

# Probleme der Inflationmessung in Deutschland

Johannes Hoffmann

Diskussionspapier 1/98  
Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe  
der Deutschen Bundesbank

---

Februar 1998

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

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

**Fernruf (0 69) 95 66-1**

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

**Bestellungen schriftlich erbeten an:**

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

**Nachdruck nur mit Quellenangabe gestattet.**

**ISBN 3-932002-60-1**

## Zusammenfassung

In dieser Studie wird die Genauigkeit der Inflationsmessung in Deutschland am Beispiel des Preisindex für die Lebenshaltung theoretisch und empirisch untersucht. In vergleichbaren Untersuchungen, wie sie bisher insbesondere für die USA angestellt wurden, sind vier wichtige „Fehler-“ quellen isoliert worden:

- „Fehler“ wegen der Verwendung einer „falschen“ Indexformel („Product Substitution Bias“),
- „Fehler“ bei der Qualitätsbereinigung von Preisänderungen („Quality Change Bias“),
- „Fehler“ wegen der verspäteten Berücksichtigung neuer Produkte („New Product Bias“), und
- „Fehler“ wegen der unzureichenden Berücksichtigung von Strukturänderungen im Handel („Outlet Substitution Bias“).

Im Einklang mit Studien für andere Länder stellt sich auch für Deutschland heraus, daß wegen solcher Meßfehler der amtlich ausgewiesene Anstieg der Verbraucherpreise die tatsächliche Inflationsrate überschätzt. Allerdings ist der „Fehler“ nach der hier vorgelegten Untersuchung in Deutschland kleiner als in den USA. Er könnte unter normalen Umständen in der Größenordnung von 3/4 Prozentpunkten pro Jahr liegen. Dabei ist der „Bias“ wegen der Schwierigkeiten, die sich der Preismessung bei Qualitätsänderungen stellen, von vergleichsweise großem Gewicht.

Nach einem Überblick über die Probleme der Inflationsmessung folgt im zweiten Kapitel eine Abschätzung des „Substitution Bias“ anhand verschiedener experimenteller Preisindizes. Das dritte Kapitel widmet sich zunächst einer ausführlichen theoretischen Analyse der Anweisungen des Statistischen Bundesamts zur Korrektur von Preisunterschieden für Qualitätsänderungen. Danach sollte der systematische „Fehler“ bei Qualitätsänderungen in der Nähe der produktspezifischen Teuerung klein sein; liegen die Preisänderungen weiter von der Qualitätsänderung entfernt, wird der „Fehler“ größer und - bei Qualitätsverbesserungen - positiv sein. Dieses Bild bestätigt sich bei empirischen Fallstudien. Schließlich wird der Qualitätsbias anhand einiger „stylized facts“ hochgerechnet. An eine Analyse des Umgangs des Statistischen Bundesamts mit neuen Gütern schließt sich dann eine beispielhafte Fallstudie zu den Konsequenzen der Vernachlässigung neuer Güter in der Preisstatistik an. Schließlich werden die Änderungen der Handelsstruktur in Deutschland und ihre Folgen für die Inflationsmessung analysiert.

## Summary

In this study, the accuracy of inflation figures in Germany, as measured by the consumer price index, will be examined on both a theoretical and empirical basis. In similar studies, which have so far been carried out in particular for the United States, four major sources of bias have been identified:

- bias resulting from the use of a "wrong" index formula (product substitution bias),
- bias due to inappropriate quality adjustment of price changes (quality change bias),
- bias resulting from delayed consideration of new products (new product bias), and
- bias due to insufficient consideration of changes in the retail structure (outlet substitution bias).

These potential errors of measurement taken together, the evidence for Germany is, that true rate of inflation is overstated by the officially recorded increase in the consumer price index. In this respect, the outcome is identical to that of studies for other countries. According to the results in this paper, however, the overall bias in Germany is smaller than e.g. in the United States and might, in normal circumstances, be of the order of 3/4 percentage point per year. The by far largest contribution to this overall bias stems from difficulties in measuring prices in the event of quality changes.

The paper is organized as follows: Chapter 1 gives an overview of the typical problems of inflation measurement and potential sources of bias. The second chapter provides an assessment of the substitution bias using a range of experimental price indices. The first part of chapter 3 is devoted to a detailed theoretical analysis of the guidelines for adjusting price changes in the face of quality changes, as issued by the Federal Statistical Office. According to that analysis, the systematic bias should be small when quality improvements are close to the product-specific price increase; if the absolute magnitude of price changes is well above the concomitant quality change, the bias will be larger. In the case of quality improvements, it will be positive, and vice versa. These findings are supported by selected empirical case studies. The overall quality bias is then extrapolated from a set of stylised facts. In chapter 4, a critical analysis of the way the Federal Statistical Office handles the emergence of new goods is followed by a case study illustrating the implications of disregarding new goods in the consumer price index. Finally, in chapter 5, the changes in the retail structure in Germany and their implications for inflation measurement are analysed.



# Inhaltsverzeichnis

I.	Systematische „Fehler“ bei der Inflationsmessung	1
II.	Der „Product Substitution Bias“	13
1.	„Fehler“ bei der Aggregation von Preisänderungen	13
2.	Methodische Grundlagen des deutschen Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte	31
3.	Fallstudie Nr. 1: Alternativrechnungen zum amtlichen Preisindex mit verschiedenen Indexformen	36
4.	Ergebnis und Hochrechnung	48
III.	Der „Quality Change Bias“	51
1.	Inflationsmessung bei Veränderung des Produktspektrums	51
2.	Die Qualitätsbereinigung des Preisanstiegs in der amtlichen Statistik	54
a)	Zuständigkeiten bei der Erfassung und Bewertung von Qualitätsänderungen	54
b)	Die Auswahl der Preisrepräsentanten	57
c)	Indirekte Methoden bei der Bewertung von Qualitätsänderungen	58
d)	Direkte Verfahren zur Korrektur von Preisdifferenzen für Qualitätsunterschiede	62

3.	Alternativrechnungen zu den Qualitätskorrekturen im Preisindex für die Lebenshaltung	72
	a) „Vor-“ Urteile und frühere Untersuchungen	72
	b) Datenquellen und Datenprobleme	73
	c) Hedonische Qualitätskorrekturen von Preisveränderungen	75
	d) Auswahl der Spezifikation und weitere Schätzprobleme	83
	da) Zur funktionalen Form der Schätzgleichungen	83
	db) Auswahl der erklärenden Variablen	86
	dc) Aufbau der Schätzungen; weitere Probleme	92
	e) Fallstudie Nr. 2: Qualitätsbereinigte Preisveränderungen für Waschmaschinen	95
	f) Fallstudie Nr. 3: Qualitätsbereinigte Preisveränderungen für Kühlschränke	109
	g) Fallstudie Nr. 4: Qualitätsbereinigte Preisveränderungen für Tiefkühlgeräte	126
4.	Hochrechnung des Qualitätsbias	138
IV.	Der „New Product Bias“	151
	1. Meßfehler bei Auftreten neuer Güter	151
	2. Neue Güter im deutschen Preisindex für die Lebenshaltung	159
	3. Fallstudie Nr. 5: Ein neuer Preisindex für „Herde und Backöfen mit elektrischer Beheizung“	163
	4. Hochrechnung des „Fehlers“ bei neuen Produkten	176

V.	Der „Outlet Substitution Bias“	179
1.	Veränderungen der Handelsstruktur und ihre Konsequenzen für die Preisstatistik	179
2.	Fallstudie Nr. 6: Veränderung von Durchschnittspreisen und Preismeßzahlen für ausgewählte Güter	185
3.	Mögliche Größenordnungen des „Fehlers“ bei Änderungen der Handelsstruktur	191
VI.	Ergebnisse und Ausblick	195
	Literaturverzeichnis	203

## Tabellenverzeichnis

Tabelle 1:	Schätzungen des „Fehlers“ bei der Inflationsmessung	7
Tabelle 2:	Beispielrechnungen für verschiedene Indexformeln	26
Tabelle 3:	Der Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte in Westdeutschland	32
Tabelle 4:	Die durchschnittliche Teuerung nach der Preisstatistik und nach den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen	38
Tabelle 5:	Experimentelle Laspeyres-Preisindizes für den privaten Verbrauch insgesamt (54 Ausgabenkategorien)	41
Tabelle 6:	Experimentelle Preisindizes für den privaten Verbrauch insgesamt (54 Ausgabenkategorien)	43
Tabelle 7:	Experimentelle Preisindizes für den privaten Verbrauch von Nahrungs- und Genußmitteln (91 Ausgabenkategorien)	45
Tabelle 8:	Experimentelle Preisindizes für den privaten Verbrauch von Nahrungs- und Genußmitteln (9 Ausgabenkategorien)	46
Tabelle 9:	Experimentelle Preisindizes für den privaten Verbrauch von Nahrungs- und Genußmitteln nach Haushaltstypen (91 Ausgabenkategorien)	47
Tabelle 10:	Verkettung im überlappenden Zeitraum	59
Tabelle 11:	Die Regeln zur Bereinigung von Preisunterschieden um Qualitätsdifferenzen	66
Tabelle 12:	Waschmaschinen im Preisindex für die Lebenshaltung	95

Tabelle 13:	Veränderung von Preisen und Qualität im Preisindex für Waschmaschinen	97
Tabelle 14:	Waschmaschinentests der Stiftung Warentest seit 1980	100
Tabelle 15:	Preisentwicklung bei Waschmaschinen	103
Tabelle 16:	Preisrelevante Qualitätsmerkmale bei Waschmaschinen	104
Tabelle 17:	Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei Waschmaschinen	105
Tabelle 18:	Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei Waschmaschinen der Mittelklasse	106
Tabelle 19:	Schätzung flexibler Preissteigerungsraten für Waschmaschinen	108
Tabelle 20:	Kühlschränke im Preisindex für die Lebenshaltung	109
Tabelle 21:	Veränderung von Preisen und Qualität im Preisindex für Kühlschränke	111
Tabelle 22:	Kühlschränkttests der Stiftung Warentest seit 1980	112
Tabelle 23:	Preisentwicklung bei Kühlschränken	113
Tabelle 24:	Preisrelevante Qualitätsmerkmale bei Kühlschränken	114
Tabelle 25:	Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei Kühlschränken insgesamt (ohne FCKW)	117
Tabelle 26:	Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei ***-Tischkühlschränken (ohne FCKW)	118
Tabelle 27:	Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei Kühlschränken insgesamt (mit FCKW)	119

Tabelle 28:	Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei ***-Tischkühlschränken (mit FCKW)	120
Tabelle 29:	Schätzung flexibler Preissteigerungsraten für Kühlschränke	121
Tabelle 30:	Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei Tischkühlschränken für einzelne Perioden	122
Tabelle 31:	Qualitätsbereinigte Preisentwicklung bei Tischkühlschränken für einzelne Perioden	123
Tabelle 32:	Impliziter Qualitätsfortschritt bei Tischkühlschränken für einzelne Perioden	124
Tabelle 33:	Tiefkühlgeräte im Preisindex für die Lebenshaltung	126
Tabelle 34:	Veränderung von Preisen und Qualität im Preisindex für Tiefkühlgeräte	127
Tabelle 35:	Tiefkühlgerätetests der Stiftung Warentest	129
Tabelle 36:	Preisentwicklung bei Tiefkühlgeräten	130
Tabelle 37:	Preisbestimmende Qualitätsmerkmale von Tiefkühlgeräten	131
Tabelle 38:	Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei Tiefkühlgeräten	132
Tabelle 39:	Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei Tiefkühlschränken	133
Tabelle 40:	Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei Tiefkühltruhen	134
Tabelle 41:	Schätzung flexibler Preissteigerungsraten für Tiefkühlgeräte	136

Tabelle 42:	Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei Tiefkühltruhen für einzelne Perioden	137
Tabelle 43:	Qualitätsbereinigte Preisentwicklung bei Tiefkühltruhen für einzelne Perioden	137
Tabelle 44:	Impliziter Qualitätsfortschritt bei Tiefkühltruhen	137
Tabelle 45:	Annahmen der zweiten Modellrechnung zum Qualitätsbias	145
Tabelle 46:	Modellrechnung zum Meßfehler bei neuen Produkten	156
Tabelle 47:	Ausgewählte neue Güter im Preisindex für die Lebenshaltung	161
Tabelle 48:	Relative Wertgewichte von Home-Computern (Personal-Computern) in verschiedenen Warenkörben	162
Tabelle 49:	Mikrowellengeräte im Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte in Westdeutschland	162
Tabelle 50:	Elektroherde im Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte in Westdeutschland	163
Tabelle 51:	Mikrowellentests der Stiftung Warentest	163
Tabelle 52:	Preisentwicklung bei Mikrowellengeräten	168
Tabelle 53:	Preisrelevante Qualitätsmerkmale bei Mikrowellengeräten	170
Tabelle 54:	Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei Mikrowellengeräten	171
Tabelle 55:	Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei Solo-Kompakt-Mikrowellengeräten	172

<b>Tabelle 56:</b>	<b>Modellrechnung zum Meßfehler durch die verspätete Berücksichtigung von Mikrowellengeräten</b>	<b>175</b>
<b>Tabelle 57:</b>	<b>Größenordnung des „Fehlers“ bei neuen Produkten</b>	<b>178</b>
<b>Tabelle 58:</b>	<b>Preisentwicklung ausgesuchter Waren im Preisindex für die Lebenshaltung und in den Laufenden Wirtschaftsrechnungen</b>	<b>188</b>
<b>Tabelle 59:</b>	<b>Veränderungen der Handelsstruktur in Westdeutschland</b>	<b>192</b>
<b>Tabelle 60:</b>	<b>Größenordnungen des „Fehlers“ bei Änderungen der Handelsstruktur (in Prozentpunkten)</b>	<b>194</b>



## Abbildungsverzeichnis

Schaubild 1: Die gesamtwirtschaftliche Preisentwicklung in Westdeutschland nach dem Preisindex für die Lebenshaltung und nach dem Deflator des privaten Verbrauchs	39
Schaubild 2: Länderpreisindizes für Waschmaschinen in Westdeutschland	55
Schaubild 3: Fortgerechnete Waschmaschinenpreise der westdeutschen Bundesländer	56
Schaubild 4: Der Qualitätsbias für ein Gut in Abhängigkeit von der „echten“ Preisveränderung	69
Schaubild 5: Preisentwicklung für Waschmaschinen seit 1980	96
Schaubild 6: Preise für Waschmaschinen bei Warentests	99
Schaubild 7: Zeitabhängige Preissteigerungen bei Waschmaschinen	108
Schaubild 8: Preisentwicklung für Kühlschränke seit 1980	110
Schaubild 9: Preise für Kühlschränke bei Warentests	113
Schaubild 10: Zeitabhängige Preissteigerungen bei Kühlschränken	121
Schaubild 11: Preisentwicklung für Tiefkühlgeräte	127
Schaubild 12: Preise für Tiefkühlgeräte bei Warentests	128
Schaubild 13: Zeitabhängige Preissteigerungen bei Tiefkühlgeräten	136
Schaubild 14: Der gesamtwirtschaftliche Qualitätsbias in Abhängigkeit von der „echten“ Inflationsrate	144

<b>Schaubild 15: Der gesamtwirtschaftliche Qualitätsbias in Abhängigkeit von der „echten“ Inflationsrate</b>	<b>144</b>
<b>Schaubild 16: Annahmen der dritten Modellrechnung</b>	<b>147</b>
<b>Schaubild 17: Der gesamtwirtschaftliche Qualitätsbias in Abhängigkeit von der gemessenen Inflationsrate</b>	<b>148</b>
<b>Schaubild 18: Der Meßfehler bei individuellen Gütern in Abhängigkeit von der Inflationsrate</b>	<b>148</b>
<b>Schaubild 19: Preise und Mengen in der Modellrechnung zum Meßfehler bei neuen Produkten</b>	<b>155</b>
<b>Schaubild 20: Preisentwicklung für Mikrowellengeräte und Elektroherde im Preisindex für die Lebenshaltung</b>	<b>164</b>
<b>Schaubild 21: Durchschnittswerte der Ein- und Ausfuhr von Mikrowellengeräten</b>	<b>165</b>
<b>Schaubild 22: Preisentwicklung für Mikrowellengeräte seit 1992</b>	<b>166</b>
<b>Schaubild 23: Preise für Mikrowellengeräte bei Warentests</b>	<b>167</b>
<b>Schaubild 24: Einfuhr und Ausfuhr von Mikrowellengeräten</b>	<b>173</b>

# I. Systematische „Fehler“ bei der Inflationsmessung\*

„Just as subatomic particles are the basic building blocks of physics, so the prices and quantities of goods, services, and assets bought and sold are the fundamental building blocks of the economy, the informational foundation upon which virtually everything we know about the economy rests. If prices or their rate of change (inflation) are not measured accurately, there will be cracks in the foundation and we will become prisoners of faulty statistics.“

Boskin (1997)

Das Problem der richtigen Messung der Inflation ist ein altes Thema der Wirtschaftswissenschaften. Schon zu Beginn des 18. Jahrhunderts wurden Abhandlungen zur Indexproblematik verfaßt.<sup>1</sup> Einen ersten Höhepunkt erlebte die Debatte dann nach den katastrophalen Inflations- und Deflationsphasen in der ersten Hälfte des 20. Jahrhunderts. Dabei konzentrierten sich die Untersuchungen vor allem auf theoretische Aspekte der richtigen Messung der Teuerung.<sup>2</sup>

Nachdem vor allem in Europa zwischenzeitlich das Interesse an Problemen der Inflationsmessung nachgelassen hatte, findet dieses Thema neuerdings wieder größere Aufmerksamkeit. Dies liegt zum einen sicherlich daran, daß sich die Notenbanken heute stärker als früher an dem Ziel der Preisstabilität ausrichten und die ermittelten Inflationsraten in einer ganzen Reihe von Ländern nicht mehr weit von Null entfernt sind. Damit gewinnt das Problem der korrekten Messung der Teuerung noch größere Bedeutung für die Geldpolitik. Gleichzeitig haben amerikanische Studien in großer Vielzahl und im Detail gezeigt, daß herkömmliche Methoden der Inflationsmessung zu einer erheblichen Überzeichnung des

---

\* Ohne die wohlwollende Unterstützung durch die Experten des Statistischen Bundesamts, vor allem von Günther Elbel und Johann Szenzenstein, wäre eine kritische Überprüfung des deutschen Preisindex für die Lebenshaltung von vornherein zum Scheitern verurteilt gewesen. Gewonnen hat diese Arbeit auch durch Diskussionen bei Workshops in der Deutschen Bundesbank sowie bei gemeinsamen Symposien der Deutschen Bundesbank mit Jürgen von Hagen und der Abteilung für Volkswirtschaftliche Studien der Österreichischen Nationalbank. Zu besonderem Dank verpflichtet bin ich meinen Kollegen Robert Fecht, Hermann Hansen, Hans-Albert Leifer, Wolfgang Rippin, Georg Wels und Thomas Westermann sowie dem Leiter der Volkswirtschaftlichen Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank, Heinz Herrmann, die das Manuskript in verschiedenen Fassungen gelesen und mit Anregungen und Kritik nicht gespart haben. Alle verbliebenen Fehler (und Fehleinschätzungen) gehen selbstverständlich zu meinen Lasten.

<sup>1</sup> Diewert (1988).

<sup>2</sup> Im deutschen Sprachraum vor allem Haberler (1927) und Flaskämper (1928); für einen Überblick siehe Frisch (1936).

Preisauftriebs führen können. Demnach wären die von den statistischen Ämtern veröffentlichten Inflationsraten nur mit Einschränkungen für wirtschaftspolitische Schlußfolgerungen nutzbar.

In Deutschland finden Probleme der Preisniveaumessung erst in jüngster Zeit wieder größeren Anklang. Auf die teilweise heftigen Diskussionen über Sinn und Methode der Preisstatistik in den fünfziger und sechziger Jahren, an denen sich maßgeblich auch Mitarbeiter des Statistischen Bundesamtes beteiligt haben,<sup>1</sup> folgten in den siebziger Jahren noch einige theoretische Arbeiten zu Indexkonzeptionen, die bei der praktischen Arbeit ohne jeglichen Widerhall blieben,<sup>2</sup> sowie einige wenige Untersuchungen zu konkreten Problemen der Preismessung.<sup>3</sup> In den achtziger Jahren war in Deutschland das Interesse an den Problemen der Inflationsmessung dann beinahe vollständig erloschen.<sup>4</sup>

Ganz anders stellt sich die Situation in den USA dar. Dort wird die Preisstatistik schon seit Jahrzehnten von Wissenschaft und Öffentlichkeit kritisch begleitet. Neben den Experten des BUREAU OF LABOR STATISTICS, das in den USA traditionell für die Erstellung des Konsumentenpreisindex („CONSUMER PRICE INDEX“ oder „CPI“) zuständig ist, beteiligen sich vor allem Universitäten und Forschungseinrichtungen, aber auch Wissenschaftler aus dem Federal Reserve System an der Diskussion. Motiviert wird die Forschung auch durch die große Bedeutung, die dem CPI in den USA zukommt. So sind Teile des öffentlichen Budgets sowohl auf der Ausgaben- wie auf der Einnahmenseite an den Konsumentenpreisindex gekoppelt, so daß eine statistische Übertreibung des Preisanstiegs überhöhte Ausgaben und zu geringe Einnahmen für die öffentlichen Haushalte bedeutet.<sup>5</sup> Außerdem ergaben sich in den USA in den letzten 15 Jahren vermehrt Probleme bei der Interpretation deflationierter Größen. Oftmals erschienen die Preissteigerungen zu hoch angesetzt, so daß das Wachstum realer Größen wie etwa des Bruttoinlandsprodukts insgesamt oder einzelner Komponenten auf der Entstehungs-, Verteilungs- oder Verwendungsseite unplausibel

---

<sup>1</sup> Siehe beispielsweise Deneffe (1950), Deneffe/Keller (1956), Deneffe/Hiller (1958), Fürst (1960) und Guckes (1964). In dieser Zeit hat sich auch die Deutsche Bundesbank (1968) auf Wunsch des Bundesfinanzhofs mit der Meßproblematik beschäftigt.

<sup>2</sup> Vor allem Eichhorn/Voeller (1976) sowie die Beiträge in Eichhorn (1978) sowie Lange (1979).

<sup>3</sup> Reich/Sonntag/Holub (1977) sowie die Beiträge in Fürst (1976).

<sup>4</sup> Eine der wenigen Ausnahmen ist die Studie von Schubert (1981). Ausführlichere Lehrbücher zur Preisstatistik sind in Westdeutschland erst in den neunziger Jahren veröffentlicht worden [Heske (1992) und Neubauer (1996)].

<sup>5</sup> Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (1996).

niedrig ausfiel.<sup>1</sup> Beispielsweise sind - gemessen an den offiziellen Angaben - die durchschnittlichen realen Stundenlöhne in den USA von 1973 bis 1995 um 13,5 % gefallen,<sup>2</sup> was für eine wachsende Wirtschaft mit stetigem technischen Fortschritt kaum glaubwürdig ist.

In den USA kamen wesentliche Anregungen zu der Debatte um den Preisindex von größeren Studien, die von öffentlichen Stellen in Auftrag gegeben worden waren. Anfang der sechziger Jahre hat die STIGLER-KOMMISSION<sup>3</sup> die amerikanische Preisstatistik insgesamt einer kritischen Überprüfung unterzogen und eine Reihe von Empfehlungen formuliert, die in der Folgezeit teilweise umgesetzt wurden. Vor allem aber hat sie neue Forschungsfelder und zugleich neue Methoden populär gemacht, die sich später in der Wissenschaft, teilweise dann aber auch in der preisstatistischen Praxis als äußerst ertragreich erweisen sollten. Dazu zählt vor allem die sogenannte „hedonische“ Methode zur Berücksichtigung von Qualitätsänderungen bei der Preismessung, deren Möglichkeiten Griliches in einem begleitenden Staff Report am Beispiel des amerikanischen Automobilmarktes herausgestellt hat.<sup>4</sup> Für die Entwicklung der Preisstatistik insgesamt war die Empfehlung wesentlich, innerhalb der zuständigen Behörden permanente Forschungsstellen einzurichten, die in relativer Unabhängigkeit, aber in engem Kontakt mit der täglichen Arbeit Untersuchungen auf dem Gebiet der Preisstatistik anstellen sollten. Diese Anregung wurde später mit der Einrichtung der DIVISION OF PRICE AND INDEX NUMBER RESEARCH beim Bureau of Labor Statistics umgesetzt.

Trotz all dieser Bemühungen scheint der systematische „Fehler“ bei der Inflationsmessung in den USA freilich weiterhin groß zu sein. Eine vom Finanzausschuß des Senats eingesetzte Expertenkommission<sup>5</sup> (die sogenannte BOSKIN-KOMMISSION) ist jedenfalls Ende 1996 zu dem Ergebnis gekommen, daß der amerikanische Konsumentenpreisindex die Teuerung um 1,1 Prozentpunkte pro Jahr übertreibt. Dementsprechend wären die inflationsbereinigten Stundenlöhne in den letzten 20 Jahren nicht gefallen, sondern um beinahe 13 % gestiegen.<sup>6</sup>

---

<sup>1</sup> Siehe dazu auch Nordhaus (1997b).

<sup>2</sup> Boskin/Jorgenson (1997).

<sup>3</sup> Price Statistics Review Committee of the National Bureau of Economic Research (1961).

<sup>4</sup> Griliches (1961).

<sup>5</sup> Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (1996).

<sup>6</sup> Boskin/Jorgenson (1997). Ähnliche Überlegungen stellt auch Nakamura (1995) an.

Warum erweist es sich in der Praxis als so schwierig, die Teuerung „richtig“ zu messen? Wenn sich alle Preise im Zeitablauf parallel bewegen würden, gäbe es kaum einen systematischen „Fehler“ bei der Inflationsmessung. Es würde völlig genügen, den Preis für eine Ware oder eine Dienstleistung zu beobachten, und man hätte alle notwendigen Informationen. In einer dynamischen Wirtschaft aber kommen laufend neue Güter auf den Markt, neue Vertriebsformen setzen sich durch, und wegen der unterschiedlichen Produktivitätstrends verändern sich die relativen Preise.

Teilweise aus sehr pragmatischen Gründen, teilweise aber auch aus prinzipiellen Überlegungen versuchen die Statistiker nicht etwa, alle diese Veränderungen sofort in die Inflationsrate einfließen zu lassen. Wesentlich dafür ist u.a. das Verlangen der Öffentlichkeit und der Politik nach zeitnahen Preisindizes: Man möchte beispielsweise nicht erst im Dezember die Teuerung aus dem März erfahren. Deshalb folgen die Statistiker in vielen Ländern - zumindest für die Inflationsmessung über kürzere Zeiträume - einer Methode, welche man, angelehnt an Neubauer (1996), als STRENGES LASPEYRES-PRINZIP bezeichnen könnte: Es werden die Preisveränderungen für einen festen Warenkorb eng spezifizierter Waren in ganz bestimmten Geschäften erhoben. Der Preisindex mißt dann die „reine“ Teuerung für diesen Warenkorb. Teilweise wird dieses strenge Laspeyres-Prinzip sogar als normatives Ideal vorgegeben, weil so die Preismessung nicht durch die Berücksichtigung neuer Produkte oder eines geänderten Konsumverhaltens „verschmutzt“ wird. Vielmehr soll

„ ... die Indexberechnung die Wirksamkeit eines Faktors isolieren und isoliert darstellen (soll), der in Wirklichkeit stets mit anderen Faktoren zusammen auftritt und wirkt. Um diese isolierte Darstellung der Auswirkungen der Preisänderungen auf die Ausgabensumme der Haushalte zu erreichen, müssen ... die übrigen mitbestimmenden Momente von Monat zu Monat unverändert gehalten werden, damit in den errechneten Ergebnissen sich allein die Wirkung der Preisänderungen ausdrückt. ... Die Preisindexziffer soll ihrer Zweckbestimmung nach nicht die Veränderungen der effektiven Gesamtausgaben der Haushaltungen messen, sondern nur die Wirksamkeit des isolierten Preisfaktors.“<sup>1</sup>

In der preisstatistischen Praxis ist es aber erstens nahezu unmöglich, einem so strengen Grundsatz über längere Zeit zu folgen, zweitens wäre es auch ökonomisch gesehen nicht sinnvoll. Wenn beispielsweise alte Produktvarianten, teilweise aber selbst ganze Produktkategorien aus dem Markt genommen und durch neue Produkte ersetzt werden, würde die Zahl der Güter, für die noch Preise erhoben werden können, sehr schnell dramatisch abnehmen. Soll die Preisindexziffer als repräsentative Größe also nicht bedeutungslos wer-

---

<sup>1</sup> Fürst/Denneffe (1952).

den, ist ein Bruch mit dem strengen Laspeyres-Prinzip unvermeidbar. Deshalb folgen die meisten statistischen Ämter einem MODIFIZIERTEN oder PRAGMATISCHEN LASPEYRES-PRINZIP:<sup>1</sup> An dem festen Warenkorb wird nur für eine begrenzte Zeit festgehalten, und es werden fortlaufend Preisreihen für qualitativ ähnliche Produkte neu aufgenommen und mit alten verknüpft, wenn eine Variante vom Markt genommen wird.<sup>2</sup>

Auch Vertreter des Statistischen Bundesamts verlangen daher, daß bei der Berechnung von Preisindizes auf die Verwendbarkeit der Ergebnisse der Indexberechnungen für die Gegenwart zu achten ist. Dabei gilt:

„Als kurzfristiger Indikator für die Wirtschafts- und Preisentwicklung ist ein Index um so brauchbarer, je moderner das Wägungsschema ist.“<sup>3</sup>

Notwendig ist also eine Abwägung eines „Mangel(s) der Nichtübereinstimmung mit der Wirklichkeit des Verbrauchs“ gegenüber dem „Vorteil des ungestörten Nachweises reiner Preisbewegungen“.<sup>4</sup>

Im Prinzip wird also anerkannt, daß sich die Inflationsmessung an AKTUELLEN KONSUMGEWOHNHEITEN orientieren soll. Zwar wäre es aus wirtschaftshistorischer Sicht ohne Zweifel interessant, was ein durchschnittlicher Warenkorb von 1900 heute kosten würde, für die Beurteilung der Teuerung im Jahr 1997 ist ein solches Gütersortiment aber sicher ungeeignet.<sup>5</sup>

Gemessen an der allgemeinen Forderung nach einer „AKTUELLEN“, WIRTSCHAFTSPOLITISCH RELEVANTEN INFLATIONSMESSUNG können VIER WICHTIGE SYSTEMATISCHE „FEHLER“ bei der Preismessung isoliert werden, die sich unter ebenso vielen Begriffen und dazu passenden Fragen zusammenfassen lassen.<sup>6</sup>

- Der „PRODUCT SUBSTITUTION BIAS“: Werden die Preisänderungen für einzelne Güter richtig zu einer gesamtwirtschaftlichen Inflationsrate zusammengewichtet? Nach dem Laspeyres-Prinzip wird die Inflation anhand eines festen Warenkorbs gemessen;

---

<sup>1</sup> Neubauer (1996).

<sup>2</sup> Deneffe/Hiller (1958), Guckes (1979).

<sup>3</sup> Guckes (1964).

<sup>4</sup> Guckes (1964).

<sup>5</sup> In diesem Sinn auch Rostin (1966).

<sup>6</sup> Die Unterscheidung ist nicht in strengem Sinn trennscharf. Trotz gewisser Überschneidungen hat sie sich aber praktisch bewährt.

wenn sich beispielsweise wegen Änderungen relativer Preise die Konsumgewohnheiten in Richtung auf preiswertere Güter verschieben, ist die Gewichtung nicht mehr zeitgemäß und es kommt zu einer Übertreibung der Teuerung.

- Der „QUALITY CHANGE BIAS“: Werden Preisveränderungen richtig gemessen, wenn sich die Qualität von Produkten ändert? Nur wenige Produkte bleiben längere Zeit in unverändertem Zustand auf dem Markt. Bei gewerblichen Waren ist ein Modellwechsel einmal jährlich üblich, bei Bekleidung sogar zweimal pro Jahr. Dann müssen die statistischen Ämter Preisreihen für alte und neue Modelle verknüpfen, wobei sinnvollerweise Qualitätsunterschiede herausgerechnet werden sollten. Dies erweist sich in der Praxis als sehr schwierig, und die meisten Untersuchungen zu diesem Problem deuten darauf hin, daß Preisveränderungen oft nicht richtig um Qualitätsverbesserungen korrigiert werden.
- Der „NEW PRODUCT BIAS“: Werden die richtigen Güter erfaßt, und wenn nicht, zeigen die bei der Inflationsmessung unberücksichtigten Güter eine andere Preistendenz als der Preisindex? Jedes Jahr kommt eine Vielzahl von neuen Produkten auf den Markt, die bei der Preismessung im Regelfall erst mit großer Verzögerung berücksichtigt werden, nämlich in Zusammenhang mit der Umstellung auf einen neuen Warenkorb. Dies wäre für sich genommen noch nicht allzu problematisch, würden nicht erfolgreiche neue Produkte in den ersten Jahren nach der Markteinführung oft eine nach unten abweichende Preistendenz zeigen, so daß die Teuerung mit einem Warenkorb ohne neue Produkte überzeichnet wird.
- Der „OUTLET SUBSTITUTION BIAS“: Werden die richtigen Preise der Güter erfaßt? Dem Laspeyres-Prinzip folgend werden Preise typischerweise immer in den gleichen Geschäften erfaßt, um auch so die „reine“ Preisbewegung zu isolieren. Damit bleiben aber die strukturellen Änderungen im Handel, die den Kunden preisgünstigere Einkaufsmöglichkeiten eröffnen, bei der Inflationsmessung unberücksichtigt.

Von der Vielzahl von UNTERSUCHUNGEN ZU MESS-“FEHLERN“ IN DER PREIS-STATISTIK<sup>1</sup> hat in der Öffentlichkeit vor allem der schon erwähnte Boskin-Report<sup>2</sup> große Aufmerksamkeit gefunden. Daneben sind in den USA aber eine Reihe weiterer Studien angestellt worden, die ebenfalls zu dem Ergebnis kommen, daß der amerikanische Konsumentenpreisindex die Inflation kräftig überzeichnet (Tabelle 1). Zu ähnlichen Resultaten

---

<sup>1</sup> Für einen Überblick siehe Triplett (1975) und Wynne/Sigalla (1996) oder auch Kortelainen (1997).

<sup>2</sup> Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (1996).



Tabelle 1: Schätzungen des „Fehlers“ bei der Inflationmessung

Abweichung der jährlichen Preissteigerungsrate von der „wahren“ Preissteigerungsrate (in Prozentpunkten)	„Product Substitution Bias“	„New Product / Quality Change Bias“	„Outlet Substitution Bias“	Gesamtbias
Congressional Budget Office (1994) USA	0,3 bis 0,6	-0,1 bis 0,2	(0 bis 0,2) <sup>2)</sup>	0,2-0,8
Lebow et al. (1994) USA	0,4 bis 0,6	0 bis 0,8	0 bis 0,1	0,4 bis 1,5
Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (1996) USA	0,4	0,6	0,1	1,1 (Unsicherheitsbereich 0,8 bis 1,6)
Shapiro/Wilcox (1996) <sup>1)</sup> USA	(0,2) + (0,25)	(0,2) + (0,25)	(0,1)	1,0 (mit Wahrscheinlichkeit von 80 % im Intervall zwischen 0,6 und 1,5)
Diewert (1997) USA	0,2 + 0,35 bis 0,5	0,1 bis 0,5	0,1 bis 0,5	0,75 bis 1,7
Fortin (1990) Kanada	< 0,2 %	0,3 bis 0,8 <sup>3)</sup>		0,5 bis 1,0
Crawford (1993) Kanada	0,1 bis 0,2	< 0,3	0,1	0,5
Cunningham (1996) Großbritannien	0,05 bis 0,1	0,2 bis 0,45	0,1 bis 0,25	0,35 bis 0,8
Baxter (1997) <sup>4)</sup> Großbritannien	0,06 bis 0,07	?	< USA	< USA
Lequiller (1997) <sup>4)</sup> Frankreich	0,05 bis 0,1	?	0,05 bis 0,15	?
Diewert (1997) „typical official consumer price index“	0,2	> 0,35	0,25	> 0,8

<sup>1)</sup> Mittelwerte für vorgegebene Verteilungen.

<sup>2)</sup> Nicht in der Summe enthalten.

<sup>3)</sup> Nur „New Product Bias“.

<sup>4)</sup> Keine Angaben zum „New Product / Quality Change Bias“.

kommen auch vergleichbar angelegte Untersuchungen für Großbritannien und Kanada. Hingegen lehnt das statistische Amt in Frankreich eine Übertragung der amerikanischen Methoden zu Berechnung des „New Product“ bzw. des „Quality Change Bias“ auf ihr Land ab.<sup>1</sup>

Insgesamt zeigen die Untersuchungen, daß wahrscheinlich die Meßfehler wegen Qualitätsänderungen und neuer Güter am wichtigsten sind. Zwar ergeben sich in den USA auch recht hohe Werte für den „Product Substitution Bias“; darin sind jedoch systematische Verzerrungen durch eine problematische Methode zur Aggregation von Preisen für einzelne Produkte, die wegen weiterer Besonderheiten bei der Berechnung der Inflationsrate in den USA zu einem zusätzlichen Meßfehler geführt hat, enthalten.<sup>2</sup>

Alle diese Schätzungen stützen sich im wesentlichen auf die Ergebnisse zu Einzelproblemen der amerikanischen Preisstatistik. Da aber solche Detailstudien in großer Zahl vorliegen, erscheint eine Hochrechnung der Resultate für die USA vielfach durchaus zulässig. Dennoch haben Vertreter des Bureau of Labor Statistics und andere Kritiker darauf hingewiesen, daß viele Einschätzungen der Boskin-Kommission ihrer Ansicht nach nicht besonders gut belegt sind und daß alternative, mindestens ebenso plausible „back of the envelope“-Kalkulationen zu günstigeren Ergebnissen für die amerikanische Preisstatistik kommen.<sup>3</sup>

Für Deutschland hat bisher nur die DEUTSCHE BUNDESBANK vor längerer Zeit eine Abschätzung des „Fehlers“ bei der Inflationsmessung gewagt. In einem Gutachten für den BUNDESFINANZHOF sind die Experten der Bundesbank 1965 zu folgendem Resultat gekommen:

„Im allgemeinen wird es noch nicht als Geldwertminderung zu werten sein, wenn der Preisindex für die Lebenshaltung der „mittleren“ Verbrauchergruppe um vielleicht 1 vH pro Jahr steigt, und nur mit Einschränkungen kann es als Indiz für Geldwertverschlechterung gelten, wenn der Index sich zwischen 1 und 2 vH im Jahr erhöht.“<sup>4</sup>

Demgegenüber hatte ein Jahr zuvor der SACHVERSTÄNDIGENRAT ZUR BEGUTACHTUNG DER GESAMTWIRTSCHAFTLICHEN ENTWICKLUNG festgestellt:

---

<sup>1</sup> Lequiller (1997).

<sup>2</sup> Dieser „Fehler“ ist inzwischen weitgehend behoben worden. Mehr dazu in Kapitel II (S. 27 ff.).

<sup>3</sup> Beispielsweise Moulton (1996), Abraham (1997), Bureau of Labor Statistics (1997), Moulton/Moses (1997).

<sup>4</sup> Deutsche Bundesbank (1968).

„Im großen und ganzen sind wir bei der Untersuchung des Preisindex für die Lebenshaltung und seiner Berechnungsgrundlagen zu dem Ergebnis gekommen, daß man ihn ohne schwerwiegende Bedenken als konventionellen Maßstab für die Geldwertentwicklung in der Bundesrepublik akzeptieren kann.“<sup>1</sup>

Diesem Urteil schloß sich auch zuletzt noch die GEMEINSCHAFT ZUM SCHUTZ DER DEUTSCHEN SPARER an:

„Als Geldwertmesser verdient der Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte somit ohne Vorbehalt ernstgenommen zu werden. Erfassungsfehler dürften sich ausgleichen, so daß die Meßgenauigkeit durchaus befriedigend ist. Es gibt keinen Grund, die Inflationsrate - oder deren Veränderungen - zu relativieren.“<sup>2</sup>

Ein Experte unter den deutschen Hochschullehrern stellt gar den Sinn der Suche nach einem Gesamtfehler in Frage, soweit sich eine entsprechende Studie nicht auf technische Meßfehler konzentrierte.<sup>3</sup>

Hier soll trotzdem versucht werden, für Deutschland eine neue Antwort auf die alte Frage nach der Genauigkeit der Inflationsmessung zu finden. Inhaltlich beschränkt sich die folgende Untersuchung auf den PREISINDEX FÜR DIE LEBENSHALTUNG ALLER PRIVATEN HAUSHALTE, räumlich auf WESTDEUTSCHLAND<sup>4</sup> und zeitlich auf die Jahre 1980 BIS 1996.

Bei der vorliegenden Studie konnte es nicht darum gehen, die Arbeit der Boskin-Kommission für Deutschland in vollem Umfang nachzuvollziehen. Während sich Boskin und seine Kollegen auf umfangreiche Vorarbeiten aus den Statistischen Ämtern und der Wissenschaft zu stützen vermochten, gibt es für Deutschland kaum ähnliches. Da sich die Überprüfung des deutschen Preisindex für die Lebenshaltung aber nicht auf eine mehr oder weniger spekulative Übertragung der Ergebnisse von den USA auf Deutschland beschränken sollte, werden einerseits die Anweisungen zur Preismessung und andererseits die Methoden der Aggregation analysiert. Ergänzt wird dies durch ausgewählte, wenngleich nur exemplarische Fallstudien. Deren Ergebnisse werden verallgemeinert. Diese Hochrechnungen enthalten zwangsläufig ein subjektives Element. In diesem Sinne stehen die Schlußfolgerungen unter dem Vorbehalt weiterer Untersuchungen.

---

<sup>1</sup> Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1964).

<sup>2</sup> Gemeinschaft zum Schutz der deutschen Sparer (1996).

<sup>3</sup> Neubauer (1996).

<sup>4</sup> Die Inflationsmessung für Ostdeutschland stand angesichts rasant geänderter Strukturen insbesondere in den ersten Jahren nach der deutschen Wiedervereinigung vor kaum lösbaren Problemen.

Zweck dieser Untersuchung war es auch nicht etwa, dem Statistischen Bundesamt „Fehler“ bei der Berechnung des Preisindex für die Lebenshaltung nachzuweisen. Vielmehr sollte versucht werden, ein Gefühl für die Größe eines möglicherweise systematischen Abweichens des Preisindex für die Lebenshaltung von einem „idealen“ Preisindex zu gewinnen. Die Methoden, die hierbei angewandt werden, eignen sich zu einem erheblichen Teil aus technischen Gründen bisher kaum für die tägliche Arbeit der Preismessung und für die Erstellung von monatlichen Preisindexziffern; auch beruhen die Ergebnisse teilweise auf subjektiven Schätzurteilen, die in dieser Form in einer amtlichen Statistik nichts zu suchen haben.

Die Hochrechnung einzelner Fallbeispiele findet vor allem bei solchen Bereichen eine Grenze, wo besondere Gesetze gelten. In diesem Sinne gibt es besonders drei große Komplexe im Preisindex für die Lebenshaltung, die im Detail späteren Untersuchungen vorbehalten bleiben müssen. Hier ist zunächst der **BEREICH DES WOHNENS** zu nennen. In Deutschland werden - ähnlich wie in den USA,<sup>1</sup> aber abweichend von der Praxis in vielen anderen europäischen Ländern - für selbstgenutzte Eigentümerwohnungen fiktive Entgelte angesetzt. Zudem beschränkt sich die Erfassung der Mieten auf Wohnungen mit drei bis vier Räumen; es gibt also keine Preisrepräsentanten für Einfamilienhäuser sowie für Ein- und Zweizimmerwohnungen, die aber möglicherweise in den vergangenen Jahren eine nach oben abweichende Preistendenz gezeigt haben. Außerdem altern Häuser und Wohnungen; entsprechende Zuschläge zu den Mieten werden aber zumindest in deutschen Preisstatistik nicht angesetzt, so daß die Teuerung für Wohnungen mit unverändertem Wohnwert unterzeichnet wird.

Der **GESUNDHEITSEKTOR** bleibt wegen der überragenden Bedeutung der gesetzlichen Krankenversicherungen in Deutschland bei der Inflationsmessung auf der Verbraucherstufe weitgehend außen vor. Die öffentlichen Krankenkassen, bei denen der überwiegende Teil der Bevölkerung pflichtversichert ist, folgen dem Sachleistungsprinzip; die Versicherungsbeiträge werden in Lohnprozenten bemessen und mindern das verfügbare Einkommen. Weder die Beiträge noch die Ausgaben der gesetzlichen Krankenkassen finden Eingang in den Preisindex für die Lebenshaltung. Deshalb wird das Gewicht der Gesundheitsdienstleistungen dort sehr niedrig angesetzt: Im Warenkorb auf Basis der Verbrauchsstrukturen von 1991 entfallen weniger als 4 1/2 % der Ausgaben auf Medikamente, medizinische Dienstleistungen und private Krankenversicherungen (der Beitragssatz zu den gesetzlichen Krankenversicherungen beträgt im Durchschnitt hingegen 13 1/2 % des beitragspflichtigen

---

<sup>1</sup> Ptacek/Baskin (1996).

Arbeitseinkommens). Wegen der überdurchschnittlichen Preissteigerungen bei Gesundheitsleistungen unterzeichnet daher aus gesamtwirtschaftlicher Perspektive die am Lebenshaltungspreisindex gemessene Inflation in Deutschland möglicherweise die Teuerung. Andererseits zeigen Untersuchungen aus den USA, daß auch kräftige Kostensteigerungen bei medizinischen Leistungen und bei Medikamenten vielfach mit einer entsprechend höheren Qualität einhergehen,<sup>1</sup> so daß ein schnelles Urteil kaum möglich ist.

Bei medizinischen Leistungen treten verschiedene Probleme der Preismessung in besonderer Schärfe auf, die auch in anderen Bereichen nicht unbekannt sind. Besonders bei DIENSTLEISTUNGEN stellt sich das Problem „Was ist Menge, was ist Preis?“.<sup>2</sup> Während gewerbliche Waren zumindest prinzipiell durch ihre physischen Eigenschaften definiert werden können, scheitert dieser Ansatz vor allem bei wissensintensiven Diensten.<sup>3</sup> Lange Zeit war man zwar nicht unberechtigtweise davon ausgegangen, daß sich Qualitätsverbesserungen auf den Bereich der gewerblichen Waren konzentrieren, die Expansion des tertiären Sektors und dort vor allem der auf Informationen bezogenen Leistungen hat aber Probleme aufgeworfen, die von der Preisstatistik mit den bisher bekannten Methoden nur schwer gelöst werden können.<sup>4</sup>

---

<sup>1</sup> Shapiro/Wilcox (1996) beispielsweise zeigen dies an experimentellen Preisindizes für die operative Behandlung des grauen Stars, Cutler/McClellan/Newhouse/Remler (1996) für die Behandlung von Herzinfarkten.

<sup>2</sup> Fürst (1971). Zu den besonderen Problemen der Preismessung bei Dienstleistungen siehe auch Kroch (1991) und Armknecht/Ginsberg (1992).

<sup>3</sup> Greenspan (1997).

<sup>4</sup> Siehe dazu auch Griliches (1994).



## II. Der „Product Substitution Bias“

### 1. „Fehler“ bei der Aggregation von Preisänderungen

„This notwithstanding, there likely is no practical alternative other than linking when a long-run index series has to be established. All disadvantages of chain indices, including their somewhat peculiar arithmetic properties and the necessity of a cautious application in specific cases, seem to be minor compared to those of direct indices calculated over long time intervals.“  
Szulc (1983)

Bei konstanten relativen Preisen mißt die Veränderung eines jeden beliebigen Preises zuverlässig die gesamtwirtschaftliche Teuerung. Wenn sich jedoch die Preise verschiedener Güter unterschiedlich entwickeln, stellt sich die Frage, wie diese ökonomisch sinnvoll zu einer gesamtwirtschaftlichen Inflationsrate zusammengefaßt werden können. Je nach Wahl der Indexformel und je nach Wahl der Gewichte ergibt sich unter Umständen ein anderes Ergebnis.<sup>1</sup> Im folgenden werden einige Meßverfahren für Preissteigerungen vorgestellt. Dabei wird vor allem Wert darauf gelegt, zu zeigen, in welchem Sinn von einer „wahren“ Preissteigerung gesprochen werden kann und inwiefern die verschiedenen statistischen Verfahren zur Aggregation von Preisänderungen zu Verzerrungen beim Ausweis der gesamtwirtschaftlichen Inflationsrate führen.

Einigkeit besteht weitgehend darüber, daß die Preisveränderungen einzelner Güter nach Maßgabe ihrer wirtschaftlichen Bedeutung zu berücksichtigen sind. Aus Verbrauchersicht wäre dies die Bedeutung einzelner Güter im Rahmen des privaten Konsums. Ein IDEALER PREISINDEX aus Sicht eines einzelnen Konsumenten würde für zwei verschiedene Preissysteme  $p^0$ ,  $p^t$  die minimalen Ausgabensummen  $E$  vergleichen, die bei ansonsten unveränderten Umweltzuständen notwendig wären, um ein bestimmtes Zufriedenheitsniveau  $\bar{u}$  zu erreichen:<sup>2</sup>

$$(1) \quad P_c^{t,0} = \frac{E(p^t, \bar{u})}{E(p^0, \bar{u})}$$

---

<sup>1</sup> Für einen Überblick über die Indexproblematik siehe Haberler (1927), Diewert (1987), Hill (1988) und (1993), Brachinger (1995) sowie Neubauer (1996).

<sup>2</sup> Konüs (1939), Pollak (1971), Samuelson/Swamy 1974).

Eine solche Meßzahl wird deshalb häufig auch als **LEBENSHALTUNGSKOSTENINDEX**<sup>1</sup> („**COST OF LIVING INDEX**“ oder „**COLI**“) bezeichnet.<sup>2</sup>

Den statistischen Ämtern kann ein solches Indexkonzept zwar als Ideal vorgegeben werden, es ist aber aus mehreren Gründen kaum erreichbar. Erstens würde ein COLI neben der Kenntnis der im Prinzip beobachtbaren Preise streng genommen auch eine solche der individuellen Präferenzordnungen voraussetzen. Zweitens ergibt sich das Problem der Aggregation über Konsumenten mit unterschiedlichen Präferenzordnungen: Wenn sich bei dem Wechsel der Preisvektoren ein Konsument besser, ein anderer aber schlechter stellt, wie sollte dann das Ergebnis aus gesamtwirtschaftlicher Sicht ausfallen? Eine einfache Antwort auf diese Fragen ist nur im Fall **IDENTISCHER HOMOTHETISCHER PRÄFERENZORDNUNGEN** möglich, also für konstante Ausgabenanteile aller Güter bei beliebigen Einkommen. Dann wären alle Konsumenten von einer Änderung der Preisstruktur in gleicher Weise betroffen, und es würde sich weder das Problem veränderter Ausgabenanteile noch das Aggregationsproblem stellen. Allerdings ist eine solche Hypothese als empirisch widerlegt anzusehen: Mit zunehmendem Wohlstand verändern sich allen Erfahrungen nach auch die Ausgabenstrukturen.

Wegen der mit dem COLI verbundenen Schwierigkeiten gehen die Statistischen Ämter bei der Inflationsmessung daher zumeist von einem anderen Konzept aus. Sie versuchen, die **REINE PREISBEWEGUNG** zu isolieren. Es wird gefragt: Wieviel kostet ein konkretes Güterbündel heute mehr als vor  $x$  Jahren? Ein solcher Index wird häufig **KONSUMENTENPREISINDEX** („**CONSUMER PRICE INDEX**“ oder kurz „**CPI**“) genannt. Wenn die entsprechende Mengenstruktur aus einer Vergleichsperiode in der Vergangenheit stammt, führt diese Fragestellung zu einem **LASPEYRES-INDEX**. Hier wird eine fiktive Ausgaben-summe der Gegenwart (Verbrauchsmengen der Basisperiode  $x_i^0$  bewertet mit den Preisen der Gegenwart  $p_i^t$ ) einer realisierten Ausgaben-summe für den Warenkorb der Basisperiode gegenübergestellt:

$$(2) \quad P_L^{t,0} = \frac{\sum_i p_i^t x_i^0}{\sum_i p_i^0 x_i^0}$$

---

<sup>1</sup> Mit einem solchen Lebenshaltungskostenindex sollen also nicht die zusätzlichen Kosten für einen steigenden Lebensstandard erfaßt werden, sondern nur die Zusatzkosten für ein vorgegebenes Befriedigungsniveau.

<sup>2</sup> In dieser Schreibweise beträgt der Indexwert bei unveränderten Lebenshaltungskosten genau 1. Üblicherweise werden Indizes aber in der Basisperiode auf 100 normiert. Die entsprechende Multiplikation um 100 unterbleibt in der folgenden Darstellung.



Solche Indizes werden üblicherweise in der MONATLICHEN PREISSTATISTIK und für die LAUFENDE INFLATIONSMESSUNG verwendet, weil sie in der Regel sehr zeitnah und preisgünstig erstellt werden können: es werden nämlich nur laufende Angaben zu Preisen, nicht aber zu den Einkaufsgewohnheiten der Konsumenten benötigt.

Wird die Mengenstruktur hingegen der Berichtsperiode entnommen, erhält man einen PAASCHE-PREISINDEX. Hier wird die realisierte Ausgabensumme der Gegenwart mit einer fiktiven Ausgabensumme für die Vergangenheit (Verbrauchsmengen der Berichtsperiode bewertet mit den Preisen der Basisperiode) verglichen:

$$(3) \quad P_p^{t,0} = \frac{\sum_i p_i^t x_i^t}{\sum_i p_i^0 x_i^t}$$

Paasche-Preisindizes werden in den vierteljährlichen volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen zur PREISBEREINIGUNG VON NOMINALEN GRÖSSEN verwendet, um so aus einem Ausgaben- oder Umsatzwert der Gegenwart

$$(4) \quad A^t = \sum_i p_i^t x_i^t$$

eine reale Größe X (Ausgaben zu konstanten Preisen der Basisperiode) zu gewinnen:

$$(5) \quad \frac{A^t}{P_p^{t,0}} = \frac{\sum_i p_i^t x_i^t}{\frac{\sum_i p_i^t x_i^t}{\sum_i p_i^0 x_i^t}} = \sum_i p_i^0 x_i^t = X^{t,0}$$

Der Indexform nach genügen Paasche-Indizes zwar in größerem Maß als Laspeyres-Indizes der Forderung nach einer „aktuellen“ Inflationmessung; wegen der Schwierigkeiten bei der Ermittlung von zeitnahen Angaben über die Verbrauchsgewohnheiten der Konsumenten, die für eine „aktuelle“ Gewichtung der Preismeßzahlen benötigt werden, liegen Paasche-Preisindizes in der Regel aber erst mit größerer Verzögerung vor.

In der statistischen Praxis werden keine Preisindizes mit einem Mengengerüst berechnet. Vielmehr kommen sogenannte MODIFIZIERTE PAASCHE- ODER LASPEYRES-PREISINDIZES zum Einsatz, bei denen Preisveränderungsraten für einzelne Güter mit AUSGABENANTEILEN gewichtet werden. Durch eine einfache Umformung erhält man aus dem ursprünglichen Laspeyres Index:

$$(6) \quad P_L^{t,0} = \frac{\sum_i p_i^t x_i^0}{\sum_i p_i^0 x_i^0} = \frac{\sum_i \frac{p_i^t}{p_i^0} p_i^0 x_i^0}{\sum_i p_i^0 x_i^0} = \sum_i a_i^0 \frac{p_i^t}{p_i^0} \quad \text{mit} \quad a_i^0 = \frac{p_i^0 x_i^0}{\sum_i p_i^0 x_i^0}$$

ein mit Ausgabenanteilen aus der Vergangenheit gewichtetes ARITHMETISCHES MITTEL VON PREISVERÄNDERUNGEN GEGENÜBER DER BASISPERIODE (= PREISMESSZAHLEN oder „PRICE RELATIVES“); aus dem ursprünglichen Paasche-Index:

$$(7) \quad P_P^{t,0} = \frac{\sum_i p_i^t x_i^t}{\sum_i p_i^0 x_i^t} = \frac{\sum_i p_i^t x_i^t}{\sum_i \frac{p_i^0}{p_i^t} p_i^t x_i^t} = \frac{1}{\sum_i a_i^t \frac{p_i^0}{p_i^t}} \quad \text{mit} \quad a_i^t = \frac{p_i^t x_i^t}{\sum_i p_i^t x_i^t}$$

wird ein mit Ausgabenanteilen der Gegenwart gewichtetes HARMONISCHES MITTEL VON PREISMESSZAHLEN BEZOGEN AUF DIE BASISPERIODE. Solch modifizierte Indizes kommen zur Anwendung, weil die Angaben für Preise und Ausgaben typischerweise aus unterschiedlichen Quellen stammen. Dann stimmen aber auch die Preise, die in die Wertgewichte eingehen, nicht mehr notwendigerweise mit den Preisen in den Meßzahlen überein.

Die Preisindizes in der dargestellten Form werden nicht nur zum Vergleich der Preisentwicklung gegenüber der Basisperiode benutzt, sondern auch zur Messung der Preisveränderung zwischen zwei Zeitpunkten  $t-1$  und  $t$ , von denen keiner der Basisperiode (0) entspricht. Inflation wird ja üblicherweise als prozentuale Veränderung eines Preisindex gegenüber dem vergleichbaren Vorjahresmonat und nicht etwa gegenüber dem Basisjahr ausgewiesen. Für die LAUFENDE INFLATIONSMESSUNG wird daher ein QUOTIENT ZWEIER LASPEYRES-INDIZES berechnet:<sup>1</sup>

$$(8) \quad \frac{P_L^{t,0}}{P_L^{t-1,0}} = \frac{\sum_i p_i^t x_i^0}{\sum_i p_i^0 x_i^0} / \frac{\sum_i p_i^{t-1} x_i^0}{\sum_i p_i^0 x_i^0}$$

Ein solcher abgeleiteter Laspeyres-Index mißt die reine Preisveränderung zwischen zwei Perioden der Gegenwart anhand eines Warenkorbs aus der Vergangenheit:

$$(9) \quad \frac{P_L^{t,0}}{P_L^{t-1,0}} = \frac{\sum_i p_i^t x_i^0}{\sum_i p_i^0 x_i^0} \frac{\sum_i p_i^0 x_i^0}{\sum_i p_i^{t-1} x_i^0} = \frac{\sum_i p_i^t x_i^0}{\sum_i p_i^{t-1} x_i^0}$$

<sup>1</sup> Danner (1975).

Er behält also seinen Charakter als Laspeyres-Index bei und kann entsprechend interpretiert werden. Allerdings ist nach der Aussagekraft einer solchen Meßzahl zu fragen, wenn die Basisperiode weit zurückliegt und die Mengenstruktur wegen vielfacher Änderungen inzwischen veraltet ist.

Die Konsequenzen einer veralteten Mengenstruktur für die aktuelle Inflationsmessung werden besonders deutlich, wenn man auch einen solchen Quotienten von zwei Laspeyres-Indizes als ein gewichtetes Mittel von Preisänderungen darstellt:

$$(10) \quad \frac{P_L^{t,0}}{P_L^{t-1,0}} = \frac{\sum_i p_i^t x_i^0}{\sum_i p_i^{t-1} x_i^0} = \frac{\sum_i \frac{p_i^t}{p_i^{t-1}} p_i^{t-1} x_i^0}{\sum_i p_i^{t-1} x_i^0} = \sum_i a_i^{t-1} \frac{p_i^t}{p_i^{t-1}}$$

Die impliziten Wertgewichte sind dabei fiktive Ausgabenanteile mit Preisen aus der ersten Periode (t-1) und Mengen aus der Basisperiode (0):

$$(11) \quad a_i^{t-1} = \frac{p_i^{t-1} x_i^0}{\sum_i p_i^{t-1} x_i^0}$$

Gegenüber der Basisperiode werden die Wertgewichte mit den relativen Preisänderungen fortgeschrieben:

$$(12) \quad \frac{a_i^{t-1}}{a_i^0} = \frac{\frac{p_i^{t-1} x_i^0}{\sum_i p_i^{t-1} x_i^0}}{\frac{p_i^0 x_i^0}{\sum_i p_i^0 x_i^0}} = \frac{p_i^{t-1} x_i^0 \sum_i p_i^0 x_i^0}{p_i^0 x_i^0 \sum_i p_i^{t-1} x_i^0} = \frac{\frac{p_i^{t-1}}{p_i^0}}{\sum_i \frac{p_i^{t-1} x_i^0}{p_i^0 x_i^0}}$$

Überproportional teurer werdende Güter erhalten also bei der aktuellen Inflationsmessung wegen der festen Mengengewichtung ein größeres Wertgewicht, relativ preiswertere Güter hingegen ein kleineres Wertgewicht.<sup>1</sup> Nur wenn sich die Verbrauchsstrukturen nicht an geänderte relative Preise anpassen, ergeben die mit den relativen Preisen fortgeschriebenen Wertgewichte eine sachgerechte Gewichtung bei der laufenden Inflationsmessung.<sup>2</sup>

---

<sup>1</sup> Siehe dazu auch Blinder (1980), Neubauer (1996).

<sup>2</sup> Danner (1975).

Im Gegensatz zu einem Laspeyres-Index entzieht sich ein QUOTIENT VON PAASCHE-  
PREISINDIZES

$$(13) \quad \frac{P_p^{t,0}}{P_p^{t-1,0}} = \frac{\frac{\sum_i p_i^t x_i^t}{\sum_i p_i^0 x_i^t}}{\frac{\sum_i p_i^{t-1} x_i^{t-1}}{\sum_i p_i^0 x_i^{t-1}}}$$

einer einfachen Interpretation, weil der Inflationsmessung in beiden Perioden unterschiedliche Warenkörbe zugrundegelegt werden.<sup>1</sup> Entgegen einer gängigen Praxis sind bei Paasche-Indizes eigentlich nur Vergleiche gegenüber der Basisperiode sinnvoll, die entweder über kumulierte oder jahresdurchschnittliche Veränderungen vorgenommen werden können.

