Spezialfall des geometrischen Preisindexes dar, der durch eine Gleichgewichtung der Preismesszahlen gekennzeichnet ist. Bei P^{Je} wird implizit davon ausgegangen, dass die Ausgabenanteile für alle betrachteten Güter in Basis- und Vergleichsperiode identisch sind. Dieser Index ist exakt, für diejenige Cobb-Douglas-Nutzenfunktion, die durch konstante Parameter $\alpha_i = 1/n$ gekennzeichnet ist. Natürlich impliziert insbesondere auch diese Nutzenfunktion eine Substitutionselastizität von eins. Insgesamt ist es also im Rahmen einer Basisaggregationsmethode besonders dann angebracht, auf den Jevons' schen Elementarindex zurückzugreifen, wenn die Indexberechnung auf eine Erfassung der Veränderung der Lebenshaltungskosten abzielt und zwischen den Gütern, durch die eine Indexposition gekennzeichnet ist, schwache Substitutionsbeziehungen bestehen sowie die Annahme identischer Ausgabenanteile angemessen ist.

In Abschnitt 7.4.2 wurde bereits darauf hingewiesen, dass nach Aussage des BFS bei den derzeitigen Indexpositionen im allgemeinen tatsächlich Substitutionsbeziehungen zu beobachten sind. Es gibt sowohl Substitutionsbeziehungen, die zwischen den Preismeldestellen bestehen, als auch solche, die weniger zwischen den Preismeldestellen als vielmehr zwischen den Gütern einer Indexposition innerhalb der Preismeldestellen bestehen. In der derzeitigen schweizerischen Indexpraxis sind überdies keinerlei Informationen über die tatsächlichen Ausgabenanteile für die Güter, durch die eine Indexposition gekennzeichnet ist, verfügbar. Bei derartiger Datenlage ist es angemessen, von der Annahme identischer Ausgabenanteile auszugehen.

Aufgrund der hier angeführten Argumente steht es für die Arbeitsgemeinschaft ausser Zweifel, dass das Basisaggregationskonzept des Landesindexes der Konsumentenpreise grundsätzlich auf dem Jevons' schen Elementarindex aufbauen sollte. Dies gilt insbesondere dann, wenn das Ziel dieses Indexes auch in der Erfassung der Veränderung der Lebenshaltungskosten in der Schweiz besteht. Dabei kann diese Idee je nach Art der vorliegenden Indexposition unterschiedlich umgesetzt werden.

Einleitend wurde in diesem Abschnitt darauf hingewiesen, dass es Ziel dieser Empfehlung sein sollte, ein Basisaggregationskonzept vorzuschlagen, das die Vorzüge der derzeitigen Praxis des BFS im Hinblick auf neu auf dem Markt auftauchende oder verschwindende Güter- oder Güterqualitäten beibehält. Methodisch besteht dieser Vorzug darin, die Rekursionsformel (7.3') flexibel zu interpretieren. In Abschnitt 7.4.2 wurde darauf hingewiesen, dass diese Formel einen Elementarindex erfordert, der die Verkettbarkeitseigenschaft besitzt. Der Jevons' sche Elementarindex ist also derart in das Basisaggregationskonzept des BFS zu integrieren, dass seine Verkettbarkeitseigenschaft im Rahmen der Rekursionsformel (7.3') voll zum Tragen kommt.

Dies ist ohne weiteres dadurch möglich, dass man konzeptionell zur Berechnung der absatzkanal- und regionsspezifischen Teilindizes einer Indexposition gemäss Verfahren (7.3) statt des arithmetischen das geometrische Mittel aller verfügbaren Preismesszahlen nimmt. Effektiv berechnet werden können die absatzkanal- und regionsspezifischen Teilindizes einer Indexposition dann analog zum derzeitigen Verfahren weiter mit Hilfe der flexiblen Rekursionsformel

(7.3") $$RI_{ar}^{t} = Q_{ar}^{t} RI_{ar}^{t-1} \quad \text{mit} \quad Q_{ar}^{t} = I_{ar}^{t,0} / I_{ar}^{t-1,0}$$

$(t = 2,3,...)$ und $RI_{ar}^{1} := I_{ar}^{1}$. In diesem Ausdruck ist lediglich für den Index I_{ar} statt des arithmetischen das geometrische Mittel aller verfügbaren Preismesszahlen zu nehmen. Dabei muss aus den gleichen Gründen wie bisher weiter innerhalb des Korrekturfaktors Q_{ar}^{t} im Zähler über die gleichen Güter (geometrisch) gemittelt werden wie im Nenner. Der Gesamtindex einer Indexposition kann dann wie bisher entsprechend dem Konzept (7.16) berechnet werden. Dazu sollte weiter auf die Rekusionsformeln (7.4') und (7.5') zurückgegriffen werden.

Bei diesem Vorschlag einer Basisaggregationsmethode werden entsprechend der derzeitigen Auffassung des BFS die Preise ein und desselben Gutes, wenn sie bei verschiedenen Meldestellen

erhoben werden, als Preise verschiedener Güter betrachtet. Implizit wird davon ausgegangen, dass hinter je zwei verschiedenen Preismesszahlen eines jeden Felds der in Abschnitt 7.2.1 angegebenen Tabelle ‚Güter' stehen, zwischen denen schwache Substitutionsbeziehungen bestehen. Dies bedeutet, dass bei diesem Vorschlag nicht zwischen Substitutionsbeziehungen zwischen den Preismeldestellen eines Tabellenfeldes und zwischen den innerhalb einer Preismeldestelle angebotenen Gütern unterschieden wird. Insofern ist dieser Vorschlag einer Basisaggregationsmethode auf den allgemeinen Fall einer Indexposition gemünzt, bei dem man, weil Genaueres über die tatsächlichen Substitutionsbeziehungen nicht bekannt ist, lediglich von generellen schwachen Substitutionsbeziehungen auszugehen hat.