Sowohl bei dem Laspeyres- als auch bei dem Paasche-Preisindex werden nur Mengen einer Periode bei der Inflationsmessung berücksichtigt. Bei dem Laspeyres-Index sind dies die Mengen der Basisperiode, bei dem Paasche-Index die Mengen der Berichtsperiode. Wenn sich die Mengenstrukturen bei dem Übergang von dem einen auf den nächsten Preisvektor nicht verändern, wie dies etwa bei einer Leontieff-Präferenzordnung der Fall wäre, dann würden sich die Ergebnisse eines Laspeyres- und eines Paasche-Index nicht unterscheiden.

Bisher blieb unbeachtet, daß viele Produkte in ähnlicher Weise Nutzen stiften und deshalb zumindest begrenzt gegeneinander austauschbar sein können. Wenn sich die relativen Preise solcher Produkte verändern, dann können die Konsumenten ihre Situation verbessern, indem sie auf die jetzt relativ preiswerteren Güter ausweichen. Was bedeutet die Möglichkeit der Substitution für den LASPEYRES-INDEX im Vergleich zu einem idealen Index? Sei

$$(14) \quad P_c^t = \frac{E(p^t, \bar{u}^0)}{E(p^0, \bar{u}^0)} = \frac{\sum_i p_i^t x_i^t}{\sum_i p_i^0 x_i^0}$$

ein exakter COLI bezogen auf das Zufriedenheitsniveau in der Basisperiode. Die Ausgabensumme im Nenner des COLI stimmt mit der im Nenner des Laspeyres-Index überein. Für die Ausgabensummen im Zähler der beiden Indizes aber gilt:

---

<sup>1</sup> Bartels (1963), Triplett (1980).

$$(15) \quad \sum_i p_i^t x_i^0 \geq \sum_i p_i^t x_i^t$$

Wenn keine Substitution möglich ist, werden genau die gleichen Mengen gekauft wie in der Vergangenheit, und die Veränderung des Laspeyres-Index entspricht genau der „wahren“ Teuerung. Wenn hingegen die Konsumenten weniger von den teurer gewordenen Gütern kaufen, aber mehr von den jetzt preiswerten Gütern, dann kann der Zähler des COLI nur kleiner als der Zähler des Laspeyres-Index sein, denn im Zähler des COLI steht bereits die minimale Ausgabensumme für das Zufriedenheitsniveau der Ausgangsperiode bei den Preisen der Gegenwart. Deshalb überzeichnet der Laspeyres-Index wegen der Substitution der teureren durch die jetzt preiswerteren Güter den Preisanstieg. Insofern bildet er AUS SICHT DER VERGANGENHEIT eine Obergrenze für die „wahre“ Teuerung.

Der aus dem Abstand zwischen einem Laspeyres-Index und einem idealen Index entstehende „Fehler“ wird deshalb „SUBSTITUTION BIAS“ genannt. Dieser systematische Messfehler tritt also genau dann auf, wenn sich erstens relative Preise verändern und zweitens die Konsumenten hierauf reagieren. Für ein dauerhaftes Auseinanderlaufen des Laspeyres-Index und eines echten COLI genügen allerdings nicht vorübergehende Veränderungen relativer Preise. Dann würden die Konsumenten für ein gegebenes Zufriedenheitsniveau wieder zu ihrem alten Warenkorb zurückkehren, so daß ein Laspeyres-Index die Teuerung gegenüber der Basisperiode insgesamt wieder richtig anzeigen würde, nachdem er zwischenzeitlich - gemessen an den Vorjahresraten -, zu hoch (oder zu niedrig) gelegen hätte. Lediglich die durchschnittlichen Lebenshaltungskosten über mehrere Jahre hinweg wären jetzt noch - je nach Ausmaß der relativen Preisveränderungen und der Substitutionsmöglichkeiten - nach oben verzerrt. Halten die unterschiedlichen Preistrends jedoch dauerhaft an - und dafür spricht vor allem die unterschiedliche Produktivitätsentwicklung verschiedener Branchen - dann laufen COLI und Laspeyres-Index immer weiter auseinander, und der „Substitution Bias“ wird für ein gegebenes Zufriedenheitsniveau und einen festen Warenkorb mit der Zeit immer größer.

Vergleicht man den PAASCHE-INDEX mit einem idealen COLI, werden Mengenstruktur und Zufriedenheitsniveau der Gegenwartsperiode dem Preisvergleich zugrundegelegt:

$$(16) \quad P_c^t = \frac{E(p^t, \bar{u}^t)}{E(p^0, \bar{u}^t)} = \frac{\sum_i p_i^t x_i^t}{\sum_i p_i^0 x_i^0}$$

Das Vektorprodukt aus Mengen und Preisen der Gegenwart steht sowohl im Zähler des COLI wie des Paasche-Index. Im Nenner des COLI findet sich jedoch nicht ein dem Wert

nach entsprechendes Produkt aus Preisen der Vergangenheit und Mengen der Gegenwart, sondern analog zu den vorangegangenen Überlegungen ein höchstens ebenso großes oder kleineres Produkt, so daß nach einem COLI die durchschnittliche Preissteigerung ebenso groß oder größer, auf keinen Fall aber kleiner ausfiele als nach einem Paasche-Index. Aus Sicht der Gegenwart unterzeichnet ein Paasche-Preisindex demnach die allgemeine Teuerung und bildet somit AUS DER PERSPEKTIVE DER GEGENWART eine Untergrenze für den „wahren“ Preisanstieg. Während ein Laspeyres-Preisindex die Inflation überzeichnet, weil Substitutionsmöglichkeiten nicht zugelassen werden, unterzeichnet ein Paasche-Index den Preisanstieg, weil hier implizit angenommen wird, daß der Austausch von Gütern ohne Nutzenverluste möglich ist. Dies ist der Preis für die „Aktualität“ des Paasche-Preisindex.

Aus Überlegungen dieser Art wird oft vorschnell der Schluß gezogen, Laspeyres- und Paasche-Preisindex markierten Ober- und Untergrenzen für die „wahre“ Teuerung zwischen zwei Zeitpunkten. Dabei wird aber nicht hinreichend beachtet, daß sich die grundsätzlich durchaus zutreffenden Eigenschaften der beiden Indexformen nur auf den jeweiligen Referenzwarenkorb beziehen, der für ein unterschiedliches Zufriedenheitsniveau stehen kann.<sup>1</sup> Die Veränderung der Lebenshaltungskosten für ein konstantes Zufriedenheitsniveau fällt aber - von homothetischen Präferenzen abgesehen - im Regelfall durchaus unterschiedlich aus, je nachdem welcher Preisvektor und damit auch welches Zufriedenheitsniveau als Ausgangspunkt gewählt wird.

Da Preis- und Einkommensänderungen aber zusammenwirken, kommen häufig neben den Substitutionseffekten auch EINKOMMENSEFFEKTE ins Spiel, die dem Vorzeichen nach prinzipiell unbestimmt sind. So spricht nichts dagegen, daß für ein höheres Zufriedenheitsniveau trotz eventuell vorhandener Substitutionsmöglichkeiten teurer gewordene Güter vermehrt nachgefragt werden und nicht etwa die jetzt preiswerteren Güter. Dann aber könnte beim Vergleich zweier Perioden mit unterschiedlichem Zufriedenheitsniveau ein Paasche-Preisindex auch über einem Laspeyres-Index liegen. Für homothetische Präferenzordnungen jedoch geben Laspeyres- und Paasche-Preisindex echte Ober- und Untergrenzen für die Teuerung an.

Im Fall homothetischer Präferenzen kann die „wahre“ Teuerung mit einer geeigneten Mittelung approximiert und auch der „Substitution Bias“ der Laspeyres-Formel näherungsweise bestimmt werden.

Eine Variante wäre ein geometrisches Mittel aus Laspeyres- und Paasche-Index (FISHERS IDEALER PREISINDEX):

---

<sup>1</sup> Haberler (1927), Konüs (1939), Pollak (1971), Samuelson/Swamy 1974).

$$(17) \quad P_F^{t,0} = (P_L^{t,0} P_P^{t,0})^{\frac{1}{2}} = \left( \frac{\sum_i p_i^t x_i^0}{\sum_i p_i^0 x_i^0} \frac{\sum_i p_i^t x_i^t}{\sum_i p_i^0 x_i^t} \right)^{\frac{1}{2}} = \left( \frac{\sum_i a_i^0 \frac{p_i^t}{p_i^0}}{\sum_i a_i^t \frac{p_i^0}{p_i^t}} \right)^{1/2}$$

Schon seit längerem ist bekannt, daß ein solcher Index eine recht gute Approximation für einen exakten COLI erlaubt, soweit denn die zugrundeliegende Präferenzordnung homothetisch ist. Der Fisher-Index ist in der Terminologie von Diewert (1976) zudem ein SUPERLATIVER INDEX, weil er eine exakte Indexformel für eine sogenannte FLEXIBLE AGGREGATORFUNKTION (in diesem Fall eine homogene quadratische Funktion) darstellt. Flexibel nennt Diewert eine Funktion, wenn sie eine Approximation zweiter Ordnung für eine beliebige, zweifach differenzierbare linear homogene Nutzenfunktion erlaubt. Aus praktischer Sicht stellen diese Erkenntnisse einen großen Fortschritt dar, sind doch so Indexformen bekannt geworden, die eine gute Annäherung an den „wahren“ Index für eine große Klasse von Präferenzordnungen erlauben.<sup>1</sup> Ein superlativer Preisindex ist also frei von einem „Substitution Bias“.

Eine andere superlative Indexformel bietet sogar eine recht gute Approximation für den Fall nicht-homothetischer Präferenzen. Dies ist der TÖRNQVIST-PREISINDEX, der als geometrisches Mittel der mit dem Durchschnitt der Ausgabenanteile gewichteten Preismeßzahlen berechnet wird und einen exakten Preisindex für eine TRANSLOG-NUTZENFUNKTION darstellt:<sup>2</sup>

$$(18) \quad P_T^t = \prod_i \left( \frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{\frac{1}{2}(a_i^0 + a_i^t)}$$

Zudem hat Diewert (1978) gezeigt, daß sich Fisher- und Törnqvist-Preisindizes für einen gemeinsamen Ausgangspunkt gegenseitig recht gut approximieren. Ein wesentlicher Nachteil ist, daß sich weder Fisher- noch Törnqvist-Indizes für Teilaggregate genau zu einem entsprechenden Preisindex für den Gesamtkonsum zusammenfügen lassen. Dementsprechend können hier auch nicht - anders als für einen Laspeyres-Index - die Beiträge einzelner Güter zur Gesamtteuerung exakt berechnet werden. Dies ist der Preis für die flexiblere Gewichtung und damit die Berücksichtigung der Substitution, die ihrerseits eine genauere Annäherung an die „wahre“ Inflationsrate erlauben. Allerdings hat Diewert (1978)

---

<sup>1</sup> Hill (1988).

<sup>2</sup> Diewert (1976).

gezeigt, daß superlative Indexformeln wenngleich nicht exakt, aber doch näherungsweise konsistent in der Aggregation über Teilindizes sind.

Durch superlative Preisindizes kann also der Preisanstieg unter Berücksichtigung der Möglichkeiten, aber auch der Kosten der Substitution abgebildet werden. Entweder werden diese Indizes mit Bezug auf ein festes Basisjahr berechnet. Dann gibt jeder (Jahres- oder Monats-) Wert die kumulierte Preissteigerung seit der Basisperiode an. Ähnlich wie bei Paasche-Indizes können dann aber die für die laufende Inflationsbeobachtung wichtigen Vorjahresraten nicht ohne weiteres sinnvoll interpretiert werden. Oder aber es werden fortlaufend Preisindizes zur Vorperiode (Vormonat bzw. Vorjahr) berechnet, die dann für eine lange Reihe aneinandergesetzt werden.

Eine solche VERKETTUNG VON INDIZES ist auch für Laspeyres-Preisindizes eine Möglichkeit, durch eine zeitnähere Gewichtung größere Aktualität zu wahren. Dabei werden die monatlichen Indizes nicht mit Bezug auf ein festes, in der Vergangenheit liegendes Basisjahr berechnet, sondern sie beziehen sich auf das Vorjahr, so daß jeweils recht aktuelle Verbrauchsstrukturen zum Tragen kommen. Die Werte für eine lange Indexreihe werden dann durch Aufmultiplizieren der bilateralen Indexwerte ermittelt. Im Fall der Laspeyres-Indizes schafft eine Verkettung also nicht etwa das Substitutionsproblem aus der Welt, sondern sorgt nur dafür, daß Änderungen der Verbrauchsstrukturen - aus welchen Gründen auch immer sie vorgenommen wurden - kurzfristig bei der Inflationsmessung berücksichtigt werden. Es kann also nicht generell ausgeschlossen werden, daß die Teuerung bei einem verketteten Laspeyres-Index über dem Preisanstieg bei einem Laspeyres-Index mit festem Basisjahr liegt.

Das Prinzip der Verkettung sei kurz am Beispiel der Laspeyres-Indizes erläutert. Zunächst wird eine Reihe von Indizes berechnet, die jeweils zwei benachbarte Perioden umfassen. Die Ausgabenstruktur der zeitlich vorgelagerten Perioden dient dabei zur Gewichtung:

$$(19) \quad P_L^{t,t-1} = \frac{\sum_i p_i^t x_i^{t-1}}{\sum_i p_i^{t-1} x_i^{t-1}} = \frac{\sum_i \frac{p_i^t}{p_i^{t-1}} p_i^{t-1} x_i^{t-1}}{\sum_i p_i^{t-1} x_i^{t-1}} = \sum_i a_i^{t-1} \frac{p_i^t}{p_i^{t-1}} \quad \text{mit} \quad a_i^{t-1} = \frac{p_i^{t-1} x_i^{t-1}}{\sum_i p_i^{t-1} x_i^{t-1}}$$

Die Indexwerte werden dann zu einem VERKETTETEN LASPEYRES-PREISINDEX aufmultipliziert:

$$(20) \quad P_{KL}^{t,0} = P_L^{1,0} P_L^{2,1} P_L^{3,2} \dots P_L^{t-1,t-2} P_L^{t,t-1}$$



oder:

$$(21) \quad P_{KL}^{t,0} = \frac{\sum_i p_i^1 x_i^0}{\sum_i p_i^0 x_i^0} \frac{\sum_i p_i^2 x_i^1}{\sum_i p_i^1 x_i^1} \frac{\sum_i p_i^3 x_i^2}{\sum_i p_i^2 x_i^2} \cdots \frac{\sum_i p_i^{t-1} x_i^{t-2}}{\sum_i p_i^{t-2} x_i^{t-2}} \frac{\sum_i p_i^t x_i^{t-1}}{\sum_i p_i^{t-1} x_i^{t-1}}$$

Da sich die Zwischenglieder nicht herauskürzen lassen, hängt das Ergebnis eines Preisniveauvergleichs zwischen der Basisperiode und der Periode  $t$  anhand eines Kettenindex also nicht nur von den Preisen und Mengen der Perioden  $0$  und  $t$  ab, sondern ebenso von den Preisen und Mengen aller dazwischengeschalteter Perioden. Anders ausgedrückt: Ein verketteter Laspeyres-Index ist NICHT PFADINVARIANT. Dies gilt auch für verkettete Paasche-, Fischer- und Törnqvist-Indizes.

Ein Aspekt der Pfadabhängigkeit besteht darin, daß bei der Verkettung nicht mehr auf ein konstantes Zufriedenheitsniveau Bezug genommen wird. Ein verketteter COLI, der vor allem durch sukzessiv verknüpfte bilaterale Fischer- und Törnqvist-Indizes angestrebt werden soll, hat vielmehr folgende Form:

$$(22) \quad P_{KC}^{t,0} = \frac{E(p^1, \bar{u}^0) E(p^2, \bar{u}^1)}{E(p^0, \bar{u}^0) E(p^1, \bar{u}^1)} \cdots \frac{E(p^{t-1}, \bar{u}^{t-2}) E(p^t, \bar{u}^{t-1})}{E(p^{t-2}, \bar{u}^{t-2}) E(p^{t-1}, \bar{u}^{t-1})}$$

und erlaubt damit keinen direkten Preisvergleich zwischen der Basisperiode und der Gegenwart, bezogen auf ein festes Zufriedenheitsniveau von gestern oder von heute. Vielmehr orientiert sich die laufende Inflationsmessung an dem jeweils erreichten Lebensstandard.<sup>1</sup>

Diese Pfadabhängigkeit gilt vielfach als schwerwiegender Nachteil der Kettenindizes. Eine besonders unangenehme Form ist die sogenannte INDEXDRIFT, die bei zyklischen Veränderungen von Preisen und einer negativen Korrelation zwischen Preisen und Mengen auftritt. Anstatt näher beieinanderzuliegen als ihre Ursprungsform, driften die verketteten Laspeyres- und Paasche-Indizes immer weiter auseinander.<sup>2</sup> Deshalb gehen die Empfehlungen im allgemeinen dahin, zumindest unterjährige Neubasierungen zu vermeiden, um keine Indexdrift durch Saisonschwankungen zu erzeugen.<sup>3</sup> Dies gilt vor allem für Laspeyres- und Paasche-Indizes, mit gewissen Einschränkungen aber auch für Fischer- und Törnqvist-Kettenindizes.<sup>4</sup>

<sup>1</sup> Jorgenson/Slesnick (1983), Balk (1990).

<sup>2</sup> Szulc (1983).

<sup>3</sup> Forsyth/Fowler (1981).

<sup>4</sup> Hill (1993).

Trotz aller Nachteile kommt die preisstatistische Praxis ohne eine Verkettung von Preisindizes nicht aus. Ein Verzicht auf Verknüpfungen würde den Indizes zwar die wünschenswerte Eigenschaft der Pfadunabhängigkeit lassen, die so gemessene durchschnittliche Teuerungsrate könnte aber sehr leicht irrelevant sein, wenn entweder nur überholte oder sehr alte und aktuelle Verbrauchsstrukturen angesetzt werden. Aus diesem Grund werden in allen Ländern Preisindizes im einjährigen oder mehrjährigen Abstand verkettet. Welcher Rhythmus gewählt wird, entscheidet sich auch nach pragmatischen Gründen. Dazu zählen vor allem die Kosten für eine jährliche detaillierte Erhebung der Verbrauchsstrukturen, die bei einem Laspeyres-Index mit einem über mehrere Jahre festen Warenkorb unterbleiben kann, aber auch der Wunsch nach dem AUSWEIS VON REINEN PREISVERÄNDERUNGEN nach dem Laspeyres-Konzept. Bei einer jährlichen Verkettung von Laspeyres-Preisindizes würden nämlich selbst in der Vorjahresrate Preis- und Mengenänderungen zusammenspielen.

Bei einer Verkettung im 1. Monat des Jahres  $t$  werden beispielsweise für den Januar Preisindizes mit dem Warenkorb der Jahre  $t-2$  und  $t-1$  berechnet:

$$\frac{\sum_i p_i^{t,1} x_i^{t-2}}{\sum_i p_i^{t-1,1} x_i^{t-2}} \quad \text{bzw.} \quad \frac{\sum_i p_i^{t,1} x_i^{t-1}}{\sum_i p_i^{t,1} x_i^{t-1}} (= 1)$$

und für den Februar ein Index mit dem Warenkorb des Vorjahrs, aber bezogen auf den Januar des laufenden Jahres:

$$\frac{\sum_i p_i^{t,2} x_i^{t-1}}{\sum_i p_i^{t,1} x_i^{t-1}}$$

Für den Vorjahresvergleich wird der verkettete Februarwert des laufenden Jahres dem vergleichbaren Indexstand des Vorjahres gegenübergestellt:

$$\frac{\frac{\sum_i p_i^{t,1} x_i^{t-2} \sum_i p_i^{t,1} x_i^{t-1} \sum_i p_i^{t,2} x_i^{t-1}}{\sum_i p_i^{t-1,1} x_i^{t-2} \sum_i p_i^{t,1} x_i^{t-1} \sum_i p_i^{t,1} x_i^{t-1}}}{\frac{\sum_i p_i^{t-1,2} x_i^{t-2}}{\sum_i p_i^{t-1,1} x_i^{t-2}}} = \frac{\sum_i p_i^{t,1} x_i^{t-2} \sum_i p_i^{t,2} x_i^{t-1} \sum_i p_i^{t-1,1} x_i^{t-2}}{\sum_i p_i^{t-1,1} x_i^{t-2} \sum_i p_i^{t,1} x_i^{t-1} \sum_i p_i^{t-1,2} x_i^{t-2}} = \frac{\sum_i p_i^{t,2} x_i^{t-1} \sum_i p_i^{t-1,1} x_i^{t-2}}{\sum_i p_i^{t,1} x_i^{t-1} \sum_i p_i^{t-1,2} x_i^{t-2}}$$

In die Inflationsrate gehen also die Warenkörbe aus zwei verschiedenen Jahren ein. Die Preisstatistik hat also die Wahl zwischen zwei Übeln: Entweder verzichtet sie darauf, den Warenkorb schnell an neuere Entwicklungen anzupassen, oder aber der Vorteil des „reinen“

Preisvergleich anhand von Vorjahresraten geht selbst für die kurzfristige Inflationsmessung verloren.<sup>1</sup>

In Tabelle 2 werden die Eigenschaften der verschiedenen Preisindizes an einem einfachen Beispiel mit zwei Gütern illustriert. Die Preise verändern sich von der ersten zu der zweiten Periode und kehren in der dritten Periode zu ihrem Ausgangswert zurück. Die drei Varianten unterscheiden sich nur durch die unterstellten Substitutionsmöglichkeiten. In der ersten Variante beträgt die Substitutionselastizität genau Eins, in der zweiten Variante ist sie kleiner, in der dritten Variante größer als Eins. Der „Fehler“ bei dem Laspeyres- und dem Paasche-Preisindex variiert wie erwartet mit den Substitutionsmöglichkeiten. Die superlativen Indexformen treffen hingegen die „wahre“ Teuerung gemessen an dem COLI recht gut. Nach der Rückkehr zu der alten Preisstruktur in der dritten Periode gehen der Laspeyres- und der Paasche-Index in der ursprünglichen Version wieder auf das Ausgangsniveau zurück. Die verketteten Laspeyres- und Paasche-Indizes zeigen hingegen die Eigenschaft des Index-Drifts: Sie entfernen sich noch weiter von dem „wahren“ Index.

Ähnliche Probleme stellen sich bei der AGGREGATION VON PREISEN AUF DER MIKROEBENE.<sup>2</sup> Aus praktischen Gründen berechnen die Statistischen Ämter nur für eine begrenzte Zahl von Gütern Teilindizes, etwa für Waschmaschinen, nicht aber für verschiedene Varianten von Waschmaschinen. Für jeden Teilindex werden freilich eine Vielzahl von Preisen erhoben, um Zufälligkeiten der Preisbewegung eines bestimmten Gutes an einem bestimmten Ort zu entgehen. Idealerweise wären diese individuellen Preise  $p_{ij}$  in ähnlicher Weise zu gewichten wie die Preismeßzahlen auf einer höheren Aggregationsebene. Die dafür notwendigen Informationen über die verkauften Mengen je nach Geschäft und genauer Produktspezifikation liegen in der Regel, wenn überhaupt, nur sehr eingeschränkt vor. In vielen Ländern, darunter auch in Deutschland<sup>3</sup> und in Großbritannien<sup>4</sup> werden deshalb die Teilindizes als ungewichteter QUOTIENT VON DURCHSCHNITTS- PREISEN der Berichts- und der Basisperiode berechnet (sogenannter DUTOT-PREISINDEX<sup>5</sup>):

---

<sup>1</sup> Deneffe/Hiller (1958).

<sup>2</sup> Diewert (1995), Diewert (1997), für eine empirische Studie siehe Silver (1995).

<sup>3</sup> Danner (1975).

<sup>4</sup> Baxter (1997).

<sup>5</sup> Diewert (1995), (1997).

Tabelle 2: Beispielrechnungen für verschiedene Indexformeln

Variante 1	Gut A	Gut B	Variante 2	Gut A	Gut B	Variante 3	Gut A	Gut B
1 Preis 1	1,50	1,00	Preis 1	1,50	1,00	Preis 1	1,50	1,00
2 Preis 2	1,00	1,50	Preis 2	1,00	1,50	Preis 2	1,00	1,50
3 Preis 3	1,50	1,00	Preis 3	1,50	1,00	Preis 3	1,50	1,00
4 Menge 1	0,8	1,2	Menge 1	0,8	1,2	Menge 1	0,8	1,2
5 Menge 2	1,2	0,8	Menge 2	0,9	1,1	Menge 2	1,5	0,5
6 Menge 3	0,8	1,2	Menge 3	0,8	1,2	Menge 3	0,8	1,20
7 Ausgaben 1	1,20	1,20	Ausgaben 1	1,20	1,20	Ausgaben 1	1,20	1,20
8 Ausgaben 2	1,20	1,20	Ausgaben 2	0,90	1,65	Ausgaben 2	1,50	0,75
9 Ausgaben 3	1,20	1,20	Ausgaben 3	1,20	1,20	Ausgaben 3	1,20	1,20
10 Budgetanteil 1	0,50	0,50	Budgetanteil 1	0,50	0,50	Budgetanteil 1	0,50	0,50
11 Budgetanteil 2	0,50	0,50	Budgetanteil 2	0,35	0,65	Budgetanteil 2	0,67	0,33
12 Budgetanteil 3	0,50	0,50	Budgetanteil 3	0,50	0,50	Budgetanteil 3	0,50	0,50
13 Gesamtausgaben 1	2,40		Gesamtausgaben 1	2,40		Gesamtausgaben 1	2,40	
14 Gesamtausgaben 2	2,40		Gesamtausgaben 2	2,55		Gesamtausgaben 2	2,25	
15 COLI 2	100		COLI 2	106		COLI 2	94	
16 Laspeyres 2	108		Laspeyres 2	108		Laspeyres 2	108	
17 Paasche 2	92		Paasche 2	104		Paasche 2	82	
18 Fisher 2	100		Fisher 2	106		Fisher 2	94	
19 Törnqvist 2	100		Törnqvist 2	106		Törnqvist 2	93	
20 Gesamtausgaben 3	2,40		Gesamtausgaben 3	2,40		Gesamtausgaben 3	2,40	
21 COLI 3	100		COLI 3	100		COLI 3	100	
22 Laspeyres 3	100		Laspeyres 3	100		Laspeyres 3	100	
23 Paasche 3	100		Paasche 3	100		Paasche 3	100	
24 Fisher 3	100		Fisher 3	100		Fisher 3	100	
25 Törnqvist 3	100		Törnqvist 3	100		Törnqvist 3	100	
26 KLaspeyres 3	117		KLaspeyres 3	104		KLaspeyres 3	132	
27 KPaasche 3	85		KPaasche 3	96		KPaasche 3	76	
28 KFisher 3	100		KFisher 3	100		KFisher 3	100	
29 KTörnqvist 3	100		KTörnqvist 3	100		KTörnqvist 3	100	

$$(23) \quad \frac{p_i^t}{p_i^0} = \frac{\sum_j \frac{p_{ij}^t}{n}}{\sum_j \frac{p_{ij}^0}{n}}$$

Dies hat zunächst den Nachteil, daß diese Durchschnittspreise „ein Konglomerat von Warenpreisen unterschiedlicher Qualitäten“<sup>1</sup> darstellen. Ein solcher Quotient läßt sich aber auch als ein DURCH PREISE GEWICHTETES MITTEL DER PREISMESSZAHLEN für einzelne Produkte in bestimmten Verkaufsstellen darstellen:

$$(24) \quad \frac{p_i^t}{p_i^0} = \frac{\sum_j \frac{p_{ij}^t}{p_{ij}^0} \frac{p_{ij}^0}{n}}{\sum_j \frac{p_{ij}^0}{n}} = \sum_i a_{ij}^0 \frac{p_{ij}^t}{p_{ij}^0} \quad \text{mit} \quad a_{ij}^0 = \frac{p_{ij}^0}{\sum_i p_{ij}^0}$$

Teurere Güter bzw. teurere Verkaufsstellen erhalten also ein größeres Gewicht.<sup>2</sup> Dies ist für die Inflationsmessung dann unproblematisch, wenn sich die relativen Preise der verschiedenen Verkaufsstellen nicht verändern. Allerdings kann ein solcher Index gefährlich werden, wenn sich die Zusammensetzung der Meldungen in Richtung auf teurere oder preiswertere Güter oder Verkaufsstellen verschiebt und eine entsprechende Korrektur für Qualitätsänderungen nicht vorgenommen wird.<sup>3</sup> Auch werden - ähnlich wie bei dem Laspeyres-Index - Verschiebungen von Marktanteilen in Reaktion auf veränderte relative Preise nicht erfaßt.<sup>4</sup>

In den USA und teilweise auch in anderen Ländern galt lange Zeit eine alternative Formel für die Aggregation auf der Mikroebene als vorteilhafter. Danach werden nicht Preise gemittelt, sondern analog zu dem modifizierten Laspeyres-Preisindex Preismeßzahlen, und zwar in Form eines ARITHMETISCHEN MITTELS VON PREISMESSZAHLEN (sogenannter CARLI-PREISINDEX<sup>5</sup>):

$$(25) \quad \frac{p_i^t}{p_i^0} = \frac{1}{n} \sum_j \frac{p_{ij}^t}{p_{ij}^0}$$

Eine solche Aggregation kann bei einer bestimmten zeitlichen Struktur der Veränderungen relativer Preise zu unsinnigen Ergebnissen führen, selbst wenn sich die Marktanteile nicht

---

<sup>1</sup> Danner (1975).

<sup>2</sup> U.a. Silver (1995).

<sup>3</sup> Silver (1995); für ein ähnliches Argument Dalén (1992).

<sup>4</sup> Diewert (1995).

<sup>5</sup> Diewert (1995), (1997).

verschieben. Eine besondere Rolle spielen hierbei Sonderverkaufsaktionen, bei denen Preise vorübergehend gesenkt werden.<sup>1</sup> Man betrachte etwa zwei Geschäfte mit identischem Marktanteil.<sup>2</sup> Der „normale“ Preis eines Gutes sei etwa in der Basisperiode wie in der aktuellen Periode 120 DM und der Sonderverkaufspreis jeweils 100 DM. Die beiden Geschäfte verlangen abwechselnd für eine Periode den normalen Preis und für die nächste den Sonderverkaufspreis. Sinnvollerweise sollte ein Preisindex dann keine Teuerung anzeigen, und die in Deutschland verwendete Aggregationsmethode hat auch diese Eigenschaft. Nach der Carli-Formel ergibt sich aber in jeder zweiten Periode ein Indexwert von 1,017. Werden solche Preismeßzahlen dann verkettet und nicht immer wieder neu mit Bezug auf die Basisperiode berechnet, kumuliert sich der Fehler.<sup>3</sup> Gegenüber einem Carli-Preisindex ist ein Dutot-Preisindex deshalb allemal vorzuziehen. Zwar läßt auch er sich als arithmetisches Mittel von Preisveränderungen darstellen, durch die implizite Gewichtung mit den Preisen der Basisperiode wird das Problem jedoch aufgehoben. Zumindest werden die aus der Trendumkehr von Preisen wegen Sonderverkaufsaktionen entstehenden Probleme vermieden.<sup>4</sup>

Das Bureau of Labor Statistics veröffentlicht seit Frühjahr 1997 einen experimentellen Consumer Price Index (CPI-U-XG)<sup>5</sup>, der auf einer niedrigen Aggregationsebene die Preismeßzahlen über ein gewichtetes GEOMETRISCHES MITTEL zusammenfaßt:

$$(26) \quad \frac{p_i^t}{p_i^0} = \prod_j \left( \frac{p_{ij}^t}{p_{ij}^0} \right)^{a_{ij}^0}$$

wobei die Gewichte den Marktanteilen der Basisperiode entsprechen. Wenn die Ausgabenstruktur bei sich verändernden relativen Preisen konstant bleibt - was genau bei einer Substitutionselastizität von 1 der Fall ist - entspricht das Ergebnis exakt der „wahren“ Teuerung. Über diese Vorgabe (begrenzter) Substitutionsmöglichkeiten für heterogene Produkte wird so der Preisanstieg statistisch begrenzt. Nach Rechnungen für die USA fiel für 70,3% des Warenkorbs die Teuerung jährlich um 0,4 Prozentpunkte niedriger aus als bei dem Einsatz

---

<sup>1</sup> Reinsdorf/Moulton (1997).

<sup>2</sup> Für ein ähnliches Beispiels siehe Dalén (1992).

<sup>3</sup> Genau dies geschieht in den USA regelmäßig, wo pro Jahr 20 % der Preisrepräsentanten ausgetauscht werden. Zu den damit verbundenen Problemen siehe Reinsdorf (1994) sowie Reinsdorf/Moulton (1997). Seit Mitte 1996 ist dieser „Fehler“ durch ein geändertes Verfahren zum Einschleifen neuer Produkte (sogenanntes „seasoning in“) zu einem großen Teil behoben worden. Siehe dazu auch McClelland (1996). Dieser Fehler tritt nur bei der Aggregation von Preismeßzahlen auf der Mikroebene auf, auf der Makroebene hingegen ist eine Aggregation über ein arithmetisches Mittel von Preismeßzahlen durchaus sinnvoll. Der Unterschied liegt in den Zeitreiheneigenschaften von Preisen begründet: Preisveränderungen auf der Mikroebene sind oftmals negativ (z.B. wegen Sonderverkaufsaktionen), auf der Makroebene hingegen überwiegend positiv korreliert. Arithmetische Mittel von Preismeßzahlen führen aber bei einer negativen Korrelation von Preisen zu unsinnigen Ergebnissen, die bei einer häufigen Verkettung von Preisreihen noch verstärkt werden.

<sup>4</sup> Reinsdorf (1994).

<sup>5</sup> Moulton (1993).

des arithmetischen Mittels der Preismeßzahlen; bei frischem Gemüse und Obst könnten es bis zu 3 Prozentpunkte sein.<sup>1</sup> Problematisch ist hierbei sicherlich die Unterstellung eines bestimmten Verhaltens der Konsumenten; andererseits ist bei einem Preisvergleich zwischen Geschäften für vergleichsweise homogene Güter ein enges Substitutionsverhältnis zu erwarten, so daß die Unterstellung einer Substitutionselastizität von 1 sicherlich eher angebracht ist als die implizite Annahme einer Substitutionselastizität von Null.<sup>2</sup> Andererseits kann bei Medikamenten die Unterstellung von Substitutionsmöglichkeiten in höchstem Maße irreführend sein.<sup>3</sup>

Die Diskussion der Preisindexformen hat sich bis jetzt, von einigen Nebenbemerkungen abgesehen, auf Preisindizes für einzelne Personen beschränkt. Die Wirtschafts- und vor allem die Geldpolitik sind jedoch auf eine DURCHSCHNITTliche PREISVERÄNDERUNGSRATE angewiesen, die für die gesamte Volkswirtschaft repräsentativ ist. Das AGGREGATIONS-PROBLEM über die Konsumenten ist aber nur bei Vorliegen identischer homothetischer Präferenzordnungen ohne weitere Annahmen lösbar.<sup>4</sup> Nur in diesem Fall sind die Nachfragefunktionen unabhängig von der Verteilung der Einkommen, und nur dann können aus dem „Verhalten“ der Aggregate Schlüsse über die Präferenzordnungen eines repräsentativen Haushalts gezogen werden.

Ansonsten behilft man sich entweder mit der wenig begründeten FIKTION EINES REPRÄSENTATIVEN KONSUMENTEN, dessen Konsumgewohnheiten der Struktur des privaten Verbrauchs insgesamt entsprechen, oder aber es wird eine SOZIALE WOHLFAHRTSFUNKTION unterstellt, über die individuelle Präferenzordnungen aggregiert werden können.<sup>5</sup> Dies setzt die allerdings waghalsige Vorstellung voraus, daß die Gesellschaft insgesamt eine irgendwie geartete Zielfunktion maximiert. Jorgenson/Slesnick (1983) beispielsweise schätzen für die USA mit Daten von 1958 bis 1974 - differenziert nach sozialen Merkmalen - translog-Ausgabefunktionen. Aus diesen „individuellen“ Ergebnissen leiten sie unter Vorgabe einer plausiblen sozialen Wohlfahrtsfunktion eine gesellschaftliche Ausgabenfunktion ab, die ebenfalls eine translog-Funktion ist. Daraus ließe sich unter Umständen die Verwendung eines Törnqvist-Index für die gesamtwirtschaftliche Inflationsmessung rechtfertigen.

---

<sup>1</sup> Moulton (1993), Moulton/Reinsdorf (1997).

<sup>2</sup> Diewert (1995). Neubauer (1998) diskutiert im einzelnen die Vor- und Nachteile einer Reihe von Indizes mit einer festen Ausgabenstruktur.

<sup>3</sup> Moulton (1993).

<sup>4</sup> Pollak (1980), Pollak (1981), Blackorby/Donaldson (1983), Diewert (1983).

<sup>5</sup> Pollak (1981).

In der preisstatistischen Praxis werden in die Laspeyres- oder Paasche-Preisformeln gesamtwirtschaftliche und damit durchschnittliche Ausgabenanteile eingesetzt. Das heißt aber auch, daß Personen mit einem höheren Einkommen einen größeren Einfluß auf das Gewichtungsschema haben als Personen mit einem niedrigen Einkommen. Entsprechend wird eher die Teuerung für wohlhabendere als für ärmere Personen ermittelt.<sup>1</sup> Dieses Argument mag zwar für Wohlfahrtsmessungen ein gewisses Gewicht haben, für die Orientierung der Geldpolitik dürfte der Ansatz durchschnittlicher Ausgabenanteile aber angemessen sein, da hier die Preissteigerungen der einzelnen Güter gemäß ihrer gesamtwirtschaftlichen Bedeutung berücksichtigt werden. Insgesamt scheint es sich zudem um ein eher überschätztes Problem zu handeln. Zumindest nach den deutschen Erfahrungen fallen langfristig die Unterschiede in der Teuerung für verschiedene Einkommensgruppen nicht allzu groß aus.<sup>2</sup>

Ähnliche Probleme stellen sich auch in einem einheitlichen Währungsgebiet, wenn die regionalen Produktivitätstrends und in deren Folge auch die regionalen Preistrends<sup>3</sup> unterschiedlich ausfallen. Dann wären die im Durchschnitt ärmeren Haushalte in der aufholenden Region von größeren Preissteigerungsraten betroffen als die im Mittel reicheren Haushalte in der weiter fortgeschrittenen Region. Aber auch diese Unterschiede dürften unter normalen Verhältnissen nicht allzugroß ausfallen.

---

<sup>1</sup> Prais (1959).

<sup>2</sup> Für niedrige Einkommen betrug die durchschnittliche Inflationsrate in dem Zeitraum von 1980 bis 1996 2,8 %, für mittlere Einkommen 2,7 % und für höhere Einkommen wiederum 2,8 %. Dies bedeutet aber nicht, daß Personen mit stark abweichenden Verbrauchsgewohnheiten die Teuerung ebenso erlebt haben würden wie ein „durchschnittlicher“ Haushalt.

<sup>3</sup> Balassa (1964), Samuelson (1964).



## 2. Methodische Grundlagen des deutschen Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte

Für Westdeutschland wird ein PREISINDEX FÜR DIE LEBENSHALTUNG ALLER PRIVATEN HAUSHALTE erst seit 1969 veröffentlicht.<sup>1</sup> Bis dahin gab es nur TYPISIERENDE PREISINDIZES FÜR EINZELNE HAUSHALTSGRUPPEN. Gegenwärtig werden besondere Preisindizes für drei Gruppen von Haushalten berechnet:

- ein Preisindex für die Lebenshaltung von 4-Personen-Haushalten von Beamten und Angestellten mit höherem Einkommen,
- ein Preisindex für die Lebenshaltung von 4-Personen-Haushalten von Angestellten und Arbeitern mit mittlerem Einkommen, und
- ein Preisindex für die Lebenshaltung von 2-Personen-Haushalten von Rentnern und Sozialhilfeempfängern mit geringem Einkommen.

Diese Indizes unterscheiden sich von dem Gesamtindex nur durch haushaltsspezifische Gewichte; die Preise werden wie bei dem Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte der allgemeinen Verbraucherpreisstatistik entnommen.

Die verschiedenen Verbraucherpreisindizes werden als MODIFIZIERTE LASPEYRES-INDIZES (s. S. 15 f.) mit einem über mehrere Jahre festen Warenkorb berechnet, der aus den durchschnittlichen Verbrauchsausgaben der privaten Haushalte in dem jeweiligen Basisjahr abgeleitet wird. Zwar wird der Index im Regelfall alle fünf Jahre auf eine neue Basis gestellt, bei seiner Einführung sind die Gewichte aber normalerweise bereits vier Jahre alt (Tabelle 3). Bei der Ablösung durch ein neues Basisjahr beträgt das Alter eines Warenkorbs daher gewöhnlich neun Jahre. Im Durchschnitt ist eine Mengenstruktur bei der aktuellen Inflationsmessung also rund 6 1/2 Jahre alt; ein systematischer Fehler wegen des Substitutionsproblems (und wegen der zu späten Berücksichtigung neuer Güter) ist insofern nicht unwahrscheinlich. Anlässlich der Vorstellung eines neuen Warenkorbs werden gewöhnlich bis zu dem neuen Basisjahr zurückgerechnete Ergebnisse veröffentlicht; um lange Reihen zu erhalten, findet eine Verknüpfung mit dem alten Index statt. In der langen Reihe deckt ein Warenkorb also typischerweise ein halbes Jahrzehnt ab

---

<sup>1</sup> Zu den Preisindizes für die Lebenshaltung in Deutschland siehe vor allem Fürst/Deneffe (1952), Danner (1975) und Neubauer (1981) sowie die laufende Berichterstattung in der vom Statistischen Bundesamt herausgegebenen Zeitschrift „Wirtschaft und Statistik“.

Tabelle 3: Der Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte in Westdeutschland

Basis-jahr	veröffent-licht	mit Berichtsmonat	Rückrech-nung bis	Original-rechnung bis	in langer Reihe von ... bis	Zahl der Haushalts-mitglieder im Basisjahr	Verbrauchs-ausgaben in DM je Monat im Basisjahr	Zahl der Preisreprä-sentanten
1962	04/1969	03/1969	01/1962	09/1973	1962-1967	2,7	730	879
1970	10/1973	09/1973	01/1968	10/1979	1968-1975	2,7	1294	899
1976	12/1979	10/1979	01/1976	03/1984	1976-1979	2,6	2326	778
1980	05/1984	04/1984	01/1980	09/1989	1980-1984	2,4	2665	753
1985	10/1989	09/1989	01/1985	08/1995	1985-1990	2,3	3105	751
1991	09/1995	08/1995	01/1991	auf wei-teres	1991-			ca. 750

Quelle: Wirtschaft und Statistik, verschiedene Ausgaben.

und weist nur noch ein durchschnittliches Alter von 2 1/2 Jahren auf. Dementsprechend dürfte das Substitutionsproblem in der langen Reihe des Konsumentenpreisindex kleiner sein als bei der laufenden Inflationsmessung.

Die Gewichte der Indizes werden in ihrer Grobstruktur aus den alle fünf Jahre abgehaltenen EINKOMMENS- UND VERBRAUCHSSTICHPROBEN<sup>1</sup> abgeleitet; eine Fortschreibung mit den Ergebnissen der LAUFENDEN WIRTSCHAFTSRECHNUNGEN stellt den Anschluß an das Basisjahr her. Aus den Laufenden Wirtschaftsrechnungen werden auch die Feingewichte sowie die Warenkörbe für die drei Haushaltstypen bezogen.

Seit 1991 besteht der Warenkorb aus ca. 750 Positionen; bis in die Mitte der siebziger Jahre war die Zahl noch um 150 höher. Dies erweckt auf den ersten Blick den Anschein, als sei der Umfang der Beobachtungen vermindert worden. Nach Angaben des Statistischen Bundesamtes ist aber genau das Gegenteil der Fall. Zwar wurde die Zahl der Indexpositionen vermindert, die Zahl der Preisreihen aber vergrößert. Allerdings wurden bei der Veröffentlichung vermehrt Zeitreihen zusammengefaßt, damit für die interne Feingewichtung Vertraulichkeit gewahrt bleibt.<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Dabei schreiben rund 45 000 Haushalte in Westdeutschland für ein Jahr detailliert ihre Einnahmen und Ausgaben auf.

<sup>2</sup> Rasch (1979).

Für die Gewichtung werden die Gesamtausgaben entsprechend der Systematik der Einnahmen und Ausgaben der privaten Haushalte (SEA) in der Ausgabe von 1983 auf die Positionen des Warenkorbs verteilt.<sup>1</sup> Die deutsche Preisstatistik folgt damit dem PRINZIP DER REPRÄSENTATIVGEWICHTUNG: Die Gesamtausgaben für einen bestimmten Verwendungszweck werden einer begrenzten Anzahl von ausgesuchten Gütern (sogenannten „PREISREPRÄSENTANTEN“) zugerechnet.<sup>2</sup> Dies ist eine sinnvolle Methode zur Reduzierung des Erhebungsaufwands, wenn sich die Preise einer in den Warenkorb aufgenommenen Ware und der insgesamt dadurch repräsentierten Güter näherungsweise im Gleichschritt bewegen.

In der SEA erfolgt die Gliederung der Ausgaben und damit der Güter zunächst nach ihrem VERWENDUNGSZWECK, dann weiter nach ihrer DAUERHAFTIGKEIT und schließlich auch nach ihrem WERT.<sup>3</sup> Eine Gliederung nach Merkmalen, welche die Preisentwicklung beeinflussen, erfolgt nur ausnahmsweise für solche Güter, deren Preise sich unter besonderen Bedingungen bilden, wie beispielsweise bei administrierten Preisen oder für Güter mit einer besonders hohen Verbrauchsteuerbelastung. Eine Gliederung nach Preis- und Einkommenselastizitäten oder gar nach der Enge des Substitutionszusammenhangs wird nicht direkt angestrebt. Es wird aber vermutet, daß gleichartige Kostenbestandteile oder Substitutionseigenschaften innerhalb der Klassifizierungsgruppen einen ähnlichen Preistrend erwarten lassen.<sup>4</sup> Bei neuen Gütern (siehe Kapitel IV) ist dies aber häufig nicht der Fall, so daß hier ein systematischer Fehler entstehen kann.

Die Auswahl der Preisrepräsentanten wird alle fünf Jahre durch eine REVISION DES ERHEBUNGSBOGENS aktualisiert. Diese findet lange vor der Umstellung auf ein neues Basisjahr statt, damit die für eine Rückrechnung des Index bis zu dem neuen Basisjahr notwendigen Preise erhoben werden können. Bei der Aktualisierung des Warenkorbs werden auch die Produktspezifikationen an die Marktentwicklung angepaßt.

Die Preise für die meisten Preisrepräsentanten werden - entsprechend der Berichtsfrequenz - einmal im Monat erhoben. Ausnahmen von dieser Regel gelten vor allem für Wohnungen, wo jeweils nur für ein Drittel neue Preise erfragt werden. Weitere Besonder-

---

<sup>1</sup> Bis zum Warenkorb 1976 einschließlich erfolgte die Zuordnung nach dem Güterverzeichnis für den privaten Verbrauch, Ausgabe 1963.

<sup>2</sup> Neubauer (1966), Danner (1975).

<sup>3</sup> Statistisches Bundesamt (1983).

<sup>4</sup> Danner (1975).

heiten gibt es bei Nahrungsmitteln, die nicht das ganze Jahr über angeboten werden. Im Regelfall sollen die Preise genau am 15. Tag eines Monats erhoben werden.<sup>1</sup> Davon kann für Güter abgewichen werden, deren Preise sich nur in größeren Abständen ändern; Preise von Gütern mit kurzfristigen Schwankungen müssen hingegen stichtagsgenau erfaßt werden. Die endgültigen Ergebnisse werden mit nicht ganz 30 Tagen Verzögerung veröffentlicht.

Die Erfassung der Preise erfolgt für rund 650 der ca. 750 Preisrepräsentanten insgesamt durch die STATISTISCHEN ÄMTER VON STÄDTEN UND GEMEINDEN, in Ausnahmefällen durch die Statistischen Landesämter. Die Preise überörtlicher Anbieter - beispielsweise von Versandhäusern - werden direkt vom Statistischen Bundesamt ermittelt. Die Zahl der Einzelpreise pro Preisrepräsentant variiert je nach der Verbreitung der entsprechenden Waren und Dienstleistungen in den Berichtsgemeinden und ihrer Einwohnerzahl. An den Preiserhebungen beteiligen sich zur Zeit in Westdeutschland 118 Gemeinden aller Größenklassen (mindestens aber mit 5 000 Einwohnern).<sup>2</sup> Allerdings werden nicht in allen Gemeinden Preise für sämtliche Indexpositionen erhoben: In Gemeinden ohne eigenes Opernhaus wird nicht etwa der Preis für einen Opernbesuch in der nächsten größeren Stadt ermittelt, sondern die Position entfällt ersatzlos. Insgesamt wurden für den Preisindex der Lebenshaltung in Westdeutschland zuletzt rund 250 000 Preisreihen geführt.

Wie bei der Auswahl der Preisrepräsentanten erfolgt auch die Auswahl der Berichtsstellen nach dem VERFAHREN DER „TYPISCHEN FÄLLE“ („purposive selection“). Dabei sollen die verschiedenen Geschäftstypen entsprechend ihrer Verbrauchsbedeutung berücksichtigt werden. Außerdem soll bei der Auswahl der Geschäfte auf eine angemessene räumliche Verteilung in der jeweiligen Gemeinde (Innenstadt, Vororte) geachtet werden.

Aus den einzelnen Preismeldungen werden aber zunächst DURCHSCHNITTSPREISE DER BERICHTSGEMEINDEN gebildet, die dann weiter zu LANDESDURCHSCHNITTSPREISEN verdichtet werden. Diese sind zwar formal ungewogen, können nach Ansicht des Statistischen Bundesamtes wegen der räumlichen Verteilung entsprechend der Bevölkerungsdichte aber näherungsweise als selbstgewogen gelten.<sup>3</sup> Inwieweit das zutrifft, kann ohne detaillierte Informationen über die Berichtsgemeinden und die Anzahl der Berichtsstellen nicht überprüft werden. Angaben hierzu werden aber bisher nicht veröffentlicht. Aus den laufenden Länderdurchschnittspreisen werden dann mit Hilfe der Preise der Basisperiode

---

<sup>1</sup> Statistisches Bundesamt (1990).

<sup>2</sup> Guckes (1976).

<sup>3</sup> Guckes (1976).

LÄNDERMESSZAHLEN gebildet, die anschließend mit Bevölkerungsanteilen gewichtet zu einer BUNDESMESSZAHL zusammengefaßt werden. Aus diesen errechnet sich nach der Formel für den modifizierten Laspeyres-Index mit den Ausgabenanteilen der Basisperiode der Preisindex für die Lebenshaltung.

Bei der Konstruktion des zweiten wichtigen Index für die Konsumentenpreise, dem DEFLATOR FÜR DEN PRIVATEN VERBRAUCH aus den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen, werden zunächst die Verbrauchsausgaben nach zweistelligen Güternummern der SEA aufgegliedert. Diese Teilaggregate deflationiert man mit Hilfe der entsprechenden Indizes aus dem Preisindex der Lebenshaltung aller privaten Haushalte<sup>1</sup> und addiert die sich so ergebenden realen Werte. Der implizite Deflator des privaten Verbrauchs ergibt sich durch eine Division des nominalen Werts durch den realen Wert des privaten Verbrauchs:<sup>2</sup>

$$(27) \quad P_D^{0,t} = \frac{A^t}{\sum \frac{A_i^t}{P_{L,i}^{t,0}}} = \frac{1}{\sum_i \frac{A_i^t}{A^t} \frac{1}{P_{L,i}^{t,0}}}$$

Dementsprechend handelt es sich bei dem Deflator für den privaten Verbrauch nicht um einen echten Paasche-Index; wegen der Verwendung von Teilindizes aus der Lebenshaltung spricht man vielmehr von einem „VERPAASCHTEN“ LASPEYRES-INDEX.

---

<sup>1</sup> Eichmann (1978).

<sup>2</sup> Angermann/Stahmer (1976).

### 3. Fallstudie Nr. 1: Alternativrechnungen zum amtlichen Preisindex mit verschiedenen Indexformen

Vor allem für die USA sind in der Vergangenheit eine Vielzahl von Studien zum „Substitution Bias“ im amerikanischen Konsumentenpreisindex angestellt worden. Der amerikanische CPI wird wie der deutsche Preisindex für die Lebenshaltung im wesentlichen als modifizierter Laspeyres-Index mit über mehrere Jahre festen Gewichten berechnet, so daß er wie dieser für einen systematischen „Fehler“ anfällig ist, wenn als Ideal ein Lebenshaltungskostenindex gefordert wird.

Bei der Abschätzung des „Substitution Bias“ sind zwei grundsätzlich verschiedene Methoden zum Einsatz gekommen. Zunächst wurden vor allem NACHFRAGESYSTEME geschätzt und anschließend exakte Preisindizes berechnet.<sup>1</sup> Der Abstand zwischen dem so ermittelten exakten Index (für das Nachfragesystem) und dem Laspeyres-Index entspricht dann dem „Substitution Bias“. Diese Methode hat zunächst den großen Vorteil, daß ein bestimmtes Zufriedenheitsniveau konstant gehalten werden kann.

Später sind dann vor allem ALTERNATIVE INDEXARTEN MIT EINER ZEITNÄHEREN GEWICHTUNG berechnet worden, teilweise in Form von superlativen Indizes mit Bezug auf eine feste Basisperiode, teilweise als Kettenindizes.<sup>2</sup> Dieser Methodenwechsel wurde im wesentlichen durch die bahnbrechenden Ergebnisse von Diewert eingeleitet, wonach sich der „wahre“ Preisindex gut durch (verkettete) superlative Indexformeln approximieren läßt (s. S. 20f). Bei Kettenindizes stellt sich allerdings das bekannte Problem, daß der Bezug auf ein festes Zufriedenheitsniveau verlorengelht und Einkommenseffekte überhand nehmen können.<sup>3</sup> Die Spanne zwischen dem Laspeyres-Index und den superlativen Indexformen entspricht näherungsweise dem „Substitution Bias“.

Bei solchen Schätzungen ergaben sich für die USA folgende Ergebnisse:

- Der „Substitution Bias“ dürfte mit großer Wahrscheinlichkeit kleiner als 0,5, auf jeden Fall aber größer als 0,1 Prozentpunkte pro Jahr sein.

---

<sup>1</sup> Braithwait (1980).

<sup>2</sup> Manser/McDonald (1988), Aizcorbe/Jackman (1993), Shapiro/Wilcox (1997).

<sup>3</sup> Aus Sicht der Geldpolitik ist dies jedoch nicht weiter problematisch, da die jeweils relevante Teuerung für die Geldpolitik wesentlich ist.

- Der Bias vergrößert sich mit einer feineren Aufgliederung des Gesamtkonsums. Für 53 Gütergruppen findet Braithwait (1980) einen Bias von 0,1 Prozentpunkten pro Jahr, Manser/McDonald (1988) berechnen für 101 Gütergruppen einen Bias von weniger als 0,2 Prozentpunkten, <sup>1</sup> Aizcorbe/Jackman (1993) und Shapiro/Wilcox (1997) schließlich kommen für 207 Gütergruppen - im Vergleich zu einem experimentellen Laspeyres-Index - ebenfalls auf knapp unter 0,2 Prozentpunkte pro Jahr, wobei sie auch räumliche Substitution zulassen.<sup>2</sup>

Diese ESKALATION DES „FEHLERS“ BEI EINER FEINEREN AUFGLIEDERUNG hat im wesentlichen damit zu tun, daß bei diesen Rechnungen Teilindizes aus der Konsumentenpreisstatistik als „Preise“ der nicht weiter aufgegliederten Gütergruppen verwendet werden, die selbst wieder Laspeyres-Indizes sind. Setzt sich also die Tendenz zu auseinanderlaufenden Preisen auch auf einer niedrigeren Aggregationsebene fort, dann würde selbst bei unverändertem Substitutionsverhalten der „Bias“ größer werden.<sup>3</sup> Zudem könnte es vor allem auf einer niedrigen Aggregationsebene einfacher sein, Güter bei relativen Preisänderungen gegeneinander zu substituieren, da in den verschiedenen Gruppen jeweils Waren zusammengefaßt werden, die ähnlichen Konsumzwecken dienen, wie z. B. Nudeln und Reis.<sup>4</sup> Hingegen dürften beispielsweise die Substitutionselastizitäten zwischen Kraftfahrzeugen und Obst gering sein, so daß hier die dem Vorzeichen nach unbestimmten Einkommenseffekte wichtiger werden. Die Abweichung zwischen der „wahren“ Inflationsrate und einem Laspeyres-Index wird man daher nur mit sehr fein aufgegliederten Ausgaben aufspüren.

- Die verschiedenen superlativen Indexformeln kommen, ob verkettet oder nicht, zu sehr ähnlichen Ergebnissen.<sup>5</sup> Dies ist zwar auf den ersten Blick ein bemerkenswertes Ergebnis, läßt doch ein Törnqvist-Index im Gegensatz zu einem Fisher-Index auch nicht homothetische Präferenzen zu, und stellen verkettete Indizes doch anders als Indizes mit fester Basis auf veränderliche Zufriedenheitsniveaus ab. Allerdings hat Diewert (1978) gezeigt, daß die verschiedenen superlativen Indexformen einander gut approximieren.

---

<sup>1</sup> Manser/McDonald (1988) berechnen den Bias auch für stärker aggregierte Daten, wodurch er sich drastisch vermindert.

<sup>2</sup> Im Vergleich zum offiziellen CPI finden Shapiro/Wilcox (1997) eine durchschnittliche Abweichung von 0,3 Prozentpunkten pro Jahr.

<sup>3</sup> Braithwait (1980); Lebow/Roberts/Stockton (1994).

<sup>4</sup> Güter mit ähnlichen Eigenschaften im Konsum sind notwendigerweise engere Substitute als Güter, die sehr unterschiedlichen Konsumzwecken dienen [Lancaster (1966)].

<sup>5</sup> Zu diesen Ergebnissen kommen auch Diewert (1978) mit Daten für Kanada sowie Hansen und Lucas (1984) mit Außenhandelsdaten für Ägypten über den langen Zeitraum von 1885 bis 1961!

Tabelle 4: Die durchschnittliche Teuerung nach der Preisstatistik und nach den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen

Zeitraum	durchschnittliche Veränderung (in % p.a.)		mittlere Abweichung (in Prozentpunkten p.a.)
	Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte	Deflator des privaten Verbrauchs	
1980-1984	4,3	4,2	0,06
1985-1990	1,4	1,4	0,005
1991-1994	3,4	3,4	0,03

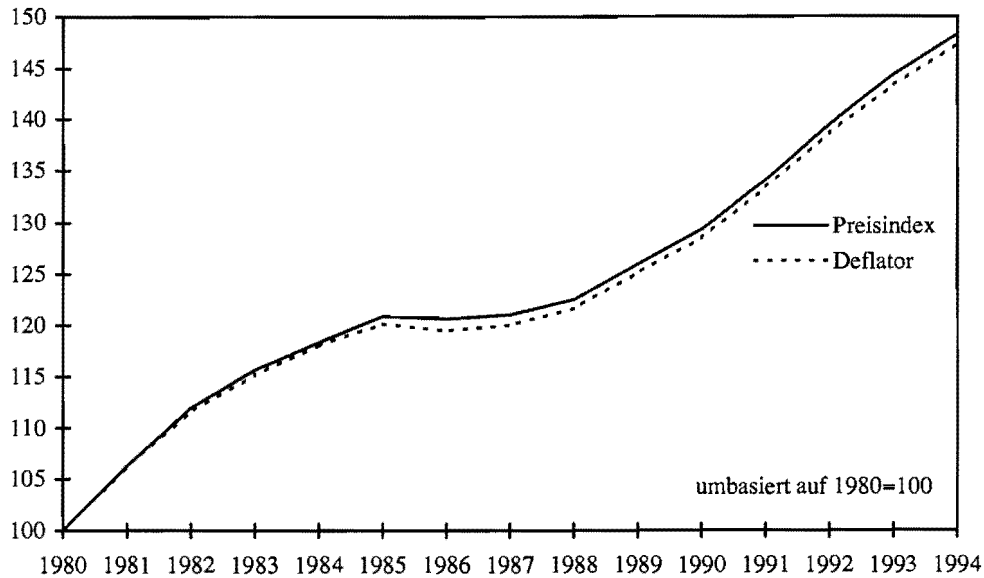
Ähnlichen Größenordnungen des „Substitution Bias“ finden auch Généreux (1983) für Kanada, Balk (1990) für die Niederlande sowie Silver/Ioannidis (1994) für neun europäische Länder, wobei dort die Abweichungen zwischen dem Laspeyres-Index und einer superlativen Formel speziell im Fall Deutschlands sehr klein ausfallen. Für Portugal schließlich errechnen Neves/Sarmiento (1997) einen „Bias“ zwischen 0,05 und 0,1 Prozentpunkten pro Jahr.

Für DEUTSCHLAND hat Neubauer (1995) einen PAASCHE-INDEX mit einem Laspeyres-Index verglichen, wobei die Gewichte des Warenkorbs auf Ebene der Dreisteller der SEA (also rund 220 Ausgabenkategorien) für die Approximation des Paasche-Index benutzt wurden. Er kommt zu einer durchschnittlichen Abweichung des Laspeyres- vom Paasche-Index von 0,09 Prozentpunkten pro Jahr; für Nahrungsmittel alleine (60 Ausgabenkategorien) sind es weniger als 0,05 Prozentpunkte. In seiner Untersuchung verweist Neubauer (1995) auch auf die Berechnung eines LASPEYRES-KETTENINDEX durch das Statistische Bundesamt für die Jahre 1985 bis 1994.<sup>1</sup> Die laufenden Gewichte wurden für diese Sonderrechnung den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen entnommen; die Aufgliederung beschränkte sich wie bei den Kalkulationen von Neubauer auf die Dreisteller-Ebene. Im Durchschnitt der 9 Jahre fanden sich keine nennenswerten Abweichungen zwischen einem Laspeyres-Index mit festem Warenkorb und einem Kettenindex.

<sup>1</sup> Die Ergebnisse dieser Studie sind inzwischen in einer Schriftenreihe des Statistischen Bundesamts veröffentlicht worden. Siehe Schmidt (1997).



Schaubild 1: Die gesamtwirtschaftliche Preisentwicklung in Westdeutschland nach dem Preisindex für die Lebenshaltung und nach dem Deflator des privaten Verbrauchs



Schließlich kann der Preisindex für die Lebenshaltung auch mit dem DEFLATOR DES PRIVATEN VERBRAUCHS aus den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen verglichen werden. Insgesamt gibt es kaum Abweichungen zwischen dem Deflator und dem Preisindex (Schaubild 1); zwar ist der Deflator langfristig etwas schwächer gestiegen als der Preisindex, die Unterschiede betragen aber lediglich zwischen 0,005 und 0,06 Prozentpunkten pro Jahr (Tabelle 4).

Zwar deuten diese Gegenüberstellungen darauf hin, daß der „Substitution Bias“ auch in Deutschland eher klein ist; methodisch sind sie aber nicht überzeugend:

- Zwar liegt ein verketteter Laspeyres-Index gewöhnlich näher an einem „wahren“ COLI als ein Laspeyres-Index mit einer festen Basis; wenn aber das Drift-Problem auftritt, kann er sich auch weiter davon entfernen (s. S. 19 ff.). Der „Substitution Bias“ sollte daher sinnvollerweise an einem superlativen Index gemessen werden.
- Ein Paasche-Index kann eine Untergrenze für die „wahre“ Teuerung angeben und ein Laspeyres-Index eine Obergrenze, diese Eigenschaften gelten aber nur für ein gegebenes Zufriedenheitsniveau (s. S. 16 ff.). Ein Vergleich eines Paasche-Index mit einem Laspeyres-Index ist deshalb zur Begrenzung des „Substitution Bias“ zunächst einmal wenig aussagekräftig. Dies gilt erst recht für den Deflator des privaten Verbrauchs aus den

Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen, der sich auf den gesamten privaten Verbrauch einschließlich der Organisationen ohne Erwerbscharakter und der Anstaltsbevölkerung bezieht.

Aus diesem Grund wurden eigene Indexberechnungen vorgenommen. Als Quelle für jährlich wechselnde Ausgabenstrukturen dienen die LAUFENDEN WIRTSCHAFTSRECHNUNGEN. Für diese Statistik schreiben im früheren Bundesgebiet höchstens 1 000, drei Typen zugeordnete Haushalte<sup>1</sup> fein gegliedert ihre monatlichen Ausgaben auf. Die Ergebnisse mögen zwar wegen der doch recht geringen Zahl für die gesamte Bevölkerung nur eingeschränkt repräsentativ sein, andere Informationen sind aber nicht verfügbar, weshalb sich auch die offizielle Preisstatistik dieser Datenquelle bedient. Auf elektronischen Datenträgern liegen Angaben nach der 1983 eingeführten Systematik der Einnahmen und Ausgaben der privaten Haushalte seit 1986 vor. Die Modellrechnungen beschränken sich deshalb auf den Zeitraum von 1986 bis 1996. Dies ist insofern nicht nachteilig, als sich die typische Laufzeit eines Warenkorbs, in der sich ein systematischer „Fehler“ aufbauen könnte, auf 9 Jahre bemißt. Die Preismeßzahlen für die verschiedenen Ausgabengruppen wurden teilweise der amtlichen Statistik der Verbraucherpreise entnommen. Für stärker aggregierte Ausgabengruppen erfüllen Teilindizes aus dem Preisindex für die Lebenshaltung diese Funktion.<sup>2</sup>

Mit diesen Daten ließen sich experimentelle Laspeyres-, Paasche-, Fisher- und Törnqvist-Indizes berechnen, zum einen mit fester Basis, zum anderen in verketteter Form. Dies ist für Jahres- und auch Monatswerte geschehen. Bei den verketteten Indizes wurde auch mit monatlich wechselnden Gewichten experimentiert. Dabei stellte sich jedoch schon nach kurzer Zeit eine Indexdrift ein, so daß diese Ergebnisse nicht sinnvoll interpretiert werden können. Die folgende Diskussion beschränkt sich deshalb auf Jahreswerte, die sich auf jahresdurchschnittliche Ausgaben und Preise stützen. Die Ausgaben wurden im Regelfall

---

<sup>1</sup> HAUSHALTSTYP 1: Zwei-Personen-Haushalte von Renten- und Sozialhilfeempfängern (durchschnittliches monatliches Nettoeinkommen 1996: 2 650 DM); HAUSHALTSTYP 2: Vier-Personen-Arbeitnehmerhaushalte mit mittlerem Einkommen eines alleinverdienenden Ehepartners (durchschnittliches monatliches Nettoeinkommen 1996: 5 203,45 DM); HAUSHALTSTYP 3: Vier-Personen-Haushalte von Beamten und Angestellten mit höherem Einkommen (durchschnittliches monatliches Nettoeinkommen 1996: 8 122 DM).

<sup>2</sup> Eine wichtige Ausnahme stellen die KARTOFFELPREISE dar. Bei Kontrollrechnungen mit Durchschnittswerten aus den Laufenden Wirtschaftsrechnungen hat sich herausgestellt, daß der Preisindex für Kartoffeln wegen Verkettungsfehlern erheblich nach oben verzerrt ist. Deshalb wurde bei den feiner aufgliederten Rechnungen für Lebensmittel die Meßziffernreihe für Kartoffeln aus dem Preisindex für die Lebenshaltung durch Durchschnittswerte aus den Laufenden Wirtschaftsrechnungen ersetzt.

Tabelle 5: Experimentelle Laspeyres-Preisindizes für den privaten Verbrauch insgesamt (54 Ausgabenkategorien)

1986=100	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Lebenshaltung 1985	100,1	101,4	104,2	107,0	110,7	115,1	119,9	123,5	-	-
Verbrauchsstruktur 1986	100,1	101,1	103,9	106,9	110,7	114,9	118,8	121,9	124,0	125,8
Verbrauchsstruktur 1987	100,2	101,3	104,0	106,9	110,8	115,0	118,9	122,0	124,2	126,0
Verbrauchsstruktur 1988	100,3	101,4	104,2	107,1	111,0	115,2	119,2	122,3	124,5	126,4
Verbrauchsstruktur 1989	100,3	101,3	104,2	107,1	111,0	115,2	119,2	122,4	124,6	126,6
Verbrauchsstruktur 1990	100,3	101,4	104,2	107,1	111,1	115,3	119,3	122,5	124,7	126,6
Verbrauchsstruktur 1991	100,3	101,4	104,2	107,2	111,1	115,3	119,3	122,5	124,7	126,6
Verbrauchsstruktur 1992	100,4	101,5	104,3	107,2	111,1	115,4	119,5	122,6	124,8	126,7
Verbrauchsstruktur 1993	100,4	101,5	104,3	107,2	111,1	115,4	119,5	122,8	125,0	127,0
Verbrauchsstruktur 1994	100,4	101,5	104,4	107,3	111,2	115,6	119,7	123,1	125,3	127,3
Verbrauchsstruktur 1995	100,4	101,6	104,5	107,4	111,4	115,8	120,0	123,4	125,7	127,7
Verbrauchsstruktur 1996	100,5	101,6	104,5	107,5	111,5	115,9	120,1	123,5	125,8	127,9
Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %										
Lebenshaltung 1985	0,2	1,3	2,8	2,7	3,5	4,0	4,2	3,0	-	-
Verbrauchsstruktur 1986	0,1	1,0	2,8	2,8	3,6	3,7	3,4	2,6	1,7	1,5
Verbrauchsstruktur 1987	0,2	1,0	2,7	2,8	3,6	3,8	3,4	2,6	1,8	1,5
Verbrauchsstruktur 1988	0,3	1,1	2,7	2,8	3,6	3,8	3,5	2,6	1,8	1,5
Verbrauchsstruktur 1989	0,3	1,1	2,8	2,8	3,6	3,8	3,5	2,7	1,8	1,5
Verbrauchsstruktur 1990	0,3	1,1	2,8	2,8	3,7	3,8	3,5	2,7	1,8	1,6
Verbrauchsstruktur 1991	0,3	1,1	2,8	2,8	3,7	3,8	3,5	2,7	1,8	1,5
Verbrauchsstruktur 1992	0,4	1,1	2,8	2,8	3,7	3,9	3,5	2,6	1,8	1,6
Verbrauchsstruktur 1993	0,4	1,1	2,8	2,8	3,6	3,9	3,6	2,7	1,8	1,6
Verbrauchsstruktur 1994	0,4	1,1	2,8	2,8	3,7	3,9	3,6	2,8	1,9	1,6
Verbrauchsstruktur 1995	0,4	1,2	2,9	2,8	3,7	4,0	3,6	2,8	1,9	1,6
Verbrauchsstruktur 1996	0,5	1,2	2,9	2,8	3,7	4,0	3,7	2,8	1,9	1,6

Lebenshaltung 1985: Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte auf Basis des Warenkorbs 1985, umbasiert auf 1986=100

Verbrauchsstruktur 19\*\*: Experimenteller Laspeyres-Preisindex mit einer Gewichtung nach der durchschnittlichen Verbrauchsstruktur 19\*\*.

über die drei Haushaltsgruppen gemittelt; analog zu der Verfahrensweise des Statistischen Bundesamtes sind aber auch Preisindizes getrennt nach den drei Haushaltstypen berechnet worden.

Zur Illustration der Bedeutung des Basisjahres bei Preisindizes mit festen Warenkörben wurden zunächst 11 EXPERIMENTELLE LASPEYRES-INDIZES berechnet, denen jeweils die Verbrauchsstruktur eines der Jahre aus dem Beobachtungszeitraum zugrunde gelegt wurde (Tabelle 5). Zwar zeigen sich nach zehn Jahren deutlichere Unterschiede bei den Indexständen, die der kumulierten Teuerung in diesem Zeitraum entsprechen; im Vorjahresvergleich folgen die verschiedenen Indizes aber einem ähnlichen Muster. Die Veränderungen der Konsumgewohnheiten fallen also in dem betrachteten Zeitraum bei weitem nicht so drastisch aus, daß die Wahl des Basisjahres den Ausweis der Inflationsrate nennenswert beeinflussen würde.

Ein Vergleich der experimentellen Laspeyres-Index mit dem Preisindex für die Lebenshaltung auf Basis 1985 ist trotzdem nicht ohne weiteres möglich. Das Statistische Bundesamt rechnet die Ergebnisse der Laufenden Wirtschaftsrechnungen über die Feinstruktur der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe auf die gesamte Bevölkerung hoch und bildet nicht etwa einfache Durchschnitte, wie dies hier geschehen ist. Zudem setzt die amtliche Statistik die Verbrauchsangaben bei Tabak und Alkohol herauf,<sup>1</sup> da diese bei den Befragungen systematisch zu niedrig angegeben werden.<sup>2</sup> Deshalb ist die Teuerung bei dem offiziellen Preisindex der Lebenshaltung in dem betrachteten Zeitraum etwas stärker als bei den experimentellen Laspeyres-Indizes (Tabelle 5) ausgefallen. Die konjunkturellen Bewegungen der verschiedenen Preisindizes sind aber sehr ähnlich.

In einem ersten Schritt zur Ermittlung des „Substitution Bias“ wurden verschiedene Preisindizes für eine AUFTEILUNG AUF 54 AUSGABENKATEGORIEN berechnet (Tabelle 6). Dabei ergibt sich in dem betrachteten Zeitraum praktisch keine Abweichung zwischen den verschiedenen Indexformen. Lediglich die verketteten Indizes liegen nach 10 Jahren rund ein Zehntel unter dem experimentellen Laspeyres-Index. Der durchschnittliche „Bias“ beträgt auf dieser Aggregationsebene daher nur rund 1/100 Prozentpunkt. Zwar war zu erwarten, daß der „Fehler“ auf dieser Aggregationsebene sehr niedrig ausfallen würde, das Ergebnis nahe Null ist dennoch überraschend.

Nach den oben angestellten prinzipiellen Überlegungen und auch nach den Ergebnissen der amerikanischen Studien liegt es nahe, daß bei einer feineren Aufgliederung ein größerer „Bias“ zu vermuten ist. Deshalb wurden ergänzend verschiedene PREISINDIZES FÜR

---

<sup>1</sup> Guckes (1964).

<sup>2</sup> Euler (1974), Hertel (1997).

Tabelle 6: Experimentelle Preisindizes für den privaten Verbrauch insgesamt  
(54 Ausgabenkategorien)

1986=100	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Laspeyres86	100,1	101,1	103,9	106,9	110,7	114,9	118,8	121,9	124,0	125,8
Paasche86	100,1	101,2	104,0	106,9	110,7	114,8	118,5	121,6	123,9	125,7
Fischer86	100,1	101,2	104,0	106,9	110,7	114,8	118,7	121,7	123,9	125,8
Törnqvist86	100,1	101,2	104,0	106,9	110,7	114,8	118,7	121,7	124,0	125,8
KLaspeyres	100,1	101,1	103,9	106,8	110,7	114,8	118,7	121,8	123,9	125,7
KPaasche	100,1	101,1	103,9	106,8	110,6	114,8	118,6	121,7	123,8	125,6
KFischer	100,1	101,1	103,9	106,8	110,6	114,8	118,7	121,7	123,9	125,7
KTörnqvist	100,1	101,1	103,9	106,8	110,6	114,8	118,7	121,7	123,8	125,7
Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %										
Laspeyres86	0,1	1,0	2,8	2,8	3,6	3,7	3,4	2,6	1,7	1,5
Paasche86	0,1	1,1	2,7	2,8	3,6	3,7	3,3	2,6	1,9	1,5
Fischer86	0,1	1,0	2,8	2,8	3,6	3,7	3,3	2,6	1,8	1,5
Törnqvist86	0,1	1,0	2,8	2,8	3,6	3,7	3,3	2,6	1,8	1,5
KLaspeyres	0,1	1,0	2,8	2,8	3,6	3,8	3,4	2,6	1,7	1,5
KPaasche	0,1	1,0	2,8	2,7	3,6	3,8	3,4	2,6	1,8	1,5
KFischer	0,1	1,0	2,8	2,8	3,6	3,8	3,4	2,6	1,8	1,5
KTörnqvist	0,1	1,0	2,8	2,8	3,6	3,8	3,4	2,6	1,8	1,5
mittlere Abweichung des Laspeyres86 vom ... in Prozentpunkten pro Jahr										
Paasche86	0,00	-0,03	0,00	0,00	0,02	0,02	0,03	0,03	0,00	0,00
Fischer86	0,00	-0,02	0,00	0,00	0,01	0,01	0,02	0,01	0,00	0,00
Törnqvist86	0,00	-0,01	0,00	0,00	0,01	0,01	0,02	0,01	0,00	0,00
KLaspeyres	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,00
KPaasche	0,00	-0,01	0,01	0,02	0,03	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01
KFischer	0,00	0,00	0,01	0,01	0,02	0,01	0,02	0,02	0,01	0,01
KTörnqvist	0,00	0,00	0,01	0,02	0,02	0,01	0,02	0,02	0,01	0,01

...86: Preisindex mit Basisjahr 1986

K...: verketteter Index

NAHRUNGS- UND GENUßMITTEL MIT EINER TIEFEREN DISAGGREGATION der Ausgaben berechnet. Für andere Gütergruppen und für den privaten Verbrauch insgesamt war dies nicht möglich, da das Statistische Bundesamt entsprechend fein gegliederte Angaben nicht veröffentlicht. Angesichts der geringen Fallzahlen wären die Ergebnisse für viele Gütergruppen, bei denen kein regelmäßiger Bedarf vorliegt, zudem kaum interpretierbar gewesen.<sup>1</sup> Die Preisindizes für die Nahrungsmittel wurden mit einer AUFGLIEDERUNG IN 91 POSITIONEN berechnet. Die Abweichung zwischen dem experimentellen Laspeyres-Index und den superlativen Indexformeln beläuft sich nach neun Jahren auf rund einen halben Prozentpunkt oder etwa 1/20 pro Jahr (Tabelle 7).<sup>2</sup> Dies ist zwar wesentlich mehr als zuvor, bleibt aber immer noch weit hinter den Ergebnissen amerikanischer Studien mit ähnlichem Disaggregationsgrad zurück. Zur Illustration des Aggregationseffekts sind weitere Preisindizes für Nahrungs- und Genußmittel berechnet worden, in diesem Fall aber mit einer gröberen Aufteilung. Übereinstimmend mit den Ergebnissen für den privaten Verbrauch insgesamt finden sich dabei nur sehr geringe Abweichung zwischen den verschiedenen Indexformeln (Tabelle 8).<sup>3</sup> Schließlich werden die verschiedenen Indizes auch noch für die DREI HAUSHALTSTYPEN getrennt erstellt. Tabelle 9 enthält auszugsweise die Ergebnisse. Danach passen vor allem die einkommensschwächeren Haushalte ihren Verbrauch an geänderte Preisrelationen an, während die wohlhabenderen Beamten- und Angestelltenhaushalte trotz veränderter Preise eher an den gewohnten Verbrauchsstrukturen festhalten.<sup>4</sup>

Insgesamt bestätigen diese Rechnungen, von der absoluten Größe des „Bias“ einmal abgesehen, das aus amerikanischen Untersuchungen bekannte Bild:<sup>5</sup>

- Die verschiedenen superlativen Indexformeln, ob verkettet oder auch nicht, liegen nahe beieinander.

---

<sup>1</sup> Kunz/Euler (1972).

<sup>2</sup> Berechnet man allerdings die verschiedenen Indizes mit der Meßziffernreihe für Kartoffeln aus der offiziellen Preisstatistik, fielen der „Bias“ doppelt so hoch aus!

<sup>3</sup> Daß der „Bias“ hier vergleichsweise groß ausfällt, hat vor allem damit zu tun, daß die Meßziffernreihe für Kartoffeln und Gemüse nicht für den Fehler bei den Kartoffelpreisen korrigiert wurde.

<sup>4</sup> Siehe auch Cunningham (1996).

<sup>5</sup> Ein weiteres bemerkenswertes Ergebnis betrifft die Veränderung des „Substitution Bias“ im Zeitablauf. Eigentlich sollte man erwarten, daß der durchschnittliche „Fehler“ mit dem Veralten eines Warenkorbs zunimmt. Dies ist bei den hier vorgestellten experimentellen Indizes aber nicht der Fall (Tabellen 6 und 7). Ein ähnliches Ergebnis errechnen für diesen Zeitraum mit amerikanischen Daten allerdings auch Shapiro/Wilcox (1997), die für dieses Phänomen ebenfalls keine Erklärung anbieten können.

Tabelle 7: Experimentelle Preisindizes für den privaten Verbrauch von Nahrungs- und Genußmitteln (91 Ausgabenkategorien)

1986=100	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Laspeyres86	99,2	98,9	100,6	103,4	106,4	109,5	111,2	112,9	114,2	115,1
Paasche86	99,2	98,8	100,4	103,1	106,2	109,1	110,6	112,1	113,3	114,2
Fischer86	99,2	98,9	100,5	103,2	106,3	109,3	110,9	112,5	113,8	114,6
Törnqvist86	99,2	98,9	100,5	103,2	106,3	109,3	110,9	112,5	113,8	114,6
KLaspeyres	99,2	98,9	100,5	103,2	106,3	109,3	111,1	112,7	113,9	114,8
KPaasche	99,2	98,8	100,3	103,0	106,1	109,1	110,8	112,3	113,5	114,4
KFischer	99,2	98,9	100,4	103,1	106,2	109,2	110,9	112,5	113,7	114,6
KTörnqvist	99,2	98,9	100,4	103,1	106,2	109,2	110,9	112,5	113,7	114,6
Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %										
Laspeyres86	-0,8	-0,3	1,7	2,7	2,9	3,0	1,5	1,5	1,2	0,7
Paasche86	-0,8	-0,4	1,6	2,7	3,0	2,7	1,4	1,4	1,1	0,8
Fischer86	-0,8	-0,3	1,6	2,7	3,0	2,8	1,5	1,4	1,1	0,7
Törnqvist86	-0,8	-0,4	1,6	2,7	2,9	2,8	1,5	1,4	1,2	0,7
KLaspeyres	-0,8	-0,3	1,6	2,7	3,0	2,9	1,6	1,4	1,1	0,8
KPaasche	-0,8	-0,4	1,5	2,7	3,0	2,9	1,5	1,4	1,0	0,8
KFischer	-0,8	-0,4	1,6	2,7	3,0	2,9	1,6	1,4	1,1	0,8
KTörnqvist	-0,8	-0,4	1,6	2,7	3,0	2,9	1,6	1,4	1,1	0,8
mittlere Abweichung des Laspeyres86 vom ...in Prozentpunkten pro Jahr										
Paasche86	0,03	0,05	0,07	0,06	0,04	0,08	0,08	0,08	0,09	0,08
Fischer86	0,02	0,03	0,04	0,03	0,02	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04
Törnqvist86	0,02	0,03	0,04	0,04	0,03	0,04	0,05	0,04	0,04	0,04
KLaspeyres	0,00	0,02	0,04	0,04	0,02	0,03	0,02	0,02	0,03	0,02
KPaasche	0,03	0,07	0,09	0,08	0,06	0,07	0,06	0,06	0,07	0,06
KFischer	0,02	0,04	0,07	0,06	0,04	0,05	0,04	0,04	0,05	0,04
KTörnqvist	0,02	0,04	0,07	0,06	0,04	0,05	0,04	0,04	0,05	0,04

...86: Preisindex mit Basisjahr 1986

K...: verketteter Index

- Der Laspeyres-Index liegt über, der Paasche-Index unter den superlativen Indexformeln.
- Der verkettete Laspeyres-Index liegt regelmäßig unter, der verkettete Paasche-Index oft über den entsprechenden Formeln mit fester Basis.
- Bei unterjähriger Verkettung stellt sich Indexdrift ein.

**Tabelle 8: Experimentelle Preisindizes für den privaten Verbrauch von Nahrungs- und Genußmitteln (9 Ausgabenkategorien)**

1986=100	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Laspeyres86	99,5	99,6	101,8	105,1	108,1	111,3	113,2	114,9	116,4	117,5
Paasche86	99,5	99,6	101,8	105,0	108,0	111,1	113,0	114,7	116,3	117,3
Fischer86	99,5	99,6	101,8	105,0	108,1	111,2	113,1	114,8	116,3	117,4
Törnqvist86	99,5	99,6	101,8	105,0	108,1	111,2	113,1	114,8	116,4	117,4
<b>Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %</b>										
Laspeyres86	-0,5	0,1	2,2	3,1	2,9	2,9	1,7	1,6	1,3	1,0
Paasche86	-0,5	0,1	2,2	3,1	2,9	2,9	1,7	1,5	1,3	0,9
Fischer86	-0,5	0,1	2,2	3,1	2,9	2,9	1,7	1,5	1,3	0,9
Törnqvist86	-0,5	0,1	2,2	3,1	2,9	2,9	1,7	1,5	1,3	0,9
<b>mittlere Abweichung des Laspeyres86 vom ... pro Jahr</b>										
Paasche86	0,02	0,00	0,00	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,02
Fischer86	0,01	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
Törnqvist86	0,01	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01

...86: Preisindex mit Basisjahr 1986; K...: verketteter Index



Tabelle 9: Experimentelle Preisindizes für den privaten Verbrauch von Nahrungs- und Genußmitteln nach Haushaltstypen (91 Ausgabenkategorien)

1986=100	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
HAUSHALTSTYP1: Zwei-Personen-Haushalte von Renten- und Sozialhilfeempfängern.										
Laspeyres86	99,0	98,5	100,2	103,0	106,1	109,0	110,4	112,1	113,6	114,2
Törnqvist86	98,9	98,3	100,0	102,8	105,8	108,6	109,8	111,6	113,1	113,8
KTörnqvist	98,9	98,3	100,0	102,7	105,8	108,5	109,9	111,5	112,9	113,6
Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %										
Laspeyres86	-1,0	-0,5	1,8	2,8	3,0	2,7	1,3	1,5	1,3	0,5
Törnqvist86	-1,1	-0,6	1,7	2,8	2,9	2,6	1,2	1,5	1,3	0,6
KTörnqvist	-1,1	-0,6	1,7	2,7	3,0	2,6	1,3	1,5	1,2	0,6
mittlere Abweichung des Laspeyres86 vom ... in Prozentpunkten pro Jahr										
Törnqvist86	0,07	0,07	0,07	0,06	0,05	0,07	0,07	0,06	0,05	0,04
KTörnqvist	0,07	0,10	0,09	0,08	0,06	0,08	0,07	0,07	0,07	0,06
HAUSHALTSTYP2: Vier-Personen-Arbeitnehmerhaushalte mit mittlerem Einkommen.										
Laspeyres86	99,2	98,9	100,6	103,4	106,3	109,6	111,4	113,0	114,4	115,3
Törnqvist86	99,2	98,9	100,5	103,2	106,2	109,4	111,0	112,6	113,9	114,7
KTörnqvist	99,2	98,9	100,4	103,1	106,1	109,3	111,1	112,7	113,8	114,8
Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %										
Laspeyres86	-0,8	-0,3	1,7	2,8	2,9	3,1	1,6	1,5	1,2	0,8
Törnqvist86	-0,8	-0,3	1,6	2,7	2,9	3,0	1,5	1,4	1,1	0,7
KTörnqvist	-0,8	-0,3	1,6	2,7	2,9	3,0	1,6	1,4	1,0	0,8
mittlere Abweichung des Laspeyres86 vom ... in Prozentpunkten pro Jahr										
Törnqvist86	0,01	0,01	0,03	0,03	0,03	0,04	0,05	0,05	0,05	0,05
KTörnqvist	0,01	0,03	0,06	0,07	0,04	0,05	0,04	0,04	0,05	0,04
HAUSHALTSTYP3: Vier-Personen-Haushalte von Beamten und Angestellten mit höherem Einkommen.										
Laspeyres86	99,4	99,2	100,8	103,5	106,8	109,7	111,5	113,1	114,4	115,3
Törnqvist86	99,4	99,1	100,7	103,4	106,5	109,5	111,3	112,8	114,1	115,0
KTörnqvist	99,4	99,1	100,6	103,3	106,4	109,5	111,3	112,9	114,0	115,0
Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %										
Laspeyres86	-0,6	-0,2	1,6	2,7	3,0	3,0	1,6	1,4	1,1	0,8
Törnqvist86	-0,6	-0,3	1,6	2,7	3,0	2,8	1,6	1,4	1,1	0,8
KTörnqvist	-0,6	-0,3	1,5	2,7	3,0	2,9	1,6	1,4	1,0	0,9
mittlere Abweichung des Laspeyres86 vom ... in Prozentpunkten pro Jahr										
Törnqvist86	0,00	0,02	0,03	0,03	0,01	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03
KTörnqvist	0,00	0,03	0,06	0,05	0,03	0,04	0,02	0,03	0,04	0,03

K...: verketteter Index.

## 4. Ergebnis und Hochrechnung

Bei einer Aufteilung der Ausgaben für NAHRUNGSMITTEL auf 91 Gruppen beträgt der „Substitution Bias“ für den Durchschnitt der drei Haushaltstypen also rund 1/20 PROZENTPUNKT PRO JAHR. Dies mag auf den ersten Blick sehr wenig erscheinen, doch ist zu berücksichtigen, daß selbst auf einer solchen Aggregationsebene die Ausgaben noch nach recht groben Kategorien wie etwa Rind- oder Schweinefleisch gegliedert werden. Als „Preise“ für diese zusammengefaßten Ausgaben dienen entsprechende Laspeyres-Indizes. Mit einer feineren Ausgabenstruktur wären daher mit einiger Wahrscheinlichkeit größere Abweichungen zwischen dem Laspeyres-Index und anderen Indexformen zu entlocken.

Zu prüfen wäre weiter, ob sich dieses Ergebnis auf den gesamten Warenkorb übertragen läßt. Da zuverlässige Detailinformationen über Veränderungen der Verbrauchsgewohnheiten für andere Gütergruppen aus den Laufenden Wirtschaftsrechnungen nicht gewonnen werden können, sind nur mehr oder weniger begründete Spekulationen möglich. Nach den Ergebnissen für die USA<sup>1</sup> und für Kanada<sup>2</sup> fällt der „Substitution Bias“ für andere Komponenten des Warenkorbs wesentlich größer aus als bei Nahrungsmitteln. Jedenfalls liegt das Gesamtergebnis dort jeweils deutlich über dem „Fehler“ für Nahrungsmittel alleine. Überträgt man die Relationen, die dort gelten, auf Deutschland, und berücksichtigt man dabei die Ergebnisse für die Nahrungsmittelpreise, wäre für den Konsum der privaten Haushalte in Deutschland insgesamt mit einem „SUBSTITUTION BIAS“ VON MINDESTENS 0,05, EHER ABER 0,1 PROZENTPUNKTEN PRO JAHR zu rechnen.

Eine genauere Abschätzung des „Substitution Bias“ im deutschen Preisindex für die Lebenshaltung wäre nur mit feiner gegliederten Daten über die Konsumausgaben der privaten Haushalte möglich, die auf Jahresbasis aus offiziellen Quellen nicht vorliegen.<sup>3</sup> Selbst bei einer besseren Datenlage bliebe man aber auf die rund 750 Positionen des Preisindex für die Lebenshaltung beschränkt, während es in der Realität viele zehntausend Güter gibt. Doch stellt sich die Frage, ob der „Substitution Bias“ in einem Laspeyres-Index mit ent-

---

<sup>1</sup> Braithwait (1980).

<sup>2</sup> Génèreux (1983).

<sup>3</sup> Bei Einkommens- und Verbrauchsstichproben werden zwar solch fein gegliederte Daten erhoben, diese Umfragen finden aber nur alle fünf Jahre statt. Entweder könnte man alternative Preisindizes für Fünfjahresabstände berechnen, oder aber versuchen, unter Nutzung anderer Datenquellen entsprechende Werte für die Jahre zwischen den Stichproben zu generieren. Dies muß aber späteren Studien vorbehalten bleiben.

sprechend vielen Waren auch entsprechend größer wäre, vielleicht in der Größenordnung von 1 Prozentpunkt? Dagegen spricht Folgendes: Bei einer feineren Aufgliederung des Güterspektrums sind zwar mehr enge Substitute zu finden (beispielsweise verschiedene Typen von Kühlschränken) und es werden auch sonst vorhandene Substitutionslücken geschlossen (etwa wenn neben Kühlschränken und Tiefkühlgeräten auch Kombigeräte vertreten wären). Bedingung für einen größeren „Substitution Bias“ sind aber langfristig divergierende Preistrends für die verschiedenen Produkte, und diese dürften bei vielen engen Substituten wegen weitgehend ähnlicher Produktionstechnologien ausbleiben. Selbst für einen sehr fein ausdifferenzierten Warenkorb wäre der „Substitution Bias“ daher strikt begrenzt.

Generell gilt zudem, daß der „Substitution Bias“ bei der üblichen Definition dieses „Fehlers“ auf einen Warenkorb mit gegebener Aufteilung bezogen wird; ein darüber hinausgehender „Fehler“ wegen abweichender Preistrends nicht berücksichtigter Güter ist entsprechend unserer Klassifikation der Differenzen zwischen einem Laspeyres-Index und einem idealen COLI (s. S. 5 f.) dem „New Product Bias“ zuzurechnen (Kapitel IV). Bei einer sehr feinen Disaggregation der privaten Ausgaben im Warenkorb des Preisindex für die Lebenshaltung wäre der „Substitution Bias“ größer, gleichzeitig würde der „Fehler“ für neue Produkte, der nicht berücksichtigte Waren und Dienstleistungen mit einer abweichenden Preistendenz betrifft, entsprechend kleiner ausfallen. Ähnliches würde gelten, wenn der Warenkorb nach Geschäftstypen differenziert würde; dann wüchse der „Product Substitution Bias“ auf Kosten des „Outlet Substitution Bias“ (dazu im einzelnen Kapitel V).



### III. Der „Quality Change Bias“

#### 1. Inflationsmessung bei Veränderung des Produktspektrums

„Man will nicht von einer Preissteigerung sprechen, wenn eine Ware gleichzeitig im gleichen Umfang besser wurde ...“  
Horstmann (1963)

Der zeitliche Vergleich von Preisen ist streng genommen nur für unveränderte Produkte sinnvoll. Diese Beschränkung kann in dynamischen Volkswirtschaften aber über längere Zeitabschnitte nicht durchgehalten werden, da sich das Warenangebot laufend verändert. Dann muß entweder auf einen intertemporalen Preisvergleich verzichtet werden, oder es müssen Ersatzlösungen gesucht werden, damit die Forderung nach Konstanz der Produktqualität näherungsweise erfüllt werden kann.

Je nach Grad der Produktänderung werden üblicherweise zwei Fälle unterschieden:

- Ein neues Gut unterscheidet sich zwar von den Modellen der Vorperiode, bleibt aber in seinen wesentlichen Eigenschaften unverändert. Dies ist beispielsweise der Fall, wenn ein neuer Kühlschrank mit einem geringeren Stromverbrauch auf den Markt kommt. Dann wird im folgenden von einem NEUEN MODELL bzw. von einer QUALITÄTSÄNDERUNG eines bekannten Guts gesprochen.
- Ein neues Gut unterscheidet sich wesentlich von den bisher angebotenen Gütern, die ähnliche Bedürfnisse befriedigen. Beispiele hierfür sind Mikrowellengeräte im Vergleich zu Elektro- oder Gasherden, CD-Player im Vergleich zu Schallplattenspielern. In diesem Fall wird im folgenden von NEUEN PRODUKTEN gesprochen. Neue Produkte sollen also nicht einfach kleine (nahe liegende) Variationen schon vorhandener Modelle sein, sondern eine wesentliche Erweiterung des Produktspektrums darstellen.

Obwohl es sich aus theoretischer Sicht in beiden Fällen um das gleiche Phänomen handelt, nämlich eine NEUE KOMBINATION VON PRODUKTEIGENSCHAFTEN, welche die Bedürfnisse der Konsumenten besser befriedigen soll als schon vorhandene Kombinationen, werden diese beiden Fälle in der Preisstatistik recht unterschiedlich behandelt. Dies hat vor allem praktische Gründe. Zu jedem Zeitpunkt gibt es eine Reihe ähnlicher Güter, die sich nur wenig unterscheiden. Streng genommen handelt es sich zwar um unterschiedliche Pro-

dukte, deren Preise in einen exakten Preisindex entsprechend ihrer Umsatzbedeutung aufgenommen werden sollten. Dies ist angesichts der Vielzahl der Modelle bisher praktisch unmöglich. Deshalb werden die verschiedenen Varianten eines Produkts wie ein Gut behandelt. Die relativen Preise von sehr ähnlichen Produkten dürften sich im Zeitablauf vermutlich kaum verändern, so daß eine solche Zusammenfassung zulässig erscheint. Dann reicht es üblicherweise aus, den Preis einer Produktvariante zu beobachten.

Allerdings ist dies über größere Zeiträume kaum möglich. Bei gewerblichen Waren beispielsweise sind jährliche MODELLWECHSEL üblich; teilweise finden sie auch häufiger statt. Bei Bekleidung wechselt die Mode mit den Jahreszeiten sogar mindestens zweimal pro Jahr. Zudem wird ein altes dabei meist durch ein neues Modell ersetzt. Der Preisstatistik bleibt also nichts anderes übrig, als fortlaufend Preisreihen für alte und neue Modelle zu verknüpfen. Dann sind Preisvergleiche über einen längeren Zeitraum aber nur sinnvoll, wenn der Geldwert des Qualitätsunterschieds beziffert und von der Preisdifferenz zwischen der neuen und der alten Variante abgesetzt wird. Der Preisunterschied muß also aufgeteilt werden in eine „ECHTE“ PREISVERÄNDERUNG und eine (monetäre) Komponente für die QUALITÄTSVERÄNDERUNG. Bedeutung gewinnt dieses Problem vor allem dadurch, daß aus absatzstrategischen Überlegungen und wegen Preisänderungskosten Modellwechsel häufig mit anstehenden Preisanpassungen verknüpft werden. Moulton/Moses (1997) beispielsweise zeigen anhand von Daten aus der amerikanischen Preisstatistik, daß ein erheblicher Teil des Preisanstiegs in den USA auf neu eingeführte Produktvarianten entfällt.<sup>1</sup>

Ein erfolgreiches NEUES PRODUKT hingegen verdrängt alte Erzeugnisse typischerweise nur langsam und teilweise auch nur begrenzt aus dem Markt. Neue Produkte stellen keine so engen Substitute zu alten Produkten dar wie neue zu alten Modellen. Beispielsweise werden weiterhin Schallplattenspieler verkauft, auch wenn sie gegenüber CD-Playern erheblich an Marktbedeutung verloren haben. Weil die Konsumenten aber noch große Bestände des dauerhaften Komplementärprodukts Schallplatten besitzen, können die im Preis-Leistungsverhältnis insgesamt überlegenen CD-Player die Schallplattenspieler nicht vollständig verdrängen. Andere Beispiele für ein Nebeneinander alter und neuer Produkte sind Elektroherde und Mikrowellengeräte sowie stationäre Fernsprengeräte und Handys.

Ein Preisvergleich für „alte“ Produkte wie z.B. Schallplattenspieler wäre daher selbst über längere Zeiträume möglich und auch sinnvoll. Wegen ihrer steigenden Marktbedeutung müßten daneben aber CD-Player Eingang in den Preisindex finden. Bei Schallplattenspie-

---

<sup>1</sup> Siehe auch schon Armknecht (1984).

lern ist der Bedeutungsverlust allerdings inzwischen so groß, daß ihr geringer Umsatzanteil aus Sicht der gesamtwirtschaftlichen Inflationsmessung kaum mehr eine (kostenaufwendige) Preisbeobachtung rechtfertigt.

Neuen Gütern wird - zumindest in Deutschland - üblicherweise erst bei einer Revision des Warenkorbs Genüge getan. Die Indexreihen für die unterschiedlichen Warenkörbe werden dann in der im Kapitel II geschilderten Weise verkettet. Je kürzer die Zeitabstände zwischen Neubasierungen des Preisindex sind, desto eher finden auch neue Produkte Eingang in die Preisbeobachtung.

Wachsende Volkswirtschaften zeichnen sich zudem durch eine enorme STEIGERUNG DER PRODUKTVIELFALT aus, die teilweise mit Qualitätsänderungen, teilweise mit dem Auftreten neuer Produkte einhergehen. Die mit der Verbreiterung des Warenspektrums verbundenen Wohlstandsgewinne sind bisher in der Preisstatistik überhaupt noch nicht berücksichtigt worden. Prinzipiell wären die hiermit verbundenen Probleme zu lösen, wenn der Preisindex an dem Ideal eines Lebenshaltungskostenindex ausgerichtet wäre. Die Inflationsrate entspräche dann der Veränderung der jeweils höchstens notwendigen Ausgaben zur Erhaltung eines bestimmten Lebensstandards, wobei nicht nur veränderte Preise, sondern auch ein verändertes, möglicherweise sogar erweitertes Produktspektrum bei der Kalkulation der Lebenshaltungskosten berücksichtigt würde.

Wegen der unterschiedlichen Behandlung von Qualitätsänderungen und neuen Produkten durch die amtliche Statistik konzentriere ich mich zunächst auf die Behandlung „kleiner“ Änderungen von Produktqualitäten bei der Inflationsmessung; im folgenden Kapitel IV geht es dann um „wirkliche“ Neuerungen. Dabei wird auch das Problem der zunehmenden Produktdifferenzierung angesprochen.

## 2. Die Qualitätsbereinigung des Preisanstiegs in der amtlichen Statistik

„I believe, however, that understanding and analyzing the implications of CPI quality adjustment procedures is important and relevant.“  
Jack Triplett (1997)

### a) Zuständigkeiten bei der Erfassung und Bewertung von Qualitätsänderungen

Die Statistischen Ämtern stehen im Zusammenhang mit Änderungen von Produktspezifikationen vor zwei Aufgaben:

- QUALITÄTSÄNDERUNGEN RICHTIG ZU ERKENNEN, und
- QUALITÄTSÄNDERUNGEN RICHTIG ZU BEWERTEN.

In der Bundesrepublik Deutschland liegen diese Aufgaben im Regelfall bei den Preisermittlern der Statistischen Landesämter bzw. der Statistischen Ämter der Kommunen. Nur für die zentral vom Statistischen Bundesamt erhobenen Preise (z. B. für Dienstleistungen der Versicherungen, Gesundheitsleistungen, Post- und Telekommunikationsleistungen sowie für Personenkraftwagen und Versandhandelswaren) wird die Qualitätsbereinigung von zentraler Stelle vorgenommen. Allgemein wird die Qualitätsbereinigung von Preisänderungen durch die RICHTLINIEN ZUR VERBRAUCHERPREISSTATISTIK DES STATISTISCHEN BUNDESAMTES<sup>1</sup> koordiniert.

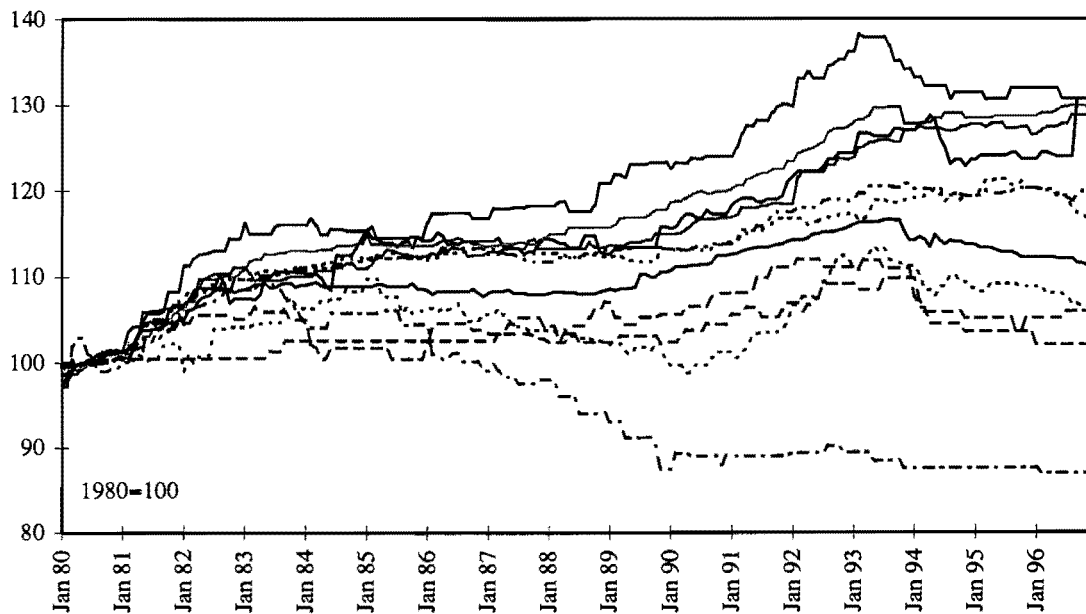
Die Bundesländer melden dem Statistischen Bundesamt normalerweise nur die unbereinigten Landesdurchschnittspreise sowie die bereinigten Meßzahlen für die Indexpositionen. Die vorgenommenen Anpassungen können vom Statistischen Bundesamt daher nicht mehr im einzelnen überprüft werden. Zentral findet lediglich eine Plausibilitätsprüfung der kurz-

---

<sup>1</sup> Statistisches Bundesamt (1990). Diese Anweisungen sind inzwischen im Rahmen der Bemühungen um eine Harmonisierung der europäischen Preisstatistik überarbeitet worden; weitere Anpassungen stehen bevor. Die im folgenden abgeleiteten Ergebnisse gelten daher vor allem für die Zeit bis 1996; eine Übertragung auf die Gegenwart scheint aber zulässig, denn die von den Preisermittlern im Fall von Qualitätsänderungen anzuwendenden Regeln wurden zwar einfacher gestaltet, blieben aber in wesentlichen Aspekten unverändert.



Schaubild 2: Länderpreisindizes für Waschmaschinen in Westdeutschland  
(verkettete Preismeßzahlen der Warenkörbe 1980, 1985 und 1991)

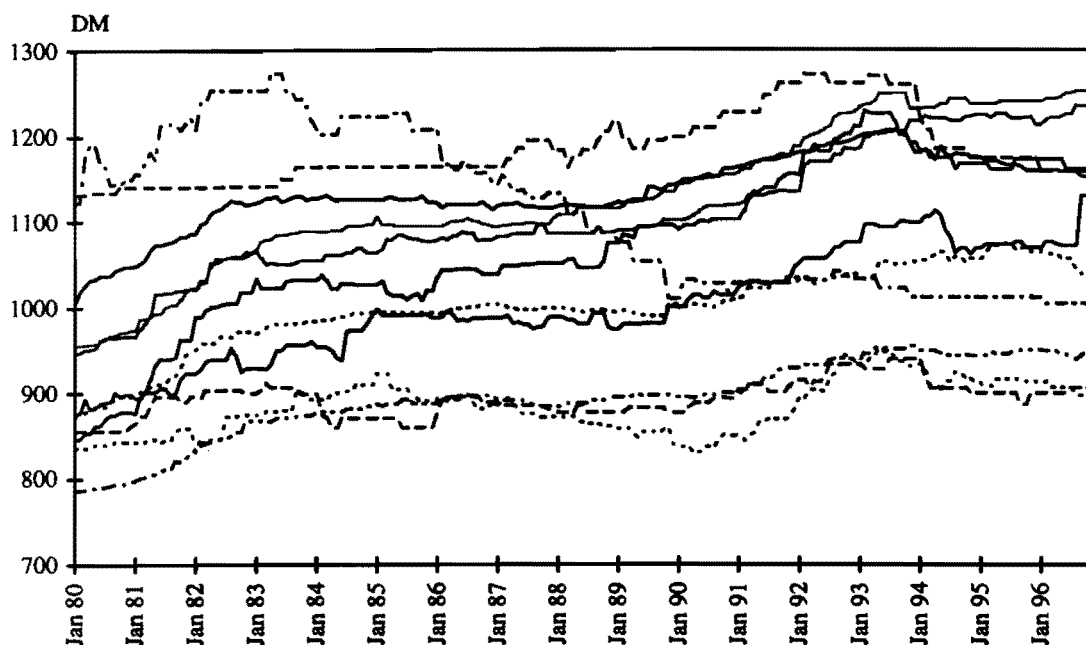


fristigen Veränderungen der Ländermeßzahlen statt. Die Bewertung von Qualitätsänderungen kann daher recht unterschiedlich ausfallen. Dies könnte den Vorteil haben, daß das Ergebnis insgesamt einer „DEMOKRATISCHEN“ BEURTEILUNG VON QUALITÄTSÄNDERUNGEN entspricht; andererseits muß der Durchschnitt von vielen mehr oder weniger richtigen Bewertungen nicht unbedingt eine angemessene Lösung des Problems darstellen.

Bei einer konsistenten Bewertung von Qualitätsänderungen durch die einzelnen Bundesländer sollten sich die QUALITÄTSBEREINIGTEN PREISINDIZES DER BUNDESLÄNDER für überörtlich gehandelte Güter eigentlich näherungsweise im Gleichschritt bewegen, zumal diesen Ländermeßzahlen ja bereits eine Durchschnittsbildung über mehrere Gemeinden oder zumindest über mehrere Geschäfte zugrundeliegt. Deshalb sind für eine Reihe von Waren die Ländermeßzahlen über kürzere und längere Zeiträume verglichen worden. Für diese ausgewählten Güter sind die Ergebnisse für Waschmaschinen durchaus typisch (Schaubild 2): Die Preisindizes der Länder laufen weit auseinander. Die Randpositionen werden allerdings zumeist von den kleineren Bundesländern besetzt, in denen die Fallzahlen sehr klein sind. Im Jahr 1997 lagen der Preismessung für den Teilindex für Waschmaschinen in dem kleinsten Bundesland Bremen lediglich Preise von vier Modellen zugrunde, in Bayern waren es hingegen immerhin 27.

### Schaubild 3: Fortgerechnete Waschmaschinenpreise der westdeutschen Bundesländer

(Durchschnittliche DM-Preise im Januar 1980 fortgerechnet mit qualitätsbereinigten Preismeßziffern)



Ein Vergleich der qualitätsbereinigten Preismeßziffern kann aber dann ein verzerrtes Bild von der Leistung der Preisermittler geben, wenn die Preisrelationen zu Beginn der Beobachtungsperiode nicht einem langfristigen Gleichgewicht entsprachen. Teure Geschäfte müßten dann beispielsweise preiswerter werden. Deshalb sind die absoluten DM-Preise aus dem Jahr 1980 mit den qualitätsbereinigten Preismeßziffern fortgeschrieben worden (Schaubild 3). Bei einer konsistenten Qualitätsbereinigung sollten diese „Preise“ dann im Durchschnitt nicht auseinanderlaufen. Auf den ersten Blick ergibt sich auch ein günstigeres Bild als bei den im Jahresdurchschnitt 1980 auf 100 normierten Preisindizes. Als genaueres Maß für die Nähe der Preisreihen zueinander wurde jeweils für den Anfang und für das Ende des betrachteten Zeitraums ein mit Bevölkerungsanteilen gewichteter Variationskoeffizient berechnet. Dabei zeigte sich dann allerdings doch, daß auch die mit den qualitätsbereinigten Preismeßzahlen fortgerechneten Länderpreise sowohl für Waschmaschinen wie auch für die meisten anderen untersuchten Produkte im Durchschnitt auseinanderlaufen.

Ohne eine Prüfung im Detail können die Gründe für dieses Abdriften nicht gefunden werden. Da die vorliegende Studie in erster Linie auf den Meßfehler insgesamt abgestellt war, ist davon abgesehen worden. Eine an und für sich sinnvolle Überprüfung der Länderpreisindizes auf Konsistenz muß daher späteren Untersuchungen vorbehalten bleiben.

Die folgenden Ausführungen beschränken sich im wesentlichen auf die Praxis der Statistischen Landesämter und der kommunalen Statistischen Ämter in Westdeutschland bis Ende 1996.<sup>1</sup> Seit 1997 gelten mit der Einführung der harmonisierten Verbraucherpreisindizes in der Europäischen Union geänderte Vorgaben für die Behandlung von Qualitätsänderungen.<sup>2</sup> Zumindest müssen seitdem die Preisänderungsgründe sowie die Methoden der Qualitätsbereinigung genauer dokumentiert werden. Zudem liefern die Statistischen Landesämter ab Januar 1997 entsprechende Meldungen an das Statistische Bundesamt, so daß erstmals eine zentrale und flächendeckende Erfassung der Qualitätskorrekturen möglich wäre. Für ausgewählte Güter nimmt das Statistische Bundesamt im Auftrag des Statistischen Amtes der Europäischen Gemeinschaften (EUROSTAT) im Rahmen der fortschreitenden Harmonisierung der Preisindizes in Europa inzwischen detaillierte Auswertungen vor. Da die Feinbeschreibungen der für die Preisbeobachtung ausgewählten Gütervarianten aber nicht auf maschinenlesbaren Datenträgern vorliegen, kann das Statistische Bundesamt allerdings nicht nachprüfen, ob im Einzelfall die Qualitätsbereinigung „richtig“ vorgenommen wurde.

## b) Die Auswahl der Preisrepräsentanten

Da bei dem Wechsel auf ein neues Modell wegen der damit verbundenen Qualitätsbereinigung prinzipiell schwierige Bewertungsprobleme auftreten, soll nach den Vorgaben des Statistischen Bundesamts an einem einmal ausgewählten Preisrepräsentanten möglichst lange festgehalten werden.<sup>3</sup> Die Preisermittler haben daher die Anweisung, als Preisrepräsentanten möglichst gängige Güter auszuwählen, die voraussichtlich noch lange in unveränderter Ausführung am Markt sind. Generell soll aber das MODELL MIT DEN GRÖSSTEN VERKAUFTEN MENGEN und nicht etwa ein Ladenhüter Objekt der Preisbeobachtung sein. Ein Gut mit großer Umsatzbedeutung dürfte in der Regel auch noch längere Zeit verkauft werden, es sei denn, es ging um die schnelle Befriedigung eines einmaligen Bedarfs. Im Zweifelsfall soll eine mittlere Qualität gewählt werden. Wo ein der amtlichen Spezifikation entsprechendes Modell nicht vorgefunden wird, darf auch ein möglichst ähnliches Gut mit großer Umsatzbedeutung gewählt werden.

---

<sup>1</sup> Für die USA siehe beispielsweise Armknecht/Weyback (1989), Kokoski (1993) oder Moulton/Moses (1997).

<sup>2</sup> Elbel (1997), Gottsmann (1997).

<sup>3</sup> Siehe dazu im einzelnen Statistisches Bundesamt (1990).

Relevant für die Auswahl des Preisrepräsentanten ist die Umsatzbedeutung der Produktvariante in der Berichtsstelle (und nicht etwa in Deutschland insgesamt). In die Meßzahlen und auch in die Durchschnittspreise gehen also Güter unterschiedlicher Marktsegmente ein, je nach der Kaufkraft in dem Einzugsbereich der Berichtsstellen. Soweit die Preisentwicklung in den verschiedenen Schichten eines Marktes unterschiedlich verläuft, ist die in der Meßzahl abgebildete Preisentwicklung ein mit den Preisen der Ausgangsperiode gewichteter Durchschnitt der verschiedenen Tendenzen (s. S. 27).

Die Güterbeschreibungen sind in den Meldebögen absichtlich nicht zu eng gewählt worden, damit die Preisermittler die Modelle mit der größten Umsatzbedeutung flexibel auswählen können. Die Beschreibung für Geschirrspülmittel lautet beispielsweise im Meldebogen 1992: „Geschirrspülmittel, flüssig, in Plastikflaschen zu etwa 1000 ml.“ Diese Abgrenzung schließt praktisch alle am Markt befindlichen Geschirrspülmittel ein.

### c) Indirekte Methoden bei der Bewertung von Qualitätsänderungen

In den Preisindex der Lebenshaltung sollen nach den Vorgaben des Statistischen Bundesamtes nur „ECHTE“ PREISÄNDERUNGEN eingehen. UNECHTE PREISVERÄNDERUNGEN, die keine Teuerung darstellen, sind zu eliminieren. Qualitätsänderungen sollen dabei nicht subjektiven Wertungen entspringen, sondern über einen ALLGEMEINEN NUTZWERT bestimmt werden. Rein modische Veränderungen im Aussehen von Bekleidungsstücken beispielsweise werden dementsprechend nicht als preisrelevante Qualitätsänderungen aufgefaßt.<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> Dies ist sinnvoll, wenn Mode als eine vorübergehende Geschmacksausbildung verstanden wird. Zwar könnte man neue Modelle als Qualitätsverbesserung im Vergleich zu älteren, unmodischen Modellen verstehen und eine entsprechende Korrektur der Preise vornehmen; dann aber müßte man mit dem regelmäßigen Wechsel des Geschmacks Preiszuschläge für Qualitätsverschlechterungen ansetzen, etwa in Form von altersabhängigen Abschreibungen auf die modische Komponente. Da dies praktisch sehr aufwendig wäre, ist die angemessene Methode die Nichtberücksichtigung von Designänderungen. Würde man hingegen nur die Anpassung an die neue Mode mit einem Preisabschlag berücksichtigen, entstünde ein systematischer Fehler. Siehe auch Cunningham (1996).

Tabelle 10: Verkettung im überlappenden Zeitraum

Zeitpunkt	Modell A		Modell B	
	Preis	Meßziffer	Preis	Meßziffer
t=0	$p_A^0$	-	$\left( p_B^0 = p_A^0 \frac{p_B^1}{p_A^1} \right)$	-
t=1	$p_A^1$	$I_A^1 = 100 * \frac{p_A^1}{p_A^0}$	$p_B^1$	$\left( I_B^1 = 100 * \frac{p_B^1}{p_B^0} = \frac{p_B^1}{p_A^0} \frac{p_A^1}{p_B^1} = \frac{p_A^1}{p_A^0} \right)$
t=2	-	-	$p_B^2$	$I_B^2 = 100 * \frac{p_B^2}{p_B^0} = \frac{p_B^2}{p_B^1} \frac{p_A^1}{p_A^0}$

Eine in Deutschland häufig angewandte Methode der Qualitätsbereinigung von Preisänderungen ist die sogenannte VERKETTUNG IM ÜBERLAPPENDEN ZEITRAUM<sup>1</sup> („overlap pricing“). Dabei werden Preise für den alten und den neuen Preisrepräsentanten in mindestens einer Periode parallel erhoben. Der Preisunterschied zwischen den beiden Modellen zu einem bestimmten Zeitpunkt kann dann näherungsweise als Marktbewertung der Qualitätsdifferenz interpretiert werden, und es erübrigt sich eine direkte monetäre Bewertung der unterschiedlichen Eigenschaften der beiden Modellen.

Technisch wird die Qualitätsbereinigung der Preisänderung nicht etwa durch eine Korrektur des Preises für das neue Modell, sondern - vor allem aus praktischen Gründen - über eine sogenannte BASISPREISANPASSUNG vorgenommen.<sup>3</sup> Der Basispreis ist der Preis aus der Basisperiode. Die Preismeßzahl, die in die Indexberechnung eingeht, wird als Quotient von aktuellem Preis und Basispreis berechnet. Nach einem Wechsel der Preisrepräsentanten würden ohne Qualitätsanpassungen die Preise zweier unterschiedlicher Güter verglichen. Eine sinnvoller intertemporaler Preisvergleich setzt also entweder die Korrektur des laufenden Preises oder des Basispreises um den monetären Wert der Qualitätsänderung voraus. Das Statistische Bundesamt hat die Basispreisanpassung gewählt, weil so in späteren Perioden nicht immer wieder die laufenden Preise für das aktuelle Modell korrigiert werden müssen. Es reicht für die weitere Preismessung aus, wenn einmalig ein neuer fiktiver Basispreis  $p_B^0$  berechnet wird (Tabelle 10). Dazu wird der alte Basispreis  $p_A^0$  mit

<sup>1</sup> Siehe dazu beispielsweise Statistisches Bundesamt (1990), Szenzenstein (1995), Neubauer (1996).

<sup>2</sup> Armknecht/Weyback (1989).

<sup>3</sup> Neubauer (1981).

dem relativen Preisunterschied zwischen dem alten und dem neuen Modell  $p_B^1/p_A^1$  multipliziert. Zu der neuen Basis werden dann wie üblich Meßzahlen berechnet.

Wesentlich für die Zuverlässigkeit dieser Methode ist vor allem, daß die beiden Modelle noch mit ähnlichen Stückzahlen zu „normalen“ Preisen verkauft werden, so daß der Preisunterschied näherungsweise die Marktbewertung der Qualitätsdifferenz widerspiegelt. Wird hingegen die alte Variante nur noch in begrenzter Stückzahl zu einem AUSVERKAUFSPREIS angeboten, dann würde eine zu große Preisdifferenz in die Korrekturrechnung eingehen, mit der Konsequenz einer Überschätzung des Qualitätsfortschritts und einer UNTERZEICHNUNG DER TEUERUNG. Dies gilt auch dann, wenn eine Preisanpassung nach oben mit der Einführung eines neuen Modells verknüpft wird und das alte Modell, beispielsweise wegen Preisänderungskosten, zum alten Preis ausverkauft wird.<sup>1</sup> Wird umgekehrt das neue Modell erstmals mit einem niedrigen EINFÜHRUNGSPREIS angeboten, das alte Produkte hingegen zunächst noch mit dem normalen Preis weiterverkauft, wäre die Preisdifferenz relativ klein im Vergleich zu den Qualitätsunterschieden, und die Preissteigerung würde insgesamt zu hoch ausgewiesen.

Nur in einem langfristigen Marktgleichgewicht liefert die Methode der überlappenden Verkettung also zuverlässig das richtige Ergebnis. Diese Voraussetzung dürfte typischerweise für erfolgreiche Modelle des gleichen Jahrgangs - bei denen sich das Problem der Verknüpfung von Zeitreihen in aller Regel nicht stellt - erfüllt sein. Bei einem der regelmäßigen Produktwechsel, vor allem, wenn sie von den Herstellern mehr oder weniger synchronisiert vorgenommen werden, wird dies hingegen nicht der Fall sein.<sup>2</sup>

Selbst wenn man von dem typischen Problem des Austauschs eines Preisrepräsentanten nach einem Modellwechsel absieht, ist diese Methode der Verkettung im überlappenden Zeitraum problematisch. In den Anweisungen für die Preisermittler heißt es zwar:

„Wenn der Preisermittler feststellt oder erfährt, daß die bisher berücksichtigte Güterausführung an Umsatzbedeutung verliert und voraussichtlich weiter verlieren wird, dann sollte er nicht länger warten, sondern so bald wie möglich auf eine möglichst gleichartige Güterausführung übergehen.

Der Qualitätsunterschied zwischen dem alten und dem neuen Gut könnte hierbei ohne weiteres dem Preisunterschied gleichgesetzt werden. Es ist also davon auszugehen, daß keine echte Verteuerung oder Verbilligung vorliegt.“<sup>3</sup>

---

<sup>1</sup> Kokoski (1993), Reinsdorf/Liegey/Stewart (1996), Moulton/Moses (1997).