Nach Aussage des BFS gibt es sowohl Indexpositionen, bei denen Substitutionsbeziehungen weniger zwischen den Preismeldestellen als vielmehr zwischen den Gütern der Indexposition innerhalb der Preismeldestellen bestehen, als auch solche bei denen Substitutionsbeziehungen gerade zwischen den Preismeldestellen bestehen. In derartigen Fällen, wo Genaueres über die tatsächlichen Substitutionsbeziehungen innerhalb einer Indexposition bekannt ist, kann der hier formulierte Vorschlag einer Basisaggregationsmethode in geeignet modifizierter Weise umgesetzt werden.

Die Preismeldungen, die für eine Indexposition IP in einem Feld der in Abschnitt 7.2.1 eingeführten Tabelle bei M Preismeldestellen für die n Güter dieser Indexposition anfallen, können in einer Preismatrix im Sinne von Abschnitt 4.2 zusammengefasst werden. In einer Zeile dieser Matrix stehen die Preismeldungen einer bestimmten Preismeldestelle für alle Güter dieser Indexposition. In einer Spalte dieser Matrix stehen die Preismeldungen für ein bestimmtes Gut über alle Preismeldestellen dieses Tabellenfeldes.

Falls für eine Indexposition Substitutionsbeziehungen weniger zwischen den Preismeldestellen als vielmehr zwischen den Gütern einer Indexposition innerhalb einer Preismeldestelle auftreten, sollten im Sinne der hier vorgeschlagenen Basisaggregationsmethode die Preismesszahlen zunächst zeilenweise amalgamiert werden. Falls für eine Indexposition Substitutionsbeziehungen eher zwischen den Preismeldestellen als zwischen den Gütern einer Indexposition auftreten, sollten im Sinne der hier vorgeschlagenen Basisaggregationsmethode die Preismesszahlen zunächst spaltenweise amalgamiert werden. Für die zeilen- bzw. spaltenweise Amalgamation sollte jeweils der Jevons'schen Elementarindex hergezogen werden, weil dadurch die vorliegenden Substitutionsbeziehungen erfasst werden.

Ausgehend von der Idee einer Grundgesamtheit von Verkaufsstellen für die Güter einer Indexposition in einem Tabellenfeld können im ersten Fall die M Preismeldestellen als Stichprobe aus dieser Grundgesamtheit interpretiert werden. Definiert man dann die Preismesszahl, durch die ein Tabellenfeld einer Indexposition gekennzeichnet ist, über den Erwartungswert der Preismesszahl einer (zufällig gezogenen) Preismeldestelle, so besteht das Ziel in einer möglichst guten Schätzung dieses Erwartungswertes. Für diesen Verteilungsparameter ist aber das arithmetische Mittel ein effizienter Schätzer. Dies gilt unabhängig von der Verteilung der Preismesszahlen. Diese Überlegung führt gerade zum Basisaggregator P_{b1}, der in Abschnitt 4.2.4 eingeführt wurde.

Analog kann man im zweiten Fall ausgehend von der Idee einer Grundgesamtheit von Gütern, durch die eine Indexposition gekennzeichnet ist, die n Güter, für die tatsächlich Preise erhoben werden, als Stichprobe aus dieser Grundgesamtheit interpretieren. Definiert man dann die Preismesszahl, durch die ein Tabellenfeld einer Indexposition gekennzeichnet ist, über den Erwartungswert der Preismesszahl eines (zufällig gezogenen) Gutes, so besteht das Ziel in einer möglichst guten Schätzung dieses Erwartungswertes. Für diesen Verteilungsparameter ist aber das arithmetische Mittel ein effizienter Schätzer. Dies gilt unabhängig von der Verteilung der Preismesszahlen. Diese Überlegung führt gerade zum Basisaggregator P_{b2}, der in Abschnitt 4.2.4 eingeführt wurde.

Durch die beiden Basisaggregatoren P_{b1} und P_{b2} könnten tatsächlich bekannte spezielle Substitutionsbeziehungen ‚massgeschneidert' erfasst werden. Beide Basisaggregatoren haben allerdings den Nachteil, dass sie im allgemeinen nicht das Verkettungsaxiom erfüllen. Dies bedeutet, dass ihr Einsatz nur bei einem Verzicht auf die derzeit praktizierte rekursive Berechnungsmethode empfohlen werden kann. Insgesamt ist deshalb festzuhalten, dass nach Auffassung der Arbeitsgemeinschaft derjenige Basisaggregator, der von der derzeit praktizierten Basisaggregationsmethode nur dadurch abweicht, dass in der flexiblen Rekursionsformel (7.3") das arithmetische durch das geometrische Mittel ersetzt wird, unter dem Aspekt der Messung der Lebenshaltungskosten im allgemeinen am empfehlenswertesten erscheint.

Wenn man eines Tages Information über die Ausgabenanteile für die einzelnen Güter, durch welche die einzelnen Indexpositionen gekennzeichnet sind, haben sollte, sollte diese Information natürlich berücksichtigt und zum geometrischen Index mit entsprechenden Gewichten übergegangen werden. Sollte ein langfristiges Ziel der schweizerischen Preisstatistik tatsächlich in der Entwicklung eines Lebenshaltungskostenindexes bestehen, so sollte über Möglichkeiten nachgedacht werden, im Rahmen

einer geeigneten Erhebung etwa nach Vorbild des amerikanischen ‚Point-of-Purchase-Survey' oder des deutschen ‚Mikrozensus' Information über das Verbrauchsverhalten unterhalb der Ebene der Indexpositionen zu erhalten.