<sup>2</sup> Deneffe (1958).

<sup>3</sup> Statistisches Bundesamt (1990).

Qualifizierend wird anschließend allerdings hinzugefügt, daß auf jeden Fall in der Berichtsstelle nachgefragt werden müsse, wie sich Preis- und Qualitätsunterschiede zueinander verhielten. Im Regelfall dürfte aber so verfahren werden, daß die gesamte Preisdifferenz für die Inflationsmessung ausgeschaltet wird. Damit aber wird selbst unter günstigsten Voraussetzungen die Teuerung überzeichnet, denn ein Produkt kann ein Konkurrenzmodell letztendlich nur durch ein überlegenes Preis-Leistungsverhältnis vom Markt verdrängen.<sup>1</sup> Wenn also ein Produkt an Marktanteil gewinnt und ein anderes verliert, dann muß das Marktanteile gewinnende Produkt im Urteil der Konsumenten überlegen sein.<sup>2</sup>

Die auf den ersten Blick äußerst attraktive Methode der Verkettung im überlappenden Zeitraum liefert also genau unter solchen Bedingungen zuverlässige Ergebnisse, wo ein Austausch der Preisrepräsentanten nicht notwendig ist.<sup>3</sup> In den meisten anderen Fällen wird sie dazu führen, daß die Teuerung nicht richtig ausgewiesen wird.<sup>4</sup>

Für die Bestimmung des monetären Wertes einer Qualitätsänderung sollen die Preisermittler auch Informationen der Verkäufer heranziehen. Deren Kenntnisse über Angaben der Hersteller beziehen sich möglicherweise auch auf die zusätzlichen Produktionskosten für Qualitätsverbesserungen. Der Wert der Qualitätsänderung könnte dann den KOSTEN DER QUALITÄTSÄNDERUNG gleichgesetzt werden. Es wäre aber nicht sinnvoll, die Bewertung von Qualitätsänderungen generell an den Zusatzkosten der Produktion neuer und zugleich höherwertiger Waren festzumachen. Oftmals gehen Produktinnovationen Hand in Hand mit Prozeßinnovationen, so daß die Mehraufwendungen für die bessere Produktausführung kaum isoliert werden können. Bei generellen Kostensteigerungen und steigenden Preisen kann es andererseits zu Qualitätsverschlechterungen kommen. In diesem Fall wären die Minderkosten für die schlechtere Qualität nur hypothetisch zu beziffern. Eine Ori-

---

<sup>1</sup> Nicholson (1967).

<sup>2</sup> Szenzenstein (1995) sieht als Folge der Verkettung im überlappenden Zeitraum hingegen eine Tendenz zur Unterzeichnung des Preisauftriebs. Erfahrungsgemäß seien neue, technisch verbesserte Waren am Beginn ihrer Markteinführung relativ teurer, weil sie noch in kleineren Stückzahlen gefertigt würden. Erst bei dem Übergang zur Massenproduktion werde die neue Variante häufig billiger. Ein zu frühes Verketteten könne deshalb zu einer Unterschätzung der Preisänderungen führen. Die von Szenzenstein unterstellte Marktentwicklung dürfte aber in erster Linie für wirkliche Produktneuheiten wie etwa CD-Player gelten, die eigene Probleme aufwerfen (siehe Kapitel IV), weniger hingegen für die wesentlich häufigeren Modellwechsel mit „kleinen“ Änderungen. Dort läßt sich der Bedarf hinreichend genau abschätzen, so daß die Produktion von Anfang an auf große Stückzahlen ausgelegt wird.

<sup>3</sup> In den USA wird die Methode der überlappenden Verkettung deshalb nur noch bei der dort üblichen regelmäßigen Rotation der Preisrepräsentanten eingesetzt, aber nicht mehr bei einem erzwungenen Austausch. Siehe dazu Armknecht (1996).

<sup>4</sup> Siehe dazu auch Adelman/Griliches (1961).

entierung an den Produktionskosten wird daher dem Wert von Qualitätsveränderungen nur selten gerecht werden können.<sup>1</sup>

Ein verwandter Sonderfall ist die Übernahme einer SONDERAUSSTATTUNG, die bisher getrennt berechnet wurde, in die Serienausstattung. Den Qualitätsunterschied könnte man dann durch den bisherigen Zusatzpreis für die Sonderausstattung approximieren. Andererseits können jetzt auch die Konsumenten, die diese Sonderausstattung nicht schätzen, nur noch das „bessere“ Produkt kaufen.<sup>2</sup> Also würde der Nutzwert nicht allgemein steigen. Allerdings entscheiden sich die Hersteller im Regelfall erst dann für die Neubündelung eines Produkts, wenn einerseits die Zusatzausstattung von einer Vielzahl von Käufern geschätzt wird, andererseits die Einbindung in die Serienausstattung deutliche Kostenvorteile bringt, so daß ein generelles Urteil über die Zuverlässigkeit dieses Verfahrens kaum möglich ist.

#### d) Direkte Verfahren zur Korrektur von Preisdifferenzen für Qualitätsunterschiede

„ ... sehr häufig, besonders in Zeiten mäßiger Preisveränderungen, werden echte Preisveränderungen vom Erzeuger her nur in Verbindung mit Qualitätsänderungen vorgenommen.“  
Guckes (1976)

In den meisten Fällen müssen die Preisermittler wohl oder übel den Geldwert der Qualitätsänderung direkt schätzen. Manchmal kann dies vergleichsweise einfach sein, etwa wenn bei Nahrungsmitteln der Packungsinhalt marginal geändert wird. Dann wird ein entsprechender Preis pro Gewichts- oder Volumeneinheit berechnet. In vielen anderen Fällen ist die richtige Bewertung von Qualitätsunterschieden aber sehr schwierig. Bei größeren Änderungen der Füllmenge wird man beispielsweise nicht mehr von einem einheitlichen Preis pro Mengeneinheit ausgehen können.<sup>3</sup>

---

<sup>1</sup> Kritisch zum Ansatz von Produktionskosten bei der Bemessung des Qualitätsfortschritts auch Deneffe (1958), Nicholson (1967) und Griliches (1971).

<sup>2</sup> Szenzenstein (1995).

<sup>3</sup> Fürst (1971).



Wegen der äußerst komplexen Probleme bei der Qualitätsbereinigung von Preisänderungen hat das STATISTISCHE BUNDESAMT deshalb ein VEREINFACHTES VERFAHREN erarbeitet.<sup>1</sup> Insgesamt werden sechs Regeln unterschieden; die ersten drei beziehen sich auf GLEICHGERICHTETE QUALITÄTS- UND PREISVERÄNDERUNGEN.

Dabei soll der Preisermittler zunächst die MARKTPREISVERÄNDERUNG  $\Delta P$  gedanklich in eine „REINE“ oder „ECHTE“ PREISVERÄNDERUNG  $\Delta P_R$  und in den GELDWERT  $\Delta P_Q$  DER QUALITÄTSVERÄNDERUNG zerlegen:

$$(28) \quad \Delta p = \Delta p_r + \Delta p_q$$

Diese beiden Größen werden dann verglichen:

a) „DIE IM PREISUNTERSCHIED ENTHALTENE ECHTE VERTEUERUNG (BZW. VERBILLIGUNG) IST GRÖßER ALS DIE QUALITÄTSVERBESSERUNG (BZW. -VERSCHLECHTERUNG).“ In diesem Fall soll die Preisveränderung aus dem Preis der neuen Güterausführung und dem Preis des Vorläufermodells berechnet werden (VERFAHREN DES DIREKTEN VERGLEICHS; „DIRECT COMPARISON“). Der Qualitätsunterschied bleibt bei dem Preisvergleich dann unberücksichtigt. Mit diesem Verfahren wird die Teuerung bei einem Qualitätsfortschritt überzeichnet und bei nachlassender Qualität unterzeichnet.

Bei einem insgesamt mäßigen Preisanstieg würden zwar jeweils nur kleine Qualitätsverbesserungen „unter den Teppich gekehrt“. Problematisch ist aber, daß sich auch kleine Änderungen kumulieren, so daß ein Produkt in einem Mehrjahreszeitraum in vielen kleinen Schritten wesentlich verbessert bzw. verschlechtert werden könnte, ohne daß es jemals zu einer Korrektur der Preise kommt.<sup>2</sup>

b) „DIE IM PREISUNTERSCHIED ENTHALTENE ECHTE VERTEUERUNG (BZW. VERBILLIGUNG) IST ETWA EBENSO GROSS WIE DIE QUALITÄTSVERBESSERUNG (BZW. -VERSCHLECHTERUNG).“ Dann ist - so die Anweisung - eine Basispreisänderung (s. S. 59) in Höhe des halben Preisunterschieds vorzunehmen. Generell handelt es sich hier um die Methode der ANKETTUNG MIT EINEM KORREK-

---

<sup>1</sup> Reich/Sonntag/Holub (1977), Neubauer (1981), Statistisches Bundesamt (1990).

<sup>2</sup> Wenn man allerdings wie Szenzenstein (1995) der Meinung ist, daß Preisvergleiche über längere Zeiträume ohnehin nur sehr eingeschränkt aussagefähig sind, dann „lohnen“ sich Qualitätsbereinigungen nur bei spürbaren Qualitätsänderungen.

TURFAKTOR, wobei dieser pauschal auf 50 % des Preisunterschieds festgelegt wird.<sup>1</sup> Von der tatsächlichen Verteilung von Preis- und Qualitätsänderungen hängt ab, ob ein systematischer Bias entsteht oder auch nicht.

- c) „DIE IM PREISUNTERSCHIED ENTHALTENE ECHE TEUERUNG (BZW. VERBILLIGUNG) IST KLEINER ALS DIE QUALITÄTSVERBESSERUNG (BZW. -VERSCHLECHTERUNG).“ In diesem Fall wird eine Basispreisänderung in Höhe des vollen Preisunterschiedes vorgenommen. Auch hier handelt es sich um die Methode der ANKETTUNG MIT EINEM KORREKTURFAKTOR, nur wird dieser jetzt pauschal auf 100 % der Preisdifferenz angesetzt. Der Preisindex zeigt dann weder einer Verteuerung noch eine Verbilligung an. Diese Methode entspricht der - hier nicht zutreffenden - Annahme, daß die Preisdifferenz genau dem Wert des Qualitätsunterschieds entspricht. Kommt diese Regel zur Anwendung, dann wird die Teuerung bei Qualitätsverbesserungen unterzeichnet und bei Qualitätsminderungen überzeichnet.

Die drei anderen Fälle betreffen vor allem QUALITÄTSVERÄNDERUNGEN MIT GEGENLÄUFIGEN PREISVERÄNDERUNGEN. Falls diese Kombinationen auftreten, sind sie zwar den Statistischen Ämtern der Berichtsgemeinden zu melden. Im Regelfall werden hier wohl Basispreiskorrekturen unterbleiben und die Preise statt dessen direkt verkettet (VERFAHREN DES DIREKTEN VERGLEICHS, „DIRECT COMPARISON“). Im einzelnen geht es um folgende Fälle:

- d) QUALITÄTSVERÄNDERUNGEN OHNE PREISVERÄNDERUNGEN (bei Verbesserung Überzeichnung der Teuerung, bei Verschlechterung Unterzeichnung der Teuerung).
- e) QUALITÄTSVERBESSERUNGEN BEI GLEICHZEITIGER PREISSENKUNG (Überzeichnung der Teuerung).
- f) QUALITÄTSVERSCHLECHTERUNGEN BEI GLEICHZEITIGER PREISANHEBUNG (Unterzeichnung der Teuerung).

In der folgenden Tabelle 11 werden die Regeln des Statistischen Bundesamts zur Bereinigung von Preisunterschieden bei Qualitätsänderungen sowie ihre Konsequenzen nochmals nach einer anderen Systematik dargestellt. Beginnend mit „großen“ Preissteigerungen bei

---

<sup>1</sup> Dieses Verfahren ist in Zeiten einer starken Teuerung oder kräftiger Preisrückgänge deshalb problematisch, weil die Basispreiskorrektur mit dem inflationierten bzw. deflationierten Wert der Gegenwartsperiode vorgenommen wird und deshalb die echte Teuerung zu niedrig bzw. der Preisrückgang zu gering ausgewiesen wird.

Qualitätsverbesserungen bis hin zu kräftigen Preisrückgängen bei Qualitätsminderungen wird das gesamte Spektrum von Preis- und Qualitätsänderungen im einzelnen dargestellt. Dabei werden auch die Lücken in den Anweisungen des Statistischen Bundesamts aufgefüllt.

Diese betreffen vor allem gleichgerichtete Preis- und Qualitätsänderungen, wo aber die echte Teuerung ein anderes Vorzeichen aufweist als die Marktpreisveränderung. Wenn beispielsweise der Preis eines Gutes um 10 DM steigt, der Gebrauchswert aber um 15 DM angehoben wurde, beträgt die reine Teuerung - 5 DM. Sinnvollerweise sollte dann nach Regel c) verfahren werden und eine Basispreiskorrektur in Höhe des Preisunterschieds vorgenommen werden.

Eine weitere Lücke betrifft Regel b). In den Anweisungen des Statistischen Bundesamtes wird nicht im einzelnen festgelegt, in welcher Umgebung um den Geldwert der Qualitätsverbesserung diese Regel anzuwenden ist. In Tabelle 11 und in den folgenden Modellrechnungen wird unterstellt, daß dieses Intervall vom 0,5- bis zum 1,5fachen des Geldwerts der Änderung der Produktspezifikation reicht.

Es stellt sich die Frage, ob diese pauschalisierenden Verfahren im Durchschnitt eine angemessene Berücksichtigung von Qualitätsveränderungen gewährleisten.<sup>1</sup> Zunächst soll geprüft werden, ob ein generelles Vorurteil möglich ist. Horstmann (1963) hat die Vermutung geäußert, daß in einer Zeit verhältnismäßig großer Preisruhe der Meßfehler größer sei, weil erst bei Preissteigerungen nach Qualitätsänderungen gefragt werde; bei Preissenkungen würden Produktverbesserungen weniger beachtet. Dieses Vorurteil bezieht sich auf das Problem des Erkennens von Qualitätsänderungen. Hier soll hingegen zunächst im Rahmen einer MODELLRECHNUNG der Meßfehler bei einer Qualitätsänderung abgeleitet werden, wenn diese zwar richtig erkannt und bewertet, dann aber nach den pauschalisierenden Regeln des Statistischen Bundesamtes ausgeschaltet wird.

---

<sup>1</sup> Davon scheint beispielsweise Guckes (1976) auszugehen, der in seiner Aufzählung möglicher Fehler zwar nicht erkannte schleichende Qualitätsveränderungen sowie die Vernachlässigung unbedeutender Qualitätsänderungen nennt, nicht aber systematische „Fehler“ aufgrund der Regeln des Statistischen Bundesamtes.

Tabelle 11: Die Regeln zur Bereinigung von Preisunterschieden um Qualitätsdifferenzen

Fall	Preisveränderung	Wert der Qualitätsveränderung	„echte“ Preisveränderung (im Vergleich zur Qualitätsveränderung)	Regel	Basispreis-korrektur	(relativer) Fehler
(1)	$\Delta p > 0$	$\Delta p_q > 0$	$\Delta p_r > \frac{2}{3}\Delta p_q$	a)	0	$\frac{(p_b + \Delta p_r + \Delta p_q) / p_b}{(p_b + \Delta p_r) / p_b} - 1 = \frac{\Delta p_q}{p_b + \Delta p_r} > 0$
(2)	$\Delta p > 0$	$\Delta p_q > 0$	$\frac{1}{2}\Delta p_q \leq \Delta p_r \leq \frac{2}{3}\Delta p_q$	b)	$\frac{1}{2}\Delta p$	$\frac{(p_b + \Delta p_r + \Delta p_q) / (p_b + \frac{1}{2}\Delta p)}{(p_b + \Delta p_r) / p_b} - 1 = \frac{\frac{1}{2}(p_b \Delta p_q - p_b \Delta p_r - \Delta p \Delta p_r)}{(p_b + \Delta p_r)(p_b + \frac{1}{2}\Delta p)} > 0 ?$
(3)	$\Delta p > 0$	$\Delta p_q > 0$	$0 < \Delta p_r < \frac{1}{2}\Delta p_q$	c)	$\Delta p$	$\frac{(p_b + \Delta p_r + \Delta p_q) / (p_b + \Delta p)}{(p_b + \Delta p_r) / p_b} - 1 = \frac{-\Delta p_r}{(p_b + \Delta p_r)} < 0$
(4)	$\Delta p > 0$	$\Delta p_q > 0$	$\Delta p_r \leq 0$	[c]	$\Delta p$	$\frac{(p_b + \Delta p_r + \Delta p_q) / (p_b + \Delta p)}{(p_b + \Delta p_r) / p_b} - 1 = \frac{-\Delta p_r}{(p_b + \Delta p_r)} \geq 0$
(5)	$\Delta p > 0$	$\Delta p_q = 0$	$\Delta p_r > 0$	-	0	$\frac{(p_b + \Delta p_r) / p_b}{(p_b + \Delta p_r) / p_b} - 1 = 0$
(6)	$\Delta p > 0$	$\Delta p_q < 0$	$\Delta p_r > 0$	f)	0	$\frac{(p_b + \Delta p_r + \Delta p_q) / p_b}{(p_b + \Delta p_r) / p_b} - 1 = \frac{\Delta p_q}{p_b + \Delta p_r} < 0$

(7)	$\Delta p = 0$	$\Delta p_q > 0$	$\Delta p_r < 0$	d)	0	$\frac{(p_b + \Delta p_r + \Delta p_q) / p_b}{(p_b + \Delta p_r) / p_b} - 1 = \frac{\Delta p_q}{p_b + \Delta p_r} > 0$
(8)	$\Delta p = 0$	$\Delta p_q = 0$	$\Delta p_r = 0$	-	0	$\frac{(p_b + \Delta p_r) / p_b}{(p_b + \Delta p_r) / p_b} - 1 = 0$
(9)	$\Delta p = 0$	$\Delta p_q < 0$	$\Delta p_r > 0$	d)	0	$\frac{(p_b + \Delta p_r + \Delta p_q) / p_b}{(p_b + \Delta p_r) / p_b} - 1 = \frac{\Delta p_q}{p_b + \Delta p_r} < 0$
(10)	$\Delta p < 0$	$\Delta p_q > 0$	$\Delta p_r < 0$	e)	0	$\frac{(p_b + \Delta p_r + \Delta p_q) / p_b}{(p_b + \Delta p_r) / p_b} - 1 = \frac{\Delta p_q}{p_b + \Delta p_r} > 0$
(11)	$\Delta p < 0$	$\Delta p_q = 0$	$\Delta p_r < 0$	-	0	$\frac{(p_b + \Delta p_r) / p_b}{(p_b + \Delta p_r) / p_b} - 1 = 0$
(12)	$\Delta p < 0$	$\Delta p_q < 0$	$\Delta p_r \geq 0$	[c)]	$\Delta p$	$\frac{(p_b + \Delta p_r + \Delta p_q) / (p_b + \Delta p)}{(p_b + \Delta p_r) / p_b} - 1 = \frac{-\Delta p_r}{(p_b + \Delta p_r)} \leq 0$
(13)	$\Delta p < 0$	$\Delta p_q < 0$	$\Delta p_r < 0$ $0 <  \Delta p_r  <  \frac{1}{2}\Delta p_q $	c)	$\Delta p$	$\frac{(p_b + \Delta p_r + \Delta p_q) / (p_b + \Delta p)}{(p_b + \Delta p_r) / p_b} - 1 = \frac{-\Delta p_r}{(p_b + \Delta p_r)} > 0$
(14)	$\Delta p < 0$	$\Delta p_q < 0$	$\Delta p_r < 0$ $ \frac{1}{2}\Delta p_q  \leq  \Delta p_r  \leq  \frac{1}{2}\Delta p_q $	b)	$\frac{1}{2}\Delta p$	$\frac{(p_b + \Delta p_r + \Delta p_q) / (p_b + \frac{1}{2}\Delta p)}{(p_b + \Delta p_r) / p_b} - 1 = \frac{\frac{1}{2}(p_b \Delta p_q - p_b \Delta p_r - \Delta p \Delta p_r)}{(p_b + \Delta p_r)(p_b + \frac{1}{2}\Delta p)} > 0 ?$
(15)	$\Delta p < 0$	$\Delta p_q < 0$	$\Delta p_r < 0$ $ \Delta p_r  >  \frac{1}{2}\Delta p_q $	a)	0	$\frac{(p_b + \Delta p_r + \Delta p_q) / p_b}{(p_b + \Delta p_r) / p_b} - 1 = \frac{\Delta p_q}{p_b + \Delta p_r} < 0$

Dabei wird zur Vereinfachung von ZWEI WESENTLICHEN ANNAHMEN ausgegangen:

- QUALITÄTSVERBESSERUNGEN kommen häufiger vor als Qualitätsminderungen. In modernen Volkswirtschaften findet man jedenfalls insgesamt kein proportionales oder gar überproportionales Mengenwachstum. Mit steigenden Einkommen wird vorwiegend nicht immer mehr gegessen, sondern besser gegessen; es werden nicht nur immer mehr Autos gekauft, sondern vor allem bequemere und schnellere Autos. Der Fehler sollte also nicht allzu groß sein, wenn sich die folgenden Überlegungen zunächst auf Qualitätsverbesserungen konzentrieren.
- Preise werden - auch wegen Preisänderungskosten<sup>1</sup> - typischerweise bei Modellwechseln angepaßt und bleiben dann bis zum nächsten Modellwechsel unverändert.<sup>2</sup> Bei einem Modellwechsel pro Jahr kann sich die Analyse dann auf JAHRESRATEN VON PREIS- UND QUALITÄTSVERÄNDERUNGEN beschränken.<sup>3</sup>

Für die weiteren Überlegungen ist die Zerlegung des Preisunterschiedes zwischen dem alten und dem neuen Modell in die echte Preisveränderung und den Geldwert des Produktivitätsfortschritts nach Gleichung (28) wesentlich. In stetigen Wachstumsraten ergibt sich dann mit  $\psi$  als Symbol für die Veränderung des Marktpreises:

$$(29) \quad \psi_i = \pi_i + \phi_i$$

$\pi$  steht dabei für die „echte“ Preisveränderung,  $\phi$  für das Qualitätswachstum. Für das folgenden Gedankenexperiment wird die VERÄNDERUNGSRATE DES QUALITÄTSWACHSTUMS bei 1 % pro Jahr konstant gehalten und die „REINE“ TEUERUNGSRATE von - 2 % bis + 3 % p.a. variiert, so daß das alle bei Qualitätsfortschritt relevanten Regeln zum Einsatz kommen. Dabei wird im Detail wie folgt verfahren:

- Zunächst wird eine „ECHTE“ TEUERUNGSRATE unterstellt.
- Mit einer unterstellten VERÄNDERUNGSRATE FÜR DIE QUALITÄT ergibt sich eine VERÄNDERUNGSRATE DER MARKTPREISE.

---

<sup>1</sup> Zur empirischen Bedeutung von Preisänderungskosten siehe beispielsweise Levy/Bergen/Dutta/Venable (1997).

<sup>2</sup> Moulton/Moses (1997) zeigen anhand von Daten für die USA, daß ein großer Teil der Preisänderungen bei Produktwechseln vorgenommen wird.

<sup>3</sup> Ob diese Annahmen auch für Deutschland angemessen sind, werden möglicherweise die von EUROSTAT angeregten Auszählungen zur Qualitätsbereinigung von Preisänderungen zeigen können.

- Unter der Annahme eines absoluten Preises für die Basisperiode kann sodann der GELDWERT DER QUALITÄTSVERÄNDERUNG und die „REINE“ PREISVERÄNDERUNG errechnet werden.
- Auf diese Daten werden die REGELN DES STATISTISCHEN BUNDESAMTS angewandt. Wenn es von diesen Regeln gefordert wird, wird eine entsprechende BASISPREISKORREKTUR vorgenommen.
- Es werden schließlich MESSZAHLEN FÜR DIE QUALITÄTSBEREINIGTE PREISENTWICKLUNG als Quotient der Marktpreise und der korrigierten Basispreise gebildet.
- Der Quotient der Meßzahlen für die qualitätsbereinigten Preise und für die „reine“ Preisveränderung ergibt eine MESSZAHL FÜR DEN „BIAS“. Wenn die nach den Methoden des Statistischen Bundesamtes qualitätsbereinigten Preismeßzahlen schneller steigen als es der reinen Teuerung entspricht, ist der systematische „Fehler“ größer als Null.

Unter der Annahme einer konstanten Qualitätsverbesserung von 1 % p.a. ergibt sich bei der in Schaubild 4 dargestellten Modellrechnung folgender Verlauf des Meßfehlers in Abhängigkeit von der „echten“ (qualitätsbereinigten) Teuerung. Auf der horizontalen Achse wird die „echte“ Preisveränderung (die reine Teuerung bei einem unveränderten Gut in einem Jahr) abgetragen, auf der vertikalen Achse

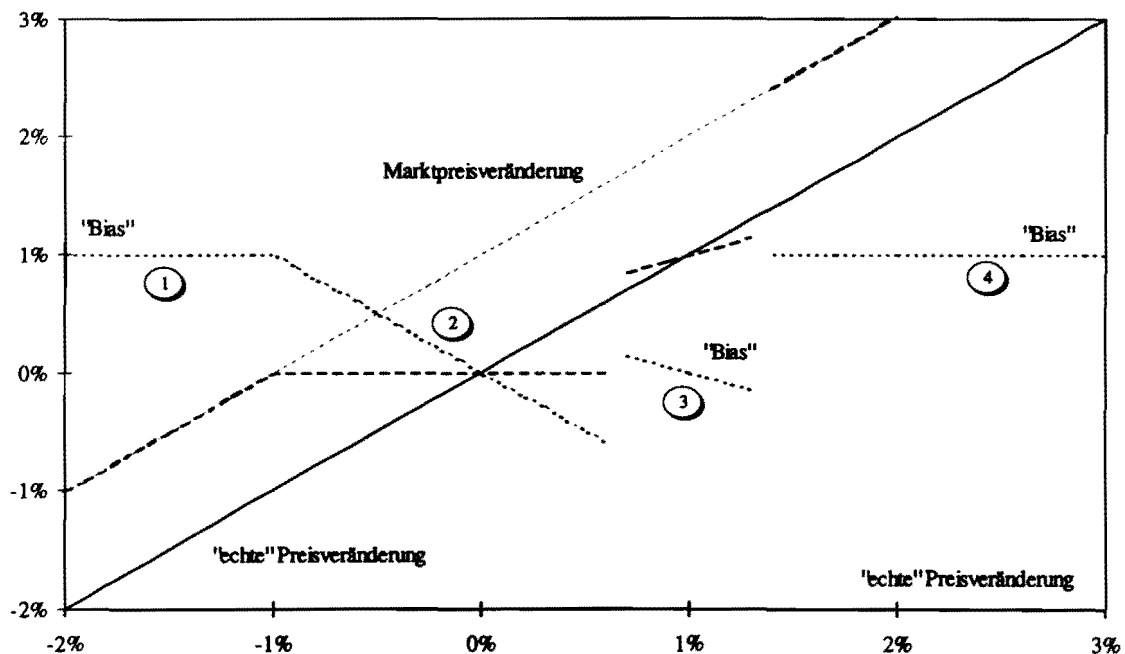
- die „ECHTE“ PREISVERÄNDERUNG (dunkle durchgezogene Linie),
- die MARKTPREISVERÄNDERUNG (helle gepunktete Linie),
- die VERÄNDERUNG DES PREISINDEX (gestrichelte Linie), und
- der „BIAS“ (gepunktete Linie),

alle mit Bezug auf die „REINE“ INFLATIONSRATE. Deren Graph entspricht deshalb genau der Diagonalen. Bei einem SYSTEMATISCHEN „FEHLER“ VON NULL deckt sich die Linie für die Veränderung des Preisindex genau mit der Diagonalen; liegt die ausgewiesene Teuerung auf der Linie für die Marktpreise, ist der „Fehler“ maximal: Die Qualitätsänderung wird überhaupt nicht berücksichtigt.

Bei der Berechnung des Preisindex werden je nach Kombination von Preis- und Qualitätsänderungen vier der oben genannten Regeln angewandt:

- Im Bereich ① steigt die Qualität, der Marktpreis sinkt (Fall 10 in Tabelle 11). Also kommt REGEL E zur Anwendung: Der neue (niedrigere) Preis wird unverändert übernommen, eine Korrektur für die Qualitätsverbesserung findet nicht statt. Der „Bias“ erreicht seine maximale Größe.

Schaubild 4: Der Qualitätsbias für ein Gut in Abhängigkeit von der „echten“ Preisveränderung (bei 1 % Qualitätswachstum)



- Im Bereich ② ist zunächst die „echte“ Preisveränderung noch kleiner als Null, der Marktpreis steigt aber bereits (Fall 4 in Tabelle 11). Wenn auch die Regeln des Statistischen Bundesamts in diesem Punkt unklar sind, so wird doch angenommen, daß hier nach REGEL C zu verfahren ist und dementsprechend eine Basispreiskorrektur in Höhe der Veränderung des Marktpreises vorgenommen wird. Im weiteren Verlauf von ② wird die echte Preisänderung schließlich positiv, bleibt aber noch deutlich kleiner als der Geldwert der Qualitätsverbesserung (Fall 3 in Tabelle 11). Also gilt jetzt REGEL C im strengen Sinne. Ausgehend von seinem Maximalwert sinkt der „Bias“ daher mit der echten Inflationsrate und wird schließlich sogar negativ.
- Im Bereich ③ ist die echte Verteuerung ähnlich groß wie der Geldwert der Qualitätsveränderung (Fall 2 in Tabelle 11). Also ist REGEL B anzuwenden, wonach pauschal die Hälfte des Preisunterschieds der Qualitätsverbesserung zugerechnet wird. Ausgehend von einem positiven Wert sinkt der „Bias“ mit der Inflationsrate und wird schließlich negativ.
- Im Bereich ④ ist die echte Verteuerung schließlich deutlich größer als das monetäre Äquivalent des Qualitätsfortschritts (Fall 1 in Tabelle 11). Es gilt REGEL A: Der neue (höhere) Preis wird unverändert übernommen. Der „Bias“ erreicht wieder seine maximale Größe.



Insgesamt würde der systematische Fehler - ausgehend von rund einem Prozentpunkt bei einem Preisrückgang - mit zunehmender Teuerung zunächst bis auf einen negativen Wert fallen, um dann mit weiter steigender Teuerung wieder den maximalen Wert anzunehmen.<sup>1</sup> Im Bereich mittlerer Teuerung sinkt der Bias zwar abschnittsweise mit der Inflationsrate, aber er steigt zwischenzeitlich wieder stufenförmig an.

Aus der theoretischen Untersuchung der pauschalisierenden Regeln des statistischen Bundesamts ergeben sich also folgende Hypothesen über den Meßfehler bei einzelnen Gütern:

- Für Preisveränderungsraten in einer (kleinen) Umgebung um die Rate des produktspezifischen Qualitätsfortschritts sollte der „Bias“ klein sein (weil dort nach Regel b eine adäquate Vorgabe gilt).
- Bei niedrigen und hohen Preissteigerungen, die weiter von der Qualitätssteigerung „entfernt“ sind, wird der „Bias“ groß und positiv sein.

Dieses Ergebnis ist für höhere Preissteigerungsraten zu modifizieren. Theoretische Modelle und empirische Untersuchungen sprechen dafür, daß die HÄUFIGKEIT VON PREISANPASSUNGEN mit der Inflationsrate zunimmt.<sup>2</sup> Der zeitliche Abstand zwischen Preisanpassungen wird dann kürzer. Die Annahme von nur einer Preisanpassung pro Jahr, synchronisiert mit einem Produktwechsel, könnte dann nicht mehr angemessen sein. Außerdem könnte es vermehrt zu Preisanpassungen ohne Qualitätsänderungen kommen, auch wenn die Hersteller vermutlich weiterhin versuchen würden, echte Preisanhebungen hinter (vermeintlichen) Qualitätsverbesserungen zu verbergen. Bei mehrmaligen Preisanpassungen pro Jahr könnten aber die Preisanhebungen bei Modellwechseln wieder häufiger in der Nähe des Qualitätsfortschritts liegen. Dann könnten die pauschalisierenden Regeln des Statistischen Bundesamts zu besseren Ergebnissen führen. Andererseits werden die Hersteller aber bemüht sein, weiterhin Preisanhebungen mit „kleinen“ Qualitätsverbesserungen zu begründen, so daß der theoretischen Möglichkeit eines geringeren „Bias“ bei höheren Preissteigerungsraten vielleicht doch nicht so viel Bedeutung zukommt.

---

<sup>1</sup> Diese Kalkulation setzt voraus, daß die Preisermittler den Qualitätsfortschritt richtig erkennen und bewerten; in der Realität dürfte die Bereitschaft, einen Teil der Preisänderung durch Qualitätsänderungen zu erklären, mit größeren Preissteigerungsraten zunehmen, so daß sich der Bereich ③ weiter nach rechts ausdehnen könnte. Es käme zu weiteren Basispreisanpassungen durch die statistischen Ämter.

<sup>2</sup> Siehe beispielsweise Cecchetti (1986) und Kashyap (1995).

### 3. Alternativrechnungen zu den Qualitätskorrekturen im Preisindex für die Lebenshaltung

„If a poll were taken of professional economists and statisticians, in all probability they would designate (and by a wide majority) the failure of the price indexes to take full account of quality changes as the most important defect in these indexes. And by almost as large a majority, they would believe that this failure introduces a systematic upward bias in the price indexes - that quality changes have on average been quality improvements.“

Price Statistics Review Committee (1961)

#### a) „Vor-“ Urteile und frühere Untersuchungen

Das Problem der Qualitätsbereinigung von Preissteigerungen mag zwar bei der monatlichen Erstellung von Preisindexziffern noch lösbar erscheinen, wenn nur eine gut beobachtbare Eigenschaft eines Gutes geändert wird. Sind aber neue Mischungen von Produktqualitäten, die verschiedene Dimensionen betreffen, einzubeziehen, sehen sich die Preisermittler vor beinahe unlösbaren Aufgaben. Die Statistischen Ämter und die von ihnen beauftragten Preisermittler behelfen sich in der Regel mit den zuvor beschriebenen ad hoc-Methoden. Niemand unter den Sachverständigen würde daher wohl behaupten wollen, die Indizes für einzelne Güter gäben die Preisentwicklung Monat für Monat „richtig“ wider. Darauf kommt es aber auch gar nicht so sehr an. Es wäre ausreichend, wenn die Preisanpassungen für Qualitätsänderungen im Durchschnitt zutreffend sind, oder anders ausgedrückt, wenn kein systematischer „Fehler“ („Bias“) auftritt.

Das in der Wissenschaft populäre Vorurteil, die von den statistischen Ämtern veröffentlichten Preisindizes überzeichneten die Inflation wegen einer unzureichenden Berücksichtigung von Qualitätsänderungen, beruht vor allem auf zwei Vermutungen:<sup>1</sup>

- Die statistischen Ämter berücksichtigen bei der Inflationsmessung Qualitätsänderungen nicht oder nur zu einem kleinen Teil.
- In einer dynamischen Volkswirtschaft verbessert sich die Qualität der angebotenen Güter und Dienstleistungen fortlaufend.

---

<sup>1</sup> Triplett (1971).

Demgegenüber verweisen die Praktiker der Preisstatistik und mit ihnen sympathisierende Statistiker zum einen auf eine Reihe von Qualitätsverschlechterungen, die vermutlich gar nicht oder kaum angemessen in den Preisstatistiken berücksichtigt werden. Beispielsweise sind Verspätungen im Flugverkehr und im Zugverkehr heute anders als früher an der Tagesordnung;<sup>1</sup> Briefkästen werden oftmals nur noch fünfmal in der Woche geleert, Wohnungen nutzen sich im Zeitablauf ab. Zum anderen korrigieren die Statistischen Ämter Preisänderungen auf vielfache Weise um den Qualitätsfortschritt; sollten dabei Fehler oder Ungenauigkeiten auftreten, so könnte der Fehler sowohl in Richtung Unterzeichnung wie auch Überzeichnung des Preisanstiegs wirken. Ob wegen einer unzureichenden Berücksichtigung von Qualitätsveränderungen der Preisanstieg insgesamt zu hoch ausgewiesen wird, ist also eine anhand von Einzeluntersuchungen zu klärende Frage. Diese sollten sich einerseits auf eine Analyse der Verfahren der statistischen Ämter und andererseits auf Alternativrechnungen stützen. Abstrakt kann der Streit zwischen Ökonomen und Statistikern jedenfalls nicht geschlichtet werden.

In den USA gibt es eine ganze Reihe von Studien, die sich im Detail mit der Preismessung für einzelne Waren beschäftigten. Exemplarisch hierfür ist Gordons monumentales Werk zum amerikanischen Produzentenpreisindex.<sup>2</sup> Ergebnis beinahe aller dieser Analysen ist eine systematische Unterschätzung der Qualitätsänderungen und dementsprechend eine Überzeichnung der Teuerung in der amtlichen Statistik. Zwar sind sich die Experten auch in Deutschland bewußt, daß sich in der Qualitätsbereinigung der Preisreihen enorme Probleme verbergen, konkrete Fallstudien wurden aber bisher nur wenige angestellt.<sup>3</sup> Es besteht also erheblicher Nachholbedarf.

## b) Datenquellen und Datenprobleme

Für Alternativrechnungen zur Qualitätsbereinigung sollten idealerweise die von der amtlichen Statistik erhobenen Daten herangezogen werden. Dann könnte man erstens im Detail prüfen, ob die vorgeschriebenen Methoden korrekt angewandt werden, und zweitens, ob

---

<sup>1</sup> Dabei wird allerdings oft und gerne übersehen, daß andererseits die Fahrplandichte vor allem im Luft-, aber auch im Schienenverkehr enorm zugenommen hat.

<sup>2</sup> Gordon (1990).

<sup>3</sup> Dem Autor sind lediglich drei Untersuchungen bekannt: Eine Frankfurter Dissertation zur Preisentwicklung bei Kühlschränken [Riegel (1975)], eine Studie von Mitarbeitern des Statistischen Bundesamts zur Preisentwicklung bei Computern [Gnoss/Minding (1990) bzw. Gnoss (1995)] und eine Studie des ZEW zu den Möglichkeiten der Preismessung bei Datenbanksoftware [Moch (1995)].

diese Methoden zu sinnvollen Ergebnissen führen. Dies würde aber voraussetzen, daß Einzelpreise für genau beschriebene Produkte verfügbar wären. Dies ist, wie geschildert, nicht der Fall (s. S. 57). Daher muß auf Informationen zurückgegriffen werden, die für andere Zwecke erhoben wurden.<sup>1</sup> Solche Datensätze müssen einerseits Preise, andererseits ihnen zugeordnete, möglichst detaillierte Produktbeschreibungen enthalten.

Diese Voraussetzung erfüllen am ehesten VERSANDHAUSKATALOGE sowie FACHZEITSCHRIFTEN, in denen regelmäßig der Markt für bestimmte Produkte beleuchtet wird. Solcher Angaben hat sich beispielsweise Gordon (1990) für seine Studie bedient. Eine andere Quelle wären MARKTFORSCHUNGSINSTITUTE, die regelmäßig im Auftrag von Herstellern die Marktposition ihrer Produkte ermitteln. Deren Daten sind aber zum einen sehr teuer, zum anderen meist streng vertraulich, da sie detaillierte Einblicke in die Marketingstrategie und den Geschäftserfolg einzelner Unternehmen zulassen.

Versandhauskataloge haben gegenüber Fachzeitschriften den großen Vorteil, daß sie zweimal jährlich Preise für eine Vielzahl von Produktvarianten enthalten, so daß eine Berechnung von halbjährlichen Indizes möglich wäre. Allerdings bilden Kataloge nur ein ganz bestimmtes Marktsegment ab. Im Gegensatz dazu werden in Fachzeitschriften - wenn auch nur in unregelmäßiger Folge - verschiedene Segmente eines Marktes recht genau erfaßt, so daß über größere Zeiträume ein Gesamtbild der Preis- und Qualitätsentwicklung entsteht. Zudem sind die Produktbeschreibungen in Fachzeitschriften oft detaillierter als in Versandhauskatalogen.

Da die vorliegende Studie zeitlich limitiert war, konnte nur eine begrenzte Anzahl von Gütern einbezogen werden. Berücksichtigt wurden schließlich WASCHMASCHINEN, KÜHLSCHRÄNKE UND TIEFKÜHLGERÄTE. Ein Grund hierfür war, daß es bei diesen Elektrogroßgeräten für jeden Haushalt objektivierbare und zugleich vergleichsweise leicht beobachtbare Qualitätsmerkmale gibt, die für die Kaufentscheidung eine große Rolle spielen sollten. Des Weiterem gibt es bei dem Design im Vergleich zu anderen Gütern wie beispielsweise Kraftfahrzeugen nur recht geringe Unterschiede, die zudem nicht kaufentscheidend sein dürften. Schließlich handelt es sich um Waren, bei denen der Produktivitätsfortschritt nicht so rasant verläuft wie beispielsweise bei Computern. Daß es den statistischen Ämtern schwerfällt, die Preise für Computer mit den traditionellen Methoden angemessen um den Qualitätsfortschritt zu bereinigen, ist verständlich; hingegen sollte es bei Kühlgerä-

---

<sup>1</sup> Dies ist später bei der Interpretation der Ergebnisse zu beachten. Siehe Triplett (1971) und vor allem Triplett/McDonald (1977).

ten und Waschmaschinen, deren Qualitätsveränderungen typischer für die Mehrzahl der Produkte gewesen sein dürften, einigermaßen gelingen.

In der Monatszeitschrift TEST der STIFTUNG WARENTEST<sup>1</sup> werden regelmäßig am Markt ermittelte Preise und Qualitätsmerkmale für ausgewählte Waschmaschinen und Kühlgeräte veröffentlicht. Die Preise werden gewöhnlich von einem Marktforschungsinstitut in einer repräsentativen Auswahl von Geschäften erhoben. Für dezentral gehandelte Marken wird der Median der Preise, in Ausnahmefällen der Mittelwert oder eine Herstellerangabe genannt. Für Versandhausgeräte wird der Katalogpreis angegeben. Die Warentests enthalten zudem recht genaue Beschreibungen der technischen Eigenschaften der Geräte, die teilweise im Rahmen der Tests überprüft werden. Nicht bekannt ist die Verbreitung der einzelnen Modelle; allerdings wird nach Angaben der Stiftung Warentest bei der Auswahl der Modelle auf die Marktbedeutung geachtet. Im Regelfall werden in einem Test Produkte eines bestimmten Marktsegments zusammengefaßt (z.B. mittlere Preisklasse bzw. Luxusmodelle), so daß abwechselnd verschiedene Marktschichten beleuchtet werden. Für die vorliegende Untersuchung sind Ausgaben der Zeitschrift Test von Anfang 1980 bis Mitte 1997 ausgewertet worden.<sup>2</sup>

### c) Hedonische Qualitätskorrekturen von Preisänderungen

Als eine vielversprechende Methode zur Berechnungen qualitätskorrigierter Preise - weniger für monatliche Indizes als vielmehr für Alternativrechnungen über größere Zeiträume - haben sich sogenannte HEDONISCHE PREISSCHÄTZUNGEN erwiesen.<sup>3</sup> Sie gehen von der Idee aus, daß sich verschiedene Ausprägungen eines heterogenen Gutes (=Modelle) als unterschiedliche Kombinationen von einzelnen, wohldefinierten (homogenen) Produkteigenschaften darstellen lassen. Auf Wettbewerbsmärkten erklären sich Preisunterschiede zu einem bestimmten Zeitpunkt dann durch die Eigenschaften der Modelle. Solche Querschnittsinformationen lassen sich auch für einen zeitlichen Vergleich von Preisen nutzen.

---

<sup>1</sup> Die Stiftung Warentest ist eine gemeinnützige Organisation, die 1964 von der Bundesregierung gegründet wurde. Ihre wichtigste Aufgabe sind vergleichende Warentests und Dienstleistungsuntersuchungen.

<sup>2</sup> Ergänzend wäre sicherlich eine Auswertung von Warenhauskatalogen sinnvoll gewesen, um so die Ergebnisse mit einem alternativen Datensatz einem weiteren Test zu unterwerfen. Dies mußte aber bisher aus Zeitgründen unterbleiben und bleibt späteren Studien vorbehalten.

<sup>3</sup> Für einen Überblick über die Möglichkeiten und Probleme der hedonischen Preisstudien siehe beispielsweise Griliches (1971), Pollak (1983), Triplett (1987), Triplett (1990), Gordon (1990), Harhoff (1995).

Eine Relation zwischen den Preisen  $P$  heterogener Waren oder Dienstleistungen (die mit  $i$  numeriert werden) und den Ausprägungen  $x$  ihrer Eigenschaften (die mit  $j$  numeriert werden)

$$(30) \quad P_i = f(x_{ji})$$

wird als **HEDONISCHE PREISGLEICHUNG** bezeichnet.

Zur Vereinfachung soll zunächst folgende Annahme gelten, für die später eine Begründung nachgereicht wird: Der Preis eines Modells  $i$  lasse sich als lineare Kombination der Ausprägungen der Eigenschaften  $x_{ji}$  darstellen:

$$(31) \quad P_i = \sum_j c_j x_{ji}$$

Die Gewichte  $c_j$  haben - wie auch der Preis des Gutes - die Dimension [DM/Mengeneinheit]. Sie können als **IMPLIZITE PREISE**  $p_j$  der Eigenschaften  $j$  verstanden werden:

$$(32) \quad P_i = \sum_j p_j x_{ji}$$

Die impliziten Preise können positiv sein (für wünschenswerte Eigenschaften) aber auch negativ (für nicht erwünschte Eigenschaften).

Durch Regression der beobachteten Preise auf die Merkmalsausprägungen einer Periode kann man im Prinzip - bei ausreichender Anzahl von Beobachtungen und einer hinreichenden Heterogenität der Modelle - die impliziten Preise der Eigenschaften ermitteln.

Nun interessieren im Zusammenhang mit der Inflationsmessung weniger die impliziten Preise der Produkteigenschaften als vielmehr die **DURCHSCHNITTliche, QUALITÄTSBEREINIGTE PREISSTEIGERUNG ZWISCHEN VERSCHIEDENEN PERIODEN**. Es soll daher ein Preisniveau für eine Güterkategorie als gemittelter Preis einer repräsentativen (durchschnittlichen) Kombination von Eigenschaften (analog zu dem Preisniveau einer Volkswirtschaft als Preis für einen repräsentativen Warenkorb) berechnet werden:

$$(33) \quad \bar{P} = \sum_j p_j \bar{x}_j$$

Ein (qualitätsbereinigter) Preisindex über  $t$  Perioden ergibt sich dann als Quotient der Ausgaben für eine bestimmte Kombination von Eigenschaften, die für die erste Periode mit den impliziten Preisen der ersten Periode bewertet werden, für die Periode  $t$  mit den impliziten Preisen der Periode  $t$  usw.:

$$(34) \quad P^{0,t} = \frac{\sum_j p_j^t x_j}{\sum_j p_j^0 x_j}$$

Werden die Merkmalsausprägungen  $x_j$  der ersten Periode entnommen, erhält man einen Laspeyres-Index, bei Gewichten aus der Periode  $t$  einen Paasche-Index. Entsprechend können weitere Indexformen (Fisher, Törnqvist usw.) berechnet werden.<sup>1</sup>

Eine getrennte Schätzung hedonischer Preisgleichungen für einzelne Perioden und die explizite Berechnung von Preisindizes sollte die bevorzugte Methode sein, wenn jeweils hinreichend viele Preis- und Qualitätsbeobachtungen vorliegen.<sup>2</sup> Wegen des Mangels an Daten werden aber in der Regel Informationen aus zwei oder mehr Perioden in einer Schätzung zusammengefaßt. Normalerweise kann so der Mangel an Beobachtungen nicht ausgeglichen werden, wenn mit dem zweiten Sample auch ein zweiter Satz impliziter Preise für den Zeitpunkt  $t$  geschätzt werden soll. Notwendig sind zusätzlich vereinfachende Annahmen über die Zusammenhänge zwischen den Parametern.

Hier wird im folgenden vorausgesetzt, daß die relativen Preise der Eigenschaften konstant bleiben. Dies kann vor allem dann eine angemessene Vereinfachung sein, wenn sich die Umweltbedingungen nicht allzu drastisch verändern. Zudem sollen die Preissteigerungsraten für die Produkteigenschaften und damit auch die relative qualitätsbereinigte Preisveränderung für ein konkretes Produkt über die Zeit konstant sein.

Die impliziten Preise der Eigenschaften für die Periode 0:  $p_1^0, p_2^0, p_3^0 \dots$  und die Preise einer Periode  $t$ :  $p_1^t, p_2^t, p_3^t \dots$  unterscheiden sich dann annahmegemäß nur durch eine gemeinsame (kontinuierliche) Preissteigerungsrate  $\pi$ :

$$(35) \quad \frac{p_1^t}{p_1^0} = \frac{p_2^t}{p_2^0} = e^{\pi}$$

bzw.

$$(36) \quad p_j^t = p_j^0 e^{\pi t}$$

Dies entspricht einer Parameterrestriktion, durch die die Zahl der zu erklärenden Variablen drastisch reduziert wird.

---

<sup>1</sup> Cowling/Cubbin (1972).

<sup>2</sup> In einer Studie zur Entwicklung von Computerpreisen in Deutschland verfahren Gnos/Minding (1990) nach dieser Methode.

Bei konstanten relativen Preisen spielt die Gewichtung der Preise für die Ermittlung des Preisanstiegs keine Rolle; unabhängig von der gewählten Struktur entspricht der Wert des Preisindex dem Preissteigerungsfaktor:

$$(37) \quad P^{0,t} = \frac{\sum_j p_j^t x_j}{\sum_j p_j^0 x_j} = \frac{\sum_j e^{\pi} p_j^0 x_j}{\sum_j p_j^0 x_j} = \frac{e^{\pi} \sum_j p_j^0 x_j}{\sum_j p_j^0 x_j} = e^{\pi}$$

Die Gleichung für den Preis eines Gutes in einem über mehrere Perioden zusammengefaßten Sample läßt sich dann wie folgt schreiben:<sup>1</sup>

$$(38) \quad P_i^t = e^{\pi} \sum_j p_j^0 x_{ij}$$

bzw.

$$(39) \quad \ln P_i^t = \pi t + \ln \sum_j p_j^0 x_{ij}$$

In einer Menge von Beobachtungen aus mehreren Zeitpunkten wird so die DATIERUNG DES PRODUKTS neben den Qualitätsmerkmalen als eine weitere potentiell preisbestimmende Eigenschaft aufgefaßt.

Ohne die Berücksichtigung der Qualitätsvariablen würde  $\pi$  die durchschnittliche Preisveränderung unter Einschluß aller Qualitätsveränderungen angeben. Hält man aber die Ausprägungen der Produkteigenschaften konstant, ergibt sich eine qualitätsbereinigte durchschnittliche Preisveränderung. Anders ausgedrückt: die durchschnittliche MARKTPREISVERÄNDERUNG  $\psi$  wird aufgeteilt in eine REINE PREISKOMPONENTE  $\pi$  und eine QUALITÄTSKOMPONENTE  $\varphi$ :

$$(40) \quad \psi = \pi + \varphi$$

Bei den Schätzungen wird der (variable) zeitliche Abstand zwischen den Samples in Monaten gemessen. Die (stetige) monatliche Preissteigerungsrate  $\pi$  wird zur größeren Anschaulichkeit in eine DURCHSCHNITTLICHE JAHRESRATE umgerechnet:

$$(41) \quad 100 * (e^{12\pi} - 1) = 100 * \left( \frac{P^{12}}{P} - 1 \right)$$

---

<sup>1</sup> In ähnlicher Form auch Dhrymes (1971).



So erhält man für einen größeren Zeitraum eine mittlere qualitätsbereinigte Preissteigerungsrate, die der durchschnittlichen Veränderung der entsprechenden Meßziffer im Preisindex für die Lebenshaltung gegenübergestellt werden kann. Der Abstand zwischen diesen beiden Größen wäre dann ein Maß für den durchschnittlichen systematischen Meßfehler.

Interessieren in erster Linie Durchschnittsaussagen über größere Zeiträume, wird diese Information hinreichend sein. Wahrscheinlich aber ist, daß der Bias nicht konstant ist, sondern mit der Preissteigerungsrate variiert (s. S. 69 ff.). Geht man von einem positiven, stetigen Qualitätsfortschritt aus, dann kann man annehmen, daß bei absolut stabilen Preisen der „Bias“ eher größer ist als bei einer positiven, aber niedrigen Preissteigerungsrate, und daß er wieder ansteigt, wenn die Inflationsrate deutlich über dem üblichen Qualitätsfortschritt liegt. Da der betrachtete Zeitraum ab 1980 einerseits Phasen stabiler Preise, dann aber auch Abschnitte mit mäßigen Preissteigerungen umfaßt, ist deshalb eine differenziertere Betrachtung angebracht.

Hierfür stehen zwei Möglichkeiten offen:

- Ersatz des Preistrends durch ein Polynom n-ten Grades, oder
- Zeitdummies für die einzelnen Perioden.

Mit einem POLYNOM N-TEN GRADES

$$(42) \quad \ln P_i = \sum_{k=1}^n c_k t^k + \ln \sum_j p_j^0 x_{ij}$$

können unterschiedliche Preisentwicklungen flexibel approximiert werden.<sup>1</sup> Allerdings sollte dann den für die Ränder des Beobachtungszeitraums ermittelten Preissteigerungsraten nicht zuviel Bedeutung geschenkt werden.

Die zeitabhängige (monatliche) qualitätsbereinigte Preissteigerungsrate  $\pi_t$  errechnet sich aus dem Polynom durch die Ableitung nach der Zeit:

$$(43) \quad \pi_t = \frac{\partial (\sum_{k=1}^n c_k t^k + \ln \sum_j p_j^0 x_{ij})}{\partial t} = \sum_{k=1}^n k c_k t^{k-1}$$

---

<sup>1</sup> So verfährt auch Oliner (1993).

Gebräuchlicher als der Ansatz eines Polynoms ist die ZEIT-DUMMY-METHODE, die in amerikanischen Untersuchungen Standard ist. Dabei werden anstelle der kontinuierlichen Zeitvariablen Dummies für die einzelnen Perioden eingesetzt:

$$(44) \quad \ln P_i = \sum_k \pi_k T_k + \ln \sum_j p_j^0 x_{ij}$$

mit  $T_k=1$  für die Periode  $k$  und  $T_k=0$  für allen anderen Perioden.

Die Inflationsrate  $\pi_k$  gibt hier den Abstand zwischen dem Preisniveau des Basissamples und dem Sample  $k$  an. Dies entspricht der kumulierten Preissteigerung zwischen 0 und  $k$ . Sie bezieht sich dementsprechend auf den Zeitraum zwischen der Basisperiode und  $k$ .

Die Umrechnung in durchschnittliche Jahresraten für den Zeitraum zwischen 0 und  $k$  erfolgt unter Berücksichtigung des jeweiligen Zeitabstands in Monaten  $t_k$ :

$$(45) \quad 100 * \left( e^{\frac{12}{t_k} \pi_k} - 1 \right) = 100 * \left( \frac{P^{12}}{P} - 1 \right)$$

Die (implizite) jährliche Preissteigerungsrate zwischen Perioden  $k_1$  und  $k_2$  kann ebenfalls aus den kumulierten Preissteigerungen zwischen 0 und  $k_1$  bzw. 0 und  $k_2$  errechnet werden:

$$(46) \quad 100 * \left( e^{\frac{12}{t_{k_2}-t_{k_1}} (\pi_{k_2}-\pi_{k_1})} - 1 \right) = 100 * \left( \frac{P^{12}}{P} - 1 \right)$$

Teilweise werden mehrere Perioden in einer Schätzung zusammengefaßt, teilweise nur zwei zeitlich benachbarte Samples. Für mehrere Samples erhält man in diesem Fall eine Reihe von Schätzungen, die die Konstanz der relativen Preise nur auf zwei jeweils beieinanderliegende Warentests beschränken.

Der oben angenommene lineare Zusammenhang zwischen Produkteigenschaften und Preisen genügt zwar dem Kriterium der Einfachheit, führt aber zu teilweise nicht sinnvollen Ergebnissen, da in dem additiven Modell selbst bei Fehlen einer wesentlichen Eigenschaft die anderen ihre üblichen Preise erzielen. Plausibler erscheint es daher zunächst, daß bei differenzierten Produkten der Marktpreis und damit auch die implizite Bewertung der Merkmale von deren Kombination insgesamt abhängt.

Sowohl aus theoretischen wie auch praxisorientierten Überlegungen wählen deshalb viele Autoren bei hedonischen Schätzungen Spezifikationen der Preisgleichungen, die entweder

einen semilogarithmischen oder einen doppellogarithmischen (log-linearen) Zusammenhang zwischen Preisen und Produkteigenschaften implizieren.

Das EXPONENTIALMODELL beispielsweise:

$$(47) \quad P_i = e^{\sum_j c_j x_{ji}}$$

führt zu einer SEMILOGARITHMISCHEN FORM:

$$(48) \quad \ln(P_i) = \sum_j c_j x_{ji} ,$$

das MULTIPLIKATIVE MODELL:

$$(49) \quad P_i = \prod_j x_{ji}^{c_j}$$

zu einer DOPPELLOGARITHMISCHEN (LOG-LINEAREN) FORM:

$$(50) \quad \ln(P_i) = \sum_j c_j \ln(x_{ji})$$

In einigen Studien wird die Form des Zusammenhangs zwischen Preisen und Produkteigenschaften über eine Box-Cox-Transformation bestimmt, ohne daß die Transformationsparameter auf die Werte Null und Eins beschränkt werden,<sup>1</sup> in anderen werden flexiblere funktionale Formen wie beispielsweise eine translog-Funktion geschätzt.<sup>2</sup>

Ein wesentlicher Unterschied des nichtlinearen zum linearen Ansatz besteht darin, daß die marginalen Preise der Eigenschaften nicht unabhängig von der Menge der Eigenschaften selbst sind. Beispielsweise gilt für das multiplikative Modell:

$$(51) \quad \frac{\partial P}{\partial x_j} = c_j x_j^{c_j-1} \prod_{k \neq j} x_k^{c_k}$$

in dem linearen Modell ist hingegen:

$$(52) \quad \frac{\partial P}{\partial x_j} = c_j = p_j$$

---

<sup>1</sup> Arguea/Hsiao (1993), Shiratsuka (1995/1) und (1995/2) kommen allerdings zu dem Ergebnis, daß auch die lineare bzw. die log-lineare Form hinreichend gute Ergebnisse liefern und diese aus Effizienzgründen vorzuziehen sind.

<sup>2</sup> Beispielsweise Halvorsen/Pollakowski (1981) oder Stanley/Tschirhart (1991).

Vor allem in den USA sind in der Vergangenheit eine Vielzahl von Studien erstellt worden, die sich der hedonischen Technik bedienen. Besonders die Preisentwicklung von Autos<sup>1</sup>, elektrischen Haushaltsgeräten<sup>2</sup>, Computern<sup>3</sup> und Medikamenten<sup>4</sup> wurde untersucht sowie interregionale Unterschiede bei den Wohnungskosten<sup>5</sup>. Bei der Erstellung von amtlichen Preisindizes in den USA finden hedonische Methoden inzwischen u.a. für Bekleidung<sup>6</sup>, Mehrfamilienhäuser<sup>7</sup> und für Computer<sup>8</sup> Anwendung. Für Europa sind bisher nur wenige Untersuchungen dieser Art veröffentlicht worden: Studien zur qualitätsbereinigten Preisentwicklung bei Autos sind für Großbritannien<sup>9</sup> und für Portugal<sup>10</sup> erstellt worden. Song (1994) hat hedonische Preisgleichungen für Automobile und Kompaktkameras in Finnland geschätzt. Daneben sind auch die drei bereits zitierten Studien für Deutschland zu nennen (s. S. 73). In Frankreich wird die hedonische Methode bei der Berechnung von Preisindizes für Mikrocomputer und Drucker eingesetzt.<sup>11</sup> Schließlich hat die Bank of Japan Studien zu Computerpreisen<sup>12</sup> und zu Autopreisen<sup>13</sup> veröffentlicht. Für Anwendungen der hedonischen Methode im Bereich der Dienstleistungen siehe Armknecht/Ginsberg (1992).

---

<sup>1</sup> Frühe Studien zu Automobilpreisen stammen von Court (1939) und Griliches (1961).

<sup>2</sup> Zum Beispiel Dhrymes (1971) und Gordon (1990).

<sup>3</sup> Vor allem Chow (1967), Cole et al. (1986). Für einen Überblick siehe Triplett (1989).

<sup>4</sup> Beispielsweise Berndt/Cockburn/Griliches (1996).

<sup>5</sup> Zum Beispiel Moulton (1995).

<sup>6</sup> Liegey (1993). Spätere Untersuchungen haben allerdings ergeben, daß im Durchschnitt kaum größere Abweichungen zwischen den qualitätsbereinigten Preisindizes alter Machart und den neuen, über hedonische Schätzungen gewonnenen Indizes auftraten [Liegey (1994)]:

<sup>7</sup> de Leeuw (1993).

<sup>8</sup> Cartwright (1986).

<sup>9</sup> Cowling/Cubbin (1972).

<sup>10</sup> Santos/Coimbra (1995).

<sup>11</sup> Moreau (1996).

<sup>12</sup> Shiratsuka (1995/1).

<sup>13</sup> Shiratsuka (1995/2).

## d) Auswahl der Spezifikation und weitere Schätzprobleme

„What the hedonic approach attempted was to provide a tool for estimating „missing“ prices, prices of particular bundles not observed in the original or later periods. ... To accomplish even such limited goals, one requires much prior information on the commodity in question (econometrics is not a very good tool when wielded blindly), lots of good data, and a detailed analysis of the robustness of one's conclusions relative to the many possible alternative specifications of the model.“

Ohta/Griliches (1975)

Die wichtigsten Probleme bei der Schätzung von hedonischen Preisgleichungen beziehen sich auf die Spezifikation der Schätzgleichung und die Auswahl der erklärenden Variablen. Schwierig sind darüber hinaus die Rechnungen selbst sowie die Interpretation der Ergebnisse. Die folgende Diskussion ist nicht als eine erschöpfende Behandlung der theoretischen und ökonometrischen Probleme der hedonischen Methode gedacht, sondern als eine pragmatische Begründung der nachfolgenden Schätzungen, die ohne Entschuldigung einem eklektischen Ansatz folgen.

### da) Zur funktionalen Form der Schätzgleichungen

In der Literatur herrschte lange Zeit die Meinung vor, die ökonomische Theorie lege der funktionalen Form der hedonischen Schätzgleichungen kaum Restriktionen auf.<sup>1</sup> Zwar waren in den siebziger Jahre eine Reihe von theoretischen Untersuchungen zu diesem Thema erschienen<sup>2</sup>; diese brachten aber nach dem Urteil der Praktiker nur wenig Licht in das Dunkel, zumal sich die praktischen Schlußfolgerungen je nach zugrundegelegtem Modell unterschieden. Deshalb erschien es vielen Anwendern sinnvoll, ausschließlich nach statistischen Kriterien über die angemessene funktionale Form zu entscheiden.<sup>3</sup> Ergebnis der zumeist älteren Studien war, daß sich die semi-logarithmische und die log-lineare Form besser bewähren als die lineare Form.

---

<sup>1</sup> Beispielsweise Halvorsen/Pollakowski (1981), Triplett (1987).

<sup>2</sup> Muellbauer (1974), Muellbauer (1975), Lucas (1975).

<sup>3</sup> Beispielsweise Cropper/Deck/McConnell (1988).

In einer jüngeren Veröffentlichung sind Arguea/Hsiao (1993) dem Problem nochmals gründlicher nachgegangen. Ihre Diskussion des Spezifikationsproblems bei hedonischen Schätzgleichungen baut vor allem auf dem KONSUMMODELL VON GORMAN (1956/1980) UND LANCASTER (1966) auf.<sup>1</sup> Argumente der Nutzenfunktionen der privaten Haushalte sind in diesem Modell nicht etwa Güter, sondern - analog zu der Idee der hedonischen Methode - deren Eigenschaften. Gorman und Lancaster haben nun gezeigt, daß unter bestimmten Bedingungen der Preis eines Modells als Linearkombination der Eigenschaften dargestellt werden kann. Also ist die angemessene Form der Schätzgleichung ebenfalls linear.<sup>2</sup>

Wesentliche Voraussetzungen für dieses Ergebnis sind: <sup>3</sup>

- Ein Gut wird regelmäßig in größeren Mengen gekauft.

Wenn die Haushalte hingegen nur in größeren Zeitabständen ein Stück erwerben, dann hängt alles davon ab, wie dicht das Qualitätenspektrum auf dem Markt besetzt ist. Wenn der Markt klein ist und nur wenige Modelle auf dem Markt sind, dann gibt es Preissetzungsspielräume für die Produzenten (weil die Modelle vergleichsweise weit voneinander entfernt sind und deshalb in keinem sehr engen Substitutionsverhältnis stehen). Wenn der Markt hingegen groß ist und deshalb das Qualitätenspektrum hinreichend dicht besetzt ist, dann werden die Unternehmen gezwungen, die Preise konsistent zu setzen, und das Ergebnis nähert sich dem bei vollkommener Konkurrenz an.<sup>4</sup>

- Verschiedene Personen sind an denselben Eigenschaften eines Gutes interessiert.
- Die Vorlieben verschiedener Personen sind (bei gegebenem Einkommen) ähnlich, so daß ein Gut, wenn es von einer Gruppe von Personen gekauft wird, ohne große Änderung der relativen Preisen auch von anderen Personen gekauft wird.
- Die Einkommensverteilung ist nicht zu ungleichmäßig.

Vor allem eine gleichmäßige Einkommensverteilung und ähnliche Präferenzen können die Annahme eines repräsentativen Konsumenten rechtfertigen. Bei einer sehr ungleichen Einkommensverteilung hingegen lassen sich Märkte beispielsweise für einfache Ausführungen und für Luxusmodelle separieren. Innerhalb der beiden Marktsegmente kann dann zwar die Beziehung zwischen Preisen und Qualitäten weiterhin linear sein, nicht aber für den gesamten Markt. Die Preisunterschiede für Modelle unterschiedlicher Marktsegmente können in diesem Fall größer sein als die monetäre Bewertung des Qualitätsunterschieds durch einen Konsumenten mit konstantem Nutzen. Dann aber führt die hedonische Methode, bei der ja

---

<sup>1</sup> Dies ist eine sehr stark vereinfachte Darstellung der Folgerungen aus diesen Modellen für die Qualitätsmessung. Für die Einzelheiten siehe beispielsweise Lancaster (1977).

<sup>2</sup> Siehe auch Lucas (1975).

<sup>3</sup> Gorman (1956/1980).

<sup>4</sup> Siehe auch Hart (1979).

die Ergebnisse aus einem Querschnittsvergleich für die Korrektur von Preisunterschieden zwischen zwei Perioden verwendet werden, in der linearen Form zu einer Unterschätzung des Preisauftriebs und zu einer Überschätzung des Qualitätsfortschritts.<sup>1</sup>

Ähnliche Probleme treten auf, wenn die Präferenzen der Konsumenten nicht gleichmäßig über das Produktspektrum verteilt sind, sondern sich um einen Kern gruppieren. Die Differenzierung im ökonomisch relevanten Zentrum des Produktspektrums dürfte dann größer sein als am Rand. Außerdem konkurrieren die Modelle im Kern auch mit den Außenseitern, die Außenseiter jedoch nur mit dem Kern. Entsprechend ist auch die Konkurrenz im Kern größer als am Rand. Deshalb wird der Preis für außergewöhnlich spezifizierte Modelle höher sein als im Kern.<sup>2</sup> Für den gesamten Markt wäre dann eine nichtlineare Spezifikation der Preisgleichung angemessen; im Kern könnte weiterhin eine einfache lineare Form genügen.

Die Frage ist also vor allem, wie groß der Markt und wie stark die Produktdifferenzierung ist. Je dichter das relevante Qualitätenspektrum besetzt ist, desto kompetitiver sind die Märkte, und desto eher ist eine lineare Spezifikation der hedonischen Preisgleichungen angebracht.<sup>3</sup>

Zu ähnlichen Ergebnissen kommt auch Feenstra (1995) in einem MODELL MIT MONOPOLISTISCHER KONKURRENZ. Bei einer hedonischen Preisschätzung müßte für diese Marktform eigentlich der „mark up“ der Preise über die Grenzkosten als erklärende Variable einbezogen werden. Da Informationen über den „mark up“ nur schwer zu gewinnen sind, wird man normalerweise auf diese Größe verzichten müssen. Dann aber können die geschätzten Parameter für die Qualitätsvariablen verzerrt sein. Wie Feenstra (1995) aber unter plausiblen Annahmen zeigt, liefert in diesem Fall das lineare Modell trotzdem unverzerrte Schätzer für die Bewertung der Eigenschaften, während die log-lineare Version systematisch zu hohe Werte für die implizite Bewertung der Qualitätsvariablen ergibt. Bei steigender Qualität würde dann ein hedonischer Preisindex nach unten verzerrt.

Die folgenden hedonischen Studien befassen sich ausschließlich mit Elektrohaushaltsgeräten. Hier ist die Anzahl der Produktvarianten zwar kleiner als bei Automobilen, dafür

---

<sup>1</sup> Muellbauer (1975). Auf die Bedeutung der Segmentation von Märkten für hedonische Preisschätzungen weisen auch Rosen (1974) und Griliches (1990) hin.

<sup>2</sup> Jones (1988).

<sup>3</sup> Arguea und Hsiao (1995) selbst kommen in ihrer Untersuchung nach vielfältigen Tests zu der Aussage, daß selbst der amerikanische Markt für Automobile in dem Zeitraum von 1969 bis 1986 hinreichend kompetitiv war, um die Autopreise durch eine lineare hedonische Funktion zu beschreiben. Dieses Ergebnis steht allerdings in einem gewissen Widerspruch zu älteren Untersuchungen - beispielsweise Ohta/Griliches (1975) - wonach sich nichtlineare Spezifikationen empirisch besser bewährt haben als die einfache lineare Form.

dürften aber auch die Wünsche der Haushalte ähnlicher sein und die Marktseparierung deshalb geringer ausfallen als bei den Autos. In eigenen Tests hat sich aber keine der funktionalen Formen - linear, semi-logarithmisch, log-linear - als eindeutig überlegen herausgestellt.<sup>1</sup> Auch die impliziten qualitätsbereinigten Preissteigerungsraten unterschieden sich nur wenig, wobei sie bei den nichtlinearen Formen häufig kleiner ausfielen bei der linearen Form. Angesichts dieser Ergebnisse scheint es sich bei der Frage nach der korrekten funktionalen Spezifikation im Rahmen der Box-Cox-Transformationen eher um ein Problem zu handeln, dem zuviel Bedeutung zugemessen wird.

#### db) Auswahl der erklärenden Variablen

Produkte unterscheiden sich im Regelfall gleichzeitig in mehreren Eigenschaften. Streng genommen werden selbst zwei Ausführungen eines Modells niemals vollständig identisch sein. Die Zahl der Merkmalskombinationen ist damit regelmäßig größer als die Zahl der Modelle (und der Preise). Der hedonische Ansatz macht aber nur Sinn, wenn die Zahl der linear unabhängigen Merkmalskombinationen nicht größer ist als die Zahl der Preise, denn sonst sind die impliziten Preise der Eigenschaften nicht identifizierbar. Es gilt also, aus der Menge der Eigenschaften auszuwählen.

Im Regelfall beschränken sich die zur Kundeninformation verfügbaren Produktbeschreibungen auf potentiell preisrelevante Eigenschaften. In den Warentests insbesondere dürften vor allem solche Merkmale Beachtung finden, die nach Erfahrung der Tester kaufentscheidend sind. Teilweise wechselt der Umfang der Produktbeschreibungen in dem hier betrachteten Zeitraum. Für längerfristige Untersuchungen kommen folglich nur die Merkmale in Frage, die konsistent über einen längeren Zeitraum erwähnt werden.

Aus der Vielzahl der technischen Eigenschaften wurden bei den Schätzungen diejenigen ausgewählt, die einerseits OBJEKTIVIERBAR sind und bei denen prinzipiell eine qualitative Übereinstimmung zwischen den Konsumenten angenommen werden kann. Im Prinzip wurden daher nur solche Merkmale herangezogen, die den Produktbeschreibungen entnommen werden oder ohne zu großen Aufwand gemessen werden können. Ferner wurden nur ÖKONOMISCH BEDEUTSAME EIGENSCHAFTEN angesetzt. Das Gewicht eines Kühl-

---

<sup>1</sup> Eingesetzt wurden Sargan's Spezifikationstest, der auf einem Vergleich der Standardfehler der Regression abstellt, sowie Ramsey's RESET Test. Die Ergebnisse fielen ähnlich aus wie bei Arguea/Hsiao (1995), die zudem berichten, daß das Konfidenzintervall für die Box-Cox Transformationsparameter das gesamte Spektrum zwischen 0 und 1 abdeckt.



schranks beispielsweise bringt den Konsumenten keinen direkten Nutzen und sollte daher nicht in eine hedonische Schätzung eingehen.<sup>1</sup> Schließlich wurden Qualitätsmerkmale in der endgültigen Schätzung nur dann berücksichtigt, wenn sich ein ökonomisch sinnvoller Erklärungsgehalt ergab.

Besondere Probleme stellten sich bei folgenden potentiell preisbestimmenden Produktmerkmalen:

- **PRODUKTEIGENSCHAFTEN, DIE NUR MIT EINEM ZUSÄTZLICHEN RESSOURCEN-AUFWAND ZU PRODUZIEREN SIND, IM DURCHSCHNITT ABER KEINEN UNMITTELBAREN INDIVIDUELLEN NUTZEN ERBRINGEN:** Solche Produkteigenschaften sind in der Regel FOLGE VON REGULIERUNGEN,<sup>2</sup> wie etwa der Katalysator bei Kraftfahrzeugen und der Verzicht auf FCKW bei Kühlgeräten. Die Frage ist, ob die Preismessung solche „Qualitätsänderungen“ berücksichtigen soll. Eine generelle Antwort scheint kaum möglich zu sein. Durch das Gebot der Einführung des Katalysators steigen zumindest vorübergehend die Lebenshaltungskosten des einzelnen Verbrauchers; für die Deflationierung der privaten Einkommen sollte daher ein Preisindex verwendet werden, der diese Qualitätsveränderung nicht berücksichtigt. Andererseits zeigt die durch Entgiftung der Abgase verursachte Preissteigerung keine Teuerung an, sondern einen erhöhten Ressourcenverbrauch bei der Produktion der Kraftfahrzeuge. Das Statistische Bundesamt rechnet produktbezogene Qualitätsfortschritte aufgrund von Regulierungen aus den Preisveränderungen heraus; allerdings wird andererseits beispielsweise nicht der Strompreis heruntergerechnet, wenn für Kraftwerke verbesserte Staubfilter vorgeschrieben werden.
- **DUMMIES FÜR BESTIMMTE HERSTELLER- UND HÄNDLERMARKEN:** Statistisch signifikante Markendummies könnten zum einen ein Zeichen dafür sein, daß die Märkte nicht kompetitiv sind und die einzelnen Unternehmen unterschiedlich ausgeprägte Marktmacht haben.<sup>3</sup> Möglich ist aber auch, daß Markennamen den Konsumenten verborgene Produkteigenschaften wie größere Lebensdauer und geringere Reparaturanfälligkeit signalisieren, wenn sich die Hersteller am Markt ein entsprechendes Standing verschafft haben. Der Aufpreis für bestimmte Markennamen wäre dann ein Entgelt für die größere Haltbarkeit und Qualität der Maschinen.<sup>4</sup> Es macht allerdings wenig Sinn, bei hedonischen Preisschätzungen für alle Marken einen Dummy einzufügen. Bei der Berücksichtigung von MARKENDUMMIES wurde daher wie folgt verfahren: Zunächst wurden die Häufigkeit der Marken ermittelt und die Verteilung auf die einzelnen Warentests überprüft. Nur für solche Marken, die über den gesamten Zeitraum regelmäßig auftraten, wurden Dummies getestet. Anschließend wurden alle Markendummies aussortiert, die nicht auf einem 10 % Niveau statistisch signifikant waren. Der Einsatz von Dummies beschränkt sich dementsprechend auf die großen, in Deutschland führenden Marken.

---

<sup>1</sup> Triplett (1986).

<sup>2</sup> Griliches (1971), Triplett (1986).

<sup>3</sup> Griliches (1961), Dhrymes (1971). Zu dem Problem generell Ohta/Griliches (1975).

<sup>4</sup> Berndt (1991).

- **BEWERTUNG DER MODELLE DURCH DIE STIFTUNG WARENTEST:** Bei ersten Schätzungen erwiesen sich die Noten als hoch signifikant, allerdings auf Kosten anderer erklärender Größen. Gegen eine Aufnahme der Bewertung sprechen trotzdem mehrere Punkte.<sup>1</sup> Vor allem hat sich die Durchschnittsnote in dem betrachteten Zeitraum nicht systematisch verändert, obwohl die Produktqualität drastisch angehoben wurde. Dies spricht dafür, daß der zugrundeliegende Maßstab zeitvariant ist und sich an dem durchschnittlichen Leistungsniveau einer Periode orientiert. Damit verliert er aber seine Eignung für einem längerfristigen Vergleich der Produkte.
- **MARKTANTEILE EINZELNER MODELLE:** Zwar sind Marktanteile eines Produkts selbst keine Eigenschaft, so daß sie nicht in eine hedonische Preisschätzung aufgenommen werden sollten. Andererseits verdient ein Modell die Aufnahme in eine hedonische Preisschätzung nur dann, wenn es von den Konsumenten angenommen wird.<sup>2</sup> Bei der Begrenzung auf hinreichend große Marktanteile dürfte sich die Schätzung im wesentlichen auf den Kern des Qualitätenspektrums konzentrieren. Wenngleich die Stiftung Warentest keine Marktanteile nennt, berücksichtigt sie in der Regel nur Modelle mit einer gewissen Marktbedeutung. In diesem Zusammenhang ist es äußerst nützlich, daß die Stiftung Warentest zwar die Geräte für die technischen Tests rund ein Jahr vor der Veröffentlichung erwirbt, die Preise aber meist erst knapp ein halbes Jahr vor diesem Termin erhebt. Produkte, die sich nicht bewährt haben und die deshalb in der Zwischenzeit vom Markt genommen werden mußten, bleiben ohne Preisangabe und wurden deshalb auch nicht in die hedonischen Schätzungen aufgenommen. Außerdem sammelt die Stiftung Warentest anläßlich der Preiserhebung Informationen über inzwischen eingetretene oder bevorstehende Modelländerungen oder -ablösungen. Auch diese Informationen wurden systematisch ausgewertet und teilweise bei den Schätzungen berücksichtigt.
- **KOSTEN DES LAUFENDEN BETRIEBS BEI KAPITALGÜTERN.** Die Gesamtkosten für die Nutzung von Kapitalgütern wie etwa Waschmaschinen belaufen sich auf den Anschaffungspreis sowie die Summe der diskontierten laufenden Betriebskosten. Unterscheiden sich zwei Modelle nur durch ihren Ressourcenverbrauch, dann sollte der Preisunterschied zwischen den beiden Modellen nicht größer sein als der aufsummierte diskontierte Aufwand für den laufenden Betrieb. Geräte, die zugleich in der Anschaffung teuer sind und zudem hohe laufende Kosten verursachen, können sich bei vollständiger Information der Konsumenten nicht am Markt halten.

Die Bewertung von Modellen mit unterschiedlichem Ressourcenverbrauch hängt wesentlich von Aufwandspreisen ab.<sup>3</sup> Je höher der Preis der Ressourcen ist, desto niedriger muß im Marktgleichgewicht der relative Preis der weniger effizienten Modelle liegen. Bei einem stetig sinkenden Verbrauch fällt der Qualitätsfortschritt um so höher und die qualitätsbereinigte Preissteigerung des Kapitalguts um so niedriger aus, je höher die Preiskomponente des laufenden Aufwands angesetzt wird. Steigen die Ressourcenpreise stetig an, dann ist aus Sicht der

---

<sup>1</sup> Zu diesem Problem siehe auch Nerlove (1995) sowie Combris/Lecocq/Visser (1997).

<sup>2</sup> Griliches (1971).

<sup>3</sup> Berndt (1983).

Anfangsperiode (bei niedrigen Ressourcenpreisen) der Produktivitätsfortschritt kleiner und die reine Preissteigerung größer als bei einer Bewertung mit den Preisen am Ende des Beobachtungszeitraums.

Eine befriedigende Lösung dieses Problem ist eigentlich nur im Rahmen der HAUSHALTSPRODUKTIONSTHEORIE möglich. Dann würde nicht mehr nach der qualitätsbereinigten Preisentwicklung für Waschmaschinen gefragt, sondern nach der Veränderung der Kosten des Wäschewaschens.<sup>1</sup> Dabei sind  $p_{WM}$  der anteilige Preis einer Waschmaschine pro Periode,  $p_E$  der Preis der Elektrizität,  $p_W$  der Preis des Wassers sowie  $x_{WM}$ ,  $x_E$  und  $x_W$  die entsprechenden Verbrauchsmengen. Die Waschmaschinen der beiden Perioden 0 und t sollen sich nur durch ihren Ressourcenverbrauch unterscheiden. Ein „idealer“ Preisindex für die Veränderung der Kosten des Wäschereinigens wäre dann :<sup>2</sup>

$$(53) \quad P_C^{t,0} = \frac{p_{WM}^t x_{WM}^t + p_W^t x_W^t + p_E^t x_E^t}{p_{WM}^0 x_{WM}^0 + p_W^0 x_W^0 + p_E^0 x_E^0}$$

Für einen solchen exakten Preisindex wäre eine Reihe von Detailinformationen notwendig, die nicht vorliegen. Also sind Hilfslösungen gefragt. Betrachtet man den Ressourcenverbrauch bei den hedonischen Schätzungen wie eine andere Produkteigenschaft, dann geht eine Durchschnittsbewertung in die qualitätsbereinigten Preisveränderungen ein, was der Annahme konstanter relativer Preise entspricht. Allerdings sind die Preise für Elektrizität, vor allem aber für Wasser und Abwasser, in den vergangenen Jahren außerordentlich kräftig gestiegen, so daß die Annahme konstanter relativer Preise eine zu drastische Vereinfachung erscheint.

Teilweise kann das Problem durch eine Aufteilung des gesamten Samples in kleine Teile vermindert werden, die nur zwei beieinanderliegende Tests umfassen. Der Koeffizient des Ressourcenverbrauchs würde sich dann von einer Schätzung zu der nächsten gemäß der Preisentwicklung verändern. Andererseits könnten die Ressourcenpreise direkt in die Schätzung einbezogen werden, was insgesamt eine bessere Anpassung ergeben sollte, da die Bewertung der Modelle in einer Periode von den Preisen der Ressourcen abhängt. Dabei stellt sich allerdings das Problem, daß nicht nur die gegenwärtigen Preise, sondern die für die gesamte Lebensdauer der Geräte erwartete Preisentwicklung relevant ist. Wenn beispielsweise zu erwarten ist, daß die Ressourcenpreise wie in der Vergangenheit kräftig steigen, dann würde eine Bewertung mit den heutigen Preisen zu einer Unterschätzung der Vorteilhaftigkeit sparsamer Modelle führen.

Neben diesen mehr praktischen Problemen gibt es auch prinzipielle Einwände gegen eine Berücksichtigung des Ressourcenverbrauchs bei der Qualitätsanpassung:<sup>3</sup> Ein Korrektur des Preisanstiegs für einen Minderverbrauch sei unsinnig, weil der geringere Ressourcenverbrauch ja bereits durch ein vermindertes Gewicht der Ressource im Preisindex erfaßt werde. Gordon (1990)

---

<sup>1</sup> Nordhaus (1997/1) hat eine solche Untersuchung für die Entwicklung der Kosten der Beleuchtung angestellt und gezeigt, daß konventionelle Methoden der Qualitätsbereinigung von Preissteigerungen für Leuchtmittel die Teuerung für Beleuchtung drastisch überzeichnen.

<sup>2</sup> Gordon (1990).

<sup>3</sup> Triplett (1983).

hat allerdings gezeigt, daß dieses zunächst einleuchtende Argument in die Irre führt, und zwar sowohl für einen Laspeyres-Preisindex wie für einen COLI. Sei:

$$(54) \quad P_L^{t,0} = \frac{P_{WM}^t x_{WM}^0 + P_w^t x_w^0 + P_E^t x_E^0}{P_{WM}^0 x_{WM}^0 + P_w^0 x_w^0 + P_E^0 x_E^0}$$

ein Laspeyres-Index für die Aktivität „Waschen“. Der Rückgang des Ressourcenverbrauchs durch neue, effizientere Maschinen geht in einen solchen Laspeyres-Index wegen der festen Mengengewichtung nur dann ein, wenn der Preis für die Nutzung des Kapitalguts Waschmaschine entsprechend nach unten angepaßt wird.

In einem „idealen“ Index wie in Gleichung (53) werden zwar die Verbrauchsmengen nach unten angepaßt, so daß hier die Möglichkeit einer Überkompensation denkbar wäre. Diese tritt aber nicht ein, da die Mengenkompente  $x_w$  der periodengerechten Ausgaben für das Kapitalgut indirekt aus den Ausgaben

$$(55) \quad a_w = x_w p_w$$

und dem (qualitätsbereinigten) Preisindex berechnet wird:

$$(56) \quad x_w = \frac{a_w}{p_w}$$

Eine Korrektur des Preises für Waschmaschinen um einen beliebigen Faktor  $\gamma$  läßt also den Preisindex unverändert:

$$(57) \quad P_C^{t,0} = \frac{\gamma P_{WM}^t \frac{a_{WM}^t}{\gamma P_{WM}^t} + P_w^t x_w^t + P_E^t x_E^t}{P_{WM}^0 x_{WM}^0 + P_w^0 x_w^0 + P_E^0 x_E^0}$$

Für einen echten COLI wäre demnach eine Bereinigung der Preise für einen geringeren Ressourcenverbrauch zwar überflüssig, aber auch nicht schädlich. Bei den hedonischen Preisschätzungen müssen hingegen Effizienzunterschiede der verschiedenen Modell berücksichtigt werden, da ansonsten die Koeffizienten der übrigen Variablen wegen Fehlens einer wichtigen erklärenden Größe nicht sinnvoll interpretiert werden können. Bei durchweg steigender Energieeffizienz würde beispielsweise der Koeffizient der Zeitvariable, die den qualitätsbereinigten Preisanstieg angibt, systematisch nach oben verzerrt werden.<sup>1</sup>

In engen Zusammenhang mit der Auswahl der Variablen steht das bei hedonischen Preisschätzungen häufig auftretende Problem der MULTIKOLLINEARITÄT: Qualitativ höher stehende Modelle sind typischerweise in allen Belangen besser als Modelle aus einem unteren Marktsegment; neuere Modelle sind typischerweise in allen Belangen besser als alte

---

<sup>1</sup> Wilcox (1984).



Modelle.<sup>1</sup> Das Ergebnis sind dann Schätzungen mit einer hohen Erklärungsgüte, aber häufig insignifikanten und instabilen Parametern.<sup>2</sup>

Zur Lösung des Multikollinearitätsproblems bieten sich folgende Alternativen an:

- Bei PERFEKT KOLLINEAREN RECHTSHANDVARIABLEN kann generell auf eine Größe verzichtet werden, ohne daß die übrigen Koeffizienten verzerrt werden. Lediglich bei der Interpretation der impliziten Preise ist darauf zu achten, daß sie in diesem Fall die gemeinsame Bewertung für mehrere Größen angeben.
- Multikollinearität entsteht häufig durch TECHNISCHE BEZIEHUNGEN zwischen den Produkteigenschaften. Der Benzinverbrauch eines Kraftfahrzeugs beispielsweise steht in einem engen Zusammenhang mit der Motorleistung. In diesen Fällen kann man sich technische Restriktionen zur Reduktion der Zahl der erklärenden Parameter nutzbar machen.<sup>3</sup>
- Schließlich kann durch zwei statistische Verfahren das Multikollinearitätsproblem vermindert werden. In der HAUPTKOMPONENTENANALYSE<sup>4</sup> werden die erklärenden Variablen zu linear unabhängigen Größen zusammengefaßt, die dann eine effiziente Schätzung erlauben. Die Hauptkomponentenanalyse selbst wirft allerdings bei hedonischen Schätzungen neue Probleme auf, so daß einige Autoren auf die Auswahl von Variablen nach dem „CONDITION INDEX“ von Belsley/Kuh/Welsh (1980) ausweichen.<sup>5</sup>

Generell lassen sich Multikollinearitätsprobleme durch die Zusammenfassung mehrerer Perioden und verschiedener Marktsegmente in einem Sample erheblich vermindern.<sup>6</sup> Dies gilt vor allem, wenn sich vorteilhafte Produkteigenschaften von den gehobenen Marktsegmenten langsam nach unten ausbreiten. Beispielsweise waren Klimaanlage lange Zeit Kraftfahrzeugen der Luxusklasse vorbehalten; heute gehören sie teilweise schon zur Serienausstattung von Mittelklassewagen. Ähnlich verhält es sich mit elektronischen Fensterhebern. Andererseits ist es auf homogenen Teilmärkten eher wahrscheinlich, daß Konsumenten ähnliche Präferenzen haben. In dem Fall ist die einfache lineare Form der Schätzgleichungen angemessen und die Ergebnisse lassen sich sinnvoll interpretieren. Wegen der größeren Homogenität der Produkte gibt es dann allerdings auch weniger Variationen der Produkteigenschaften, so daß man oft nicht umhin kommt, die Daten zumindest über einen

---

<sup>1</sup> Gordon (1990).

<sup>2</sup> Ein drastisches Beispiel hierfür ist die Studie von Arguea/Hsiao (1993) zum amerikanischen Automobilmarkt, wo die ersten Schätzungen alle ein  $R^2 > 0,9$  zeigen, die Parameter aber durchweg nicht gegen Null statistisch gesichert sind.

<sup>3</sup> So verfahren beispielsweise Atkinson und Halvorsen (1984).

<sup>4</sup> Siehe Gorman (1956), Dhrymes (1971), Witte/Sumka/Erekson (1979).

<sup>5</sup> Beispielsweise Arguea/Hsiao (1993).

<sup>6</sup> Zu den Vor- und Nachteilen siehe auch Muellbauer (1974).

größeren Zeitraum zusammenzufassen. Bei einem Verzicht auf die Abbildung des Gesamtmarktes muß man häufig wegen der Multikollinearitätsprobleme und der geringen Zahl von Beobachtungen die Zahl der erklärenden Parameter klein halten. Daraus wiederum entsteht das Problem verzerrter Schätzer aufgrund fehlender erklärender Größen.<sup>1</sup> Wegen der verschiedenen „trade offs“ wird man also nicht umhin kommen, mit dem Datenmaterial zu experimentieren.

### dc) Aufbau der Schätzungen, weitere Probleme

Die folgenden Fallstudien zur qualitätsbereinigten Preisentwicklung bei Waschmaschinen, Kühlschränken und Tiefkühlgeräten sind wie folgt aufgebaut:

- Zunächst wird die ENTWICKLUNG DER UNBEREINIGTEN DURCHSCHNITTSPREISE aus der Konsumentenpreisstatistik dem VERLAUF DER QUALITÄTSBEREINIGTEN TEILINDIZES aus dem Preisindex für die Lebenshaltung gegenübergestellt. Aus diesem Vergleich können erste Folgerungen über die Gültigkeit der Hypothese gezogen werden, daß bei mäßig steigenden Preisen in größerem Umfang Qualitätskorrekturen vorgenommen werden als bei stagnierenden oder nachgebenden Preisen. Des weiteren kann überprüft werden, ob bei stärkerer Teuerung das unterstellte Preisbildungsmodell mit einmal jährlichen Preisanpassungen noch gültig bleibt, bzw. ob die Preisermittler auch in diesem Fall die Regeln des Statistischen Bundesamtes „richtig“ anwenden.
- In einem zweiten Schritt wird dann versucht, das AUSMASS DES DURCHSCHNITTLICHEN MESSFEHLERS zu bestimmen. Zu diesem Zweck wird zunächst eine durchschnittliche Veränderungsrate der Meßziffer aus der offiziellen Preisstatistik geschätzt.<sup>2</sup> Die Warentests werden dann für jede Produktgruppe in zwei Samples zusammengefaßt. In das erste, größere Sample werden alle Tests und Aktualisierungen aufgenommen, die seit 1980 veröffentlicht worden sind, ohne Berücksichtigung von Besonderheiten bei der Preis- oder Qualitätsermittlung. In der zweiten Gruppe werden nur solche Geräte berücksichtigt, die den Produktspezifikationen des Statistischen Bundesamtes nahekommen. Außerdem bleiben Testaktualisierungen und Tests ohne Preiserhebungen bei Händlern außen vor. Mit dem ersten Sample soll jeweils der Gesamtmarkt

---

<sup>1</sup> Mit Monte Carlo-Simulationen zeigen Cropper/Deck/McConnell (1988) jedoch, daß sich bei Fehlspezifikationen ein lineares Modell besser bewährt als semilogarithmische, log-lineare oder die meisten aufwendigeren Ansätze.

<sup>2</sup> Bei den Schätzungen wurde ausschließlich das Programmpaket Econometric Views, Version 2.0, der Quantitative Micro Software, Irvine, California verwendet.



abgebildet werden, mit dem zweiten Sample soll die Preisentwicklung für eine relativ homogene Gruppe von Produkten untersucht werden. Für beide Samples werden hedonische Schätzungen in linearer,<sup>1</sup> semilogarithmischer<sup>2</sup> und log-linearer<sup>3</sup> Form vorgestellt. Dabei wird sowohl mit als auch ohne Markendummies geschätzt.

- Um den ZEITVERÄNDERLICHEN INFLATIONSRATEN BZW. MESSFEHLERN auf die Spur zu kommen, wird anschließend für das gesamte Sample die lineare Zeitvariable durch ein Polynom ersetzt. In den homogenen Teilsamples wird hingegen nach der Zeit-Dummy-Methode verfahren. Diese würde für das Gesamtsample wenig Sinn machen, wenn beispielsweise zwei benachbarte Samples von einfachen „Frontladern“ einerseits und von hochwertigen „Topladern“ andererseits gebildet werden. Weil nicht gleichzeitig zwischen dem Aufpreis für Toplader und dem Zeitabstand differenziert werden kann, gäbe der Koeffizient für den Zeitdummy nicht nur die reine Preissteigerung zwischen den beiden Perioden an, sondern enthielte auch den Aufpreis für Toplader.<sup>4</sup>

Bei den Schätzungen ergaben sich teilweise folgende Probleme:

- HETEROSKEDASTIZITÄT: Die Residuen stehen in einem systematischen Zusammenhang mit erklärenden Größen.<sup>5</sup> Dementsprechend sind die Standardfehler und damit die t-Werte verzerrt. In den Ergebnistabellen werden deshalb nach White korrigierte t-Werte angegeben.
- UNTERSCHIEDLICH GROSSE TEILSAMPLES: Große Teilsamples könnten einen verzerrenden Einfluß auf das Gesamtergebnis haben, wenn sie eine von den anderen Samples abweichende Zusammensetzung haben<sup>6</sup> oder gar eine andere Preistendenz zeigen würden. Kontroll-

<sup>1</sup> Das lineare Modell wird mit nichtlinearen kleinsten Quadraten geschätzt. Zwar sind hier die Preise eine lineare Kombination der Eigenschaften:

$$p = \sum_i c_i x_i$$

wenn aber mehrere Samples zusammengefaßt und unveränderte relative Preise unterstellt werden, ergibt sich ein nichtlinearer Zusammenhang zwischen den logarithmierten Preisen und den Produkteigenschaften:

$$p = e^{c_t} \sum_i c_i x_i \quad \text{bzw.} \quad \ln(p) = c_t + \ln \sum_i c_i x_i$$

$$^2 \quad \ln(p) = c_t + \sum_i c_i x_i$$

$$^3 \quad \ln(p) = c_t + \sum_i c_i \ln(x_i)$$

<sup>4</sup> Zu diesem Problem im einzelnen Griliches (1971).

<sup>5</sup> Eine Ursache für Heteroskedastizität kann beispielsweise die Verwendung von Durchschnittspreisen bei fehlenden Marktanteilen sein [Berndt (1991)].

<sup>6</sup> Griliches (1971).

schätzungen mit gewichteten kleinsten Quadraten haben aber gezeigt, daß die Abweichungen unbedeutend sind.

- Kleinste-Quadrate-Schätzer einer Größe  $\pi$  sind keine unverzerrten Schätzer von  $e^\pi$ . Bei der Berechnung der qualitätsbereinigten Preissteigerungsrate nach Gleichung 52 wäre daher eigentlich eine Korrektur um einen halben quadrierten Standardfehler vorzunehmen.<sup>1</sup> Eine typische Größenordnung für  $\pi$  ist beispielsweise 2/100; bei einem Standardfehler von 1/100 würde die Korrektur 5/100000 betragen. Angesichts der unbedeutenden Größenordnung dieser Korrektur bei statistisch signifikanten Parametern ist hierauf verzichtet worden. Schätzungen mit sehr kleinen t-Werten sind aber auch aus diesem Grund mit Vorsicht zu genießen.

---

<sup>1</sup> Tripplett (1989) unter Bezug auf Goldberger (1968).



## e) Fallstudie Nr. 2: Qualitätsbereinigte Preisveränderungen für Waschmaschinen

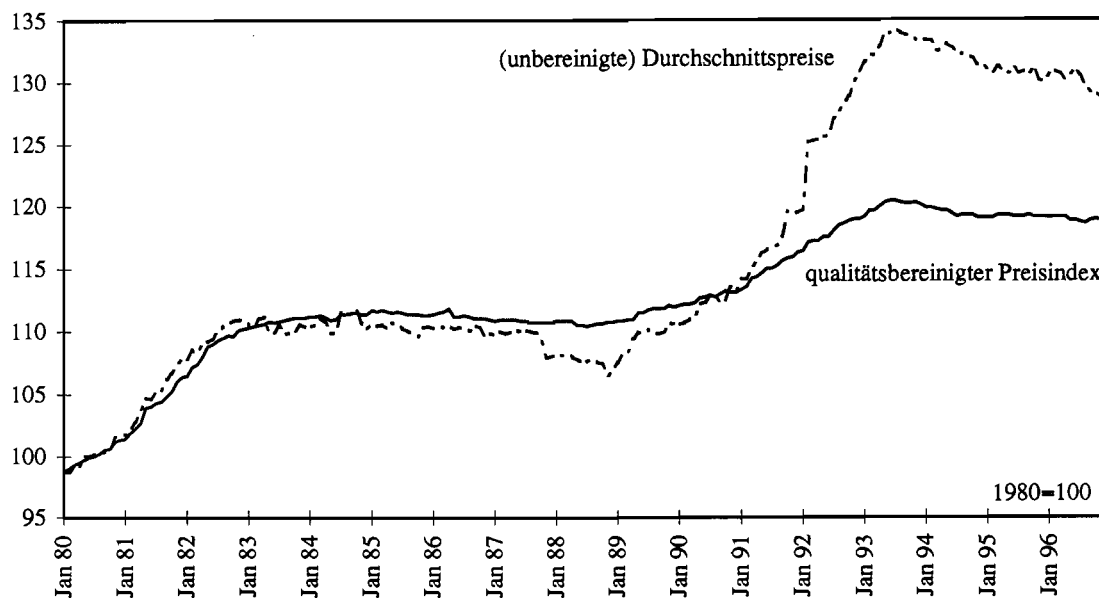
Die Beschreibung der Waschmaschinen im deutschen Preisindex für die Lebenshaltung ist, wie für die meisten anderen Güter auch, nicht sehr eng gefaßt (siehe Tabelle 12). Mit Ausnahme von einigen Spezialwaschmaschinen, die eher für kommerzielle Zwecke geeignet sein dürften, wird so praktisch der gesamte Markt einbezogen. Die Produktspezifikation wurde seit 1980 nur einmal (1992) marginal geändert und dabei eher noch erweitert. Neben den normalen FRONTLADERN werden die sogenannten TOPLADER berücksichtigt, die teilweise auch als RAUMSPARMODELLE bezeichnet werden. Die von vorne mit Wäsche zu füllenden Frontlader sind im Regelfall 60 cm breit, rund 85 cm hoch und gut 60 cm tief. Die Toplader zeigen eine wesentlich größere Vielfalt der Außenabmessungen, so daß auch für ungünstige Raumbedingungen ein passendes Modell gefunden werden kann. Es spricht daher vieles dafür, daß einerseits der Markt zwischen Front- und Topladern separiert ist, und daß andererseits die Toplader selbst bei ansonsten gleichen Merkmalen heterogener sind als die Frontlader.

Seit 1980 ist der Preis für Waschmaschinen nach den Erhebungen des Statistischen Bundesamtes insgesamt um knapp 30 % oder durchschnittlich + 1,7 % p.a. gestiegen (Schaubild 5). Von den Preisanhebungen entfiel weniger als die Hälfte auf Qualitätsverbesserun-

Tabelle 12: Waschmaschinen im Preisindex für die Lebenshaltung

Warenkorb	Beschreibung	Gewicht im Warenkorb	Durchschnittspreis Anfang	Durchschnittspreis Ende
1980	Waschmaschine, Vollautomat mit Programmeinstellung, Trommelsystem, für 4-5 kg Trockenwäsche	0,245 %	901,77 DM (01/1980)	1002,44 DM (09/1989)
1985	Waschmaschine, Vollautomat mit Programmeinstellung, Trommelsystem, für 4-5 kg Trockenwäsche (bis 12/1992)	0,167 %	1010,73 DM (01/1985)	1079,91 DM (12/1991)
	Waschvollautomat für 4-5 kg Trockenwäsche (ab 01/1992)		1120,10 DM (02/1992)	1166,44 DM (12/1992)
1991	Waschvollautomat für 4-5 kg Trockenwäsche	0,216 %	1043,72 DM (01/1991)	1173,50 DM (05/1997)

Schaubild 5: Preisentwicklung für Waschmaschinen seit 1980



gen, so daß die Meßzahl, die in die Berechnung des Preisindex für die Lebenshaltung eingeht, um 18,9 % oder 1,1 % p.a. gewachsen ist. Die implizite Qualitätskorrektur von 9,3 % entspricht einem technischen Fortschritt von durchschnittlich + 0,6 % pro Jahr.

Nach der Analyse der Regeln zur Qualitätskorrektur von Preisänderungen (siehe S. 56 ff.) ist zu erwarten, daß in Zeiten der Preisruhe im Durchschnitt weniger Korrekturen vorgenommen werden als bei mittleren Preissteigerungen. Dementsprechend ist der gesamte Zeitraum in vier Perioden mit unterschiedlicher Teuerung aufgeteilt worden (Tabelle 13). Als Maß für die in der offiziellen Statistik herausgerechneten Qualitätsveränderungen dient dabei der Abstand zwischen der Veränderung der unbereinigten Durchschnittspreise (aus der Preisstatistik) und des (qualitätsbereinigten) Preisindex.

Im einzelnen ergab sich dabei folgendes Bild:

- Bis in den Herbst 1982 sind die Preise für Waschmaschinen kräftig gestiegen. Die (qualitätsbereinigte) Veränderung der Meßzahl unterscheidet sich kaum von der der Durchschnittspreise. Eine Qualitätsbereinigung der Preissteigerungen fand im Durchschnitt nicht statt. Nach der Analyse der Anweisungen zu Qualitätsbereinigung von Preisänderungen wären in dieser Periode eigentlich größere Anpassungen zu erwarten gewesen; weshalb sie ausgeblieben sind, konnte nicht geklärt werden.

**Tabelle 13: Veränderung von Preisen und Qualität im Preisindex für Waschmaschinen (in % pro Jahr)**

Zeitraum	(unbereinigte) Durchschnittspreise	(qualitätsbereinigter) Preisindex	„Qualität“
01/1980-10/1982	+ 4,3	+ 3,9	+ 0,4
10/1982-11/1988	- 0,7	+ 0,2	- 0,8
11/1988-07/1993, davon			
11/1988-01/1992	+ 3,8	+ 1,6	+ 2,1
02/1992-07/1993	+ 5,1	+ 2,0	+ 3,0
07/1993-12/1996	- 1,2	- 0,4	- 0,8

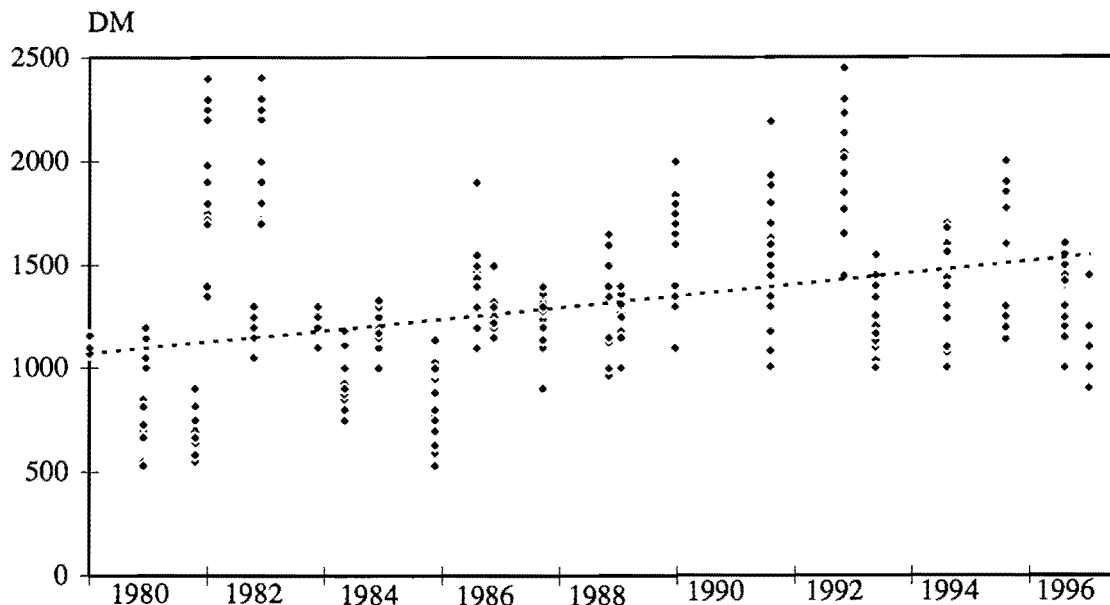
- Bis Ende 1988 schloß sich eine Periode weitgehend stabiler Preise an. Die Durchschnittspreise sind ab Mitte der achtziger Jahre sogar leicht zurückgegangen; die qualitätsbereinigte Meßziffer blieb hingegen unverändert, so daß die Qualitätskorrektur sogar negativ ausfiel!
- Der Abschnitt von November 1988 bis in das Jahr 1993 hinein zeigt kräftige Preissteigerungen. Allerdings ist das Bild insofern verzerrt, da zumindest einige Preisermittler die Änderung der Spezifikation Anfang 1992 zum Anlaß genommen haben, auf Modelle einer höheren Preisschicht überzuwechseln. Diese Wechsel haben im Laufe des Jahres 1992 stattgefunden, vor allem aber im Februar. Der Durchschnittspreis ist von Januar auf Februar 1992 um 4,5 % gestiegen, die Meßziffer immerhin noch um 0,6 %. Ein erheblicher Teil der „Qualitätsbereinigung“ des Preisanstiegs für Waschmaschinen ist also auf diesen Wechsel des Marktsegments zurückzuführen! In dem Zeitraum zwischen Februar 1992 und Juli 1993 betrug die Veränderung der Durchschnittspreise + 5,1 % p.a., die Veränderung der Meßziffer nur 2,0 % pro Jahr. In dieser Zeit kräftiger Preisanhebungen wurde also mehr als die Hälfte des Preisanstiegs als Qualitätsfortschritt ausgeschaltet. Auf zwölf Monate gerechnet impliziert dies ein Qualitätsplus von 3,0 % pro Jahr.
- Ab der Jahresmitte Frühjahr 1993 sind die Preise für Waschmaschinen gefallen. Im Einklang damit zeigt auch der Preisindex einen Rückgang. Bei den Durchschnittspreisen war der Rückgang mit insgesamt - 4,1 % bis Ende 1996 aber wesentlich stärker als bei der Meßziffer. Die implizite Qualitätsmeßzahl zeigt in diesem Zeitraum einen Rückgang um -2,7 % oder 0,8 % pro Jahr.

Unter der Annahme, daß der Qualitätsfortschritt bei Waschmaschinen nicht mit der Inflationsrate korreliert ist, spräche demnach vieles für die Vermutung, daß zwar möglicherweise bei mäßig steigenden Preisen Qualitätsänderungen angemessen berücksichtigt werden, daß das pauschalisierende Verfahren des Statistischen Bundesamts in Zeiten stagnierender oder gar rückläufiger Preise aber zu einer kräftigen Überzeichnung der echten Teuerung führt. Setzt man einen konstanten Qualitätsfortschritt von knapp 2 % p.a. an, dann hätte es in der Mitte der achtziger Jahre und der neunziger Jahre kräftige Rückgänge bei den qualitätsbereinigten Waschmaschinenpreisen geben müssen. Allerdings kann nicht ohne weiteres ausgeschlossen werden, daß Unternehmen bei Preisstabilität auf Qualitätsverbesserungen verzichten, weil in diesen Zeiten Preisanpassungen besonders „teuer“ sind. Andererseits können bei stabilen Preisen Produktfortschritte besonders absatzwirksam sein. Die Daten aus den Warentests geben jedenfalls keine Hinweise darauf, daß es in der Mitte der achtziger Jahre zu Stockungen des Qualitätsfortschritts gekommen wäre.

Allerdings wäre es auch denkbar, daß die stagnierenden oder sogar rückläufigen Preise in dem zweiten und dem vierten Abschnitt durch den Wechsel einiger Berichtsstellen in preisgünstigere Marktsegmente entstanden sind. Die Preisermittler sollen ja das jeweils umsatzstärkste Modell zur Preismessung heranziehen (s. S. 57). Wenn die Haushalte beispielsweise wegen stagnierender Einkommen und gestiegener Arbeitsmarktrisiken auf qualitativ einfachere, dafür aber preisgünstigere Modelle ausweichen und wenn dies in den Berichtsstellen zutreffend erfaßt wird, dann wäre ein Wechsel der Preisrepräsentanten angesagt. In diesem Fall würde der Durchschnittspreis sinken; aus dem Preisindex sollte dieser Qualitätssprung aber herausgerechnet werden. Dementsprechend ergäbe sich ein impliziter Qualitätsrückgang, selbst bei einer angemessenen Bereinigung der Preise für die fortlaufenden Qualitätsverbesserung. Dies wäre eine ergänzende Erklärung für die negative Qualitätskorrektur bei stagnierenden Durchschnittspreisen.

Im folgenden soll der Frage nach der „richtigen“ qualitätsbereinigten Preisveränderung daher mit hedonischen Preisschätzungen nachgegangen werden. Die Stiftung Warentest hat seit 1980 24 Tests (darunter 4 Aktualisierungen) für Waschmaschinen vorgelegt, die zwischen 7 und 30 Modellen umfassen (Tabelle 14). Insgesamt wurden für 390 Modelle Preise und Produktqualitäten ermittelt. Darin sind eine Reihe von Modellen enthalten, die mehrfach getestet wurden, sowie einige Baugleichheiten innerhalb einzelner Tests. Die Tests beziehen sich auf Front- und Toplader und decken wechselnd verschiedene Marktsegmente („Luxusmodelle“, „gehobene Preisklasse“ usw.) ab. Dementsprechend reicht das Preisspektrum von unter 500 DM bis 2 500 DM (Schaubild 6).

Schaubild 6: Preise für Waschmaschinen bei Warentests



Im Vergleich zu den Durchschnittspreisen in der Lebenshaltung liegen die Preise bei den Warentests deutlich höher. Demnach fänden in der Preisstatistik vor allem einfachere Modelle Berücksichtigung. Die Preise bei den Warentests zeigen aber auch - wie an der Regressionslinie erkennbar - insgesamt eine steigende Tendenz (Schaubild 6). Dies gilt vor allem für Modelle der mittleren und der gehobenen Preisklasse. Luxusmodelle (Test 5, 7 und 19) sind hingegen kaum teurer geworden.

Schon bei einem ersten Blick auf die Qualitätsdaten in Tabelle 14 fällt auf, daß moderne Waschmaschinen wesentlich weniger Strom und Wasser pro Waschgang verbrauchen als ihre Vorläufermodelle Anfang der achtziger Jahre. Der Wasserverbrauch hat sich seitdem halbiert, der Stromverbrauch ist auf ein Drittel zurückgegangen. Entsprechend dürfte auch der Waschmittelverbrauch geringer geworden sein, denn zwischen Strom-, Wasser- und Waschmittelverbrauch bestehen enge technische Zusammenhänge: Wenn es gelingt, den Wasserverbrauch pro kg Wäsche zu senken, dann wird auch weniger Strom zum Aufheizen des Wassers und weniger Waschmittel zur Laugenbildung benötigt.

Bei der Interpretation der Verbrauchsangaben ist allerdings darauf zu achten, daß diese sich auf unterschiedliche Waschprogramme beziehen. Bis einschließlich Test Nr. 4 wurden die Angaben für das Kochwaschprogramm angesetzt, von Test Nr. 5 bis Test Nr. 18 das Energie-Sparprogramm mit 60°C, ab Test Nr. 19 das 60°C-Programm für Buntwäsche. Dieser

Tabelle 14: Waschmaschinentests der Stiftung Warentest seit 1980

Test-Nr.	Veröffentlichung	Preise	Typen	Anzahl von Modellen	Durchschnittspreis (DM)	durchschnittliche Füllmenge (kg)	durchschnittliche maximale Schleuderdrehzahl (U/Min)	durchschnittlicher Wasserverbrauch (Liter pro kg Wäsche)	durchschnittlicher Stromverbrauch (kWh pro kg Wäsche)
1	Heft 4/80	11/79	mittlere Preisklasse	13	1102	4,5	791	33	0,77
2	Heft 2/81	(10/80)	untere Preisklasse	24	689	4,6	492	27	0,59
3	Akt. v. 4/80	10-11/80	mittlere Preisklasse	9	1146	4,6	819	33	0,75
4	Akt. v. 2/81	8-9/81	untere Preisklasse	13	911	4,6	621	31	0,59
5	Heft 3/82, 1/83	11/81	Luxusklasse	15	1935	4,7	1028	27	0,36
6	Heft 1/83	8-9/82	gehobene Preisklasse	14	1215	4,6	813	28	0,36
7	Heft 1/83	(10/82)	Luxusklasse	12	2028	4,7	1025	28	0,37
8	Akt. v. 1/83	9-10/83	gehobene Preisklasse	10	1234	4,7	816	28	0,36
9	Heft 8/84	2-4/84	Raumsparmodelle	15	950	4,4	471	27	0,39
10	Heft 5/85	9-11/84	gehobene Preisklasse	18	1190	4,6	836	25	0,36
11	Heft 5/86	9-10/85	untere Preisklasse	30	784	4,5	461	26	0,37
12	Heft 11/86	6/86	gehobene Preisklasse	16	1380	4,7	1004	22	0,31
13	Heft 4/87	9-10/86	Raumsparmodelle	16	1264	4,5	834	25	0,37

Fortsetzung von Tabelle 14: Waschmaschinentests der Stiftung Warentest seit 1980

Test-Nr.	Veröffentlichung	Preise	Typen	Anzahl von Modellen	Durchschnittspreis (DM)	durchschnittliche Füllmenge (kg)	durchschnittliche maximale Schleuderdrehzahl (U/Min)	durchschnittlicher Wasserverbrauch (Liter)	durchschnittlicher Stromverbrauch (kWh)
14	Heft 5/88	6-9/87	mittlere Preisklasse	22	1219	4,7	848	23	0,28
15	Heft 4/89	9/88	mittlere Preisklasse	15	1378	4,8	975	19	0,27
16	Akt. v. 5/88	11-12/88	mittlere Preisklasse	20	1360	4,7	855	23	0,28
17	Heft 4/90	9-12/89	gehobene Preisklasse	14	1591	4,9	1127	17	0,25
18	Heft 10/91	6/91	Raumsparmodelle	26	1544	4,5	998	21	0,31
19	Heft 1/93	9/92	Luxusklasse	15	2002	4,9	1341	15	0,23
20	Heft 10/93	2-5/93	mittlere Preisklasse	12	1232	4,6	862	19	0,25
20	Heft 10/93	2-5/93	Raumsparmodelle	8	1427	4,5	860	18	0,24
21	Heft 10/94	6/94	mittlere Preisklasse	16	1409	4,8	1000	14	0,21
22	Heft 10/95	6/95	gehobene Preisklasse	14	1589	4,9	1200	12	0,21
23	Heft 10/96	6/96	Raumsparmodelle	16	1371	4,3	984	15	0,22
24	Heft 3/97	11/96	Raumsparmodelle	7	1135	3,7	970	15	0,24

Wechsel der Programme könnte die Verbrauchsentwicklung zu günstig darstellen. Andererseits waren die genannten Waschprogramme zuvor teilweise nicht vorhanden, oder aber ihre Waschleistung war nicht zufriedenstellend. Seit Anfang der achtziger Jahre aber sind die 60°C-Waschprogramme - auch dank des Fortschritts bei der Waschmitteltechnik - so leistungsstark, daß für beinahe alle Zwecke auf das verbrauchsungünstige 90°C-Waschprogramm verzichtet werden kann.

In allen Marktsegmenten wurde auch die maximale Schleuderdrehzahl kräftig hochgesetzt. Die Schleudergeschwindigkeit bestimmt die Trockenzeit der Wäsche bzw. den Energieaufwand beim elektrischen Trocknen. In der ersten Hälfte der achtziger Jahre waren hohe Schleuderdrehzahlen technisch nur mit großem Aufwand beherrschbar. Die Maschinen zeigten bei hohen Drehzahlen oft wenig Standstabilität; auch wurde die Wäsche teilweise stark belastet. Die Industrie konnte diese Probleme aber im Lauf der Jahre immer besser in den Griff bekommen. In der ersten Hälfte der achtziger Jahre war noch eine maximale Schleuderdrehzahl von 800 U/min typisch für Modelle der Mittelklasse, Mitte der neunziger Jahre waren es 1000 U/min. Damit erreichten Modelle aus dem zentralen Marktsegment diesbezüglich ein Leistungsniveau, das Anfang der achtziger Jahre für Luxusmodelle typisch war.

Gleichzeitig war auch bei Modellen der Mittelklasse der Ressourcenverbrauch Mitte der neunziger Jahre wesentlich geringer als bei älteren Modellen der Oberklasse. Solche Luxusmodelle erzielten Anfang der achtziger Jahre einen Preis von rund 2000 DM (Test Nr. 5), entsprechende Mittelklassemodelle (Test Nr. 21 und 22) lagen Mitte der neunziger Jahre bei rund 1500 DM. Dieser Preisrückgang von einem Viertel innerhalb von 12 Jahren oder rund  $2\frac{1}{4}\%$  p.a. kann deshalb als eine erste Annäherung an die wahre qualitätsbereinigte Preisveränderung gesehen werden. Zwar mögen die Luxusmodelle reichhaltiger ausgestattet und sorgfältiger produziert worden sein und zudem einen größeren Bedienungskomfort geboten haben, so daß der qualitätsbereinigte Preisabstand nach dieser Rechnung zu groß ausfiel, andererseits sind aber die laufenden Kosten moderner Mittelklassemodelle (zu konstanten Preisen) sehr viel niedriger als die der alten Luxusmodelle. Allerdings könnte es sich bei den Luxus- und den Mittelklassemodellen um unterschiedliche, hinreichend separierte Marktschichten handeln, auf denen verschiedene Preisstrategien eingesetzt werden, so daß ein solcher Vergleich den qualitätsbereinigten Preisrückgang überzeichnen würde.



Tabelle 15: Preisentwicklung bei Waschmaschinen

	(11/1979-11/1996)		(08/1982-10/1995)	
	Preisindex	Warentest insgesamt (n=390)	Preisindex	Warentest Mittelklasse (n=141)
C(1)	4,51	6,91	4,5	7,10
t-statistic	1596,5	207,2	1863,7	385,0
ZEIT	0,000751	0,002173	0,000604	0,001231
t-statistic	31,1	8,2	22,1	4,5
R <sup>2</sup>	0,83	0,16	0,76	0,12
Preisveränderung in % p.a.	+ 0,9	+ 2,6	+ 0,7	+ 1,5

Die folgenden hedonischen Preisschätzungen beziehen sich daher zum einen auf das gesamte Sample, zum anderen ausschließlich auf die Mittelklasse (ohne Raumsparmodelle und Aktualisierungen von Tests). Auch der erste Test wurde in dem kleineren Sample - wegen der Verbrauchsdaten für das 90°C-Programm - außen vor gelassen. Dieses zweite Sample umfaßt also die Tests 6, 10, 12, 14, 15, 17, 20, 21 und 22 mit insgesamt 141 Modellen.

Zum Vergleich der Preistrends in der Preisstatistik und bei den Warentests sind die Meßzahlen sowie die Preise der datierten Modelle auf einen einfachen Preistrend regressiert worden (Tabelle 15). Dies wird später als Referenz zu den qualitätsbereinigten Preistrends nützlich sein. Danach betrug die durchschnittliche Teuerungsrate in der betrachteten Periode knapp 1 % bei den Meßzahlen<sup>1</sup> sowie 2 1/2 % in dem gesamten Sample und 1 1/2 % für die Mittelklasse.

Bei den hedonischen Preisschätzungen erwiesen sich die in Tabelle 16 genannten Qualitätsvariablen häufig als statistisch signifikant.

<sup>1</sup> Die über die einfache Regression auf einen Preistrend ermittelte durchschnittliche Wachstumsrate der Meßzahlen weicht von den oben genannten Ergebnissen (S. 95 ff.) ab, weil diese anders als bei der Regression von Anfangs- zu Endpunkt gemessen wurde. Die Ergebnisse würden nur dann übereinstimmen, wenn die Regressionsgerade zufällig genau durch den Anfangs- und den Endwert ginge.

Tabelle 16: Preisrelevante Qualitätsmerkmale bei Waschmaschinen

Variable	
TOP	Dummy=1 für Toplader.
MENGE	Maximale Füllmenge in kg Trockenwäsche.
UMIN	Maximale Schleuderdrehzahl in Umdrehungen pro Minute. Es wurde die gemessene Schleuderdrehzahl angesetzt, soweit sie ermittelt wurde.
STROM	Verbrauch an elektrischem Strom in kWh pro Maschinenfüllung (bis einschließlich Test Nr. 4 für das Kochwaschprogramm, dann bis Test Nr. 18 für das Energie-Sparprogramm 60°; ab 1993 schließlich für das Buntprogramm 60°).
WASSER	Verbrauch an Wasser für eine Maschinenladung (bis einschließlich Test Nr. 4 für das Kochwaschprogramm, dann bis Test Nr. 18 für das Energie-Sparprogramm 60°; ab 1993 schließlich für das Buntprogramm 60°).