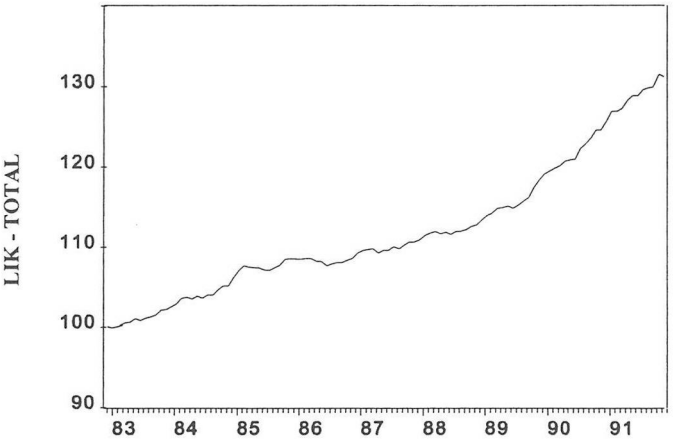
8.3 Berechnung eines Kettenindex

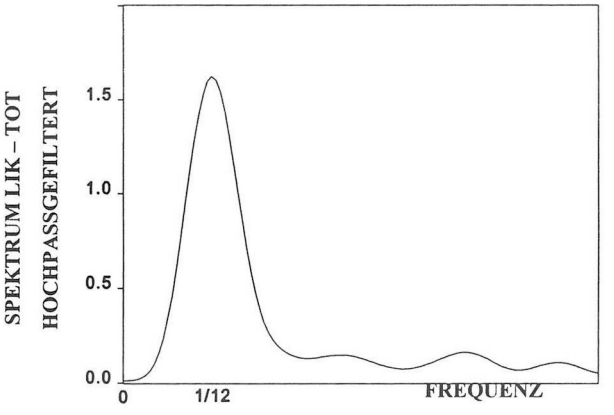
Es dürfte angesichts der Ausführungen in 4.1.8 nicht überraschend sein, dass man die Frage, ob man beim LIK zukünftig zu einem Kettenindex übergehen soll, nicht mit einem eindeutigen „Ja" bzw. „Nein" beantworten kann. Verschiedene Gesichtspunkte sind abzuwägen bevor eine Empfehlung ausgesprochen werden kann.

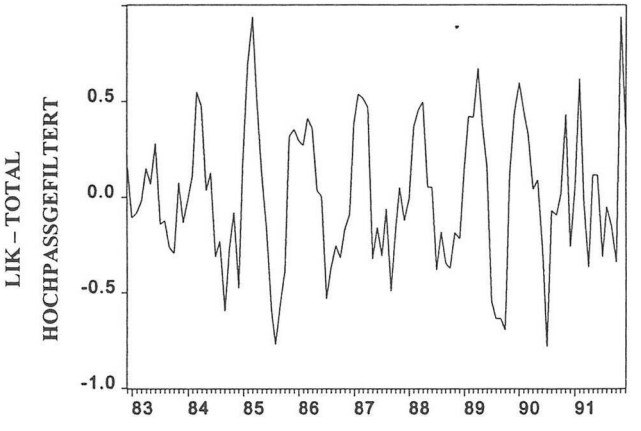
Kaum strittig sein dürfte, dass der historische Auslöser für Kettenindizes - das „new-goods"-Problem - kein entscheidender Grund sein kann, beim LIK zu Kettenindizes überzugehen. Aufgrund der spezifischen Gegebenheiten bei der Basisaggregation des BFS kann davon ausgegangen werden, dass beim LIK neue Güter sehr früh in die Indexberechnung aufgenommen werden - im Gegensatz etwa zum CPI in den USA - und Güter, deren Marktbedeutung marginal wird, rechtzeitig aus dem Warenkorb entfernt werden.

Ein praktischer Nachteil von Kettenindizes ist im Erhebungsaufwand zu sehen, der natürlich von der Länge der Verkettungsperiode abhängt. Kettenindizes sind nur machbar, wenn laufende Verbrauchsstrukturerhebungen vorgenommen werden können. Am aufwendigsten sind Kettenindizes mit unterjährigen Verkettungsperioden.

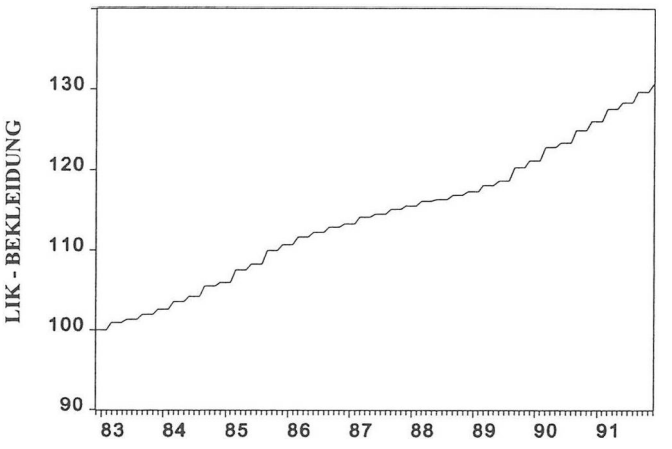
Abgesehen vom Erhebungsaufwand, wären aber unterjährige Kettenindizes beim LIK schon deswegen nicht sinnvoll, da sowohl der LIK(total) als auch einzelne Subindizes eine saisonale Komponente aufweisen, wie sich mit Hilfe der Spektralanalyse nachweisen lässt. Dazu ist jeweils eine vorgängige Hochpassfilterung der Indexreihen erforderlich. In den folgenden drei Grafiken sind der LIK(Total), die zugehörige hochpassgefilterte Reihe sowie das darauf basierende Spektrum dargestellt:

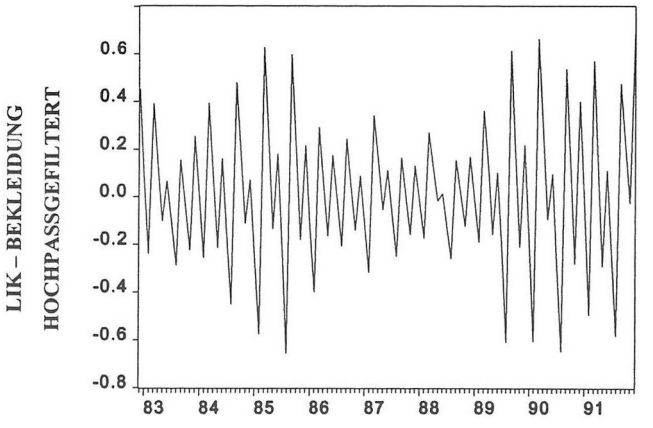

LIK - TOTAL
130
120
110
100
90
83
84
85
86
87
88
89
90
91

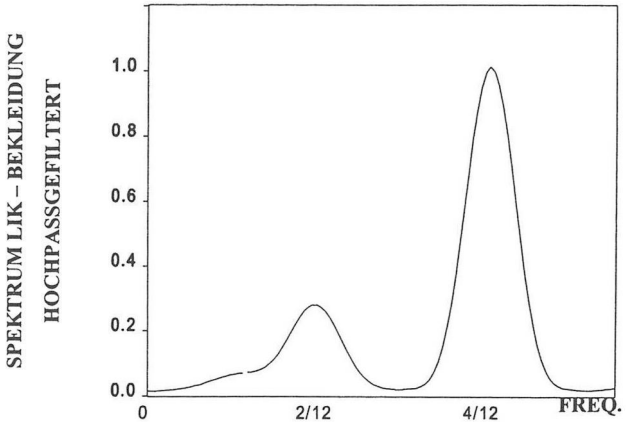

SPEKTRUM LIK – TOT
HOCHPASSGEFILTERT
1.5
1.0
0.5
0.0
0
1/12
FREQUENZ


LIK – TOTAL
HOCHPASSGEFILTERT
0.5
0.0
-0.5
-1.0
83
84
85
86
87
88
89
90
91

Dieselbe Information ist in den nachfolgenden Plots für die Subindexreihe „Bekleidung" wiedergegeben:







Wie aus den Spektren hervorgeht, weist der Totalindex eine saisonale Komponente auf (peak bei 1/12). Dies ist auch beim LIK-Subindex „Bekleidung" der Fall. Allerdings weist dieser ein differierendes Saisonmuster auf, nämlich einen 6-und einen 3-Monatszyklus. Letztere spiegelt offensichtlich die vier jährlichen Modezyklen (Frühjahr-, Sommer-, Herbst- und Wintermode) wieder. Derartige Saisoneinflüsse lassen sich für viele LIK-Subindizes nachweisen.

Somit sprechen nicht nur der Erhebungsaufwand, sondern auch methodische Gründe gegen eine kürzere Verkettungsperiode als ein Jahr. Realistischerweise muss aber auch bei dieser Verkettungsperiode davon ausgegangen werden, dass das jeweilige „aktuelle" Gewichtungsschema frühestens das vom Vorjahr sein kann, vermutlich sogar das vom Vor-Vorjahr, d.h. ein Kettenindex im eigentlichen Sinn kann strenggenommen auch bei einer Verkettungspeiode von nur einem Jahr in der Praxis nicht realisiert werden.

Ein wichtiger Punkt im vorliegenden Kontext scheint aber die Frage zu sein, ob man an einem „reinen" Preisindex festhalten will oder ob man, wie im Boskin-Report empfohlen, zu einem COLI übergehen möchte. Das von Kritikern des Kettenindexes zu Recht ins Feld geführte Argument, dass ein Kettenindex nicht nur die Veränderungen der Preise, sondern auch der Mengen messe, was mit einem reinen Preisindex eben unvereinbar sei, **überzeugt gegenüber einem COLI nicht**. Ein COLI zeichnet sich gegenüber einem reinen Preisindex ja gerade dadurch aus, dass fortlaufende Veränderungen der Mengen, also der Verbrauchsstrukturen, berücksichtigt werden. **Soll also der LIK in Zukunft im Sinne eines COLI gestaltet werden, dann spräche das eher für als gegen einen Kettenindex**.

Schliesslich sei noch erwähnt, dass auch der „European Index of Consumer Prices (EICP), der als gewogener Durchschnitt der harmonisierten Preisindizes (HICP) der EU-Mitgliedstaaten berechnet wird, ein Kettenindex mit jährlicher Verkettung ist.[73]

[73] Vgl. Progress Report on Harmonization of Consumer Price Indices in the European Union, Paper submitted by Eurostat at the Conference of European Statisticians, Genf, 24.-27.11.1997, S.11.

9. Literatur

Abraham, Katharine (1997): *Measurement issues in the consumer price index,* Bureau of Labor Statistics, U.S. Department of Labor, Washington D.C., June 1997.

Abraham, Katharine, John S. Greenlees, and Brent R. Moulton (1998): Working to improve the consumer price index, *Journal of Economic Perspectives*, 1998, Vol. 12 (1), pp. 27-36.

Aizcorbe, M. Ana, and Patrick C. Jackman (1993): The commodity subtitution effect in CPI data 1982-1991, *Monthly Labor Review*, 1993, Vol. 116 (12), pp. 25-33.

Allen, Robert C., and W. E Diewert (1981): Direct versus implicit superlative index number formulae, *The Review of Economics and Satistics*, 1981, Vol. 63 (3), pp. 430-435.

Anderson, Oskar (1978): Indexzahlen, in: Albers, Willy, Erich Born, et al. (eds.), *Handwörterbuch der Wirtschaftswissenschaften (HdWW)*, Vierter Band, Stuttgart, New York, Vandenhoeck & Ruprecht, 1978, pp. 98-108.

Anderson, Richard G., Barry E. Jones, and Travis D. Nesmith (1997): Monetary aggregation theory and statistical index numbers, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review,* January/February 1997, pp. 31-50.

Armknecht, Paul A., Walter F. Lane, and Kenneth J. Stewart (1997): New products and the U.S consumer price indexes, in: Bresnahan, Timothy and R.J. Gordon (eds.), *The economics of new goods, studies in income and wealth*, Chicago, University of Chicago Press, 1997.

Armknecht, Paul A. (1996): Improving the efficiency of the U.S. CPI, *International Monetary Fund Working Paper*, Statistical Department, September 1996.

Armknecht, Paul A., and Donald Weyback (1989): Adjustments for quality change in the U.S. consumer price index, *Journal of Official Statistics*, 1989, Vol.5 (2), pp.107-123.

Armknecht, Paul A., Brent R. Moulton, and Kenneth J. Stewart (1995): Improvements to the food at home, shelter, and prescription drug indexes in the U.S. consumer price index,, *Working paper,* Bureau of Labor Statistics, Washington D.C., 1995.