In den folgenden Tabellen finden sich die hedonischen Preisschätzungen für Waschmaschinen. Die beiden letzten Zeilen enthalten jeweils die qualitätsbereinigte Preisveränderung, die nach Gleichung 41 (s. S. 78 f.) aus dem Koeffizient der Zeitvariablen (ZEIT) berechnet wurde, sowie den durchschnittlichen „Bias“. Dieser ergibt sich als Abstand zwischen der Veränderung des (qualitätsbereinigten) Preisindex (Tabelle 15) und der qualitätsbereinigten Preisveränderung nach der hedonischen Schätzung.

Bei der Interpretation der Ergebnisse und insbesondere bei dem Vergleich mit der Meßzahl aus dem Preisindex für die Lebenshaltung ist zu beachten, daß die verschiedenen Teilsamples abwechselnd unterschiedliche Marktsegmente abdecken und in der Zusammensetzung nicht unbedingt den Maschinen entsprechen müssen, für die im Rahmen der offiziellen Statistik Preise erhoben werden. Auch können unterschiedliche Preistrends bei den Berichtsstellen der Preisstatistik und den Geschäften, in denen die Stiftung Warentest Preise erhebt, das Ergebnis beeinflussen. Ein möglicher „Outlet Substitution Bias“ wäre also hier mit eingeschlossen.<sup>1</sup>

Die wichtigsten Ergebnisse der hedonischen Schätzungen lassen sich wie folgt zusammenfassen:

- Die erklärenden Größen weisen im allgemeinen die erwarteten Vorzeichen auf und sind im großen und ganzen auch der Größenordnung nach plausibel. Für Toplader kann ein

<sup>1</sup> Zu den Problemen bei dem Vergleich der Ergebnisse aus der Preisstatistik mit solchen aus hedonischen Schätzungen, die auf anderen Datensätzen beruhen, siehe vor allem Triplett/McDonald (1977).

Tabelle 17: Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei Waschmaschinen

(11/1979-11/1996)	linear	semi-log	log-linear	linear	semi-log	log-linear
Anzahl der Markendummies	-	-	-	11	11	11
C(1)	42,18	6,03	1,14	131,55	6,12	2,08
t-statistic	0,3	43,5	3,5	0,9	44,8	6,3
TOP	143,16	0,13	0,12	127,96	0,11	0,10
t-statistic	6,6	7,0	5,9	6,7	7,1	6,3
MENGE	65,55	0,052	0,32	53,13	0,04	0,26
t-statistic	2,2	1,8	2,8	1,7	1,3	2,3
UMIN	1,41	0,001	0,85	1,18	0,001	0,74
t-statistic	20,5	26,6	26,7	17,0	22,2	22,5
STROM	-86,2	-0,11	-0,17	-63,33	-0,09	-0,11
t-statistic	-4,9	-5,6	-3,9	-3,8	-4,7	-2,8
WASSER	-0,19	0,001	-0,009	-0,26	0,001	-0,05
t-statistic	-0,3	1,7	-0,2	-0,5	1,1	-1,0
ZEIT	-0,001166	-0,001432	-0,001471	-0,000863	-0,001137	-0,001166
t-statistic	-4,5	-4,3	-4,0	-3,4	-3,7	-3,5
n	390	390	390	390	390	390
adj. R <sup>2</sup>	0,78	0,78	0,77	0,81	0,82	0,81
SE	0,15	0,15	0,16	0,14	0,14	0,14
Qualitätsbereinigte Preisveränderung in % p.a.	- 1,4	- 1,7	- 1,7	- 1,0	- 1,4	- 1,4
„Bias“ (in Prozentpunkten)	2,3	2,6	2,6	1,9	2,3	2,3

kräftiger Aufpreis erzielt werden; ebenso werden für eine größere Füllmenge und für eine höhere Schleuderdrehzahl mehr Geld verlangt. Von den beiden Variablen für den Ressourcenverzehr ist entweder der Koeffizient des Wasserverbrauchs oder der des Stromverbrauchs mit dem erwarteten Vorzeichen statistisch gesichert. Markendummies sind nicht nur in großer Zahl signifikant, sie verbessern auch die Anpassung der Gleichungen an die Daten.

- Insgesamt ist der statistische Fit für das große Sample (Tabelle 17) wesentlich besser als für Mittelklassenmodelle (Tabelle 18) alleine. Daneben gibt es kleine Vorteile für das semi-logarithmische Modell. Ansonsten unterscheiden sich die verschiedenen Spezifikationen kaum hinsichtlich ihrer Erklärungskraft.

Tabelle 18: Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei Waschmaschinen der Mittelklasse

(8/1982-10/1995)	linear	semi-log	log-linear	linear	semi-log	log-linear
Anzahl der Markendummies	-	-	-	4	4	4
C(1)	295,13	6,18	3,93	384,37	6,29	3,87
t-statistic	0,6	16,7	3,1	0,8	17,4	3,3
MENGE	142,43	0,16	0,60	78,69	0,11	0,34
t-statistic	1,6	2,5	1,7	0,9	1,6	1,0
UMIN	0,74	0,001	0,51	0,82	0,001	0,56
t-statistic	4,2	4,8	4,3	5,0	5,6	5,3
STROM	19,35	0,019	0,06	53,49	0,033	0,088
t-statistic	0,2	0,3	0,9	0,7	0,6	1,2
WASSER	-3,15	-0,003	0,24	-2,72	-0,002	-0,24
t-statistic	-2,7	-3,1	-2,9	-2,4	-2,9	-2,9
ZEIT	-0,000631	-0,000920	0,000689	-0,000452	-0,000802	-0,000605
t-statistic	-1,4	-1,8	-1,2	-1,0	-1,6	-1,1
n	141	141	141	141	141	141
adj. R <sup>2</sup>	0,45	0,49	0,46	0,48	0,52	0,50
SE	0,13	0,12	0,12	0,12	0,12	0,12
Qualitätsbereinigte Preisveränderung in % p.a.	- 0,8	- 1,1	- 0,8	- 0,5	- 1,0	- 0,7
„Bias“ (in Prozentpunkten)	1,5	1,8	1,5	1,2	1,7	1,4

- Die Zeitvariable weist für die zusammengefaßten Schätzungen ausnahmslos ein negatives Vorzeichen auf. Für das große Sample (Tabelle 17) ist sie für alle Varianten statistisch mit 95 % gegen Null gesichert, in dem kleinen Sample (Tabelle 18) wird dies hingegen regelmäßig nicht erreicht. Markendummies vergrößern die qualitätsbereinigte Preissteigerung um 0,3 bis 0,4 Prozentpunkte pro Jahr. Die qualitätsbereinigte Preisveränderung fällt bei den nichtlinearen Ansätzen kleiner aus als bei dem linearen Modell.
- Die QUALITÄTSBEREINIGTE PREISSTEIGERUNG hätte nach diesen Schätzungen in dem betrachteten Zeitraum im Durchschnitt zwischen - 0,5 und - 1,7 % gelegen und nicht bei knapp + 1 % wie in der Preisstatistik. Der durchschnittliche „BIAS“ läge in einem Intervall zwischen 1 % und 2 1/2 Prozentpunkte pro Jahr.

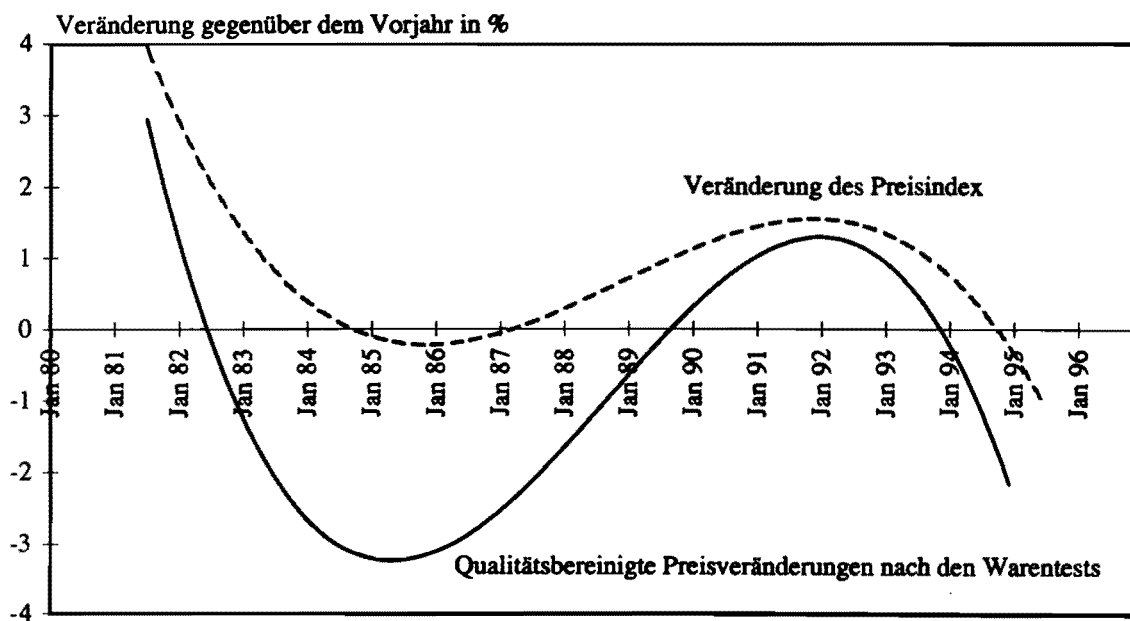
- Der Ersatz eines Zeittrends durch ein Polynom verbessert die Anpassung nochmals (Tabelle 19). Zum besseren Vergleich ist ebenfalls der entsprechende Preisindex auf ein Polynom regressiert worden. Der vertikale Abstand zwischen den beiden nach Gleichung 43 (S. 79) errechneten Kurven für die zeitabhängigen Preissteigerungsraten gibt dann den „Bias“ an (Schaubild 7). Danach hätte der „Fehler“ in einer Periode der Preisstabilität 1985 mit rund 3 % einen Höhepunkt erreicht; 1991 und 1992 wäre er dagegen - bei einer mittleren Teuerung - vernachlässigbar klein gewesen.
- Die Schätzungen für kleinere Teilsamples ergeben insgesamt wenig befriedigende Ergebnisse und führen zu extrem unterschiedlichen qualitätsbereinigten Preissteigerungsraten. Ökonomisch interpretierbare Ergebnisse wären hier erst nach Einbeziehung weiterer erklärender Variablen zu erwarten gewesen.

Wenn auch die Ergebnisse der hedonischen Preisstudien für Waschmaschinen nur mit Vorsicht zu interpretieren sind, so deuten sie doch daraufhin, daß der Qualitätsfortschritt in der offiziellen Preisstatistik nicht immer angemessen berücksichtigt wird. Besonders in Zeiten stabiler oder gar rückläufiger Preise tritt - wie aus der Approximation der Preisentwicklung mit dem Zeitpolynom folgt - ein erheblicher „Fehler“ auf. Genau dies war nach der Analyse der Regeln zur Qualitätskorrektur auch so zu erwarten gewesen.

Tabelle 19: Schätzung flexibler Preissteigerungsraten für Waschmaschinen

(11/79-11/96)	Preisindex	Warentest (semi-log; 4 Qualitätsvariablen 11 Markendummies)
C	4,43	6,03
t-statistic	1823,6	36,5
ZEIT^1	0,007004	0,009006
t-statistic	41,8	3,2
ZEIT^2	-0,000120	-0,000212
t-statistic	-35,4	-4,2
ZEIT^3	$8,34 \cdot 10^{-07}$	$1,57 \cdot 10^{-06}$
t-statistic	33,1	4,4
ZEIT^4	$-1,93 \cdot 10^{-09}$	$-3,73 \cdot 10^{-09}$
t-statistic	-31,1	-4,4
adj. R <sup>2</sup>	0,98	0,83
SE	0,007	0,133

Schaubild 7: Zeitabhängige Preissteigerungen bei Waschmaschinen



## f) Fallstudie Nr. 3: Qualitätsbereinigte Preisveränderungen für Kühlschränke

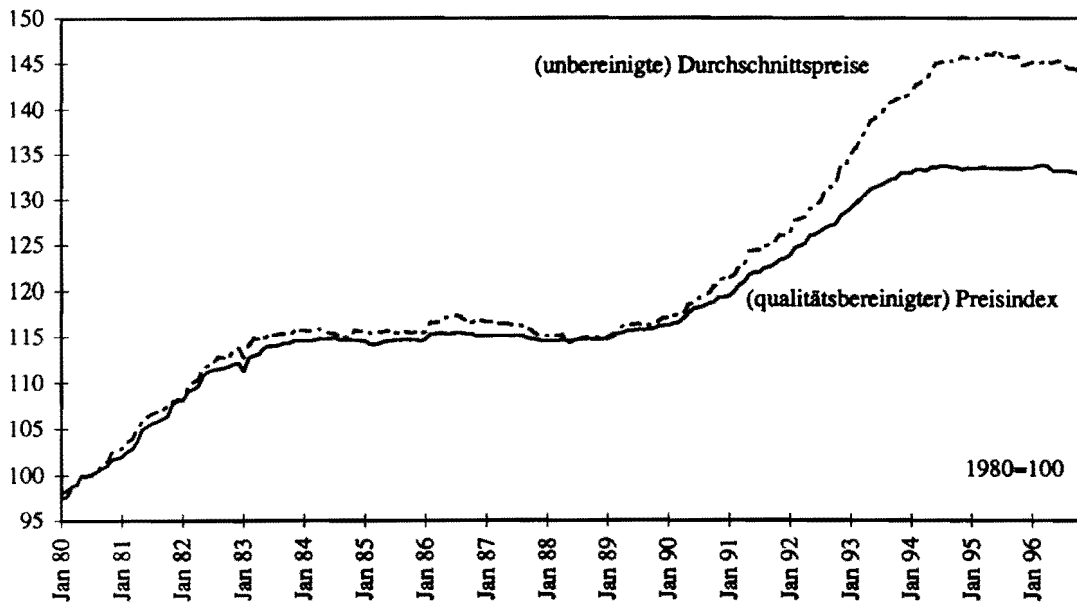
Neben Autos und Computern waren vor allem Kühlschränke in der Vergangenheit ein beliebtes Objekt für hedonische Preisstudien. Hier sind vor allem die Arbeiten von Dhrymes (1967) und (1971), von Triplett und McDonald (1977) und von Gordon (1990) für die USA zu nennen. Alle finden sie im Zeitablauf erhebliche Qualitätsverbesserungen bei Kühlschränken, so daß der Ansatz von unbereinigten Durchschnittspreisen die Teuerung überzeichnen würde. Dies ist auch das Ergebnis einer Studie für Deutschland von Riegel (1974).

Dhrymes selbst stellt keinen Vergleich mit der offiziellen Preisstatistik an; nach Triplett und McDonald fällt der qualitätsbereinigte Preisanstieg bei ihm aber höher aus als im amerikanischen CPI. Nimmt man die Schätzung von Dhrymes als Maßstab, gäbe es also Hinweise dafür, daß die Methoden der Statistischen Ämter auch zu einer Unterzeichnung der Teuerung führen können. Nach Riegel und Triplett/McDonald kommt es zwar insgesamt zu einer Übertreibung des Preisanstiegs, in einzelnen Perioden war der Bias aber auch negativ. Gordon zufolge gibt die offizielle Statistik die Teuerung beinahe durchweg zu hoch an.

Tabelle 20: Kühlschränke im Preisindex für die Lebenshaltung

Warenkorb	Beschreibung	Gewicht im Warenkorb	Durchschnittspreis Anfang	Durchschnittspreis Ende
1980	Kühlschrank, Tischform, Kompressorsystem, 3-Stern-Gefrier-Fach mit Abtauautomatik, etwa 160 l Inhalt	0,099%	473,97 DM (01/1980)	566,35 DM (09/1989)
1985	Kühlschrank, Tischform, Kompressorsystem, 3-Stern-Gefrier-Fach mit Abtauautomatik, etwa 160 l Inhalt	0,048%	563,45 DM (01/1985)	652,29 DM (12/1992)
1991	Kühlschrank, Tischform, Kompressorsystem, 3-Stern-Gefrier-Fach mit Abtauautomatik, etwa 160 l Inhalt	0,105%	590,30 DM (01/1991)	686,59 DM (05/1997)

Schaubild 8: Preisentwicklung für Kühlschränke seit 1980



Im deutschen Preisindex für die Lebenshaltung ist die Spezifikation für Kühlschränke - die in der betrachteten Zeitspanne unverändert blieb - entgegen der sonst üblichen Gewohnheit eher eng ausgelegt (Tabelle 20). Es sollen nur Tischkühlschränke mit einem 3-Stern-Tiefkühlfach und einem vorgegebenen Innenvolumen berücksichtigt werden. Die mit dem Vordringen der Einbauküchen beliebter gewordenen Einbaukühlschränke werden nicht erfaßt, ebensowenig Kühlschränke ohne Gefrierfach. Diese sind vor allem in größeren Haushalten beliebt, die auch mit einer Tiefkühltruhe ausgestattet sind. Außen vor bleiben auch Kombinationen von Kühl- und Gefriergeräten, bei denen das Innenvolumen des Gefrierabteils dem des Kühlabteils kaum nachsteht und die zudem in der Regel eine getrennte Tür für das Gefrierteil aufweisen.

Seit 1980 sind die Preise für Kühlschränke um durchschnittlich 44 % oder 2,3 % p.a. angehoben worden (Schaubild 8). Ein Viertel dieses Anstiegs wurde von den Preisermittlern als Entgelt für Qualitätsverbesserungen herausgerechnet. Dies entspricht einem Plus an Qualität von 0,5 % pro Jahr. Folglich hat die Meßzahl insgesamt um 33 % oder 1,8 % p.a. zugelegt.

Ähnlich wie bei Waschmaschinen erweist sich auch bei Kühlschränken eine Unterteilung des gesamten Zeitraums in vier Abschnitte als sinnvoll (Tabelle 21):

- Bis in das Frühjahr 1984 hinein gab es kräftige Preissteigerungen bei Kühlschränken, die zu einem kleinen Teil für Qualitätsänderungen herausgerechnet wurden.



Tabelle 21: Veränderung von Preisen und Qualität im Preisindex für Kühlschränke (Veränderung in % pro Jahr)

Zeitraum	(unbereinigte) Durchschnittspreise	(qualitätsbereinigter) Preisindex	„Qualität“
01/1980-04/1984	+ 4,2	+ 3,8	+ 0,4
04/1980-12/1988	- 0,2	- 0,0	- 0,2
12/1988-06/1994	+ 4,3	+ 2,8	+ 1,5
06/1994-12/1996	- 0,3	- 0,3	- 0,0

- Es schloß sich eine Phase der Preisruhe bis Ende 1988 an. In diesem Abschnitt fand im Durchschnitt praktisch keine Korrektur für Qualitätsänderungen statt. Vielmehr ist der Preisindex für Kühlschränke marginal schneller gewachsen als die entsprechenden Durchschnittspreise.
- Bis zur Jahresmitte 1994 sind die Preise dann kräftig gestiegen; gut ein Drittel der Teuerung wurde als unechte Preisänderung qualifiziert und herausgerechnet. Die implizite Qualitätsverbesserung betrug rund 1,5 % pro Jahr.
- Es schloß sich wieder eine Phase der Preisstabilität an, in der Durchschnittspreise und Preisindex weitgehend ähnliche Veränderungsraten zeigen.

Es bestätigt sich also auch hier der Eindruck, daß die Preisermittler Qualitätsänderungen zwar in Phasen mittlerer bis kräftiger Preissteigerungen häufiger berücksichtigen, daß dies bei Preisruhe aber nicht der Fall ist.

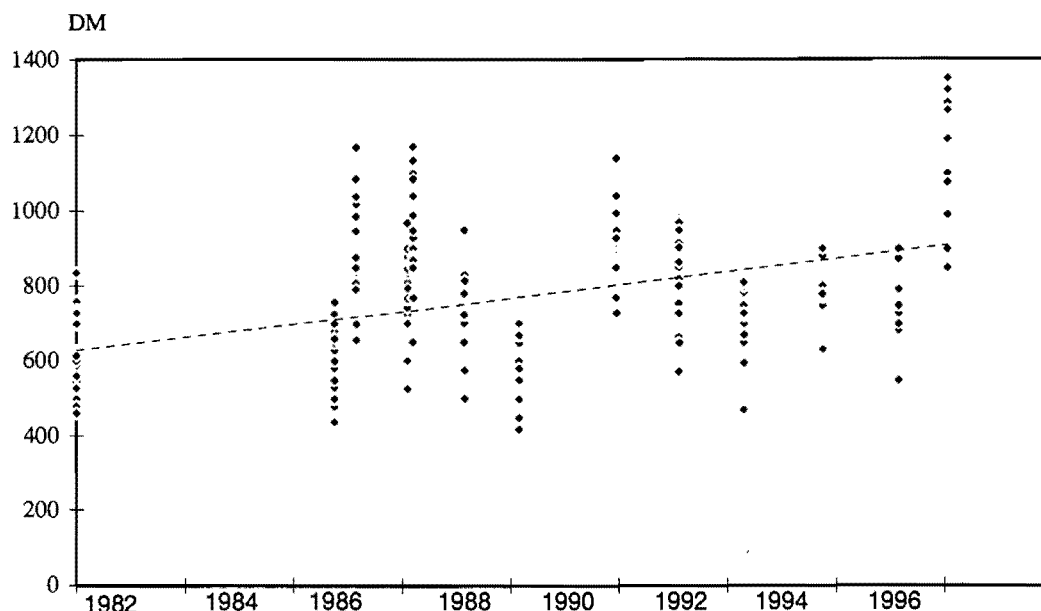
In der Zeitschrift Warentest sind seit 1980 15 Kühlschranktests für insgesamt 266 Modelle publiziert worden (Tabelle 22).<sup>1</sup> Zwei Warentests waren dabei Aktualisierungen älterer Tests; einige Tests enthielten zudem Baugleichheiten, die unter verschiedenen Markennamen verkauft wurden. Bis 1986 erfolgte nur ein Test (10/1982), so daß die erste Phase kräftig steigender Preise nicht erfaßt wird. Neben Tischgeräten wurden regelmäßig auch Einbaugeräte getestet, und zwar sowohl Modelle mit wie auch solche ohne Gefrierfach. Sechs Tests beziehen sich ausschließlich auf \*\*\*-Tischgeräte und kommen so der Spezifikation des Statistischen Bundesamtes nahe. Es werden wiederum zwei Samples gebildet, von denen das erste alle Test umfaßt, das zweite die Warentests mit den Nummern 1, 2, 7, 10, 11, 13 und 15. Dieses zweite Sample enthält insgesamt 130 Modelle.

<sup>1</sup> Außerdem gab es noch 7 Tests für Kühl-Gefrierkombinationen, die aber nicht in die Schätzungen einbezogen wurden.

Tabelle 22: Kühlschranks tests der Stiftung Warentest seit 1980

Test Nr.	Veröffentlichung	Preise	Typ	Anzahl von Modellen	Durchschnittspreis (DM)	durchschnittliches Innenvolumen (Liter)	durchschnittlicher Stromverbrauch in 24 Stunden (kWh/100 Liter Innenvolumen)
1	10/82	5-6/82	***-Tischgeräte	36	595	141	1,01
2	10/86	5/86	***-Tischgeräte	23	585	143	0,77
3	1/87	9/86	***-Einbaugeräte	25	887	143	0,65
4	1/88	6-7/87	Einbaugeräte	16	765	162	0,46
5	Akt. v. 1/87	7-8/87	***-Einbaugeräte	22	936	143	0,65
6	Akt. v. 1/88	5/88	Einbaugeräte	9	725	163	0,44
7	6/89	3/89	***-Tischgeräte	25	591	147	0,66
8	1/91	9/90	***-Einbaugeräte	17	901	148	0,62
9	1/92	8-9/91	Einbaugeräte	18	832	162	0,48
10	1/93	8-9/92	***-Tischgeräte	19	714	141	0,55
11	2/93	8-9/92	***-Tischgeräte	9	753	141	0,59
12	3/94	11/93	Tischgeräte	10	806	149	0,36
13	5/95	1/95	***-Tischgeräte	18	773	132	0,53
14	2/96	10/95	Einbaugeräte	18	1116	156	0,33
15	7/97	3/97	***/**-Tischgeräte	9	788	137	0,41

Schaubild 9: Preise für Kühlschränke bei Warentests



Wie schon bei den Waschmaschinen sind die Meßzahlen aus der Preisstatistik und die Preise aus den Warentests auf einen Zeittrend regressiert worden (Tabelle 23). Danach liegt die mittlere Preissteigerung bei den \*\*\*-Tischgeräten um knapp einen Prozentpunkt über der Teuerung in der offiziellen Preisstatistik. Absolut liegen die Preise für Kühlschränke in den Warentests im Durchschnitt aber wegen der teureren Einbaugeräte etwas höher (Tabelle 22 in Verbindung mit Schaubild 9) als in der Preisstatistik (Tabelle 20).

Tabelle 23: Preisentwicklung bei Kühlschränken

	(05/1982-03/1997)		(05/1982-03/1997)	
	Preisindex	Warentests insgesamt (n=266)	Preisindex	Warentests ***-Tischgeräte (n=130)
C(1)	4,5	6,4	4,5	6,3
t-statistic	1228,5	265,8	1228,5	290,1
ZEIT	0,001178	0,002105	0,001178	0,001810
t-statistic	33,1	9,0	33,1	9,3
R <sup>2</sup>	0,86	0,20	0,86	0,36
Preisveränderung in % p.a.	+ 1,4	+ 2,6	+ 1,4	+ 2,2

Tabelle 24: Preisrelevante Qualitätsmerkmale bei Kühlschränken

Variable	
AKT	Dummy=1 für Modelle, die weiter in unveränderter Spezifikation verkauft werden.
UBAU	Dummy=1 für unterbaufähige Geräte.
EINBAU	Dummy=1 für einbaufähige Geräte.
GP	Dummy=1 für Glas- oder Kunststoffplatten (anstelle von Rosten).
VOLK	Volumen des Kühlraums (in l).
VOLTK	Volumen des ***-Tiefkühlfachs (in l).
VOLG	Innenvolumen insgesamt (in l).
TK3	Dummy=1 für ***-Tiefkühlfach.
TK4	Dummy=1 für ****-Tiefkühlfach.
ENERGIE	Stromverbrauch in kW auf 24 Stunden.
FCKW	Dummy=1 für Kühlschränke ohne FCKW.

Bei den hedonischen Preisschätzungen zeigen die in Tabelle 24 genannten Merkmale einen systematischen Zusammenhang mit den Preisunterschieden. Besonders problematisch erweist sich hierbei der FCKW-DUMMY. Fluorkohlenwasserstoffe galten lange Zeit als ein aus technischer Sicht beinahe ideales und zudem noch preiswertes Kältemittel für Kühl- und Gefrierschränke. Auch enthielten die Dämmstoffe in den Außenwänden größere Mengen an FCKW. Nachdem Ende der achtziger Jahre bekannt wurde, daß FCKW die Ozonschicht schädigt, vollzog sich der Übergang zu FCKW-freien Kühlschränken wegen technischer Schwierigkeiten nur in vielen kleinen Schritten. Zunächst wurde der FCKW-Gehalt im Dämmschaum der Außenwände nach und nach reduziert. Dies ging teilweise mit einem höheren Stromverbrauch einher. Da aber wegen der steigenden Energiekosten auch der Stromverzehr vermindert werden sollte, wurden die Dämmschichten stärker ausgelegt. Dies wiederum hatte zur Folge, daß bei gegebenen Außenabmessungen das nutzbare Innenvolumen kleiner ausfiel. Gleichzeitig wurde versucht, durch eine effizientere Gestaltung des Kühlkreislaufs Kältemittel einzusparen. 1993 schließlich kamen erste Kühlschränke auf dem Markt, die vollständig auf FCKW verzichten konnten. Seit 1996 ist die Produktion von Haushaltskältegeräten, die FCKW als Kühlmittel verwenden, in der EG verboten.

Um diese Produktverbesserungen in den Schätzungen richtig abzubilden, müßte man eigentlich die Menge an FCKW in der Dämmung und im Kältekreislauf als erklärende Qualitätsvariable einsetzen. Dies scheitert jedoch daran, daß entsprechende Angaben für ältere Geräte überhaupt nicht (weil die Schädlichkeit von FCKW noch nicht erkannt worden war) und für Geräte der ersten Hälfte der neunziger Jahre nur bruchstückhaft vorliegen.



Ab 1994 sind nur noch FCKW-freie Geräte getestet worden, so daß dies bei den Schätzungen durch den Einsatz von Dummies berücksichtigt werden kann. Die kräftige Reduktion des Einsatzes von FCKW in der ersten Hälfte der neunziger Jahre bleibt dann allerdings außen vor.

Wie bei Waschmaschinen auch ist es den Ingenieuren gelungen, den STROMVERBRAUCH von Kühlschränken kräftig zu senken. Bis Ende der achtziger Jahre ging er um rund ein Drittel zurück. Anschließend stieg der Stromverbrauch bei dem Bemühen um eine Reduktion von FCKW vorübergehend wieder an. Ab Mitte der neunziger Jahre betrug er dennoch weniger als die Hälfte von 1982. Andere Qualitätsverbesserungen bei Kühlschränken betreffen vor allem INNENAUSSTATTUNG. Nach und nach wurden die Gitterroste durch leichter zu reinigende Kunststoff- oder Glasplatten ausgetauscht, die zudem eine größere Standsicherheit versprechen. Bei vielen Geräten wurde auch die Rückwand geglättet, was aber bei den Schätzungen wegen unzureichender Informationen nicht berücksichtigt werden konnte.

In den Tabellen 25 bis 29 finden sich die Ergebnisse der hedonischen Preisschätzungen in einer ähnlichen Abfolge wie bei den Waschmaschinen, mit dem einen Unterschied, daß ein Teil der Schätzungen in zwei Varianten vorgestellt wird, und zwar zum einen ohne, zum anderen mit einem FCKW-Dummy. Insgesamt kommen die Schätzungen zu folgenden Ergebnissen:<sup>1</sup>

- Die Zeitvariable weist in allen über die Zeit gepoolten Schätzungen ohne FCKW-Dummy ein positives Vorzeichen auf und ist in allen Varianten statistisch auf einem hohen Niveau gegen Null gesichert (Tabellen 25 und 26). Für das gesamte Sample fällt die qualitätsbereinigte Preissteigerung kleiner aus als bei den Tischkühlschränken. Die Ergänzung der erklärenden Variablen um den FCKW-Dummy (Tabellen 27 und 29) vermindert wie erwartet die durchschnittliche Preissteigerung um teilweise mehr als einen Prozentpunkt. Die Zeitvariable ist jetzt in allen Spezifikationen nicht mehr mit einer Wahrscheinlichkeit von mehr als 95 % von Null verschieden. Dies bedeutet aber nichts anderes, als daß eine „wahre“ qualitätsbereinigte Preissteigerungsrate von Null nicht auszuschließen ist.

---

<sup>1</sup> Wie bei den Waschmaschinen auch ist bei der Interpretation der Ergebnisse zu beachten, daß Preise und Produkte bei den hedonischen Preisschätzungen nicht mit denen der Preisstatistik übereinstimmen, so daß Abweichungen nicht ausschließlich durch die unterschiedliche Methode der Qualitätsbereinigung zu erklären sind.

- Die meisten der anderen erklärenden Variablen zeigen die erwarteten Vorzeichen und sind in der Regel auch gegen null gesichert. Lediglich der Aktualitätsdummy und der Dummy für ein Vier-Sterne-Gefrierfach weisen konsequent ein negatives Vorzeichen auf. Die Einbeziehung von Markendummies, von denen nur wenige statistisch signifikant sind, verbessert den Fit insgesamt, ohne die anderen Ergebnisse wesentlich zu verändern.
- Der Koeffizient des Energieverbrauchs ist wie erwartet negativ und der Größenordnung nach oft nicht unplausibel. Statistisch gegen null gesichert ist er in den meisten Fällen nur für das Sample insgesamt, nicht hingegen für Tischkühlschränke alleine. Dies gilt unabhängig davon, ob nun ein FCKW-Dummy einbezogen wird oder nicht.
- Insgesamt gelingt - wie bei den Waschmaschinen - die Anpassung des Schätzmodells an das große Sample etwas besser als für die homogenere Masse „\*\*\*-Tischkühlschränke“. Die Unterschiede - bezogen auf die Erklärungskraft der drei Spezifikationen - sind aber eher gering und zudem je nach Variante unterschiedlich. Auch hier fällt die qualitätsbereinigte Preissteigerung bei den nichtlinearen Spezifikationen in den meisten Fällen kleiner aus als in der linearen Variante.
- Nach diesen Schätzungen hätte die qualitätsbereinigte Preissteigerung bei Kühlschränken zwischen gut 1/2 % und 1 1/2 % pro Jahr gelegen. Dabei entspräche die qualitätsbereinigte Preisentwicklung bei \*\*\*-Kühlschränken alleine (Tabelle 26) ziemlich genau der durchschnittlichen Veränderung der entsprechenden Preismeßzahl bei der Lebenshaltung; nimmt man die anderen Kühlschranktypen hinzu, ergäbe sich ein durchschnittlicher Bias von weniger als einem 1/2 Prozentpunkt (Tabelle 25). Das Bild ändert sich, wenn der FCKW-Dummy einbezogen wird. Dann ergäbe sich ein „Bias“ von mindestens 1 1/2 Prozentpunkten für das Sample insgesamt (Tabelle 27) und 0,8 Prozentpunkten für Tischkühlschränke (Tabelle 28).
- Wie schon bei den Waschmaschinen verbessert der Ansatz eines Polynoms die Anpassung der Schätzgleichungen erheblich (Tabelle 29). Aus Platzgründen wird auch hier wieder nur eine Schätzung vorgestellt und mit entsprechenden Ergebnissen für den Preisindex konfrontiert. Wenn auch die Ergebnisse mit der gebotenen Vorsicht zu interpretieren sind, so bestätigt sich doch wieder der Eindruck, daß der Meßfehler mit der Preissteigerungsrate selbst variiert (Schaubild 10). In der Phase rückläufiger Preissteigerungen Mitte der achtziger Jahre wäre der Fehler demnach am größten gewesen, 1991 bis 1993 hingegen sogar negativ. Letzteres mag freilich auch damit zu tun haben, daß die Reduktion des FCKW-Einsatzes nicht adäquat berücksichtigt werden konnte.

Tabelle 25: Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei Kühlschränken insgesamt (ohne FCKW)

(05/1982-03/1997)	linear	semi-log	log-linear	linear	semi-log	log-linear
Anzahl der Markendummies	-	-	-	4	4	4
C(1)	211,28	5,85	3,26	233,45	5,90	3,66
t-statistic	2,4	37,7	4,9	2,7	40,4	5,84
AKT	-44,79	-0,07	-0,07	-45,16	-0,07	-0,07
t-statistic	-2,7	-2,6	-2,7	-2,6	-2,7	-3,0
UBAU	36,33	0,07	0,06	52,88	0,09	0,09
t-statistic	2,7	2,7	2,4	4,3	4,4	4,4
EINBAU	229,32	0,35	0,33	249,92	0,38	0,37
t-statistic	13,0	12,8	11,6	14,8	15,6	15,3
GP	94,64	0,13	0,12	104,98	0,15	0,14
t-statistic	5,2	5,7	5,1	6,0	6,9	6,1
VOLG	-	-	0,60	-	-	0,51
t-statistic	-	-	4,6	-	-	4,1
VOLK	2,48	0,004	-	2,11	0,003	-
t-statistic	5,1	4,6	-	4,4	4,2	-
VOLTK	8,53	0,014	-	7,28	0,012	-
t-statistic	6,7	6,8	-	5,8	6,3	-
TK3	-	-	0,18	-	-	0,16
t-statistic	-	-	5,3	-	-	4,9
TK4	-54,62	-0,08	-0,09	-51,88	-0,07	-0,09
t-statistic	-2,1	-2,1	-2,9	-2,7	-2,4	-3,3
ENERGIE	-86,18	-0,19	-0,23	-65,62	-0,17	-0,22
t-statistic	-2,4	-3,2	-4,5	-1,8	-3,0	-4,5
ZEIT	0,000996	0,000850	0,000546	0,000914	0,000713	0,000390
t-statistic	3,1	2,7	1,9	3,0	2,4	1,5
n	275	275	275	275	275	275
adj. R <sup>2</sup>	0,67	0,68	0,68	0,70	0,71	0,71
SE	0,137	0,136	0,134	0,132	0,129	0,128
Qualitätsbereinigte Preisveränderung in % p.a.	+ 1,2	+ 1,0	+ 0,7	+ 1,1	+ 0,9	+ 1,1
„Bias“ (in Prozentpunkten)	0,2	0,4	0,7	0,3	0,5	0,3

Tabelle 26: Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei \*\*\*-Tischkühlschränken (ohne FCKW)

(05/1982-03/1997)	linear	semi-log	log-linear	linear	semi-log	log-linear
Anzahl der Markendummies	-	-	-	3	3	3
C(1)	219,41	5,72	2,75	234,50	5,74	3,40
t-statistic	2,3	31,0	4,2	2,5	32,9	5,6
AKT	-58,92	-0,01	-0,10	-55,86	-0,09	-0,10
t-statistic	3,4	-3,6	-3,7	-3,3	-3,6	-3,7
UBAU	30,88	0,05	0,05	46,48	0,09	0,09
t-statistic	2,1	2,0	2,1	3,8	4,1	4,3
GP	53,88	0,08	0,07	79,42	0,13	0,11
t-statistic	2,9	2,8	2,1	4,3	4,5	3,7
VOLG	2,96	0,005	0,74	2,38	0,004	0,59
t-statistic	5,6	5,4	5,6	4,7	4,8	4,8
ENERGIE	-42,79	-0,06	-0,13	-13,16	-0,01	-0,08
t-statistic	-0,9	-0,7	-1,6	-0,3	-0,2	-0,10
ZEIT	0,001224	0,001325	0,001083	0,001052	0,001107	0,000883
t-statistic	3,0	3,1	2,9	2,8	2,8	2,5
n	139	139	139	139	139	139
adj. R <sup>2</sup>	0,56	0,55	0,55	0,62	0,62	0,62
SE	0,12	0,12	0,12	0,11	0,11	0,11
Qualitätsbereinigte Preisveränderung in % p.a.	+ 1,5	+ 1,6	+ 1,3	+ 1,3	+ 1,3	+ 1,1
„Bias“ (in Prozentpunkten)	- 0,1	- 0,2	0,1	0,1	0,1	0,3

- Anders als bei den Waschmaschinen ergibt die ZEIT-DUMMY-METHODE bei Kühlschränken zufriedenstellende Ergebnisse (Tabelle 30).<sup>1</sup> Sowohl bei der gepoolten Schätzung mit Dummies für die einzelnen Warentests (ZEIT2 für Warentest Nr. 2, ZEIT7 für Warentest Nr. 7 usw.) wie auch bei den Schätzungen für beieinanderliegende Perioden sind die Zeitdummies in den meisten Fällen statistisch signifikant. Dies gilt vielfach auch für die anderen erklärenden Variablen. Der Koeffizient für den Stromverbrauch zeigt zudem den erwarteten Anstieg.

<sup>1</sup> Aus Platzgründen werden hier nur die Ergebnisse des linearen Modells dargestellt. Die beiden anderen Varianten kommen zu ähnlichen Resultaten.



Tabelle 27: Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei Kühlschränken insgesamt (mit FCKW)

(05/1982-03/1997)	linear	semi-log	log-linear	linear	semi-log	log-linear
Anzahl der Markendummies	-	-	-	4	4	4
C(1)	-33,00	5,47	2,01	-4,27	5,53	2,45
t-statistic	-0,3	37,1	3,1	-0,0	39,1	3,9
AKT	-28,83	-0,03	-0,03	-28,32	-0,04	-0,04
t-statistic	-1,7	-1,4	-1,4	-1,6	-1,5	-1,7
UBAU	38,31	0,08	0,07	51,73	0,11	0,10
t-statistic	2,9	3,8	3,4	3,8	5,1	5,2
EINBAU	283,22	0,40	0,37	297,71	0,43	0,41
t-statistic	15,0	16,8	14,9	16,0	18,4	18,0
GP	92,15	0,12	0,12	101,73	0,13	0,16
t-statistic	5,1	5,9	5,4	6,0	7,1	6,5
VOLG	-	-	0,84	-	-	0,74
t-statistic	-	-	6,5	-	-	6,1
VOLK	3,77	0,006	-	3,37	0,005	-
t-statistic	7,1	7,5	-	6,5	7,0	-
VOLTK	13,39	0,020	-	12,04	0,018	-
t-statistic	9,4	10,3	-	8,4	9,7	-
TK3	-	-	0,23	-	-	0,21
t-statistic	-	-	6,8	-	-	6,4
TK4	-115,68	-0,14	-0,14	-111,28	-0,13	-0,13
t-statistic	-3,6	-3,5	-4,1	-4,3	-4,2	-4,9
ENERGIE	-81,83	-0,17	-0,16	-61,71	-0,16	-0,15
t-statistic	-2,4	-3,3	-3,3	-1,8	-3,1	-3,3
FCKW	194,93	0,26	0,21	186,75	0,25	0,20
t-statistic	6,9	8,4	7,1	6,9	8,6	7,4
ZEIT	-0,000105	-0,000319	-0,000198	-0,000109	-0,000386	-0,000306
t-statistic	-0,3	-1,0	-0,7	-0,4	-1,3	-1,1
n	275	275	275	275	275	275
adj. R <sup>2</sup>	0,74	0,75	0,73	0,76	0,77	0,76
SE	0,123	0,120	0,125	0,118	0,114	0,118
Qualitätsbereinigte Preisveränderung in % p.a.	- 0,1	- 0,4	- 0,2	- 0,1	- 0,5	- 0,4
„Bias“ (in Prozentpunkten)	1,5	1,8	1,6	1,5	1,9	1,8

Tabelle 28: Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei  
 \*\*\*-Tischkühlschränken (mit FCKW)

(05/1982-03/1997)	linear	semi-log	log-linear	linear	semi-log	log-linear
Anzahl der Markendummies	-	-	-	3	3	3
C(1)	94,18	5,51	1,83	144,80	5,6	2,6
t-statistic	0,9	30,0	2,8	1,6	33,5	4,4
AKT	-47,62	-0,07	-0,08	-46,79	-0,07	-0,07
t-statistic	-2,9	-3,0	-3,1	-2,7	-2,9	-2,6
UBAU	37,07	0,07	0,06	47,48	0,09	0,09
t-statistic	2,7	2,9	2,9	3,8	4,6	4,8
GP	51,89	0,08	0,06	75,79	0,12	0,10
t-statistic	2,6	2,6	2,0	4,0	4,1	3,5
VOLG	-	-	0,92	3,15	0,005	0,74
t-statistic	-	-	7,0	5,9	6,1	6,0
VOLK	3,56	0,006	-	-	-	-
t-statistic	5,6	5,6	-	-	-	-
VOLTK	7,04	0,01	-	-	-	-
t-statistic	1,9	2,2	-	-	-	-
TK4	-56,78	-0,09	-0,11	-59,69	-0,09	-
t-statistic	-2,0	-2,2	-2,8	-3,2	-3,7	-
ENERGIE	-61,98	-0,10	-0,14	-26,37	-0,04	-0,08
t-statistic	-1,3	-1,2	-1,9	-0,6	-0,5	-1,1
FCKW	111,53	0,17	0,17	95,52	0,15	0,13
t-statistic	4,1	4,8	4,8	3,9	4,7	4,2
ZEIT	0,000460	0,000527	0,000420	0,000479	0,000480	0,000319
t-statistic	1,0	1,2	1,1	1,2	1,1	0,9
n	139	139	139	139	139	139
adj. R <sup>2</sup>	0,61	0,61	0,62	0,67	0,67	0,66
SE	0,11	0,11	0,11	0,10	0,10	0,10
Qualitätsbereinigte Preisveränderung in % p.a.	+ 0,6	+ 0,6	+ 0,5	+ 0,6	+ 0,6	+ 0,4
„Bias“ (in Prozentpunkten)	0,8	0,8	0,9	0,8	0,8	1,0

Tabelle 29: Schätzung flexibler Preissteigerungsraten für Kühlschränke

(11/79-11/96)	Preisindex	Warentest (semi-log; 6 Qualitätsvariablen einschl FCKW)
C	4,50	5,41
t-statistic	2093,7	39,0
ZEIT^1	0,003902	0,007496
t-statistic	22,8	2,6
ZEIT^2	-0,000110	-0,000311
t-statistic	-27,5	-3,9
ZEIT^3	$1,13 \cdot 10^{-06}$	$3,19 \cdot 10^{-06}$
t-statistic	32,9	4,5
ZEIT^4	$-3,42 \cdot 10^{-09}$	$-9,59 \cdot 10^{-09}$
t-statistic	-35,1	-4,9
adj. R <sup>2</sup>	0,99	0,78
SE	0,006	0,11

Schaubild 10: Zeitabhängige Preissteigerungen bei Kühlschränken

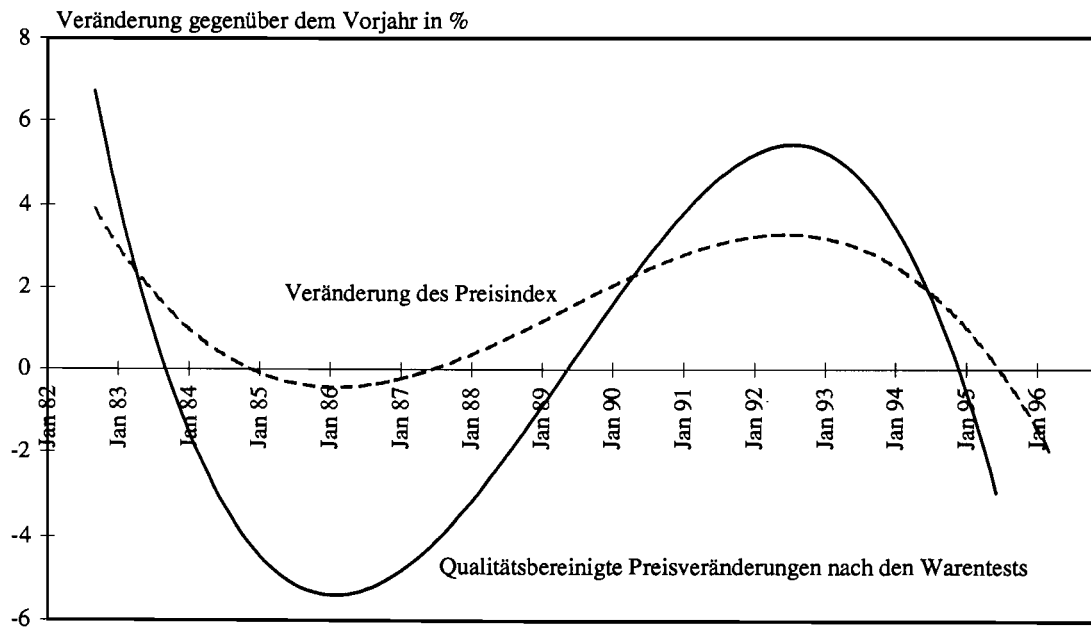


Tabelle 30: Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei Tischkühlschränken für einzelne Perioden

(linear) Anzahl der Markendummies	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
C(1)	6,4	61,87	82,52	43,21	67,48	-80,03	-81,47	29,44	366,99	1115,94
t-statistic	251,92	0,8	1,1	0,5	0,9	-0,7	-0,7	0,2	2,3	6,2
AKT	-	-32,57	-32,46	-34,61	-32,84	-40,32	-	-	-	-66,47
t-statistic	-	-2,0	-1,9	-2,0	-1,9	-1,9	-	-	-	-2,3
UBAU	-	37,93	57,62	36,09	55,25	50,34	20,26	-	-	-
t-statistic	-	2,6	4,0	2,4	3,8	2,6	0,8	-	-	-
GP	-	42,10	67,32	50,06	72,00	-69,84	-	31,29	55,69	98,89
t-statistic	-	2,5	3,8	2,8	3,9	-2,4	-	1,4	1,8	2,4
VOLG	-	4,48	3,78	4,58	3,88	-	5,30	4,43	3,52	-
t-statistic	-	8,4	7,0	8,5	7,1	-	5,9	3,3	2,2	-
VOLK	-	-	-	-	-	4,16	-	-	-	2,70
t-statistic	-	-	-	-	-	5,0	-	-	-	1,8
VOLTK	-	-	-	-	-	12,16	-	-	-	-27,61
t-statistic	-	-	-	-	-	2,0	-	-	-	-3,2
TK4	-	-	-	-	-67,36	-	-	-	-	-
t-statistic	-	-	-	-	-2,8	-	-	-	-	-
ENERGIE	-	-82,46	-48,08	-77,22	-46,56	-59,29	-92,61	-105,36	-209,19	-288,33
t-statistic	-	-2,2	-1,3	-2,0	-1,2	-1,1	-2,2	-1,8	-1,6	-1,9
FCKW	-	-	-	124,01	87,22	-	-	-	-	-
t-statistic	-	-	-	5,5	4,3	-	-	-	-	-

Fortsetzung von Tabelle 30: Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei Tischkühlschränken für einzelne Perioden

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
ZEIT2	-0,016707	-0,031300	-0,000457	-0,029666	-0,0001858	0,019852	-	-	-	-
t-statistic	-0,4	-1,0	-0,0	-1,0	-0,0	0,6	-	-	-	-
ZEIT7	-0,002437	-0,114186	-0,105796	-0,113987	-0,1107258	-	-0,063324	-	-	-
t-statistic	-0,1	-3,3	-3,0	-3,2	-3,0	-	-1,6	-	-	-
ZEIT1011	0,204476	0,098996	0,089940	0,0863411	0,080288	-	-	0,211616	-	-
t-statistic	5,6	2,4	2,3	2,1	2,0	-	-	7,02	-	-
ZEIT13	0,265969	0,199218	0,183524	0,018291	0,054351	-	-	-	0,060729	-
t-statistic	7,0	4,5	4,3	0,3	1,1	-	-	-	2,0	-
ZEIT15	0,290222	0,135653	0,126387	-0,033851	0,073777	-	-	-	-	-0,076333
t-statistic	8,9	2,5	2,5	-0,6	1,2	-	-	-	-	-2,2
n	139	139	139	139	139	59	48	53	46	27
adj. R <sup>2</sup>	0,45	0,71	0,75	0,72	0,76	0,57	0,55	0,66	0,42	0,59
SE	0,13	0,10	0,09	0,09	0,09	0,10	0,09	0,09	0,10	0,07

Tabelle 31: Qualitätsbereinigte Preisentwicklung bei Tischkühlschränken für einzelne Perioden (in % p.a.)

Zeitraum	Monate	DP	LH	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
1. 5-6/82 - 5/86	47 1/2	1,2	1,0	-0,4	-0,8	0,0	-0,7	0,0	0,5	-	-	-	-
2. 5/86 - 3/89	34	-0,5	0,0	0,5	-2,9	-3,6	-2,9	-3,8	-	-2,2	-	-	-
3. 3/89 - 8-9/92	41 1/2	3,8	2,8	6,2	6,4	5,8	6,0	5,7	-	-	6,3	-	-
4. 8-9/92 - 1/95	28 1/2	4,5	2,1	2,6	4,3	4,0	-2,8	-1,1	-	-	-	2,6	-
5. 1/95 - 3/97	26	0,4	-0,5	1,1	-2,9	-2,6	-2,4	0,9	-	-	-	-	-3,5

**Tabelle 32: Impliziter Qualitätsfortschritt bei Tischkühlschränken für einzelne Perioden (in % p.a.)**

Zeitraum	LH	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
1. 5-6/82 - 5/86	0,2	0,4	-0,4	0,3	-0,4	-0,9	-	-	-	-
2. 5/86 - 3/89	-0,5	3,4	4,1	3,4	4,3	-	2,7	-	-	-
3. 3/89 - 8-9/92	1,0	-0,2	0,4	0,2	0,5	-	-	-0,1	-	-
4. 8-9/92 - 1/95	2,4	-1,7	-1,4	0,2	3,7	-	-	-	0,0	-
5. 1/95 - 3/97	0,9	4,0	3,7	3,5	0,2	-	-	-	-	4,6

- In Tabelle 31 sind die Koeffizienten der Zeitdummies nach den Gleichungen 45 und 46 (s. Seite 80) in durchschnittliche Preissteigerungsraten für die entsprechenden Zeiträume umgerechnet worden. Die Numerierung der Spalten in Tabelle 31 entspricht der Beschriftung in Tabelle 30. Spalte (1) enthält eine Schätzung der Preisbewegungen ohne Qualitätsvariablen. Spalte (2) und (3) enthalten die Ergebnisse für Schätzungen ohne, die Spalten (4) und (5) die Ergebnisse der Schätzungen mit einem Dummy für FCKW, zum einen ohne, zum anderen mit Markendummies. In den Spalten (6) bis (10) finden sich schließlich die Ergebnisse für beieinanderliegende Teilsamples. Allerdings weisen die unbereinigten Preise in den Warentests (Spalte (1)) eine etwas andere Tendenz auf als Durchschnittspreise in der offiziellen Statistik (DP). Deshalb werden hier ergänzend die impliziten Fortschrittsraten, also der Unterschied zwischen den unbereinigten und den bereinigten Preisveränderungsraten, als Maßstab herangezogen (Tabelle 32).<sup>1</sup>
- Im einzelnen ergab sich dabei folgendes:
  - Für die erste Zeitspanne sind die Zeitdummies nicht signifikant von Null verschieden. Der Preisindex zeigt hier einen leichten Anstieg.
  - Die zweite Zeitspanne fällt in die Zeit der Preisruhe in der zweiten Hälfte der achtziger Jahre. Nach den Schätzungen ergibt sich für diese Zeit ein qualitätsbereinigter Preisrückgang zwischen 2 % und 4 %, wobei der Schwerpunkt bei - 3 % liegt. Der implizite Qualitätsfortschritt (Tabelle 32) beläuft sich danach auf rund 3 % p.a.. In der offiziellen Statistik (Spalte LH) sind es hingegen -1/2 %. Weil auch der Preisindex im Durchschnitt unverändert bleibt, beträgt der „Bias“ rund 3 Prozentpunkte.

<sup>1</sup> So verfahren auch Triplett/McDonald (1977) in ihrer Studie zu Kühlschränken.

- Die beiden folgenden Teilperioden decken den Zeitraum des Übergangs auf FCKW-freie Kühlschränke ab. Diese Zeit war zugleich durch eine recht kräftige gesamtwirtschaftliche Teuerung gekennzeichnet. Für die dritte Zeitspanne werden mit der hedonischen Methode konsistent doppelt so hohe Preissteigerungsraten ermittelt wie im offiziellen Preisindex. In der vierten Zeitspanne zeigen die Schätzungen einen kräftigen Rückgang der qualitätsbereinigten Preise, wenn ein FCKW-Dummy verwendet wird. Die Abweichung vom Preisindex beträgt dann rund 4 Prozentpunkte. Diese Schätzung dürfte wesentlich dadurch verzerrt sein, daß bereits die Modelle aus dem Herbst 1992 FCKW-reduziert waren.
- In der fünften und letzten Zeitspanne schließlich sind die Preise nach den meisten Varianten der Schätzungen qualitätsbereinigt kräftig gesunken, während der offizielle Preisindex nur um ein 1/2 % nachgegeben hat. Damit zeigt sich wiederum in einer Phase nachgebender Preise ein großer Meßfehler.

Auch die Rechnungen für Kühlschränke bestätigen demnach alles in allem die Hypothese, daß der offizielle Preisindex dazu neigt, die Teuerung bei mäßigen Preissteigerungen und vor allem bei Preisrückgängen kräftig zu überzeichnen. Bei überdurchschnittlichen Preissteigerungsraten stellt sich bei Kühlschränken zwar ein negativer Bias ein; dieser dürfte aber wesentlich damit zu tun haben, daß der Übergang auf FCKW-freie Kühlschränke in eine Periode kräftiger Preissteigerungen fiel und zudem bei den Schätzungen nicht adäquat erfaßt werden konnte.

## g) Fallstudie Nr. 4: Qualitätsbereinigte Preisveränderungen für Tiefkühlgeräte

Ähnlich wie Kühlschränke werden auch Tiefkühlgeräte im deutschen Preisindex für die Lebenshaltung vergleichsweise eng spezifiziert (Tabelle 33). Als Preisrepräsentanten sind ausdrücklich nur Gefrierschränke und nicht etwa auch die einfacheren Gefriertruhen gefragt. Außerdem wird mit dem Innenvolumen ein wesentliches Qualitätsmerkmal recht genau vorgeschrieben. In dem betrachteten Zeitraum wurde die Spezifikation der Gefriergeräte genau einmal geändert, nämlich Anfang 1996; dabei wurde das Innenvolumen auf die Hälfte reduziert.

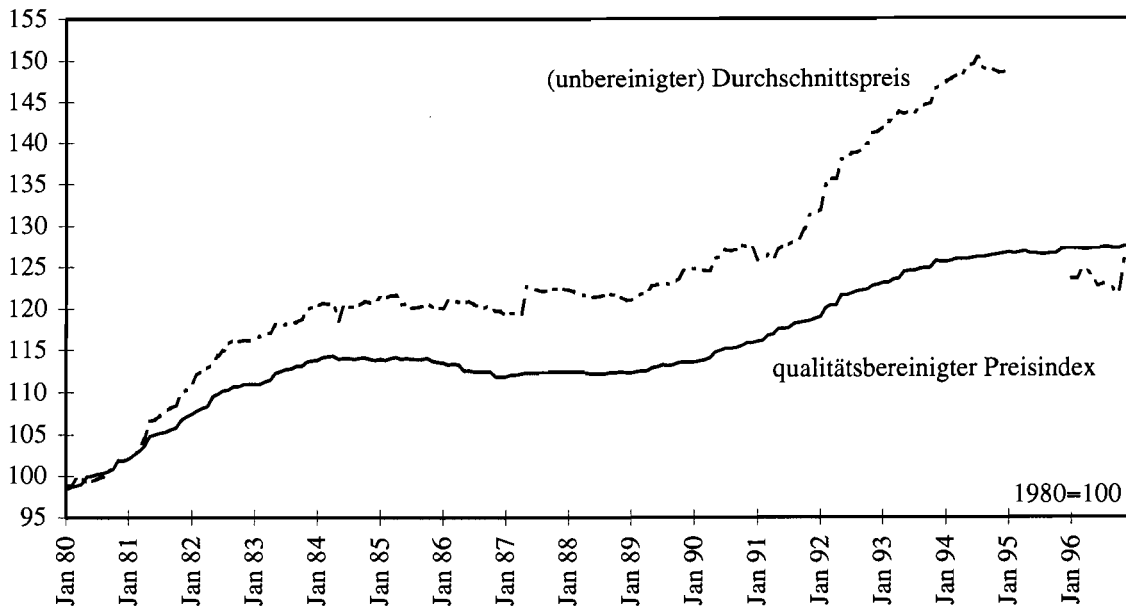
Gemessen an der Meßzahl für Tiefkühlgeräte zeigt die Preisentwicklung (Schaubild 11) ein ähnliches Bild wie bei den Kühlschränken: Auf eine Periode kräftiger Teuerung folgen nur geringe Preisanhebungen, danach schließt sich wieder eine Phase des beschleunigten Preisanstiegs an. Anders als bei Kühlschränken und bei Waschmaschinen wurden jedoch auch in dem Abschnitt relativer Preisruhe netto Qualitätskorrekturen vorgenommen. insgesamt sind die Preise für Tiefkühlgeräte bis Ende 1994 um 49 % oder 2,9 % p.a. gestiegen, davon wurden 27 % (1,7 % p.a.) als echte Preissteigerung und 17 % oder 1,2 % p.a. für Qualitätsveränderungen angesetzt.

Tabelle 33: Tiefkühlgeräte im Preisindex für die Lebenshaltung

Warenkorb	Beschreibung	Gewicht im Warenkorb	Durchschnittspreis Anfang	Durchschnittspreis Ende
1980	Gefrierschrank mit Vorgefrierfach und Schnellgefriereinrichtung; etwa 300 l Inhalt	0,065 %	831,56 DM (01/1980)	1036,95 DM (09/1989)
1985	Gefrierschrank mit Vorgefrierfach und Schnellgefriereinrichtung; etwa 300 l Inhalt	0,069 %	1021,92 DM (01/1985)	1197,77 DM (12/1992)
1991	Gefrierschrank mit Vorgefrierfach und Schnellgefriereinrichtung; etwa 300 l Inhalt	0,128 %	1059,05 DM (01/1991)	1250,47 DM (12/1994)
	Gefrierschrank; etwa 150 l Inhalt (ab 01/1996)		1040,00 DM (01/1996)	1045,97 DM (05/1997)



Schaubild 11: Preisentwicklung für Tiefkühlgeräte



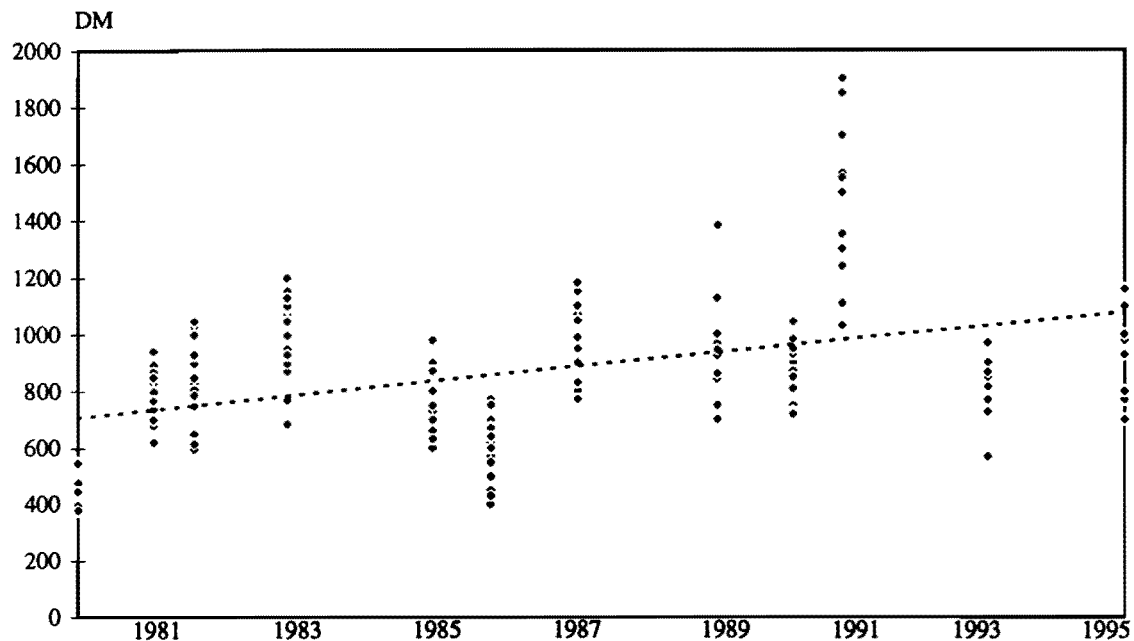
Im einzelnen lassen sich drei größere Abschnitte mit unterschiedlicher Preisentwicklung isolieren (wegen des Spezifikationswechsel kann die Mitte der neunziger Jahre, die bei den anderen Gütern stagnierende Preise gezeigt hatte, nicht näher beleuchtet werden) (Tabelle 34):

- Anfang der achtziger Jahre gab es kräftige Preisanhebungen, von denen - anders als bei Waschmaschinen und Kühlschränken - gut ein Viertel als Qualitätsänderung ausgeschaltet wurde.
- Anschließend folgte ab 1984 eine Phase ruhiger Preisentwicklung. Der Preisindex ist in dieser Zeit zurückgegangen. Dies entspricht einer impliziten Qualitätskorrektur um rund 1/2 % pro Jahr.