Balastèr, Peter (1990): Konsumentenpreisindizes: Theorie und praktische Berechnung, *Berner Beiträge zur Nationalökonomie*, Band 61, Bern, Stuttgart: Haupt, 1990.

Baldwin, Andrew, and Pierre Després, and Alice Nakamura (1997): New goods from the perspective of price index making in Canada and Japan, in: Bresnahan, Timothy and R.J. Gordon (eds.), *The economics of new goods, Studies in Income and Wealth*, Chicago, University of Chicago Press, 1997.

Balk, Bert (1995): Axiomatic price index theory: A survey, *International Statistical Review*, 1995, Vol. 63 (1), pp. 69-93.

Berndt, Ernst R., Zvi Griliches, and Neal J. Rappaport: Econometric estimates of price indexes for personal computers in the 1990's, *Journal of Econometrics*, 1995, Vol. 68, pp. 243-268.

Bureau of Labor Statistics (BLS) (1986): Improved deflation of purchases of computers, *Survey of Current Business*, Washington D.C., March 1986.

Bureau of Labor Statistics (BLS) (1997): The consumer price index, *BLS Handbook of Methods*, U.S. Department of Labor, Washington D.C., 1997.

Bureau of Labor Statistics (BLS) (1997): *Measurement issues in the consumer price index*, Washington D.C., 1997.

Bureau of Labor Statistics (BLS) (1998): *Overview of the 1998 revision of the consumer price index*, Washington D.C., 1996.

Boskin, Michael J., Ellen R. Dulberger, Robert J. Gordon, Zvi Griliches, and Dale W.Jorgenson (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*, December 4, 1996.

Boskin, Michael J., Ellen R. Dulberger, Robert J. Gordon, Zvi Griliches, and Dale W.Jorgenson (1997): The CPI commission: Findings and recommendations, *The American Economic Review*, Papers and proceedings on the 109th annual meeting of the American Economic Association Jan. 1997, Vol. 87 (2), pp. 78-98.

Boskin, Michael J., Ellen R. Dulberger, Robert J. Gordon, Zvi Griliches, and Dale W.Jorgenson (1998): Consumer prices, the consumer price index and the cost of living, *Journal of Economic Perspectives*, 1998, Vol. 12 (1), pp. 3-26.

Boskin, Michael J., and Dale W. Jorgenson (1997): Implications of overstating inflation for indexing government programs and understanding economic progress, *American Economic Review*, May 1997, Vol. 87 (2), pp. 89-93.

Boskin, Michael J,. and M. Hurd (1985): Indexing Social Security Benefits: A separate price index for the elderly, *Public Finance Quarterly*, 1985, Vol. 13 (4), pp. 436-449.

Bosworth, Barry P. (1997): The politics of immaculate conception - Congress should set the budget, not the CPI, *Brookings Review*, Spring 1997, pp. 43-44.

Brachinger, Hans Wolfgang (1995): Intertemporaler Vergleich von Lebenshaltungskosten: Statistische Adäquation, in: Statistisches Bundesamt (Hrsg.), *Indizes - Status quo und europäische Zukunft. Forum der Bundesstatistik*, 1995, Band 28, S. 43-87.

Braithwait, Steven D. (1980): The substitution bias of the Laspeyres index: An analysis using estimated cost-of-living indexes, *American Economic Review*, March 1980, Vol.70, 1, pp. 64-77.

Bresnahan, Timothy F. (1997): Comment on: Hausmann, Jerry A.: Valuation of new goods under perfect and imperfect competition, in: Bresnahan, Timothy and R.J. Gordon (eds.), *The economics of new goods, Studies in Income and Wealth*, Chicago, University of Chicago Press, 1997.

Burns, Roger, Hary Briggs, and Thomas William (1993): Effect of updated weights on producer price indexes, *Monthly Labor Review*, 1993, Vol. 116, 3, pp. 36-48.

Cage, Robert A., and Patrick C. Jackman (1997): Experimental price indexes incorporating substitution at both the elementary aggregate and expenditure category level, *Working Paper,* Bureau of Labor Statistics, Washington D.C., July 1997.

Cole, Rosanne, Y. C. Chen, Ellen Dulberger, et al. (1986): Quality adjusted price indexes for computer processors and selected peripheral equipment, *Survey of Current Business*, January 1986, pp. 41-50.

Deaton, Angus (1998): Getting prices right: What should be done? *Journal of Economic Perspectives*, 1998, Vol. 12 (1), pp. 37-46.

De Michelis, A. (1997): Note to the attention of Mr. Yves Franchet, Subject: Briefing on Remarks by Alan Greenspan, Chairman of the US-FRD, at the Center for Financial Studies, Frankfurt a.M., Germany, on 7 Nov. 1997; *European Commission, Eurostat*, 1997.

Diewert, Walter E. (1974): A note on aggregation and elasticities of substitution, *Canadian Journal of Economics*, Vol 7 (1), pp.12-20.

Diewert, Walter E. (1976): Exact and superlative index numbers, *Journal of Econometrics*, 1976, Vol. 4 (2), pp 115-145.

Diewert, Walter E. (1978): Superlative index numbers and consistency in aggregation, *Econometrica*, 1978, Vol 46 (4), pp. 883-900.

Diewert, Walter E. (1981): The economic theory of index numbers: A survey, *Essays in the theorie and measurement of consumer behaviour in honor of Sir Richard Stone*, 1981, pp. 535-599.

Diewert, Walter E. (1987): Index Numbers, in: Eatwell, John, Murray, Milgate and Peter Newman (eds.), *The New Palgrave: A Dictionary of economics*, Vol.2, London, Macmillian, 1987, pp. 767-780.

Diewert, Walter E. (1995): Axiomatic and economic approaches to elementary price indexes, *NBER Working Paper No.5104*, May 1995.

Diewert, Walter E. (1996): Sources of bias in consumer price indexes, *Discussion Paper*, School of Economics, University of New South Wales, 1996, No. 4.