Tabelle 34: Veränderung von Preisen und Qualität im Preisindex für Tiefkühlgeräte (in % pro Jahr)

Zeitraum	(unbereinigte) Durchschnittspreise	(qualitätsbereinigter) Preisindex	„Qualität“
01/1980-02/1984	+ 5,0	+ 3,7	+ 1,3
02/1984-01/1989	+ 0,0	- 0,3	+ 0,4
01/1989-07/1994	+ 4,0	+ 2,1	+ 1,8

Schaubild 12: Preise für Tiefkühlgeräte bei Warentests



- Ab 1989 konnten auch für Tiefkühlgeräte wieder höhere Preissteigerungen festgestellt werden. Beinahe die Hälfte des Preisanstiegs haben die Statistischen Ämter als Qualitätsveränderung qualifiziert und herausgerechnet.

Bei Tiefkühlgeräten findet man also eine etwas gleichmäßigere Verteilung der impliziten Qualitätsveränderungen als bei den anderen bisher betrachteten Gütern. Dies könnte zum einen an der insgesamt etwas höheren Teuerung bei Tiefkühlgeräten liegen. Auch in Phasen gesamtwirtschaftlicher Preisstabilität kommen Preissenkungen dann seltener vor, so daß die aus Sicht der Preismessung besonders problematische Kombination von Qualitätsverbesserung und Preisrückgang weniger häufig auftritt. Zum anderen könnte auch die sehr enge Spezifikation eine Rolle spielen, die nur einen kleinen Teil des Marktes abdeckt. Ein Austausch der Preisrepräsentanten verbunden mit dem Wechsel in ein anderes Marktsegment - wegen einer veränderten Umsatzbedeutung - ist demnach beinahe ausgeschlossen.

Die Stiftung Warentest hat von 1980 bis 1995 12 Tests mit Tiefkühlgeräten veröffentlicht (Tabelle 35). Davon bezog sich ein Drittel auf Truhen (75 Modelle) und zwei Drittel auf Schränke (157 Modelle). Es wurden insgesamt drei Samples gebildet: das erste umfaßt alle Tests, das zweite die Tests für Schränke (mit Ausnahme eines Tests für Einbauschränke) und das dritte die Gefriertruhen.

Tabelle 35: Tiefkühlgerätetests der Stiftung Warentest

Test-Nr.	Veröffentlichung	Preise	Typ	Anzahl von Modellen	Durchschnittspreis (DM)	durchschnittliches Innenvolumen (Liter)	durchschnittlicher Stromverbrauch pro Tag (kWh/100 Liter Innenvolumen)	durchschnittliche Zeit für einen Temperaturanstieg von - 18°C auf - 9°C bei Stromausfall (Stunden)
1	6/80	3/80	Schränke	15	467	95	1,18	16
2	6/81	2/81	Schränke	20	780	184	0,87	16
3	6/82	1/82	Truhen	21	825	275	0,51	33
4	7/83	3/83	Schränke	27	993	206	0,69	22
5	9/85	3-5/85	Truhen	22	767	253	0,42	41
6	5/86	1/86	Schränke	26	574	101	1,12	21
7	9/87	5/87	Schränke	19	960	199	0,59	33
8	9/89	5/89	Einbauschränke	21	949	105	0,99	18
9	10/90	6/90	Truhen	20	876	259	0,32	47
10	7/91	2-3/91	Schränke	17	1443	244	0,45	31
11	8/93	3-4/93	Schränke	12	832	102	0,76	37
12	9/95	3/95	Truhen	12	963	231	0,35	48

Tabelle 36: Preisentwicklung bei Tiefkühlgeräten

	(06/1980-09/1995)		(06/1980-08/1993)		(06/1982-09/1995)	
	Preisindex	Warentests insgesamt (n=232)	Preisindex	Warentests Tiefkühl-schränke (n=136)	Preisindex	Warentests Tiefkühl-truhen (n=75)
C(1)	4,59	6,53	4,50	6,47	4,53	6,66
t-statistic	1283,0	203,8	1188,3	151,3	1303,7	230,8
ZEIT	0,000958	0,002439	0,000843	0,003375	0,000826	0,001080
t-statistic	28,9	7,2	20,3	6,0	21,9	3,4
adj. R <sup>2</sup>	0,82	0,18	0,72	0,21	0,75	0,14
Preisveränderung in % p.a.	+ 1,2	+ 3,0	+ 1,0	+ 4,1	+ 1,0	+ 1,3

Die Preise für die Tiefkühlgeräte betragen in den Warentests zwischen 400 und fast 2 000 DM, mit einem Schwergewicht knapp unter 1 000 DM (Schaubild 12). Damit liegen sie nahe bei den für die Inflationsmessung erhobenen Preisen (Tabelle 33). Die Gefriertruhen sind nicht nur generell preislich günstiger als die Gefrierschränke, sie zeigen auch vor der Qualitätsbereinigung eine andere Preistendenz (Tabelle 36). Während sich die Truhen im Durchschnitt nur weniger als 1 1/2 % pro Jahr verteuerten, sind die Preise für Gefrierschränke nach den Warentests um rund 4 % gestiegen. Die Diskrepanz dürfte im wesentlichen dem Test Nr. 10 zuzuschreiben sein, in dem Tiefkühlschränke mit einem sehr großen Innenvolumen und einem entsprechend hohen Preis geprüft wurden.

Preisbestimmende Qualitätsfaktoren bei Tiefkühlgeräten (Tabelle 37) sind im wesentlichen das Innenvolumen, der Stromverbrauch, die Temperaturstabilität nach einem Stromausfall sowie verschiedene Ausstattungsmerkmale wie beispielsweise Innen- oder Außenthermometer und Art des Alarms bei Stromausfall. Vermutlich dürfte die Innenausstattung mit Fächern und Schubladen ebenfalls für Kaufentscheidungen relevant sein, aber erstens liegen die Informationen über die Innenausstattung nicht vollständig vor, zweitens schlugen verschiedene approximative Schätzungen fehl. Mancher Leser wird in der Liste der preisrelevanten Qualitätsmerkmale auch die maximale Gefrierleistung vermissen, die sicherlich eine wichtige qualitätsrelevante Größe ist. Auch hier gab es keine über einen längeren Zeitraum konsistenten Angaben.

Tabelle 37: Preisbestimmende Qualitätsmerkmale von Tiefkühlgeräten

Variable	
AKT	Dummy=1 für Aktualität.
SCHRANK	Dummy=1 für Tiefkühlschränke.
EINBAU	Dummy=1 für einbaufähige Geräte.
NOFROST	Dummy=1 für Geräte mit Abtauautomatik.
TOPTI	Dummy=1 für optischen Alarm bei Stromausfall.
TAKUST	Dummy=1 für akustischen Alarm bei Stromausfall.
THA	Dummy=1 für Außenthermometer.
THI	Dummy=1 für Innenthermometer.
VOL	Innenvolumen (in Litern).
ANSTIEG	Temperaturanstieg von - 18 C auf - 9°C bei einem Stromausfall (in Stunden).
STROM	Stromverbrauch (in kwh auf 24 Stunden).

Wie bei Kühlschränken hat sich auch bei Tiefkühlgeräten seit Ende der achtziger Jahre das FCKW-Problem gestellt; anders als bei Kühlschränken hat es aber länger gedauert, bis FCKW-freie Geräte in großer Zahl auf dem Markt waren. Lediglich im Test 12 sind einige Geräte ohne FCKW enthalten; als Modelle mit reduziertem FCKW-Gehalt sind alle Geräte ab Test 10 anzusehen. Wegen der zu mageren Informationen wurde aber - anders als bei Kühlschränken - auf die Berücksichtigung von FCKW-Dummies verzichtet. Dementsprechend ist bei der Interpretation der folgenden Schätzungen daran zu denken, daß eine angemessene Berücksichtigung des Verzichts auf FCKW die Preisentwicklung in einem günstigeren Licht erscheinen lassen würde.

Insgesamt führten die Schätzungen zu folgenden Ergebnissen:

- Für das Sample insgesamt (Tabelle 38) und für die Tiefkühlschränke (Tabelle 39) ist die Anpassung der Schätzgleichungen an die Daten recht gut gelungen. Ganz überwiegend haben die Koeffizienten die erwarteten Vorzeichen und sind auch auf einem hohen Niveau gegen Null gesichert. Das gilt auch für die Datierung der Produkte. Anders verhält es sich bei den Tiefkühltruhen (Tabelle 40), bei denen die Spezifikation mit der festen Preisveränderungsrate zu weniger befriedigenden Ergebnissen führt.
- Bemerkenswerterweise spielen Markeneffekte bei Tiefkühlgeräten kaum eine Rolle, lediglich für das große zusammenfassende Sample konnten Spezifikationen der Schätzgleichungen mit statistisch signifikanten Markendummies gefunden werden. An den Ergebnissen ändert die Berücksichtigung der Herstellermarken allerdings nichts.



Tabelle 38: Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei Tiefkühlgeräten

(6/80-9/95)	linear	semi-log	log-linear	linear	semi-log	log-linear
Anzahl der Markendummies	-	-	-	6	6	6
C(1)	-127,74	5,41	2,38	-181,57	5,33	2,3
t-statistic	-2,37	58,99	11,15	-3,21	55,55	10,5
AKT	-34,98	-0,06	-0,06	-35,67	-0,06	-0,06
t-statistic	-2,92	-3,61	-3,8	-2,97	-3,34	-3,6
SCHRANK	338,93	0,44	0,38	343,96	0,45	0,39
t-statistic	12,91	14,01	13,2	12,72	13,96	12,8
EINBAU	235,69	0,35	0,36	260,78	0,38	0,38
t-statistic	9,03	11,10	11,2	9,33	11,47	11,4
NOFROST	452,65	0,35	0,38	461,13	0,35	0,38
t-statistic	6,57	11,38	11,8	6,82	9,68	12,1
TOPTI	61,86	0,09	0,10	70,08	0,11	0,10
t-statistic	1,86	1,43	1,8	2,78	1,88	2,1
TAKUST	57,97	0,07	0,07	45,22	0,05	0,05
t-statistic	3,70	3,44	3,4	2,57	2,04	2,1
THA	86,92	0,11	0,10	82,59	0,11	0,10
t-statistic	4,85	4,47	4,6	5,15	4,71	4,9
THI	44,43	0,07	0,06	28,75	0,06	0,05
t-statistic	3,10	3,06	2,9	2,08	2,69	2,5
VOL	3,22	0,004	0,71	3,15	0,004	0,70
t-statistic	19,10	21,76	20,0	17,85	21,20	18,7
ANSTIEG	2,19	0,003	0,06	30,9	0,004	0,09
t-statistic	2,31	2,35	1,9	2,93	2,80	2,4
STROM	-100,51	-0,14	-0,20	-80,59	-0,11	-0,16
t-statistic	4,08	3,73	-4,5	-3,03	-2,76	-3,6
ZEIT	0,001141	0,001109	0,001020	0,001096	0,001068	0,000996
t-statistic	4,52	4,54	4,2	4,50	4,58	4,3
n	232	232	232	232	232	232
adj. R <sup>2</sup>	0,85	0,84	0,85	0,87	0,85	0,86
SE	0,11	0,12	0,11	0,11	0,12	0,11
Qualitätsbereinigte Preisveränderung in % p.a.	+ 1,4	+ 1,3	+ 1,2	+ 1,3	+ 1,3	+ 1,2
„Bias“ (in Prozentpunkten)	- 0,2	- 0,1	0,0	- 0,1	- 0,1	0,0

Tabelle 39: Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei Tiefkühlschränken

(6/80-8/93)	linear	semi-log	log-linear	linear	semi-log	log-linear
Anzahl der Markendummies	-	-	-	3	nicht signifikant	nicht signifikant
C(1)	187,68	5,80	2,93	153,29	-	-
t-statistic	4,30	71,28	12,8	3,48	-	-
AKT	-34,30	-0,06	-0,07	-24,14	-	-
t-statistic	-2,48	-2,78	-3,5	-1,68	-	-
NOFROST	402,01	0,32	0,37	415,65	-	-
t-statistic	5,94	10,19	11,7	5,41	-	-
TOPTI	48,10	0,07	0,07	66,71	-	-
t-statistic	1,47	1,14	1,1	2,65	-	-
TAKUST	82,77	0,09	0,09	83,91	-	-
t-statistic	3,53	2,96	3,0	3,52	-	-
THA	82,87	0,13	0,13	83,71	-	-
t-statistic	4,12	4,10	4,5	4,77	-	-
THI	50,76	0,10	0,10	42,16	-	-
t-statistic	2,60	3,33	3,6	2,44	-	-
VOL	50,75	0,004	0,71	3,09	-	-
t-statistic	15,67	19,10	17,6	15,36	-	-
ANSTIEG	2,35	0,003	-0,004	2,67	-	-
t-statistic	1,87	1,79	-0,1	2,04	-	-
STROM	-75,40	-0,12	-0,27	-75,36	-	-
t-statistic	-2,96	-2,78	-4,1	-3,09	-	-
ZEIT	0,001451	0,001294	0,001484	0,001305	-	-
t-statistic	4,30	4,10	4,5	3,88	-	-
n	136	136	136	136	-	-
adj. R <sup>2</sup>	0,90	0,89	0,90	0,91	-	-
SE	0,11	0,12	0,11	0,11	-	-
Qualitätsbereinigte Preisveränderung in % p.a.	+ 1,8	+ 1,6	+ 1,8	+ 1,6	-	-
„Bias“ (in Prozentpunkten)	- 0,8	- 0,6	- 0,8	- 0,6	-	-

Tabelle 40: Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei Tiefkühltruhen

(6/82-9/95)	linear	semi-log	log-linear	linear	semi-log	log-linear
Anzahl der Markendummies	-	-	-	nicht signifikant	nicht signifikant	nicht signifikant
C(1)	351,86	6,16	2,66	-	-	-
t-statistic	2,72	31,45	3,2	-	-	-
AKT	-42,83	-0,06	-0,06	-	-	-
t-statistic	-1,59	-1,74	-1,8	-	-	-
TAKUST	32,90	0,04	0,04	-	-	-
t-statistic	1,28	1,25	1,3	-	-	-
THA	63,18	0,07	0,07	-	-	-
t-statistic	1,56	1,52	1,6	-	-	-
THI	11,19	0,01	0,01	-	-	-
t-statistic	0,42	0,34	0,3	-	-	-
VOL	2,50	0,003	0,71	-	-	-
t-statistic	5,57	5,02	5,0	-	-	-
ANSTIEG	0,52	0,001	0,02	-	-	-
t-statistic	0,33	4,34	0,2	-	-	-
STROM	-185,64	-0,22	-0,24	-	-	-
t-statistic	-3,66	-3,15	-2,8	-	-	-
ZEIT	0,000528	0,000536	0,000554	-	-	-
t-statistic	1,31	1,33	1,3	-	-	-
n	75	75	75	-	-	-
adj. R <sup>2</sup>	0,57	0,52	0,50	-	-	-
SE	0,11	0,11	0,11	-	-	-
Qualitätsberei- nigte Preisverän- derung in % p.a.	+ 0,6	+ 0,6	+ 0,6	-	-	-
„Bias“ (in Prozentpunkten)	0,4	0,4	0,4	-	-	-

- Auch nach der Qualitätsbereinigung zeigen Tiefkühltruhen (Tabelle 40) eine deutlich andere Preisbewegung als Tiefkühlschränke (Tabelle 39). Die reine Teuerung fällt hier wesentlich niedriger als im Preisindex der Lebenshaltung aus. Mit der gewählten Spezifikation „Tiefkühlschränke“ erfaßt das Statistische Bundesamt also vermutlich ein Marktsegment mit einer überdurchschnittlichen Teuerung.
- Für das gesamte Sample (Tiefkühltruhen und -schränke) entspricht die qualitätsbereinigte Preissteigerung nach den Warentests fast genau der durchschnittlichen Verände-



rung des Preisindex (Tabelle 38). Bei einer adäquaten Berücksichtigung von FCKW würde sie dementsprechend vermutlich deutlich niedriger liegen.

- Die Kalkulation zeitabhängiger Preissteigerungsraten über ein Polynom (Tabelle 41) führt zu ähnlichen Ergebnissen wie bei den Kühlschränken (Schaubild 13). Bei den vergleichsweise niedrigen Preissteigerungsraten Mitte der achtziger Jahre wäre der Bias demnach recht groß gewesen; Anfang der neunziger Jahre - in der Zeit des Übergangs auf FCKW-freie Geräte - hingegen negativ.
- Die ZEIT-DUMMY-METHODE führt bei den Tiefkühlschränken nur zu wenig befriedigenden Ergebnissen, da regelmäßig auf einen Test von Geräten mit großem Innenvolumen ein solcher mit kleinem Innenraum folgt. Die geschätzte Preisveränderungsrate fängt dann unglücklicherweise einen Teil der Veränderung des Innenvolumens auf, weil die entsprechenden Unterschiede innerhalb der Teilsamples zu gering sind. Eine Schätzung mit Preisen pro Volumeneinheit - dies entspräche einer Elastizität von genau eins - führt zu ähnlichen Effekten, nur mit umgekehrten Vorzeichen.
- Daher werden hier nach der Zeit-Dummy-Methode geschätzte variable Preissteigerungsraten für Tiefkühltruhen vorgestellt. Die Anpassung der Schätzgleichungen gelingt hier recht zufriedenstellend (Tabelle 42). Wegen der deutlich abweichenden Preistrends zwischen der Preisstatistik und den Tiefkühltruhen aus den Warentests werden hier vor allem die implizite Qualitätsveränderungsraten verglichen (Tabelle 44). Dann ergibt sich folgendes Bild: In den ersten beiden Abschnitten fällt die Qualitätskorrektur nach der hedonischen Methode doppelt so hoch aus wie nach den Berechnungen der Statistischen Ämter. Dies würde wiederum die Hypothese bestätigen, daß in Phasen niedriger Preissteigerungen der Qualitätsbias positiv ist. Für die erste Hälfte der neunziger Jahre zeigt die hedonische Methode eine Qualitätsverschlechterung an (wegen des zunehmenden Verzichts auf FCKW steigt zunächst der Stromverbrauch, und das Innenvolumen wird kleiner), während sich aus der offiziellen Preisstatistik auch für diese Phase eine Qualitätsverbesserung ergibt.

Nach diesen Schätzungen, die wegen des FCKW-Problems allerdings mit Vorsicht interpretiert werden müssen, würde der Qualitätsbias für Tiefkühlgeräte im Durchschnitt näherungsweise Null sein. Bei Tiefkühlschränken und damit bei den der Spezifikation im Preisindex für die Lebenshaltung entsprechenden Geräten gibt es im Durchschnitt einen erheblichen negativen „Bias“ in der Inflationsrate. Dies dürfte aber wesentlich damit zusammenhängen, daß die Fortschritte bei dem Verzicht auf FCKW nicht berücksichtigt werden konnten und die ZEIT-Variable deshalb nach oben verzerrt ist. Aber auch hier zeigt

Tabelle 41: Schätzung flexibler Preissteigerungsraten für Tiefkühlgeräte

(11/79-11/96)	Preisindex	Warentest (semi-log; 11 Qualitätsvariablen)
C	4,42	5,50
t-statistic	2132,4	68,0
ZEIT^1	0,008211	0,019495
t-statistic	52,0	8,7
ZEIT^2	-0,000153	-0,000479
t-statistic	-43,4	-8,9
ZEIT^3	$1,12 \cdot 10^{-06}$	$3,93 \cdot 10^{-06}$
t-statistic	38,7	8,5
ZEIT^4	$-2,65 \cdot 10^{-09}$	$-1,01 \cdot 10^{-08}$
t-statistic	-33,8	-7,8
adj. R <sup>2</sup>	0,99	0,90
SE	0,01	0,10

sich wieder das schon bekannte Muster, daß in Zeiten stabiler oder nur schwach steigender Preise der Bias positiv ist, während er bei mittleren Preissteigerungsraten auch negativ sein kann. Könnte man in den Schätzungen hinreichend genau den zunehmenden Verzicht auf FCKW abbilden, würde sich das Ergebnis vermutlich dahingehend ändern, daß der negative Bias Anfang der neunziger Jahre kleiner ausfiele.

Schaubild 13: Zeitabhängige Preissteigerungen bei Tiefkühlgeräten

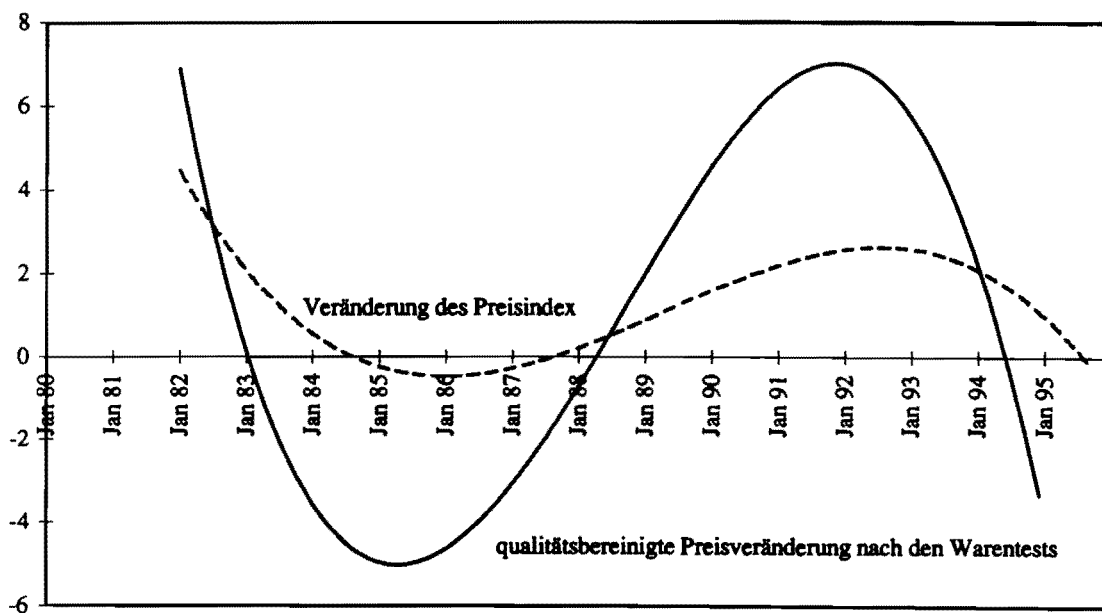


Tabelle 42: Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei Tiefkühltruhen für einzelne Perioden

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
C(1)	6,70	392,07	443,38	390,39	343,09
t-statistic	182,02	3,8	2,9	5,0	2,6
AKT	-	-43,16	65,89	-	-71,08
t-statistic	-	-2,6	2,9	-	-2,7
TAKUST	-	35,75	-	59,57	-
t-statistic	-	1,7	-	4,0	-
THA	-	-	-	-	57,19
t-statistic	-	-	-	-	2,3
VOL	-	3,20	2,77	2,35	3,19
t-statistic	-	6,8	4,4	7,5	6,2
STROM	-	-303,66	-288,37	-217,69	-297,70
t-statistic	-	-7,6	-7,0	-4,6	-3,7
ZEIT5	-0,054193	-0,106668	-0,106182	-	-
t-statistic	-1,2	-3,3	-3,2	-	-
ZEIT9	0,066542	-0,094332	-	0,014320	-
t-statistic	1,5	-2,8	-	0,7	-
ZEIT12	0,172627	0,098482	-	-	0,181895
t-statistic	2,9	2,0	-	-	4,6
n	74	74	43	42	31
adj. R <sup>2</sup>	0,23	0,70	0,73	0,72	0,59
SE	0,14	0,09	0,08	0,07	0,09

Tabelle 43: Qualitätsbereinigte Preisentwicklung bei Tiefkühltruhen für einzelne Perioden (in % p.a.)

Zeitraum	Monate	DP	LH	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1/82-9/85	41	2,4	1,7	-1,6	-3,1	-3,1	-	-
9/85-10/90	62	1,1	0,3	2,4	0,2	-	0,3	-
10/90-3/95	57	3,4	2,0	2,3	3,8	-	-	3,9

Tabelle 44: Impliziter Qualitätsfortschritt bei Tiefkühltruhen (in % p.a.)

Zeitraum	Monate	LH	(2)	(3)	(4)	(5)
1/82-9/85	41	0,7	1,5	1,5	-	-
9/85-10/90	62	0,8	2,2	-	2,1	-
10/90-3/95	57	1,4	-1,5	-	-	-1,6

## 4. Hochrechnung des Qualitätsbias

„In einer Zeit verhältnismäßig großer Preisruhe ist der Fehler allerdings relativ bedeutender als in Zeiten, in denen die Preise eine erhebliche Zunahme zeigen.“

Horstmann (1963)

Die hier vorgelegten Schätzungen zeigen deutlich die STÄRKEN UND SCHWÄCHEN DER HEDONISCHEN METHODE: Einerseits wird so eine konsistente Qualitätsbereinigung von Preissteigerungen über einen längeren Zeitraum möglich, andererseits variieren die Ergebnisse je nach Spezifikation der Schätzgleichungen. Ohne ein ökonomisch und auch technisch geschultes Urteilsvermögen (und einer Menge guter Daten) wird es daher auch mit der hedonischen Methode nicht gelingen, Preisunterschiede näherungsweise „richtig“ für Qualitätsdifferenzen zu korrigieren.

Gegen die hedonische Methode wird deshalb oftmals eingewandt, sie sei ANFÄLLIG FÜR SUBJEKTIVE URTEILE. Dem halten Experten aus der Wissenschaft<sup>1</sup>, aber auch aus Statistischen Behörden<sup>2</sup> allerdings zutreffend entgegen, daß die traditionellen Verfahren zur Qualitätsbereinigung ebenfalls in hohem Maß auf die Urteilskraft der Preisermittler und der Statistiker angewiesen sind und daß deshalb von einer generellen Überlegenheit traditioneller Methoden - wegen einer geringeren Willküranfälligkeit - keinesfalls die Rede sein kann.

Bei den hier vorgelegten Studien ging es außerdem nicht darum, genaue alternative Preisindizes für einzelne Gütergruppen zu berechnen. Ziel war allein die ÜBERPRÜFUNG EINZELNER PREISINDIZES ÜBER LÄNGERE ZEITRÄUME. Dabei schadet es keineswegs, wenn die Ergebnisse der verschiedener, ähnlich plausibler Schätzungen voneinander abweichen. Solange der Befund insgesamt in eine einheitliche Richtung zeigt, genügt dies für unsere Zwecke vollkommen. Und dies war, wie in den vorangegangenen Abschnitten gezeigt wurde, beinahe durchweg der Fall.

Wie schon bei dem „Product Substitution Bias“ stellt sich wieder die FRAGE NACH DER VERALLGEMEINERUNG DER VERSCHIEDENEN TEILERGEBNISSE. Boskin und seine

---

<sup>1</sup> Z. B. Griliches (1990).

<sup>2</sup> Z. B. Triplett (1990).

Kollegen von der ADVISORY COMMISSION TO STUDY THE CONSUMER PRICE INDEX (1996) sind dabei wie folgt vorgegangen: Sie haben die Ergebnisse vieler Alternativrechnungen zu einzelnen Komponenten des CPI zusammengetragen und dann sehr detailliert mit Hilfe von „back of the envelop“-Kalkulationen die Abweichungen „idealer“ Indizes von den veröffentlichten Reihen geschätzt. Dies war im Rahmen der vorliegenden Studie nicht möglich, da es für Deutschland keine aktuellen Detailuntersuchungen gibt.

Deshalb mußte hier bei der Verallgemeinerung ein anderer Weg gegangen werden. Dieser baut im wesentlichen auf einem EINFACHEN MODELL ZUR ANALYSE DER REGELN ZUR QUALITÄTSKORREKTUR VON PREISÄNDERUNGEN auf, wie es im Abschnitt III.2.d (S. 68 ff.) vorgestellt worden ist. Angesichts der langen und teilweise beschwerlichen Wegstrecke, die inzwischen zurückgelegt worden ist, sollen zunächst nochmals die bisher erzielten Ergebnisse zusammengefaßt werden:

- Zunächst wurden die REGELN DES STATISTISCHEN BUNDESAMTES ZUR QUALITÄTSKORREKTUR VON PREISÄNDERUNGEN analysiert. Dabei ergaben sich im wesentlichen ZWEI HYPOTHESEN ÜBER DEN „QUALITY CHANGE BIAS“ FÜR EINZELNE GÜTER (S. 71):
  - Für Preisveränderungsraten in einer Umgebung um die Rate des produktspezifischen Qualitätsfortschritts sollte der „Bias“ klein sein.
  - Bei niedrigeren und höheren Preissteigerungen, die weiter von der produktspezifischen Qualitätssteigerung „entfernt“ sind, wird der „Bias“ groß und positiv sein.
- Diese Hypothesen wurden in den DREI FALLSTUDIEN auf zweifache Weise mit den Daten konfrontiert:
  - Zum einen wurden für einzelne Güter die UNBEREINIGTEN DURCHSCHNITTS- PREISE aus der Preisstatistik dem QUALITÄTSBEREINIGTEN PREISINDEX gegenübergestellt. Die Differenz der Veränderungsraten entspricht dann näherungsweise der durchschnittlichen Qualitätskorrektur durch die Preisermittler. Für den betrachteten Zeitraum zeigt sich in der Tat, daß Korrekturen der Preisunterschiede vor allem in Zeiten größerer Teuerung vorgenommen wurden, während in den Teilabschnitten mit rückläufigen oder stagnierenden Preisen die implizite Qualitätsveränderung sehr gering und teilweise sogar negativ ausfiel.
  - Ergänzend wurden außerdem HEDONISCHE PREISGLEICHUNGEN geschätzt. Für die Berechnung des zeitabhängigen „Fehlers“ wurden die Preise auf verschiedene Qualitätsmerkmale und ein Zeit-Polynom regressiert. Danach fällt der „Quality



Change Bias“ tatsächlich vor allem in Zeiten niedriger bzw. negativer Teuerung an. Bei höheren Preissteigerungen ist der „Bias“ hingegen sehr viel kleiner, teilweise sogar negativ.

Zunächst stellt sich die Frage nach dem MAXIMALEN QUALITÄTSBIAS. Wenn die Preismesser den Qualitätsfortschritt richtig erkennen und den Anweisungen des Statistischen Bundesamts folgen, dann sollte der Qualitätsbias insgesamt nicht größer als das gesamtwirtschaftliche Qualitätswachstum ausfallen.<sup>1</sup> Da wir bisher insgesamt keinen Qualitätsfortschritt auf Kosten der Mengenkomponente beobachten können, dürfte das Qualitätswachstum nach oben langfristig durch das Produktivitätswachstum beschränkt sein. Im langjährigen Durchschnitt beträgt der gesamtwirtschaftliche PRODUKTIVITÄTSFortschritt RUND 2 % PRO JAHR.<sup>2</sup> Also dürfte auch der Qualitätsbias insgesamt 2 Prozentpunkte p.a. nicht übertreffen. Bei der nach Ansicht der Verfassers plausibleren Annahme, daß nur die Hälfte des Produktivitätswachstums für Qualitätsverbesserungen verwendet wird, wäre 1 PROZENTPUNKT DIE OBERGRENZE FÜR DEN MESSFEHLER.<sup>3</sup>

Dies alles gilt zunächst nur für einzelne Güter; zu prüfen bleibt, wie sich diese Meßprobleme auf die GENAUIGKEIT DER INFLATIONSMESSUNG insgesamt auswirken. Soweit ein positiver „Bias“ bei einem Gut einen negativen „Fehler“ bei einem anderen Gut ausgleicht, wären zwar die Preismeßziffern für einzelne Güter nicht ohne weiteres zu interpretieren, für die gesamtwirtschaftliche Inflationsmessung wäre dies aber ohne Belang. Im we-

<sup>1</sup> Bei einer genauen Rechnung mit diskreten (jährlichen) Wachstumsraten kann der maximale „Bias“ bei Verwendung der Laspeyres-Formel von der gesamtwirtschaftlichen Rate des Qualitätsfortschritts nach oben oder nach unten abweichen, wenn sich die relativen Preise verändern und sich zudem die Fortschrittsraten zwischen den Branchen unterscheiden. Sei  $\pi$  die reine (jährliche) Preissteigerungsrate und  $\phi$  die Rate des Qualitätsfortschritts. Dann berechnet sich der Fehler ohne Qualitätskorrektur im Fall zweier Güter bei Normierung der Preise in der Ursprungsperiode auf Eins wie folgt:

$$\text{Bias} = \frac{(1 + \pi_1)(1 + \phi_1) + (1 + \pi_2)(1 + \phi_2)}{(1 + \pi_1) + (1 + \pi_2)}$$

Nach einigen Umformungen folgt:

$$\text{Bias} = 1 + \frac{\phi_1 + \pi_1\phi_1 + \phi_2 + \pi_2\phi_2}{2 + \pi_1 + \pi_2}$$

Dieser Ausdruck ist genau dann größer als die gesamtwirtschaftliche Qualitätsfortschritt, wenn gilt:

$$(\pi_1 - \pi_2)(\phi_1 - \phi_2) > 0.$$

<sup>2</sup> Das Maß für den Produktivitätsfortschritt kann allerdings selbst wegen einer unzureichenden Berücksichtigung von Qualitätsänderungen nach unten verzerrt sein, so daß der „wahre“ Produktivitätsfortschritt höher liegen könnte.

<sup>3</sup> Dies ist bestenfalls eine äußerst grobe Abschätzung. Nakamura (1995) stellt beispielsweise die interessante Frage, ob nicht zunehmend größere Abwechslung und bessere Qualität im Konsum gegenüber dem Mengenwachstum an Bedeutung gewinnt.

sentlichen dürfte der „Fehler“ insgesamt daher von der HETEROGENITÄT DER PREIS- UND QUALITÄTSTRENDS einzelner Güter abhängen. Zur Abschätzung des „Quality Change Bias“ im Preisindex für die Lebenshaltung werden deshalb weitere MODELLRECHNUNGEN angestellt, bei denen zunächst nur zwei, später dann vier Güter mit unterschiedlichen Produktivitäts- und Qualitätstrends betrachtet werden. Die produktspezifischen Fortschrittsraten für Produktivität und Qualität werden dabei jeweils so gewählt, daß sich GESAMTWIRTSCHAFTLICH EIN PRODUKTIVITÄTSWACHSTUM VON 2 % UND EIN QUALITÄTSWACHSTUM VON 1 % ergibt.<sup>1</sup>

Bei diesen Modellrechnungen wird außerdem unterstellt, daß die Preisermittler die Qualitätsunterschiede erkennen und zutreffend bewerten. Zudem sollen die Basispreisanpassungen zur Ausschaltung der Qualitätsänderungen genau nach den Anweisungen des Statistischen Bundesamts (s. S. 62 ff.) vorgenommen werden. Auch wird weiterhin angenommen, daß Modellwechsel einmal im Jahr üblich sind und - wegen Preisänderungskosten - anstehende Preisanpassungen zeitgleich vorgenommen werden (s. S. 68).

Den weiteren Überlegungen wird folgendes einfaches Preisbildungsmodell unterstellt. Sei  $p_i$  der Preis des Gutes  $i$  einer konstanten Qualität,  $w$  der Lohnsatz,  $m_i$  der „mark up“-Satz und  $q_i$  ein Maß für die Arbeitsproduktivität. Es soll gelten:

$$(58) \quad p_i = m_i \frac{w}{q_i}$$

Zur Vereinfachung wird weiter angenommen, der „mark up“ sei konstant.<sup>2</sup> Gleichung (58) läßt sich dann in (kontinuierlichen) Wachstumsraten wie folgt schreiben:

$$(59) \quad \psi_i = \omega - \phi_i$$

mit  $\psi$  als der Preisveränderung,  $\omega$  als der Wachstumsrate der Löhne und  $\phi$  als der Veränderungsrate der Arbeitsproduktivität.

Wie sind diese einfachen Überlegungen nun zu modifizieren, wenn Qualitätsänderungen zugelassen werden? In der Realität gehen PROZESSINNOVATIONEN (Kostensenkungen

---

<sup>1</sup> Diese Kalibrierung könnte dazu führen, daß der gesamtwirtschaftliche Qualitätsbias überschätzt wird, denn ein Teil der Qualitätsverbesserung des Konsums schlägt sich in einer anderen Grobstruktur nieder. Wenn besser gegessen wird, dann kann das entweder mehr Rindfleisch und weniger Schweinefleisch (= geänderter Warenkorb) bedeuten, oder aber besseres Rind- bzw. Schweinefleisch (= Qualitätsverbesserung).

<sup>2</sup> Die folgenden Überlegungen lassen sich ohne größere Probleme auch auf den Fall variabler Aufschläge auf die Kosten übertragen. Eine zunehmende Teuerung könnte beispielsweise durch steigende Zinsen ausgelöst werden, so daß die „mark up“-Sätze nach oben angepaßt werden.



durch verbesserte Produktionsverfahren) und PRODUKTINNOVATIONEN (verbesserte Produkte) Hand in Hand. Neue Produkte werden erst durch neue Produktionstechnologien möglich. Im folgenden sollen diese beiden Aktivitäten - Verminderung der Produktionskosten und verbesserte Gestaltung der Produkte - jedoch gedanklich getrennt werden. Betrachtet wird ausschließlich der Fall effizienter Produktion, wo in einem Zeitpunkt eine höhere Produktqualität nur mit entsprechenden Zusatzkosten produziert werden kann. Bei dem Wechsel eines Produkts in ein höheres Marktsegment wird der Preis angepaßt, wenn der KOSTENSPARENDE TECHNISCHE FORTSCHRITT IN DER PRODUKTION kleiner (oder größer) ausfällt als die ZUSATZKOSTEN DER NEUEN, „BESSEREN“ SPEZIFIKATION. Mit  $\phi$  als Symbol für das Qualitätswachstum gilt dann für die VERÄNDERUNG DER MARKTPREISE anstelle von (59):

$$(60) \quad \psi_i = \omega - \phi_i + \phi_i$$

Die „REINE“ PREISVERÄNDERUNG entspricht der Differenz der Marktpreisveränderung und der Qualitätsveränderung und damit weiterhin dem Unterschied von Lohn- und Produktivitätswachstum:

$$(61) \quad \pi_i = \psi_i - \phi_i = \omega - \phi_i + \phi_i - \phi_i = \omega - \phi_i$$

Bei den nun folgenden MODELLRECHNUNGEN ZUM „FEHLER“ BEI DER QUALITÄTSBEREINIGUNG VON PREISÄNDERUNGEN wird im Detail für jedes einzelne Gut wie folgt verfahren:

- Zunächst wird eine WACHSTUMSRATE DER LÖHNE unterstellt.
- Daraus wird unter der Annahme einer Wachstumsrate der Produktivität die „REINE“ PREISVERÄNDERUNG errechnet.
- Mit einer unterstellten Veränderungsrate für die Qualität ergibt sich eine VERÄNDERUNGSRATE DER MARKTPREISE.
- Unter der Annahme eines absoluten Preises für die Basisperiode kann sodann der GELDWERT DER QUALITÄTSVERÄNDERUNG und die „REINE“ PREISVERÄNDERUNG errechnet werden.
- Auf diese Daten werden die pauschalisierenden Regeln des Statistischen Bundesamts angewandt. Wenn es von diesen Regeln gefordert wird, wird eine entsprechende BASISPREISKORREKTUR vorgenommen.
- Es werden schließlich Meßzahlen für die QUALITÄTSBEREINIGTE PREISENTWICKLUNG als Quotient der Marktpreise und der korrigierten Basispreise gebildet.



- Der Quotient der Meßzahlen für die qualitätsbereinigten Preise und für die „reine“ Preisveränderung ergibt eine MESSZAHL FÜR DEN „BIAS“. Wenn die nach den Methoden des Statistischen Bundesamtes qualitätsbereinigten Preismeßzahlen schneller steigen als es der reinen Teuerung entspricht, ist der systematische „Fehler“ größer als Null.

Das Wachstum der Löhne, das hier die gesamtwirtschaftliche Teuerung antreibt, wird zwischen 0 % und 7 % pro Jahr variiert.

Die erste Modellrechnung beschränkt sich auf zwei Güter, wobei bei dem ersten Gut A der Produktivitätsfortschritt 4 % und der Qualitätsfortschritt 2 % betragen soll; bei Gut B hingegen sollen Produktivität und Qualität unverändert bleiben. Dieser Kalibrierung liegen folgende Beobachtungen zugrunde: Die sektoralen Fortschrittsraten streuen im Durchschnitt nach einem festen Muster. Sie sind am größten bei der landwirtschaftlichen und bei der gewerblichen Produktion, bei Dienstleistungen sind sie vergleichsweise klein. Wenn es auch Gegenbeispiele gibt, so hängt doch oft der Qualitätsfortschritt eng mit dem Produktivitätsfortschritt zusammen („teure“ PRODUKTINNOVATIONEN in Verbindung mit kosten-senkenden PROZESSINNOVATIONEN). Qualitätsverbesserungen dürften daher bei vielen gewerblichen Produkten vergleichsweise häufig auftreten, bei Dienstleistungen dürften sie seltener sein.<sup>1</sup> Gut A steht also stellvertretend für gewerbliche Waren, Gut B für Dienstleistungen.

Zunächst werden für Gut A „reine“ und qualitätsbereinigte Preisveränderungsraten sowie die entsprechenden Meßzahlen errechnet. Bei Gut B gibt es keinen Qualitätsfortschritt und deshalb auch keinen Unterschied zwischen den Meßzahlen für „reine“ und qualitätsbereinigte Preise. Für die beiden Güter zusammen kann dann eine GEMEINSAME (QUALITÄTSBEREINIGTE) INFLATIONSRATE berechnet werden. Dabei wird angenommen, daß das gesamte Budget in der Ausgangsperiode gleichmäßig auf beide Güter aufgeteilt wird. Die durchschnittliche Preissteigerungsrate wird - wie im offiziellen Preisindex für die Lebenshaltung - über einen Laspeyres-Index bestimmt. Unter diesen Annahmen verschiebt sich - verglichen mit dem Schaubild 4 für ein Gut (S. 69) der Bereich eines vergleichsweise geringen Meßfehlers kräftig nach rechts (Schaubild 14). Liegen die reinen Preisveränderungen zwischen 0,5 % und 4,5 %, wäre der „Bias“ demnach eher gering.

---

<sup>1</sup> Dies gilt in erster Linie für einfache Dienstleistungen; bei wissensintensiven Diensten wie beispielsweise bei medizinischen Leistungen kann der Qualitätsfortschritt auch sehr hoch liegen.

Schaubild 14: Der gesamtwirtschaftliche Qualitätsbias in Abhängigkeit von der „echten“ Inflationsrate

(1. Modellrechnung: zwei Güter, durchschnittlich 1 % Qualitätswachstum)

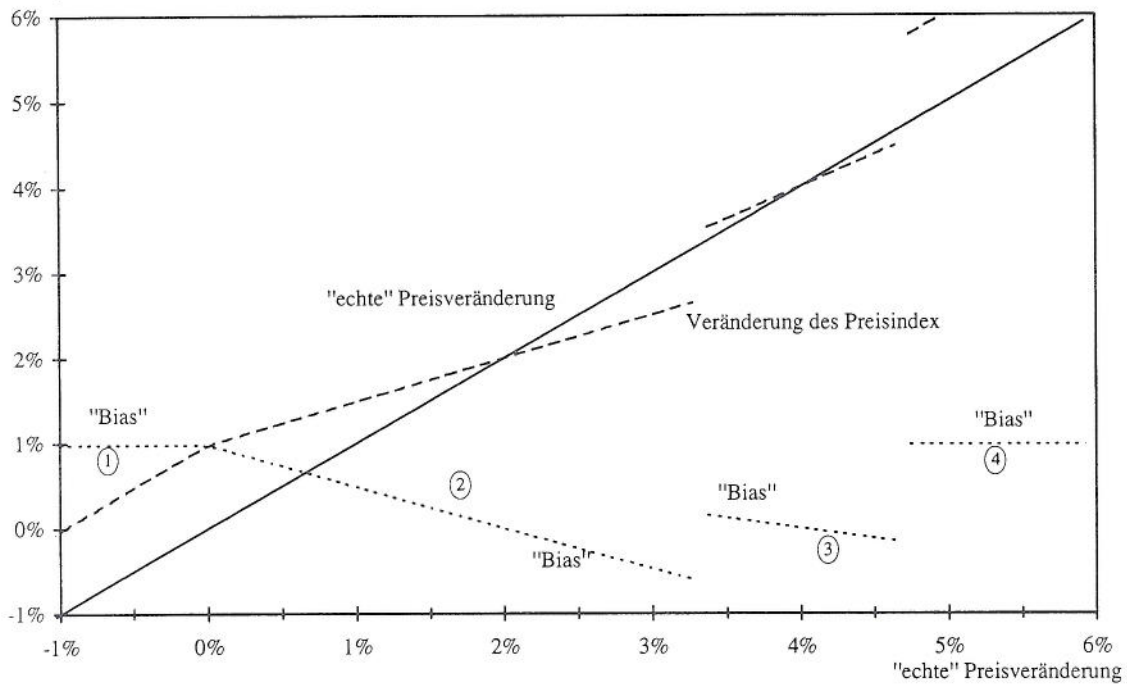


Schaubild 15: Der gesamtwirtschaftliche Qualitätsbias in Abhängigkeit von der „echten“ Inflationsrate

(2. Modellrechnung: vier Güter, durchschnittlich 1 % Qualitätswachstum)

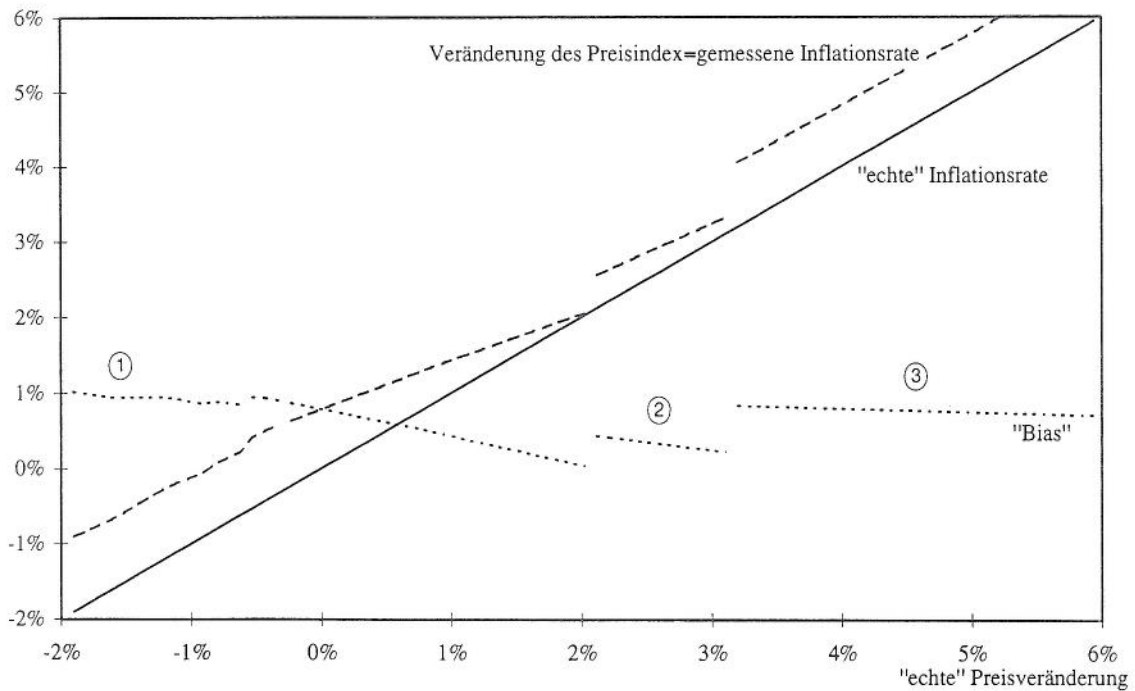




Tabelle 45: Annahmen der zweiten Modellrechnung zum Qualitätsbias

	Gut A	Gut B	Gut C	Gut D
Ausgabenanteil (in %)	5	35	35	25
Produktivitätswachstum (in % p.a.)	12	3	1	0
Qualitätswachstum (in % p.a.)	9	1,5	0,25	-0,3

Für die ZWEITE MODELLRECHNUNG wird das Produktspektrum weiter aufgefächert. Einerseits ist eine Ergänzung des Warenspektrums um HIGH TECH-PRODUKTE MIT HOHEM PRODUKTIVITÄTS- UND QUALITÄTZWACHSTUM sinnvoll. Solche Güter würden wegen ihrer besonderen Preisentwicklung beinahe über das gesamte Spektrum relevanter Inflationsraten entweder Preissenkungen oder - im Vergleich zum Qualitätsfortschritt - nur geringfügige Preisanhebungen zeigen, so daß der Qualitätsbias durchweg positiv wäre (wenn er auch möglicherweise nach einem Schwellenwert langsam sinken würde).

Andererseits wird immer wieder hervorgehoben, daß es auch QUALITÄTSVERSCHLECHTERUNGEN gibt. Kandidat Nr. 1 hierfür sind einfache Dienstleistungen ohne Produktivitätsfortschritt, die deshalb im Vergleich zu anderen Produkten immer teurer werden. Möglicherweise weichen Konsumenten in Reaktion auf die veränderten relativen Preise dann auf einfachere Qualitäten aus. Den Autor selbst überzeugt dieses Argument zwar nicht, und es ist auch schwierig, bei Dienstleistungen Beispiele für einen Qualitätsabbau zu finden, die über Einzelfälle hinausgehen. Ein wichtiges Beispiel für schleichende Qualitätsverschlechterungen sind aber WOHNUNGEN, die sich im Zeitablauf abnutzen.<sup>1</sup> Bei durchwegs steigenden Mieten werden solche Minderungen des Wohnwerts nach den Anweisungen des Statistischen Bundesamts nicht berücksichtigt, so daß die Teuerung unterzeichnet wird.<sup>2</sup> Dieser negative „Fehler“ könnte in einer gesamtwirtschaftlichen Betrachtung mögliche positive Meßfehler bei gewerblichen Waren zumindest teilweise ausgleichen. Deshalb sollen in der folgenden Modellrechnung auch Qualitätsrückgänge berücksichtigt werden. Im einzelnen gelten die in Tabelle 45 genannten Annahmen über die Produktivitäts- und Qualitätsentwicklung sowie die Umsatzbedeutung der einzelnen Güter.

<sup>1</sup> Randolph (1988) schätzt den durch Abnutzung bedingten Qualitätsverlust bei Wohnungen für die USA auf 0,3 bis 0,4 % pro Jahr.

<sup>2</sup> Ungeachtet der Abnutzung des Wohnungsbestands hat die Durchschnittsqualität der Wohnungen in den vergangenen Jahren ohne Zweifel deutlich zugenommen, vor allem wegen der meist besser ausgestatteten Neubauten, aber auch nach Sanierungen im Bestand. Werden solche Wohnungen in die Preisbeobachtung einbezogen, sollte der Unterschied der Mieten zum Bestand als Qualitätsunterschied herausgerechnet werden.

Für diese vier repräsentativen Güter sind dann wieder „echte“ Preisveränderungen und Marktpreisveränderungen sowie der entsprechende Preisindex nach der oben beschriebenen Methode berechnet worden. Die Ergebnisse sind im Schaubild 15 (S. 144) abgetragen.

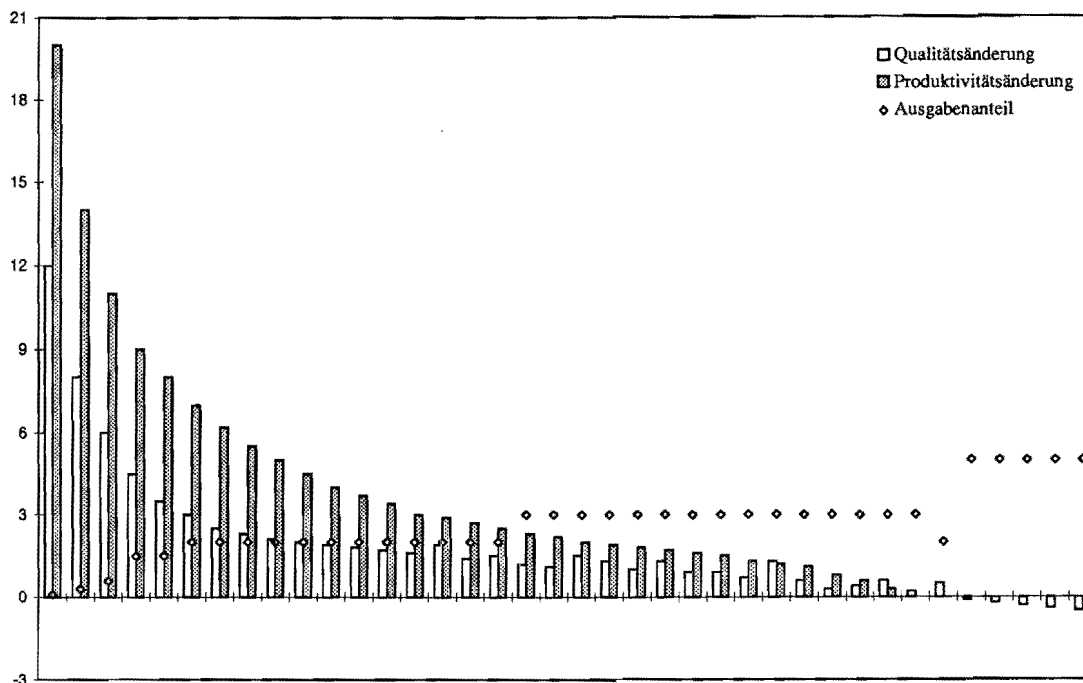
Im Vergleich zu der Modellrechnung mit zwei Gütern (Schaubild 14) ergeben sich folgende Abweichungen:

- Der gesamtwirtschaftliche Qualitätsbias ist jetzt wegen des „high tech“-Produkts durchweg positiv.
- Der negative „Bias“ bei „Wohnungen“ vermindert den „Fehler“ insgesamt.
- Der Verlauf des nach den pauschalisierenden Regeln des Statistischen Bundesamtes ermittelten Preisindex wird durch die größere Heterogenität der Produktivitäts- und Qualitätstrends durchweg glatter. Zwar gibt es weiterhin Sprungstellen, die Sprünge selbst fallen aber kleiner aus.

Bisher ist der „Quality Change Bias“ in Abhängigkeit von der „echten“ Inflationsrate dargestellt worden. Diese kann aber nicht direkt beobachtet werden. In der Realität sieht man nur die Preise einzelner Produkte und die von den Statistischen Ämtern veröffentlichten Preisindizes. Deshalb ist der ZUSAMMENHANG ZWISCHEN DEM DURCHSCHNITT- LICHEN MESSFEHLER UND DER VERÖFFENTLICHTEN INFLATIONSRATE von besonderem Interesse. Für die bisher vorgestellten Modellrechnungen wäre eine solche Darstellung wenig anschaulich, da der Graph des Meßfehlers Lücken aufweisen würde, die den Sprungstellen der Veränderung des Preisindex in Schaubild 15 zwischen den Bereichen ① und ② sowie zwischen ② und ② entsprechen.

Deshalb ist eine DRITTE MODELLRECHNUNG angestellt worden, für die zwar das Güterspektrum weiter aufgefächert wurde, bei der aber die Vorgaben für die zweite Modellrechnung (Tabelle 45) im wesentlichen weiter gültig bleiben. Die zugrundegelegten Annahmen werden im einzelnen im Schaubild 16 dargestellt, wobei auf der horizontalen Achse die Güter abgetragen sind und auf der vertikalen Achse der Budgetanteil sowie die Veränderungsraten von Produktivität und Qualität. Neben „high tech“-Produkten finden sich also gewerbliche Waren mit „mittleren“ Produktivitäts- und Qualitätstrends sowie Güter mit nur geringen Produktivitätszuwächsen („Dienstleistungen“) und solche mit Rückgängen der Produktqualität („Wohnungen“). Die Kalibrierung wurde insgesamt so gewählt, daß nach Ansicht des Verfassers näherungsweise die Wirklichkeit abgebildet wird. Außerdem

Schaubild 16: Annahmen der dritten Modellrechnung



wurden bei weiteren Modellrechnungen, die hier nicht aufgeführt werden, ähnliche, aber doch abweichende Annahmen unterstellt; die Ergebnisse blieben wenn auch nicht im einzelnen, so doch im wesentlichen davon unberührt.

Bei dieser Kalibrierung ist der „Bias“ im Bereich mäßiger Inflationsraten von 1/2 % bis 2 1/2 % zwar vergleichsweise klein (< 1/2 Prozentpunkt) (Schaubild 17), aber doch größer als der durchschnittliche „Fehler“ bei der Modellrechnung mit nur vier Gütern. Dies ist im wesentlichen der größeren Heterogenität der Preis- und Qualitätstrends zuzuschreiben. Bei einer ausgewiesenen Inflationsrate von weniger als 1/2 % nähert sich der Bias recht schnell seinem Maximalwert von rund einem Prozentpunkt; bei einer höheren Inflation steigt er langsam an.

Wie dieses Ergebnis zustande kommt, kann man sich am einfachsten anhand von Schaubild 18 verdeutlichen. Hier der „Bias“ für einzelne Güter in Abhängigkeit von der gesamtwirtschaftlichen Inflationsrate dargestellt. Zunächst tragen die Güter mit hohen Fortschrittsraten für Qualität und Produktivität zu einem hohen gesamtwirtschaftlichen „Bias“ bei. Bei Gütern mit niedrigeren Fortschrittsraten fällt der Meßfehler nacheinander schnell ab, wird kurzfristig negativ, steigt dann wieder an, fällt wieder ab, um schließlich wieder auf das maximale Niveau zu steigen.