Diewert, Walter E. (1998): Index numbers issues in the consumer price index, *Journal of Economic Perspectives*, 1998, Vol. 12 (1), pp. 47-58.

Diewert, Walter E., and Alice O. Nakamura (1993): *Essays in Index Number Theory,* Amsterdam, Elsevier, 1993

Eurostat (1997): *Report of the council on harmonization of consumer price indices in the European Union*, 26th Meeting of the Statistical Programme Committee, Brussels, 18 September 1997.

Federal Reserve Board (1998): *Remarks by Chairman Alan Greenspan at the annual meeting of the American Economic Association and the American Finance Association*, Chicago, Illinois, January 3, 1998.

Federal Reserve Board (1997): *Remarks by Chairman Alan Greenspan at the Center for Financial Studies*, Frankfurt, Germany, November 7,1997.

Feenstra, Robert C. (1995): Exact hedonic price indexes, *Review of Economics and Statistics*, 1995, Vol. 77, pp. 634-653.

Feenstra, Robert C., and Clinton R. Shiells (1997): Bias in U.S. Import Prices and Demand, in: Bresnahan, Timothy and R.J. Gordon (eds.), *The economics of new goods, studies in income and wealth*, Chicago, University of Chicago Press, 1997.

Fisher, Franklin M., and Zvi Griliches (1995): Aggregate price indices, new goods and generics, *Quarterly Journal of Econometrics*, 1995, pp. 229-244.

Fixler, Dennis (1993): The consumer price index: underlying concepts and caveats, *Monthly Labor Review*, 1993, Vol. 116, 12, pp. 3-12.

Garner, Thesia I., David S. Johnson, and Mary Faith Kokoski (1996): An experimental consumer price index for the poor, *Monthly Labor review*, 1996, Vol. 119 (9), pp. 32-42.

Gillingham, Robert, and Walter Lane (1982): Changing the treatment of shelter costs for homeowners in the CPI, *Monthly Labor Review*, 1982, Vol. 105 (6), pp. 9-14.

Gillingham, Robert, and John S. Greenlees, (1987): The impact of direct taxes on the cost of living, *Journal of Political Economy*, August 1987, Vol. 95 (4), pp. 776-796.

Gnoss, Roland (1995): *Neue Ansätze zur Berechnung von Preisindizes - Eignen sich Hedonic-Indizes für die amtliche Statistik?* 1995, Nomos, S. 61-79.

Gordon, Robert J. (1997): The time-varying NAIRU and its implications for economic policy, *Journal of Economic Perspectives*, Winter 1997, Vol. 11 (1), pp. 11-32.

Gordon, Robert J., and Zvi Griliches (1997): Quality change and new products, *American Economic Review*, May 1997, Vol. 87 (2), pp. 84-88.

Gordon, Robert J. (1997): Commentary on: Hulten, Charles R.: Quality change in the CPI, *Review, Federal Reserve Bank of St. Louis*, 1997, Vol. 79 (3), pp. 101-106.

Greenlees, John S. (1997): A bureau of labor statistics perspective on bias in the consumer price index, *Review, Federal Reserve Bank of St. Louis*, 1997, Vol. 79 (3), pp.175-178.

Greenlees, John S., and Charles C. Mason (1996): Overview of the 1998 revision of the consumer price index, *Monthly Labor Review*, December 1996, Vol. 119 (12), pp. 3-10.

Griliches, Zvi, and Iain Cockburn (1994): Generics and new goods in pharmaceutical price indexes, *The American Economic Review*, December 1994, Vol. 84 (5), pp. 1213-1232.

Halvorsen, Robert (1981): Choice of functional form for hedonic price equations, *Journal of Urban Economics*, 1981, Vol. 10, pp. 37-49.

Hausmann, Jerry A. (1981): Exact consumer surplus and deadweight loss, *American Economic Review*, December 1981, Vol. 71 (5), pp. 662-676.

Hausmann, Jerry A. (1997): Valuation of new goods under perfect and imperfect competition, in: Bresnahan, Timothy and R.J. Gordon (eds.), *The economics of new goods, Studies in Income and Wealth*, Chicago, University of Chicago Press, 1997.

Hicks, J. R. (1940): The valuation of the social income, *Economica*, May 1940, Vol. 7 (2), pp. 105-140.

Hoffmann, Johannes (1998): Probleme der Inflationsmessung in Deutschland, *Diskussionspapiere der Volkswirtschaftlichen Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank*, Nr. 1/98, Frankfurt a. M. Februar 1998.

Hoover, Ethel D. (1969): Index Numbers, in: David L. Sills (ed.), *International Encyclopedia of the Social Sciences*, 1969, Vol. 7, pp. 154-169.

Hulten, Charles R. (1997): Quality change in the CPI, *Review, Federal Reserve Bank of St. Louis*, 1997, Vol. 79 (3), pp. 87-100.

Kokoski, Mary F. (1993): Quality adjustement of price indexes, *Monthly Labor Review*, 1993, Vol. 116, 12, pp. 34-46.

Kokoski, Mary F., Patrick Cardiff, and Brent Moulton (1994): Interarea price indices for consumer goods and services: An hedonic approach using CPI data, *Working paper,* Bureau of Labor Statistics, Washington D.C., 1994.

Krusell, Per (1997): Commentary on: Hulten, Charles R.: Quality change in the CPI, *Review, Federal Reserve Bank of St. Louis*, 1997, Vol. 79 (3), pp. 107-111.

Lequiller, F. (1997): Does the french consumer price index overstate inflation? *INSEE Sudies No. 2*, September 1997, pp. 1-27.

Liegey, Paul R. (1994): Apparel price indexes. Effects of hedonic adjustments, *Monthly Labor Review*, 1994, Vol. 117 (5), pp.38-45.

Liegey, Paul R. (1993): Adjusting apparel indexes in the consumer price index for quality differences, in: *Price measurements and their uses*, NBER Studies in Income and Wealth, 1993, Vol. 57, Chicago, University of Chicago Press.

Lowe, Robin (1996): Handling quality changes in the Canadian national accounts price deflators, *OECD Proceedings Industry Productivity*, 1996, pp. 143-157.

Madrick, Jeff (1997): The cost of living: A new myth, *The New York Review*, March 6, 1997, pp. 19-24.

McClelland, Robert (1996): Price dispersion and cost-of-living indexes, *Working paper Bureau of Labor Statistics*, Washington D.C., 1996.

McClelland, Robert (1996): Evaluating formula bias in various indexes using simulations, *Working paper Bureau of Labor Statistics*, Washington D.C., 1996.

McKenzie, Richard B., and Walter B. Gerken (1997): Rx for the economic pessimism: The CPI and the underestimation of income growth, Center for the Study of American Business, *Policy study No. 138*, April 1997.

Moreau, Antoine (1996): Methodology of the price index for microcomputers and printers in France, *OECD Proceedings Industry Productivity*, 1996, pp. 99-118.

Moulton, Brent R. (1993): Basic components of the CPI: estimation of price changes, *Monthly Labor Review*, 1993, Vol. 116 (12), pp. 13-24.

Moulton, Brent R. (1996): Bias in the consumer price index: What is the evidence?, *Journal of Economic Perspectives*, 1996, Vol. 10 (4), pp. 159-177.

Moulton, Brent R. (1996): *Estimation of elementary indexes of the consumer price index*, Bureau of labor statistics, Washington D.C., 1996.

Moulton, Brent R., and Karin E. Moses (1997): Addressing the quality change issue in the consumer price index, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1:1997, pp. 305-366.

Moulton, Brent R., and Kenneth J. Stewart (1997): *An overview of experimental U.S. consumer price indexes*, Bureau of Labor Statistics, Washington D.C., May 1997.

Moulton, Brent R., and J. Kenneth Stewart (1997): *The experimental CPI using geometric means*, Bureau of Labor Statistics, Washington D.C., May 1997.

Moulton, Brent R., and Karin J. Smedley (1995): *A comparison of estimators for elementary aggregates of the CPI,* U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, Washington D.C., July 1995.

Nordhaus, William D. (1998): Quality change in price indexes, *Journal of Economic Perspectives*, 1998, Vol. 12 (1), pp.59-68.

OECD (1997): *Policy implications of CPI measurement errors*, OECD Economics department, October 1997, No. 57371.

OECD (1997): *Groupe de travail no.1, discussions de l'automne 1997 sur la distribution des revenues, le vieillissement démographique, les retraites et l'épargne, et les biais de l'IPC*, OECD Département des affaires économiques; October 1997, No. 57773.

OECD (1997): *Document de synthèse sur les problèmes liés a l'utilisation pour la politique économique d'une mésure de l'inflation fondée sur l'indice des prix à la consommation,* OECD Département des affaires économiques; October 1997, No. 56777.

Papadimitriou, Dimitri B., and Larry R. Wray (1996): Consumer price index as a target of monetary policy, *Challenge*, 1996, Vol. 39 (5), pp. 18-25.

Pollak, Robert A. (1983): The treatment of 'quality' in the cost of living, *Journal of Public Economics*, 1983, Vol. 20, pp. 25-53.

Pollak, Robert A. (1998): The consumer price index: A research agenda and three proposals, *Journal of Economic Perspectives*, 1998, Vol. 12 (1), pp. 69-78.

Reinsdorf, Marshall, Liegey Paul, and Stewart J. Kenneth (1996): New ways of handling quality change in the U.S. consumer price index, *Working paper*, Bureau of Labor Statistics, Washington D.C., 1996.

Reinsdorf, Marshall (1993): The effect of outlet price differentials on the U.S. consumer price index, in: *Price measurments and their uses*, NBER Studies in Income and Wealth, 1993, Vol. 57, Chicago, University of Chicago Press.

Reinsdorf, Marshall, and Brent R. Moulton (1997): The construction of basic components of cost-of-living-indexes, in: Bresnahan, Timothy and R.J. Gordon (eds.), *The economics of new goods, studies in income and wealth*, Chicago, University of Chicago Press, 1997.

Reinsdorf, Marshall (1994): Price dispersion, seller substitution and the U.S. CPI, *Working paper*, Bureau of Labor Statistics, Washington D.C., 1994.

Reinsdorf, Marshall (1996): Log-change indexes in the fixed basket form, *Working paper*, Bureau of Labor Statistics, Washington D.C., 1996.

Schmidt, Mary L. (1993): Effects of updating the CPI market basket, *Monthly Labor Review*, 1993, Vol. 116 (12), pp. 59-62.

Schreyer, Paul (1996): Quality adjustment of price indices in information and communication technology industries: Simulation of effects on measured real output in five OECD countries, *OECD Proceedings Industry Productivity*, 1996, pp. 159-180.

Schubert, Renate (1995): Lebenshaltungskosten im intertemporalen und interregionalen Vergleich: Ein ökonomisches Deutungsmuster, in: Statistisches Bundesamt (Hrsg.), *Indizes - Status quo und europäische Zukunft. Forum der Bundesstatistik*, 1995, Band 28, S. 13-42.

Shapiro, Matthew D., and David W. Wilcox: Mismeasurement in the consumer price index: An evaluation, University of Michigan, NBER and Federal Reserve Board, *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 11, 1996.

Shapiro, Matthew D., and David W. Wilcox (1997): Alternative strategies for aggregating prices in the CPI, *Review, Federal Reserve Bank of St. Louis*, 1997, Vol. 79 (3), pp.113-125.

Slesnik, Daniel T. (1991): Normative index numbers, *Journal of Econometrics*, October/November 1991, 50(1/2), pp. 107-130.

Statistical Commission and Economic Commission for Europe (1997): *National practices in quality adjustments for specific items*, International Labor Organization, Conference of European Statistics, Joint ECE/ILO Meeting on consumer price indices, Geneva, 24-27 November 1997, Working Paper No.5.

Statistical Commission and Economic Commission for Europe / International Labour Organization (1997): *Testimony of Katharine G. Abraham, Commission of Labor Statistics before the Sub-Committee on Human Resources, House Committee on Government Reform and Oversight, April 30, 1997*, Conference of European Statistics, Joint ECE/ILO Meeting on consumer price indices, Geneva, 24-27 November 1997.

Steindel, Charles (1997): Are there good alternatives to the CPI? *Current Issues in Economic and Finance*, Federal Reserve Bank of New York, April 1997.

Törnqvist, Leo, and Pentti Vartia, and Yrjö O. Vartia: How should relative changes be measured? *The American Statistician*, 1985, Vol. 30 (1), pp. 43-46.

Triplett, Jack E. (1986): The economic interpretation of hedonic methods, *Survey of Current Business*, 1986, pp. 36-40.

Triplett, Jack E. (1996): High-tech industry productivity and hedonic price indices, *OECD Proceedings Industry Productivity*, 1996, pp. 119-142.

U.S. Government (1997): *Final Report of the Advisory Commission to study the Consumer Price Index: Hearings before the Committee on Finance*, United States Senate, One Hundred Fifth Congress, First Session, January 28, and February 11, 1997; Washington 1997.

Publikationsprogramm BFS

Das Bundesamt für Statistik (BFS) hat – als zentrale Statistikstelle des Bundes – die Aufgabe, statistische Informationen breiten Benutzerkreisen zur Verfügung zu stellen.

Die Verbreitung der statistischen Information geschieht gegliedert nach Fachbereichen (vgl. Umschlagseite 2) und mit verschiedenen Mitteln:

Programme des publications de l'OFS

En sa qualité de service central de statistique de la Confédération, l'Office fédéral de la statistique (OFS) a pour tâche de rendre les informations statistiques accessibles à un large public.

L'information statistique est diffusée par domaine (cf. verso de la première page de couverture); elle emprunte diverses voies:

Diffusionsmittel	*Kontakt* *N° à composer*	*Moyen de diffusion*
Individuelle Auskünfte	032 713 60 11	Service de renseignements individuels
Das BFS im Internet	http://www.admin.ch/bfs	L'OFS sur Internet
Medienmitteilungen zur raschen Information der Öffentlichkeit über die neusten Ergebnisse	032 713 60 11	Communiqués de presse: information rapide concernant les résultats les plus récents
Publikationen zur vertieften Information (zum Teil auch als Diskette)	032 713 60 60	Publications: information approfondie (certaines sont disponibles sur disquette)
Online-Datenbank	032 713 60 86	Banque de données (accessible en ligne)

Nähere Angaben zu den verschiedenen Diffusionsmitteln liefert das alle 2 Jahre nachgeführte **Publikationsverzeichnis.** Es ist auf dem Internet abzurufen oder kann gratis über Tel. 032 713 60 60 bezogen werden.

La **Liste des publications**, qui est mise à jour tous les deux ans, donne davantage de détails sur les divers moyens de diffusion. Elle est proposée sur Internet et peut être obtenue gratuitement en téléphonant au n° 032 713 60 60.

Preisstatistik

Methoden

- Der neue Landesindex der Konsumentenpreise: Mai 1993 = 100. Methodenübersicht, BFS aktuell, Bern März 1993.
- Die Revision des Landesindexes der Konsumentenpreise. Konzept für einen neuen Landesindex, Bern 1993.
- Produzenten- und Importpreisindex, Mai 1993 = 100. Grundlagen, Bern 1995.
- Der schweizerische Baupreisindex. Detailkonzept, Bern 1997.

Resultate

- Landesindex der Konsumentenpreise (monatlich)
  - im Jahresabonnement (12 Nummern) zu Fr. 44.–
  - als Einzelheft zu Fr. 8.–
- Mietpreis-Strukturerhebung 1996. Detailergebnisse, Bern 1998.
- Verbrauchserhebung 1990: Ausgaben und Einnahmen der privaten Haushalte, Bern 1992.
- Produzenten- und Importpreisindex (monatlich)
- Produzentenpreise in der Landwirtschaft (monatlich)
- Holzpreise (dreimal pro Jahr)
- Produzenten- und Importpreise ausgewählter Produkte für das Baugewerbe (monatlich)

Statistique des prix

Méthodes

- Le nouvel indice suisse des prix à la consommation: mai 1993 = 100. Aperçu des méthodes, Actualités OFS, Berne mars 1993.
- Révision de l'indice suisse des prix à la consommation. Conception du nouvel indice suisse des prix à la consommation, Berne 1993.
- Indice des prix à la production et à l'importation, mai 1993 = 100. Bases, Berne 1995.
- L'indice suisse des prix de la construction. Conception détaillée, Berne 1997.

Résultats

- L'indice suisse des prix à la consommation (mensuel)
  - en abonnement, au prix de 44 francs les 12 numéros;
  - individuellement, au prix de 8 francs le fascicule.
- Enquête de structure sur les loyers 1996. Résultats détaillés, Berne 1998.
- Enquête sur la consommation 1990: Les dépenses et les revenus des ménages privés, Berne 1992.
- Indice des prix à la production et à l'importation (mensuel)
- Prix à la production dans l'agriculture (mensuel)
- Prix du bois (trois fois par an)
- Indice des prix à la production et à l'importation d'un choix de produits de l'industrie de la construction (mensuel)

Der Finanzausschuss des amerikanischen Senats setzte im Frühling 1995 eine Expertenkommission unter dem Vorsitz von Professor M.J. Boskin ein, um die «Güte» des amerikanischen Konsumentenpreisindexes zu untersuchen. Die Boskin-Kommission kam zum Ergebnis, dass der von Bureau of Labor Statistics berechnete Konsumentenpreisindex die effektive Teuerung überschätzt.

Das Ziel dieser vom Bundesamt für Statistik in Auftrag gegebenen Expertise besteht darin zu prüfen, inwieweit die Ergebnisse des Abschlussberichts der Boskin-Kommission auf die statistische Erfassung der Preisveränderungen in der Schweiz (Landesindex der Konsumentenpreise) übertragbar sind.

Bestellnummer:
298-9900

Bestellungen:
032 713 60 60 Fax: 032 713 60 61

Preis:
Fr. 28.–

ISBN 3-303-05385-5