Schaubild 17: Der gesamtwirtschaftliche Qualitätsbias in Abhängigkeit von der gemessenen Inflationsrate  
(38 Sektoren; durchschnittlich 1 % Qualitätswachstum)

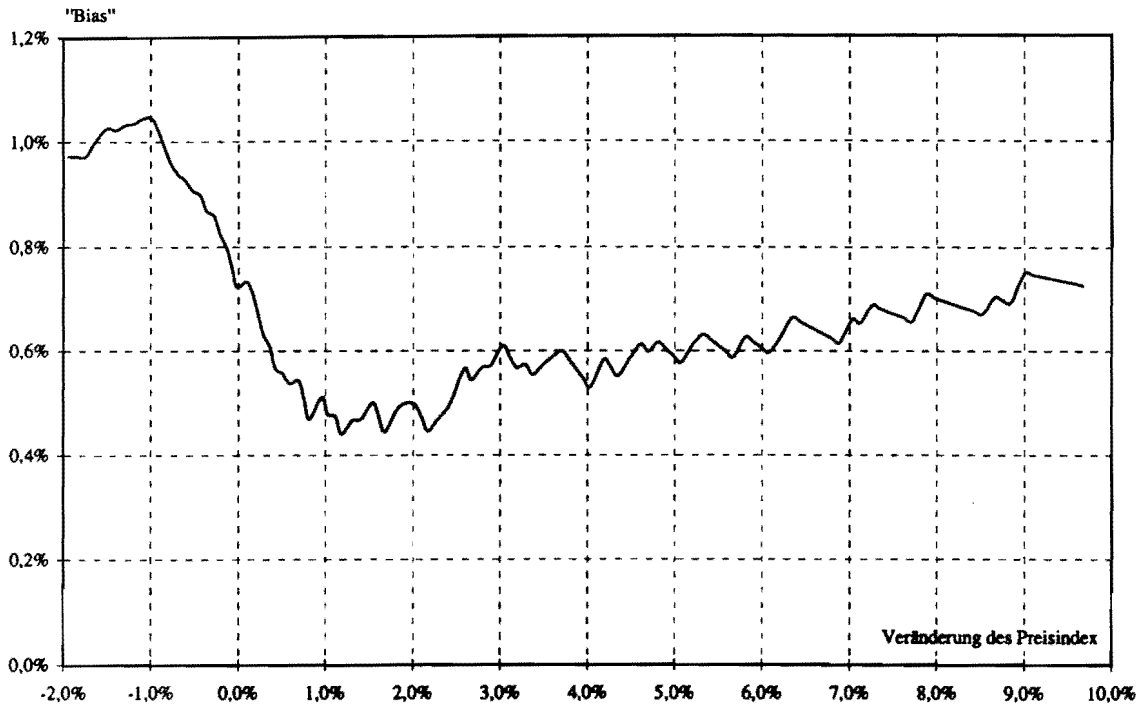
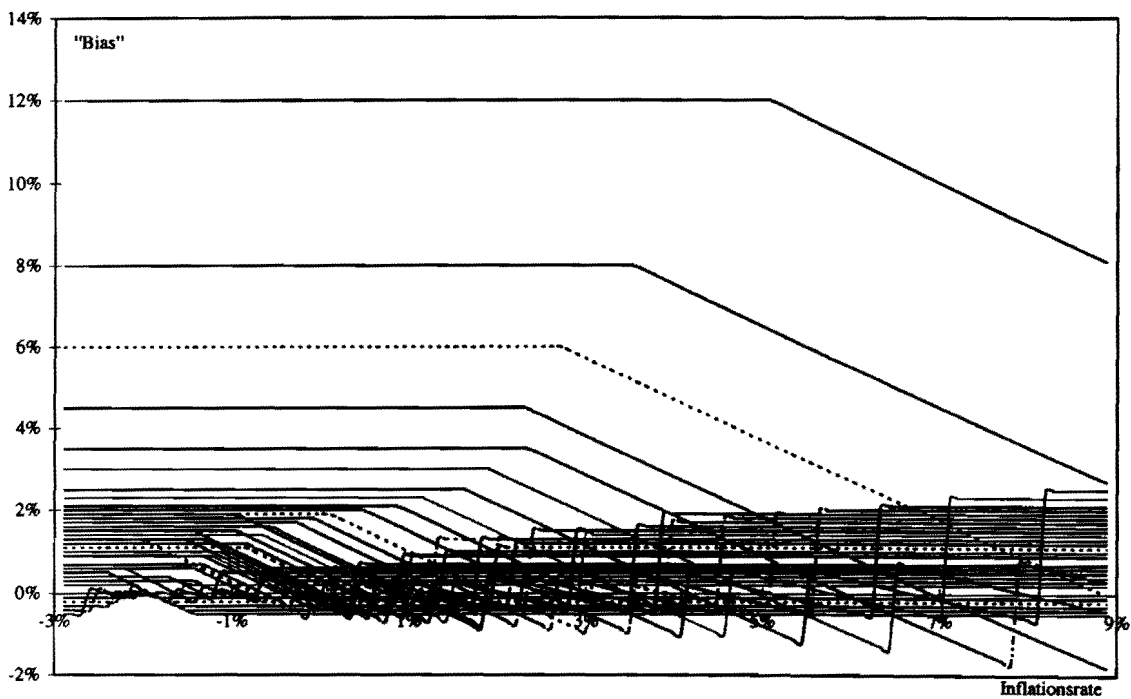


Schaubild 18: Der Meßfehler bei individuellen Gütern in Abhängigkeit von der Inflationsrate



Wegen der Heterogenität der Produktivitätstrends und Qualitätstrends steht der „Bias“ bei bestimmten Inflationsraten jeweils nur für wenige Güter im Minus-Bereich; für die Mehrzahl der Güter wird die Teuerung jeweils zu niedrig ausgewiesen. Bei einer höheren Teuerung erreicht der Bias zwar für die Güter mit mäßigen Qualitäts- und Produktivitätsfortschritten wieder seine maximale Höhe, der nachlassende „Fehler“ bei „high tech“-Produkten sorgt aber für einen zunächst nur mäßig steigenden Meßfehler. Erst bei noch höheren Inflationsraten, die hier nicht abgebildet sind, erreicht der Bias wieder seine maximale Größe.

Die „Wohnungen“ weisen zwar über fast das gesamte Spektrum von Inflationsraten, die hier betrachtet werden, einen negativen Meßfehler auf, wegen der geringen Größe dieses Fehlers mindern sie den Bias insgesamt trotz ihres hohen Ausgabenanteils nur um weniger als ein Zehntel.

Aufgrund dieser und weiterer Modellrechnungen, die hier nicht aufgeführt werden, scheint für die gesamtwirtschaftliche Betrachtung folgende Fallunterscheidung sinnvoll zu sein:

- **PREISSTEIGERUNGEN UNTER NULL BZW. SEHR NIEDRIGE TEUERUNG:** Qualitätsverbesserungen bei gewerblichen Waren und bei Nahrungsmitteln dürften häufig mit echten Preissenkungen bzw. mit stabilen Preisen verknüpft sein. Dann werden die Preise neuer Modelle häufig nicht für Qualitätsverbesserungen korrigiert. Insgesamt dürfte die Teuerung bei sehr niedrigen Preissteigerungsraten und bei Deflation deutlich zu hoch ausgewiesen werden.
- **NIEDRIGE BIS MITTLERE TEUERUNG:** Qualitätsveränderungen sind oftmals mit einer echten Preisanhebung verbunden, die nicht wesentlich höher ausfällt als der Wert der Produktverbesserung. Im Durchschnitt kann dann die Teuerung bei korrekter Anwendung der Regeln des Statistischen Bundesamtes einigermaßen angemessen abgebildet werden. Der Meßfehler wird aber über den gesamten Bereich positiv sein und könnte bei einem durchschnittlichen Produktivitätsfortschritt von 1 % pro Jahr etwa 1/2 Prozentpunkt betragen.
- **HOHE TEUERUNG:** Qualitätsveränderungen treten ganz überwiegend nur zusammen mit echten Preisanhebungen auf. Oftmals werden die Qualitätsverbesserungen im Vergleich zu den Preisdifferenzen klein sein. Dann wird nach den Regeln des Statistischen Bundesamtes überwiegend keine Qualitätskorrektur vorgenommen. Wenn sich die Preisermittler an diese Regeln halten, dann wird der Preisanstieg kräftig überzeichnet. Nicht auszuschließen ist allerdings, daß bei kräftigeren Preissteigerungen die Bereitschaft der Preisermittler zunimmt, davon einen Teil für Qualitätsverbesserungen wegzuz-

nehmen. Auch kann sich bei höherer Teuerung die den Modellrechnungen zugrundeliegende Annahme, daß Preise nur bei Modellwechseln angepaßt werden, als wenig treffend erweisen (s. S. 71). Der „Bias“ würde dann kleiner ausfallen als nach den hier vorgelegten Modellrechnungen.



## IV. Der „New Product Bias“

### 1. Meßfehler beim Auftreten neuer Güter

„An attempt to introduce all innovations into an index as soon as they appear would clutter the index with the failures that never attain appreciable importance. On the other hand, if new products are introduced only when the old items are completely displaced, the index will become seriously obsolete and will fail to reflect the price movements of the „volume sellers“ much of the time.“

Price Statistics Review Committee (1961)

Neue Güter werfen für die Inflationsmessung im wesentlichen zwei große Probleme auf:

- Wie schnell sollen neue Güter bei der Inflationsmessung berücksichtigt werden?
- Wie sollen neue Güter in einen Preisindex eingebaut werden?

Auf beide Fragen gibt die Wirtschaftstheorie recht klare Antworten:

- Neue Güter sollten mit ihrer Markteinführung in den Preisindex aufgenommen werden.
- Neue Güter sollten mit ihrem RESERVATIONSPREIS (der fiktive Preis, bei dem die nachgefragte Menge eben Null würde) in einen Index aufgenommen werden, so daß der Gewinn an Konsumentenrente durch neue Güter angemessen berücksichtigt wird.<sup>1</sup>

Beide Antworten, so einfach sie ausfallen, sind für Praktiker der Preisstatistik wenig hilfreich. Da sich die Preisstatistik - nicht zuletzt aus Kostengründen - auf die Beobachtung der Preisentwicklung für eine begrenzte Anzahl von Waren und Dienstleistungen beschränken muß, werden neue Güter meist erst dann in einen Index aufgenommen, wenn sie sich am Markt durchgesetzt haben und eine gewisse Umsatzschwelle überschritten haben. Dann besteht aber die Gefahr, daß ein gesamtwirtschaftlich relevanter Teil der Preissenkungen für die Inflationsmessung verlorengelht, denn neue Güter folgen einem typischen PRODUKTLEBENSZYKLUS: Innovative Produkte werden in der Regel zunächst in einer geringen Stückzahl hergestellt, mit denen am Markt getestet wird, ob überhaupt Nachfrage vorhanden ist. Diese ersten Varianten sind typischerweise sehr teuer. Mit zunehmendem

---

<sup>1</sup> Hicks (1940), Rothbarth (1941), Fisher/Shell (1968).

Markterfolg, wenn er denn eintritt, erfolgt der Übergang zur Massenproduktion. Die Produktion wird rationalisiert, und die Stückkosten sinken - auch wegen Lernkurveneffekten - mit steigender Ausbringung zunächst dramatisch. Zusätzlich treten mehr und mehr Nachahmer auf, so daß sich das Preissetzungsverhalten dem bei Wettbewerb annähert. Entsprechend gehen die (relativen) Preise für Produktneuheiten in dieser Marktphase drastisch zurück. Erst wenn die Haushalte größtenteils ihren Erstbedarf gedeckt haben, beruhigt sich die Preisentwicklung und gleicht sich dem Trend ähnlicher Produkte an. Ein Preisindex nur mit alten Produkten überzeichnet also die Inflation.

Bei der Berücksichtigung neuer Güter in einem Warenkorb werden sinnvollerweise zwei Fälle unterschieden:

- **EIN NEUES GUT WIRD NEBEN DEN ALTEN GÜTERN** in einen Warenkorb aufgenommen. Wenn ein neues Gut kurz nach der Markteinführung mit einem kleinen Wertgewicht in einen Laspeyres-Index hereingenommen wird, so geht der frühe Preisrückgang für die Inflationsmessung zwar nicht gänzlich verloren. Bei der aktuellen Inflationsmessung wird der besondere Preistrend des neuen Gutes trotzdem nicht angemessen berücksichtigt, denn die hier für die Aggregation relevanten Wertgewichte werden mit der relativen Preisentwicklung fortgeschrieben (s. S. 17). Anders gesagt, bei der laufenden Inflationsmessung sinkt wegen der besonderen Preisentwicklung das Wertgewicht eines solchen Gutes, während es in dieser Marktphase typischerweise gegenüber alten Produkten an Umsatzbedeutung gewinnt. Da bei der Inflationsmessung die Preisbewegungen einzelner Güter gemäß ihrer relativen Umsatzbedeutung einbezogen werden sollten, um so ein angemessenes Bild der gesamtwirtschaftlichen Teuerung aus Sicht der Konsumenten zu geben, müßten neue Güter eigentlich mit einem zunehmenden Wertgewicht bedacht werden. Der intertemporale Preisniveauvergleich wird also nach oben verzerrt.
- **EIN ALTES GUT WIRD DURCH EIN NEUES GUT ERSETZT.** Dies geschieht, wenn zur Begrenzung des Erhebungsaufwands die Zahl der Preisrepräsentanten konstant bleiben soll. Dem neuen Gut werden dann im Rahmen der Repräsentativgewichtung die Gesamtausgaben für das neue und das alte, abgelöste Gut zugeschrieben. Dann aber wird die besondere Preisentwicklung der Produktneuheit bei der Inflationsmessung zu stark gewichtet, so daß die Teuerung unterzeichnet wird.<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> Rees (1961).

Im Rahmen eines herkömmlichen Laspeyres-Index mit einem über mehrere Jahre festen Warenkorb kann das Problem neuer Güter nicht zufriedenstellend gelöst werden.<sup>1</sup> Entweder wird ein neues Gut erst in der Reifephase aufgenommen, so daß die anfänglichen Preisrückgänge überhaupt nicht berücksichtigt werden, oder relativ kurzfristig nach der Markteinführung, dann aber entweder mit einem entgegen der zunehmenden Umsatzbedeutung fallenden und deshalb zu kleinem Wertgewicht (ein neues Gut neben alten Gütern) oder aber einem zu großen Gewicht (ein neues Gut ersetzt einen alten Preisrepräsentanten). Der Meßfehler wegen der besonderen Preisentwicklung neuer Güter ist also prinzipiell dem Vorzeichen nach unbestimmt; bei einem Laspeyres-Index mit einem über mehreren Jahre festen Warenkorb dürfte aber das Problem der Nichtberücksichtigung neuer Güter überwiegen.

Eine Lösung dieser Probleme könnte in einer JÄHRLICHEN VERKETTUNG VON LASPEYRES-INDIZES gesucht werden.<sup>2</sup> Aus Sicht der Diskussion um den Substitutionseffekt bei einer festen Warenauswahl hat sich zwar gezeigt, daß der Aufwand für eine jährliche Neubasierung bei einer gegebenen Auswahl von Preisrepräsentanten vermutlich die Mühe nicht lohnt: Zum einen sind die Abweichungen zwischen einem Laspeyres-Preisindex mit fester Basis und einem verketteten Laspeyres-Preisindex in einem Zehnjahresabschnitt nicht allzugroß, zum anderen würde eine jährliche Berechnung von repräsentativen Warenkörben sehr detaillierte Verbrauchserhebungen verlangen. Mit Sicht auf neue Güter müßte dieses Urteil möglicherweise modifiziert werden. Eine jährliche Verkettung von Laspeyres-Indizes könnte zum einen die Berücksichtigung neuer Güter kurz nach ihrer Markteinführung erlauben, zum anderen könnte so das Gewichtungproblem merklich entschärft werden. Allerdings dürfte es in der Regel kaum möglich sein, für den Preisindex eines Jahres auf die Verbrauchsgewohnheiten der Vorperiode zurückzugreifen, so daß selbst bei einer jährlichen Verkettung die Gewichte typischerweise zwei Jahre alt wären. Eine solche Verzögerung wäre aber unter einem anderen Aspekt eher zu begrüßen, würde sie doch eine sorgfältige Auswahl neuer oder zusätzlicher Preisrepräsentanten erlauben und die voreilige Berücksichtigung von „Flops“ vermeiden helfen.

Selbst wenn die Probleme mit der Erfassung von Gütern und das Gewichtungsproblem durch eine Verkettung von Indizes gelöst werden könnten, würde sich weiterhin die Frage stellen, wie neue Güter in einen Index einbezogen werden sollten. Die statistischen Ämter verfahren dabei in der Regel so, daß die Meßziffernreihe für ein neues Gut derart in einen

---

<sup>1</sup> Shapiro/Wilcox (1996).

<sup>2</sup> Triplett (1990), Hill (1993).

neuen Warenkorb eingebaut wird, daß dies keinen Einfluß auf das Preisniveau der Verknüpfungsperiode hat, sondern nur auf den Ausweis der Teuerung in den Folgemonaten. „NEUE“ GÜTER WERDEN ALSO NEBEN „ALTE“ GÜTER GESTELLT ODER ERSETZEN SIE; sie werden aber nicht etwa mit ihnen verglichen und dann ein der Qualitätsdifferenz entsprechender Preisunterschied in Abschlag gebracht.

Dieses Verfahren mag zwar eine hinreichende Approximation darstellen, wenn neue Güter (sehr) enge Substitute zu bereits bestehenden Gütern darstellen.<sup>1</sup> Dies ist aber genau der Fall „QUALITÄTSÄNDERUNG“, wo nach der gängigen statistischen Praxis Unterschiede zwischen den Produkten für die Inflationsmessung sehr wohl ausgeschaltet werden sollen (s. S. 51 ff.). Neue Güter im strengen Sinn bieten im Gegensatz zu Qualitätsänderungen typischerweise Leistungen auf eine neue Weise und mit einem sehr viel günstigeren Preis-Leistungsverhältnis an als ältere Güter. Deshalb wäre es für die Inflationsmessung besonders wichtig, wenn die Leistungen neuer Güter bewertet und mit denen alter Güter verglichen würden, in ähnlicher Weise, wie dies bei einem Modellwechsel (d.h. neuen Produkten, die alten Produkten sehr ähnlich und wo deshalb die Qualitätsgewinne nicht so groß sind) allgemein anerkannte Praxis ist. Gordon (1993) nennt als Beispiele für kostensenkende Innovationen, wo ein solches Verfahren möglich und sinnvoll wäre, Taschenrechner (im Vergleich zu alten Tischrechnern) und Videorecorder (im Vergleich zum Kino), die Advisory Commission To Study The Consumer Price Index (1996) Personal Computer mit Textverarbeitungssystemen (im Vergleich zu Schreibmaschinen) und CD-ROM Enzyklopädien (im Vergleich zu der gedruckten Form).<sup>2</sup> In der preisstatistischen Praxis werden Gegenüberstellungen dieser Art in der Regel nicht vorgenommen. Die Konsequenzen hat Nordhaus (1997a) in aller Deutlichkeit aufgezeigt; nach seinen Berechnungen ist der Preis für Licht wesentlich schneller gefallen als nach den traditionellen Methoden.

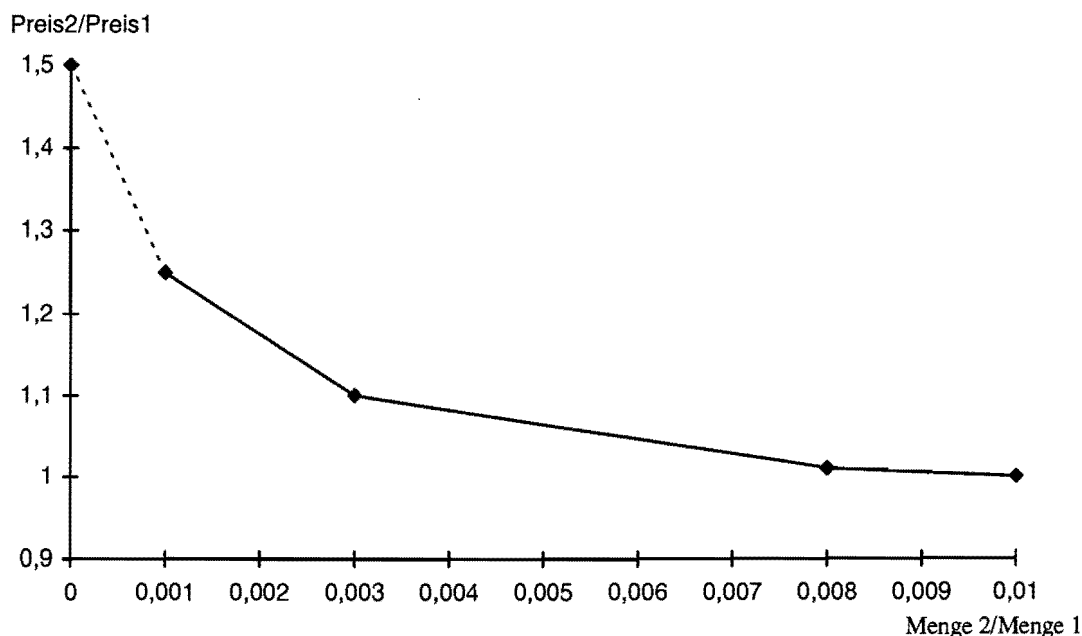
Eine Alternative zu einer direkten Abwägung der Leistungen alter und neuer Güter und einer entsprechenden Verknüpfung der Preisreihen wäre der schon von Hicks (1940) empfohlene ANSATZ EINES FIKTIVEN RESERVATIONSPREISES. Die empirische Ermittlung solcher Reservationspreise ist allerdings kein banales Problem, wenn auch neuerdings Hausman (1997a) und Hausman (1997b) sowie Fisher/Griliches (1995) hierbei einige Fortschritte gelungen sind. Innerhalb eines Laspeyres-Index wäre der Ansatz eines Reservationspreises aber nur von geringem Nutzen, da bei einer Menge von Null in der Basisperiode

---

<sup>1</sup> Shapiro/Wilcox (1996).

<sup>2</sup> Siehe auch Burstein (1961).

Schaubild 19: Preise und Mengen in der Modellrechnung zum Meßfehler bei neuen Produkten



auch das Gewicht in den folgenden Perioden gleich Null wäre. Wenn allerdings Güter sehr schnell nach ihrer Markteinführung in einen Preisindex aufgenommen werden, entschärft sich das Problem etwas, da der Marktpreis nicht allzufern des Reservationspreises liegen dürfte.<sup>1</sup>

Die Konsequenzen der Nichtbeachtung neuer Güter sowie die Größenordnungen des dabei entstehenden „Fehlers“ können am besten anhand einer einfachen Modellrechnung verdeutlicht werden (Tabelle 46).<sup>2</sup> Es wird zur Vereinfachung angenommen, daß sich der Konsum aus einem „alten“ Gut mit einem sehr hohen Ausgabenanteil und einem „neuen“ Gut mit einer zunächst sehr kleinen, dann aber schnell wachsenden Umsatzbedeutung zusammensetzt. Die Preise und Mengen für die Perioden 1 bis 4 seien beobachtete Preise, der Reservationspreis für Periode 0 ein geschätzter Preis.<sup>3</sup> Schaubild 19 zeigt mit diesen Daten den typischen Verlauf einer Preis-Absatz-Funktion über die Zeit für erfolgreiche neue Güter, wobei der gestrichelte Bereich rein fiktiv ist.

<sup>1</sup> Fisher/Shell (1968), Oulton (1995).

<sup>2</sup> Ähnliche Rechnungen finden sich bei Diewert (1987), Oulton (1995) und Cunningham (1996).

<sup>3</sup> Der Preis des „alten“ Gutes wird zur Vereinfachung für alle Perioden auf 1 gesetzt.

Tabelle 46: Modellrechnung zum Meßfehler bei neuen Produkten

Zeit	Preis 1	Menge 1	Preis 2	Menge 2
0	1	1	(1,5)	0
1	1	1	1,25	0,001
2	1	1	1,1	0,003
3	1	1	1,025	0,008
4	1	1	1	0,01
5	1	1	1	0,01
	Preisindizes			
	Laspeyres 1	Laspeyres 2	KLaspeyres	KTörnqvist
0	100,00		100,00	100,00
1	100,00	100,00	100,00	99,99
2	100,00	99,99	99,99	99,97
3	100,00	99,98	99,96	99,92
4	100,00	99,98	99,95	99,91
5	100,00	99,98	99,95	99,91
	Veränderung gegenüber der Vorperiode (in %)			
	Laspeyres 1	Laspeyres 2	KLaspeyres	KTörnqvist
0				
1	0,00		0,00	-0,01
2	0,00	-0,01	-0,01	-0,02
3	0,00	-0,01	-0,03	-0,05
4	0,00	-0,00	-0,01	-0,01
5	0,00	0,00	0,00	0,00

Welche Konsequenzen haben nun die verschiedenen Methoden der Indexberechnung?

- Bei einem LASPEYRES-INDEX MIT EINEM WARENKORB AUS DER PERIODE 0 (Laspeyres 1 in Tabelle 46) bleibt das Preisniveau unverändert, weil das neue Gut in der Basisperiode das Gewicht Null zugewiesen bekommen hat und dieses Gewicht über den gesamten Zeitraum behält.
- In einem LASPEYRES-INDEX MIT DER BASISPERIODE 1 (Laspeyres 2) erhält das neue Gut ein Mengengewicht von 1,25/1000. Anschließend fällt das entsprechende Wertgewicht gemäß der relativen Preisbewegung. Dieser Index zeigt kleine Verbilligungen in den Perioden 2 bis 4.
- In einem VERKETTETEN LASPEYRES-INDEX (KLaspeyres) mit Gewichten aus der Vorperiode entspricht der Wert des Preisniveaus der ersten und zweiten Periode genau dem des unverketteten Laspeyres-Index; anschließend fällt der Preisrückgang hier wegen des wachsenden Mengengewichts für das neue Gut größer aus.
- Nur superlative Preisindizes, die Gewichte aus zwei Perioden mitteln, können auch die Phase der Markteinführung abbilden. Der VERKETTETE TÖRNQVIST-INDEX (KTörnqvist) zeigt einen kleinen Preisniveaurückgang für die Phase der Markteinführung und - wegen der aktuelleren Gewichtung - auch größere Preisniveaurückgänge in den folgenden Perioden.

Für Güter, die aus dem Markt genommen werden, wäre eigentlich der entsprechende Verlust an Konsumentenrente anzusetzen. Da dies ebenfalls nicht geschieht, unterzeichnen aus diesem Grund die herkömmlichen Preisindizes die Teuerung, verglichen mit einem „idealen“ Preisindex. Allerdings verbreitert sich in wachsenden Volkswirtschaften das Produktspektrum immer weiter, wodurch heterogene Präferenzen der Verbraucher oder auch nur der Wunsch nach Abwechslung besser bedient werden. Oulton (1995) nennt als besonders eingängiges Beispiel Ferienreisen: Wenn die Preise für (alte und neu hinzukommende) Urlaubsreisen konstant blieben, würde ein konventioneller Preisindex keine Veränderung anzeigen, selbst wenn zusätzliche Angebote in einen Warenkorb aufgenommen würden. Wegen der größeren Auswahl an Urlaubsreisen würde aber der reale Wert ansteigen. Ähnlich verhält es sich mit der heute sehr viel größeren Auswahl bei Nahrungsmitteln, die ebenfalls bei der Inflationsmessung außen vor bleibt.<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> Siehe dazu die Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (1996) sowie die Berechnungen bei Hausman (1997/1).

Bei zunehmendem Einkommen und einer dabei wachsenden Nachfrage nach GRÖßERER PRODUKTDIFFERENZIERUNG, sei es wegen des Wunschs nach Abwechslung, sei es für eine bessere Anpassung an individuelle Besonderheiten, wird die Produktvielfalt zunehmen. Eine Steigerung der Produktdifferenzierung hat aber auch ihren Preis in Form höherer Produktions- und Vertriebskosten. Bei einer feineren Abdeckung des Produktspektrums wird das Preisniveau daher höher sein als im Fall der Massenfertigung von einheitlichen Modellen. Die Preisstatistik betrachtet aber nur den Anstieg der Preise, die potentiell wohlfahrtssteigernde Wirkung größerer Produktvielfalt bleibt hingegen außen vor.<sup>1</sup> Wenn auch auf abstrakter Ebene kaum Zweifel an der Bedeutung der zunehmenden Produktdifferenzierung bestehen, fehlt es bisher an vergleichsweise einfachen Methoden, welche die Abschätzung eines „PRODUCT VARIETY BIAS“ erlauben würden.

---

<sup>1</sup> Eng verbunden damit ist die Frage, ob das Marktsystem die optimale Produktdifferenzierung hervorbringt. Siehe dazu beispielsweise Spence (1976) und Dixit/Stiglitz (1977).



## 2. Neue Güter im deutschen Preisindex für die Lebenshaltung

In der deutschen Preisstatistik werden neue Produkte im engen Sinn (im Gegensatz zu Qualitätsänderungen) normalerweise erst bei der UMSTELLUNG AUF EIN NEUES PREISBASISJAHR berücksichtigt.<sup>1</sup> Diesem Umstieg geht eine ÜBERARBEITUNG DES ERHEBUNGSKATALOGS voraus, damit bereits für die Vorlaufzeit des neuen Warenkorbs die Preise der Produktneuheiten ermittelt werden können. Preise für neue Güter werden also schon für rund vier Jahre erhoben, bevor sie in die aktuelle Inflationsrate eingehen.

Der Entscheidung, eine neue Ware in den Erhebungskatalog aufzunehmen, gehen Marktbeobachtungen durch die Statistischen Ämter voraus, die ebenfalls Zeit kosten. Außerdem wird ein Gut erst dann berücksichtigt, wenn mit einer DAUERHAFTEN MARKTBEDEUTUNG gerechnet werden kann. Dementsprechend werden „neue“ Produkte meistens erst recht spät in den Preisindex der Lebenshaltung eingebaut. Bei der aktuellen Inflationsmessung beträgt die Verzögerung mindestens fünf Jahre (ein Jahr Vorbereitung und vier Jahre Vorlaufzeit), im Regelfall dürften es aber eher 10 Jahre sein.

Allerdings sollen nach Informationen des Statistischen Bundesamtes „neue“ Güter, die als eine WEITERENTWICKLUNG EINES BEREITS IM WARENKORB BERÜCKSICHTIGTEN GUTES angesehen werden können, dann bei der Preismessung einbezogen werden, wenn sie in einer Berichtsstelle größere Umsatzbedeutung gewonnen haben als eine Variante eines alten Gutes. Das Statistische Bundesamt nennt als Beispiel hierfür „Inline-Skater“ als neue Gütervariante der Position „Rollschuhe“. Bei dem Austausch der Preisrepräsentanten wären allfällige Qualitätsunterschiede herauszurechnen. Dabei soll nach den vereinfachten Methoden wie bei QUALITÄTSÄNDERUNGEN verfahren werden. Dementsprechend würden hier ähnliche Probleme auftreten wie sie dort beschrieben wurden. Zwar blieben auch in diesem Fall starke relative Preisrückgänge zu Beginn der Markteinführungsphase außen vor, allerdings wäre der Meßfehler geringer als bei einer verspäteten Berücksichtigung anläßlich einer Neubasierung des Preisindex.

In Tabelle 47 finden sich Angaben zur Berücksichtigung „neuer“ Güter im westdeutschen Preisindex für die Lebenshaltung und ihre Verbreitung bei den privaten Haushalten nach den LAUFENDEN WIRTSCHAFTSRECHNUNGEN. Während Videokameras nach allen

---

<sup>1</sup> Zur Praxis in den USA, die sich teilweise erheblich von Deutschland unterscheidet, siehe Armknecht/Lane/Stewart (1997), für Kanada und Japan Baldwin/Després/Nakamura/Nakamura (1997).

vernünftigen Maßstäben bereits recht früh in die Inflationsmessung einbezogen wurden, sieht das Bild bei Home-Computern und Personal-Computern, vor allem aber bei Mikrowellengeräten weniger günstig aus. CD-Player schließlich sind 1992 „auf den letzten Drücker“ in den laufenden Index eingebaut worden, weil wegen der rasanten Verdrängung der herkömmlichen Schallplattenabspielgeräte für diese kaum mehr repräsentative Preise gefunden werden konnten. Ein wichtiges „neues“ Gut schließlich, Telespiele, war zwar in den Warenkörben von 1980 und 1985 vertreten, wurde dann aber aus dem Erhebungskatalog für das Preisbasisjahr 1991 ersatzlos gestrichen.

Daß es bei einem Laspeyres-Index mit einer über mehreren Jahre festen Mengenstruktur letztlich nicht viel hilft, wenn „neue“ Güter mit ihrer speziellen Preis- und Umsatzentwicklung in einen über mehrere Jahre festen Warenkorb einbezogen werden oder nicht, zeigt das Beispiel der COMPUTER FÜR DEN HAUSGEBRAUCH (Tabelle 50). Entsprechend ihrer Umsatzbedeutung wurden sie 1980 mit einem relativen Wertgewicht von 0,004 % in den Warenkorb aufgenommen. In die aktuelle Inflationsmessung gingen sie erstmals im Herbst 1984 ein. Ihre relative Bedeutung war wegen den Preisbewegungen der Jahre zuvor inzwischen auf 0,003 % zurückgegangen und verminderte sich bis 1989 weiter auf 0,001 %. Der Preisindex auf Basis des Warenkorbs von 1985 wurde erstmals im Herbst 1989 zur Beurteilung der allgemeinen Preisentwicklung herangezogen. Bis dahin war das relative Wertgewicht der Computer bereits um ein Drittel zurückgegangen, es betrug aber immer noch 0,1 % anstelle von 0,001 % nach dem alten Index. 1991 schließlich wurde für den neuen Warenkorb ein Ausgabenanteil für Computer in Höhe von 0,3 % festgelegt; bei der aktuellen Inflationsmessung betrug das entsprechende relative Wertgewicht inzwischen 0,095 %. Bei der Vorstellung des neuen Preisindex auf der Basis 1991 im Sommer 1995 war das relative Wertgewicht wegen der günstigen Preisentwicklung allerdings schon wieder um rund ein Drittel gesunken.

In der folgenden Fallstudie werden die Konsequenzen einer verspäteten Berücksichtigung eines neuen Gutes am BEISPIEL DER MIKROWELLENGERÄTE dargestellt. Zum einen sollte hier der „Fehler“ besonders drastisch ausfallen, weil Mikrowellengeräte für deutsche Verhältnisse außergewöhnlich spät von der Preisstatistik berücksichtigt wurden. Zum anderen hat die Stiftung Warentest seit Anfang der achtziger Jahre häufig Mikrowellengeräte getestet, so daß aus dieser Quelle auch Informationen über Einzelhandelspreise vorliegen.

Tabelle 47: Ausgewählte neue Güter im Preisindex für die Lebenshaltung

Kategorie	ersetzt	bei aktueller Inflationsmessung berücksichtigt ab	Ausstattung ausgewählter privater Haushalte im Jahr der ersten Berücksichtigung <sup>1</sup> (in %)			im Warenkorb ab Basisjahr	Gewicht im ersten Basisjahr (in %)	Ausstattung ausgewählter privater Haushalte im ersten Basisjahr <sup>1</sup> (in %)		
			HH1	HH2	HH3			HH1	HH2	HH3
Videorecorder		04/1984	1,3	14,7	12,0	1980	0,0056	-	-	-
Videokamera	Schmalfilmwiedergabegerät	09/1989	0,6	4,6	6,5	1985	0,016	-	1,1 (1986)	1,2 (1986)
Heimcomputer (ab 1992 PC)	Fotokopiergeräte und sonstige Bürogeräte	09/1984	0,6	25,8	37,4	1980	0,004	-	14,0 (1986)	20,7 (1986)
Kassettenabspieler (Walk-Man)	Kassettenrecorder	09/1989	-	-	-	1985	-	-	-	-
CD-Player	Schallplattenspieler	(Austausch 1992)	-	-	-	1991	0,055	-	-	-
Mikrowellenherd	Herde und Backöfen mit elektrischer Beheizung	08/1995	24,1	64,5	59,5	1991	0,045	10,6	49,1	47,7

<sup>1</sup> Laufende Wirtschaftsrechnungen privater Haushalte

HH1: Haushaltstyp 1 (Zwei-Personen-Haushalte von Renten- und Sozialhilfeempfängern).

HH2: Haushaltstyp 2 (Vier-Personen-Arbeitnehmerhaushalte mit mittlerem Einkommen eines alleinvertienenden Ehepartners).

HH3: Haushaltstyp 3 (Vier-Personen-Haushalte von Beamten und Angestellten mit höherem Einkommen).

Tabelle 48: Relative Wertgewichte von Home-Computern  
(Personal-Computern) in verschiedenen Warenkörben

Jahr	Fortgerechnetes Wertgewicht im Warenkorb 1980 in %	Fortgerechnetes Wertgewicht im Warenkorb 1985 in %	Fortgerechnetes Wertgewicht im Warenkorb 1991 in %
1980	0,004	-	-
1981	0,004	-	-
1982	0,004	-	-
1983	0,004	-	-
1984	0,003	-	-
1985	0,002	0,141	-
1986	0,002	0,141	-
1987	0,002	0,125	-
1988	0,002	0,116	-
1989	0,001	0,108	-
1990	-	0,100	-
1991	-	0,095	0,306
1992	-	0,089	0,306
1993	-	0,083	0,283
1994	-	0,075	0,257
1995	-	0,070	0,241
1996	-	-	0,227
1997	-	-	0,215

### 3. Fallstudie Nr. 6: Ein neuer Preisindex für „Herde und Backöfen mit elektrischer Beheizung“

Mikrowellenherde gelten mit Fug und Recht als eine der erfolgreichsten Produktinnovationen der letzten 25 Jahre. Anfangs noch durch Sicherheitsprobleme und ein ungünstiges Verhältnis von Außenabmessungen zu nutzbarem Innenraum an schnellen Markterfolgen gehindert, gewannen sie nach Überwindung dieser Schwierigkeiten auch in Deutschland ab Mitte der achtziger Jahre rasch an Bedeutung. In die aktuelle Inflationsmessung gingen sie dennoch erst mit dem Warenkorb 1991 ab Sommer 1995 ein (Tabelle 49).<sup>1</sup>

Tabelle 49: Mikrowellengeräte im Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte in Westdeutschland

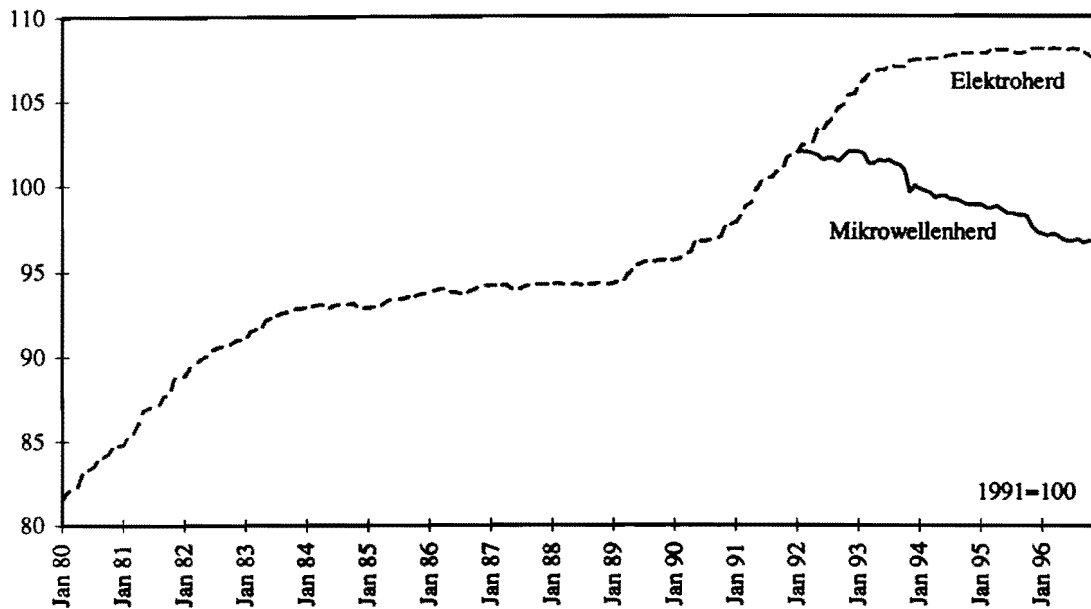
Basisjahr	Beschreibung	Gewicht im Warenkorb	Durchschnittspreis Anfang	Durchschnittspreis Ende
1991	Mikrowellenherd mit Drehteller, ca. 600 Watt (1996 geändert auf 750-1000 Watt)	0,045 %	450,64 DM (01/1992)	365,35 DM (05/1997)

Tabelle 50: Elektroherde im Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte in Westdeutschland

Basisjahr	Beschreibung	Gewicht	Durchschnittspreis Anfang	Durchschnittspreis Ende
1980	Elektroherd, 4 Kochplatten, davon 2 Blitzkochplatten oder 1 Blitzkochplatte und 1 Automatikplatte, 7-Stufenschalter, Bratofen, mit Thermostat, durch Regler gesteuert, mit Bratpfanne, Anschlußwert etwa 10 000 Watt	0,144 %	543,54 DM (01/1980)	689,01 DM (09/1989)
1985	w.o.	0,198 %	657,52 DM (01/1985)	827,60 DM (12/1992)
1991	Elektroherd, 4 Kochplatten, davon mind. 1 Blitzkochplatte und evtl. 1 Automatikplatte, Mehrstufenschalter, Bratofen, mit Thermostat, durch Regler gesteuert, mit Bratpfanne, Anschlußwert etwa 10 000 Watt	0,105 %	718,64 DM (01/1991)	784,22 DM (05/1997)

<sup>1</sup> In Kanada wurden Mikrowellenherde beispielsweise nach Angaben von Crawford (1993) schon 1983 in den Index aufgenommen.

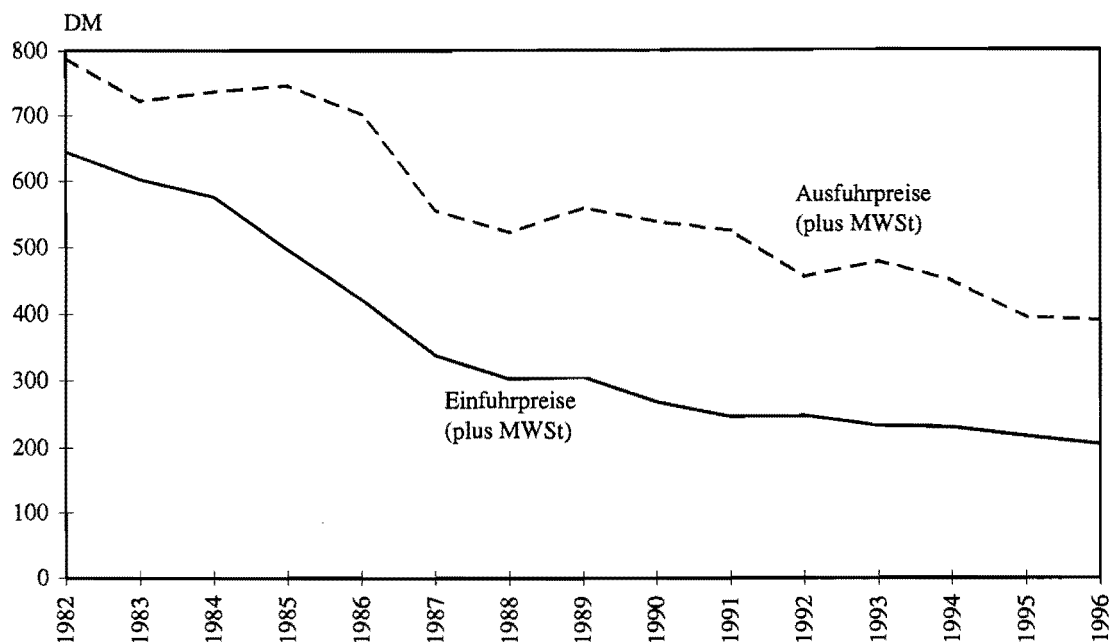
Schaubild 20: Preisentwicklung für Mikrowellengeräte und Elektroherde im Preisindex für die Lebenshaltung



Der im deutschen Preisindex üblichen Repräsentativgewichtung (s. S. 33) entsprechend wurden die Ausgaben für Mikrowellengeräte der Kategorie „HERDE UND BACKÖFEN MIT ELEKTRISCHER BEHEIZUNG“ zugerechnet. Einziger Preisrepräsentant für diesen Ausgabenzweck waren bis 1991 Elektroherde (Tabelle 50). Die Erstausrüstung der Haushalte in Westdeutschland mit Mikrowellengeräten erfolgte größtenteils Mitte der achtziger Jahre; dementsprechend wurde das Gewicht der Elektroherde im Preisindex für die Lebenshaltung für den Warenkorb 1985 um ein Drittel angehoben. Für das Basisjahr 1991 wurde es dann mit der Einführung eines Preisrepräsentanten für Mikrowellengeräte auf die Hälfte zurückgenommen. Diese „falsche“ Zurechnung der Ausgaben für Mikrowellengeräte in den achtziger Jahren wäre für die Genauigkeit der Inflationsmessung genau dann unschädlich gewesen, wenn Elektroherde eine ähnliche Preistendenz gezeigt hätten wie Mikrowellengeräte.

Dies war aber nicht der Fall. Im Schaubild 20 sind die Meßzahlen für die qualitätsbereinigte Preisentwicklung nach der offiziellen Preisstatistik abgetragen. Während Elektroherde die von anderen Elektrogroßgeräten bekannte Preisbewegungen nachvollziehen, zeigen Mikrowellenherde Anfang der neunziger Jahre (frühere Angaben liegen im Bereich der Konsumentenpreisstatistik nicht vor) eine deutlich nach unten abweichende Preistendenz, so daß der Verdacht naheliegt, daß in den achtziger Jahren der Preisauftrieb wegen der Vernachlässigung der Mikrowellengeräte überzeichnet wurde.

Schaubild 21: Durchschnittswerte der Ein- und Ausfuhr von Mikrowellengeräten

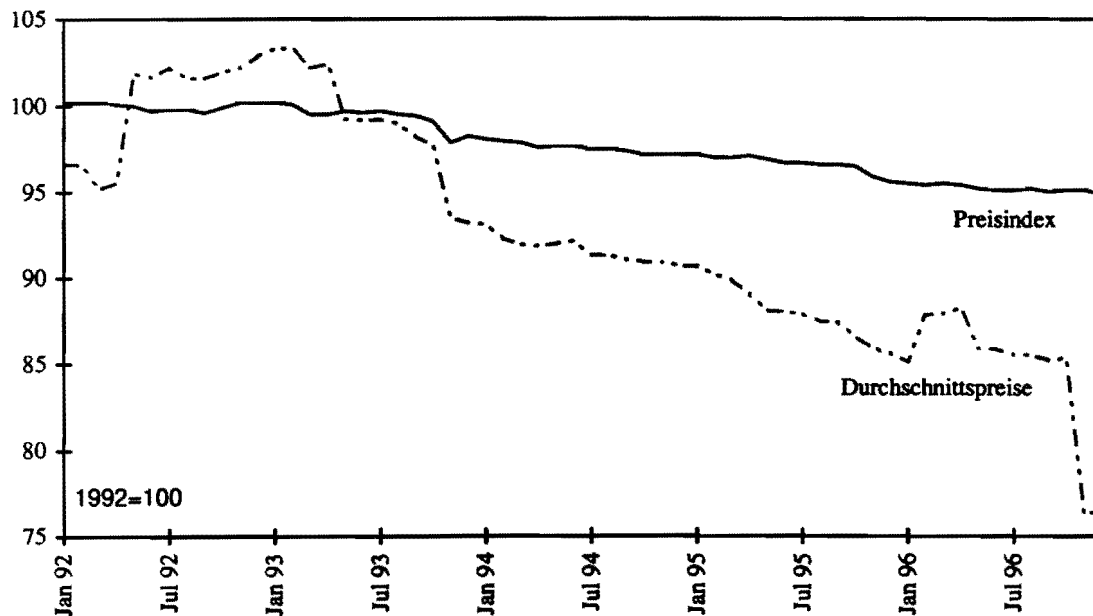


Diese Vermutung erhält bei einem Blick auf die Durchschnittswerte bei der Ein- und Ausfuhr (Schaubild 21) neue Nahrung. Diese sind für Mikrowellengeräte von 1982 bis 1996 auf ein Drittel bzw. bis auf die Hälfte zurückgegangen (Angaben für die Zeit davor sind nicht verfügbar).<sup>1</sup> Zwar mag diese Verbilligung auch dadurch zustande gekommen sein, daß die Geräte kleiner geworden sind und zu einem größeren Teil weniger anspruchsvolle Marktsegmente bedienen, der Grundtendenz nach ist in den achtziger Jahren von einer Teuerung aber nichts zu sehen.

Seit 1992 sind die Einfuhrwerte (plus Mehrwertsteuer) im Durchschnitt um rund 15 % zurückgegangen. Dies entspricht näherungsweise der Entwicklung der Durchschnittspreise aus der Verbraucherpreisstatistik bis Oktober 1996 (Schaubild 22); die dann allerdings stufenförmig, vermutlich aufgrund einer Spezifikationsänderung, nochmals um 10 Prozentpunkt heruntergegangen sind. Ein Großteil des Rückgangs der Preise für Mikrowellengeräte wurde von den Preisermittlern im Zusammenhang mit einer Qualitätsverschlechterung gesehen und entsprechend herausgerechnet. Die Meßzahl aus dem Preisindex für die Lebenshaltung jedenfalls lag Ende 1996 nur um rund 5 % niedriger als 1992!

<sup>1</sup> Zur besseren Vergleichbarkeit mit den Angaben aus der Verbraucherpreisstatistik sind in dem Schaubild Einfuhr- und Ausfuhrpreise zuzüglich der jeweils geltenden Mehrwertsteuer dargestellt worden.

Schaubild 22: Preisentwicklung für Mikrowellengeräte seit 1992

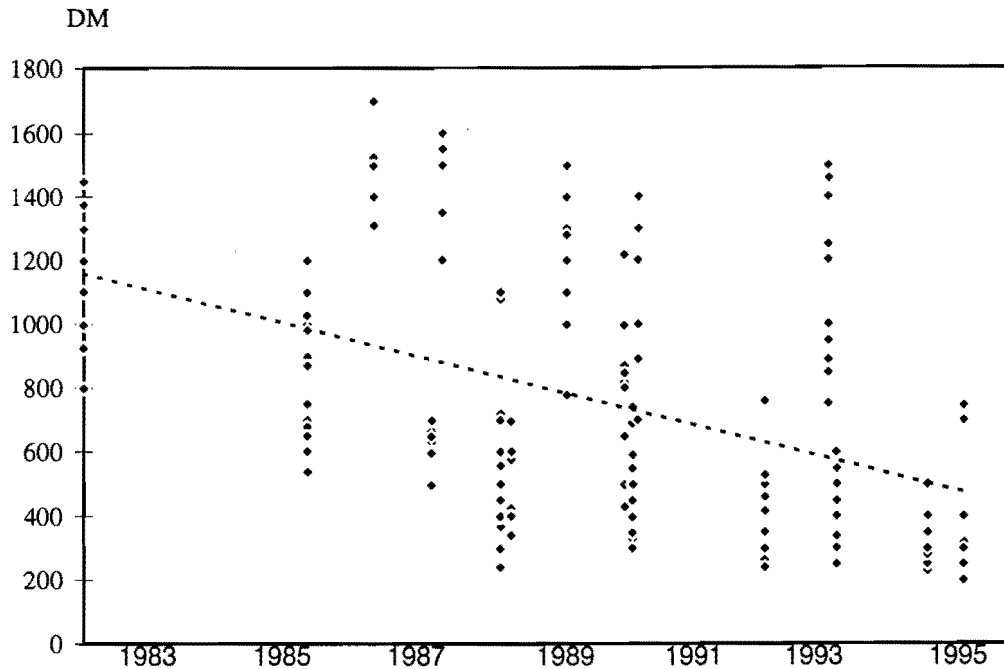


Dieser Qualitäts-„rückgang“ dürfte wesentlich mit der Erschließung neuer Marktsegmente zu tun gehabt haben. Während zunächst kaufkräftigere Schichten mit einem hohen Bedarf versorgt wurden, konnten später große Absatzzahlen nur noch durch Verkäufe an Kunden mit einer geringeren Zahlungsbereitschaft gelingen. Deshalb dürften einfachere Modelle nach und nach Mittelklassemodelle als die umsatzstärksten Geräte abgelöst haben. Dieser Übergang ist mit stärkeren Preisrückgängen verbunden gewesen, die mehr oder weniger vollständig als qualitätsbedingt qualifiziert und herausgerechnet wurden. Dabei kann allerdings übersehen worden sein, daß selbst einfachere Geräte heute wesentlich leistungsfähiger sein können als zuvor Geräte in höheren Marktsegmenten.

Licht in das Dunkel der „wahren“ Preisentwicklung von Mikrowellengeräten sollen wiederum die Preis- und Qualitätsangaben aus den Warentests bringen. Seit 1982 hat die Stiftung Warentest insgesamt 16 Tests (darunter 2 Aktualisierungen) für Mikrowellenherde veröffentlicht (Tabelle 51). 5 Tests beziehen sich auf sogenannte Kombinationsgeräte mit Backofenfunktion. Solche Geräte werden häufig von kleinen Haushalten anstelle eines Backofens eingesetzt. 3 Tests befassen sich mit Sologeräten mit großem Nutzvolumen, die neuerdings erheblich an Marktanteil verloren haben und inzwischen wohl vor allem kommerziell genutzt werden. Die übrigen Tests beziehen sich auf die modernen Kompaktgeräte, die teilweise auch schon mit Grill erhältlich sind. Wie in den anderen Fallstudien auch wird



Schaubild 23: Preise für Mikrowellengeräte bei Warentests



ein großes und ein kleines Sample gebildet; das große Sample enthält alle Geräte, das kleine Sample nur die Solo-Kompaktgeräte (Geräte ohne Grillfunktion).

Die Preise der Mikrowellengeräte in den Warentests zeigen ebenfalls eine rückläufige Preistendenz, wie an der gestrichelten Regressionslinie in Schaubild 23 zu erkennen ist: Das Preisniveau in der offiziellen Statistik (Tabelle 49) entsprach 1992 zunächst den Preisen für größere Sologeräte, nach der Umstellung der Spezifikation im Herbst 1996 eher den Preisen für kleinere Kompaktgeräte (s. Tabelle 51).

Für einen Vergleich mit den Ergebnissen der hedonischen Preisschätzungen, die zur Bestimmung des qualitätsbereinigten Preisrückgangs auch für die Mikrowellengeräte angestellt werden sollen, wurden die Preise aus den Warentests sowie die Meßziffer aus der Lebenshaltung auf einen einfachen Zeittrend regressiert (Tabelle 52). Dies dürfte hier weniger problematisch sein als bei den Fallstudien zuvor, da die Mikrowellengeräte einen recht gleichmäßigen Preisrückgang und nicht etwa abwechselnd Phasen stärkerer und schwächerer Teuerung gezeigt haben. Nach diesen Rechnungen sind die Preise für solche Geräte im Durchschnitt vor der Qualitätsbereinigung um rund 8 % p.a. zurückgegangen; der Preisrückgang bei den neueren Solo-Kompaktgeräten fiel etwas geringer aus. Die entsprechenden Ergebnisse für den

Tabelle 51: Mikrowellentests der Stiftung Warentest

Test-Nr.	Veröffentlichung	Preise	Typen	Anzahl von Modellen	Durchschnittspreis (DM)	durchschnittliche Leistung (Watt)	durchschnittliches Garraumvolumen (Liter)
1	7/82	3/82	Sologeräte	13	1156	619	26
2	12/85	7-8/85	Sologeräte	22	858	642	26
3	12/86	7-8/86	Kombinationsgeräte	8	1465	640	24
4	12/87	6/87	Kompaktgeräte	14	599	578	16
5	Akt. v. 12/86	8/87	Kombinationsgeräte	7	1421	631	24
6	12/88	6-7/88	Kompaktgeräte	19	543	561	16
7	Akt. v. 12/87	8-9/88	Kompaktgeräte	7	519	567	14
8	12/89	6-7/89	Kombinationsgeräte	13	1255	646	24
9	5/90	10-11/89	Sologeräte	13	815	719	27
10	12/90	6-7/90	Kompaktgeräte	18	452	625	16
11	Akt. v. 12/89	7-8/90	Kombinationsgeräte	13	1130	646	24
12	12/92	6-7/92	Kompaktgeräte	13	390	658	15
13	10/93	6/93	Kombinationsgeräte	17	1105	735	29
14	12/93	7-8/93	Sologeräte	16	436	819	19
15	12/94	6-7/94	Kompaktgeräte	18	350	756	14
16	12/95	6-7/95	Kompaktgeräte	17	364	791	15

Tabelle 52: Preisentwicklung bei Mikrowellengeräten

	(03/1982-07/1995)	(06/1987-07/1995)	(06/1992-07/1995)		
	Warentests insgesamt (n=228)	Solo-Kompaktgeräte (n=88)	Preisindex	Warentests insgesamt (n=81)	Solo-Kompaktgeräte (n=37)
C(1)	7,12	6,33	4,61	8,17	6,10
t-statistic	123,8	123,2	3620,8	11,6	17,0
ZEIT	-0,006848	-0,006519	-0,001092	-0,014490	-0,003696
t-statistic	-11,1	-5,9	-18,5	-3,0	-0,8
R <sup>2</sup>	0,27	0,31	0,90	0,09	0,02
Preisveränderung in % p.a.	- 7,9	- 7,5	- 1,3	- 16,0	- 4,3

kürzeren Zeitraum ab 1992 sind für die Warentests mit größter Vorsicht zu interpretieren, da hier die unterschiedliche Zusammensetzung der Teilsamples eine überragende Rolle spielt.

Die Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung erweist sich bei Mikrowellengeräten als besonders schwierig, weil viele der kaufrelevanten Produktverbesserungen kaum gemessen werden können. Neben der Betriebssicherheit hat sich im Laufe der Zeit vor allem die Ausstattung und die Handhabung wesentlich verändert. Mußten anfangs die Geräte beim Auftauen von Speisen beispielsweise regelmäßig aus- und wieder eingeschaltet werden, wird dies seit einigen Jahren von allen Geräten automatisch vorgenommen. Dieser zusätzliche Bedienungskomfort war anfangs nur den großen und teilweise sehr teuren Geräten vorbehalten. Den Preisrückgang für gut ausgestattete Kompaktgeräte kann man am besten an den Schlagzeilen der Stiftung Warentest ablesen. Hieß es im Dezember 1992 noch „Gute ab 500 DM“, titelte die Stiftung Warentest Ende 1995: „Gute ab 200 DM“.

Eine ambivalente Rolle spielt der Innenraum der Mikrowellengeräte. Zwar wird ein größeres Nutzvolumen von den meisten Konsumenten geschätzt, bei einem gegebenen Stand der Technik variiert das Innenvolumen aber mit den Außenabmessungen. Zudem gab es zunächst wegen technischer Restriktionen kaum kleinere Geräte. Da Mikrowellenherde in privaten Haushalten meist als Zweitgeräte benutzt werden, standen die Mindestaußenabmessungen einem größeren Markterfolg lange Zeit im Weg. Erst mit den modernen Kompaktgeräten gelang ab Mitte der achtziger Jahre die Marktdurchdringung. Mehr noch als bei den anderen

Tabelle 53: Preisrelevante Qualitätsmerkmale bei Mikrowellengeräten

VARIABLE	
AKT	Dummy=1 für Aktualität.
EAB	Energieabgabe in Watt.
EINUN	Dummy=1 für ein- bzw. unterbaufähige Geräte.
GRILL	Dummy=1 für Geräte mit Grill.
BACK	Dummy=1 für Geräte mit Backofen.
DREH	Dummy=1 für Geräte mit Drehteller.
VOL	Garraumvolumen in Litern.
FORT	Dummy=1 für Fortkochautomatik.
PROG	Dummy=1 für programmierbare Geräte.

Produkten sind die hedonischen Preisschätzungen daher nur als eine erste Annäherung zu verstehen, die kaum mehr als einen kleinen Teil der Qualitätsverbesserungen aus den Preisen herausrechnen können. Bei den hedonischen Schätzungen haben die in Tabelle 53 genannten Qualitätsmerkmale Preisdifferenzen erklären können.

Anders als bisher wird in den Ergebniszeilen der folgenden Tabellen neben den qualitätsbereinigten Preisveränderungsraten nicht der durchschnittliche „Bias“ angezeigt - dieser kann wegen der verspäteten Berücksichtigung der Mikrowellengeräte in der Preisstatistik nicht berechnet werden - sondern die IMPLIZITE QUALITÄTSVERÄNDERUNG. Diese ergibt sich näherungsweise als die Differenz zwischen der unbereinigten und der bereinigten Preisveränderungsrate.

Für das gesamte Sample unterscheiden sich die qualitätsbereinigten Preissteigerungsraten (Tabelle 54) kaum von dem Ergebnis einer Schätzung ohne Qualitätsvariablen.<sup>1</sup> Dies dürfte vor allem damit zusammenhängen, daß die Tests anfangs häufig große Geräte betrafen, später dann kleinere, einfachere Geräte. Dieser auswahlbedingten Qualitäts-„Verschlechterung“ wirkte der allgemeine Qualitätsfortschritt bei Mikrowellen entgegen, so daß die Qualitätskorrektur im Durchschnitt Null war. Der wahre qualitätsbereinigte Preisrückgang auf dem Markt für Mikrowellengeräte dürfte unter Beachtung der veränderten Angebotszusammensetzung daher deutlich über 7 1/2 % p.a. betragen haben.

<sup>1</sup> Auf eine detaillierte Diskussion der Schätzergebnisse wird hier aus Platzgründen verzichtet.

Tabelle 54: Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei Mikrowellengeräten

(03/1982-07/1995)	linear	semi-log	log-linear	linear	semi-log	log-linear
Anzahl der Markendummies	-	-	-	4	4	5
C(1)	0,47	5,84	1,82	173,66	5,90	1,76
t-statistic	0,0	43,7	1,9	1,6	55,6	2,2
AKT	151,44	0,16	0,16	79,91	0,09	0,11
t-statistic	5,1	4,1	4,0	2,4	2,2	2,6
EAB	0,59	0,001	0,64	0,46	0,001	0,67
t-statistic	2,6	3,1	3,8	2,3	4,1	4,6
EINUN	192,96	0,20	0,20	118,77	0,12	0,12
t-statistic	4,8	4,6	4,6	3,3	3,4	3,2
GRILL	223,76	0,15	0,15	333,42	0,23	0,23
t-statistic	3,7	3,1	3,1	5,9	5,3	5,3
BACK	1061,62	0,73	0,76	965,75	0,62	0,67
t-statistic	11,2	13,2	12,1	10,8	12,5	11,3
DREH	-147,10	-0,14	-0,14	-143,96	-0,13	-0,11
t-statistic	-4,1	-4,1	-3,9	-4,2	-3,8	-2,7
VOL	22,14	0,02	0,27	20,68	0,02	0,23
t-statistic	5,9	5,9	2,5	5,8	5,9	2,4
FORT	-	-	-	477,38	0,43	0,42
t-statistic	-	-	-	4,8	7,1	6,5
PROG	-	-	-	403,60	0,23	0,24
t-statistic	-	-	-	5,3	5,7	5,8
ZEIT	-0,006377	-0,006742	-0,007264	-0,006877	-0,007367	-0,008003
t-statistic	-10,6	-11,8	-11,0	-11,2	-12,7	-12,2
n	228	228	228	228	228	228
adj. R <sup>2</sup>	0,83	0,83	0,82	0,89	0,89	0,88
SE	0,23	0,23	0,24	0,19	0,19	0,20
Qualitätsbereinigte Preisveränderung in % p.a.	- 7,4	- 7,8	- 8,3	- 7,9	- 8,5	- 9,2
Qualitätsveränderung in % p.a.	- 0,5	- 0,1	+ 0,4	+ 0,0	+ 0,6	+ 1,3

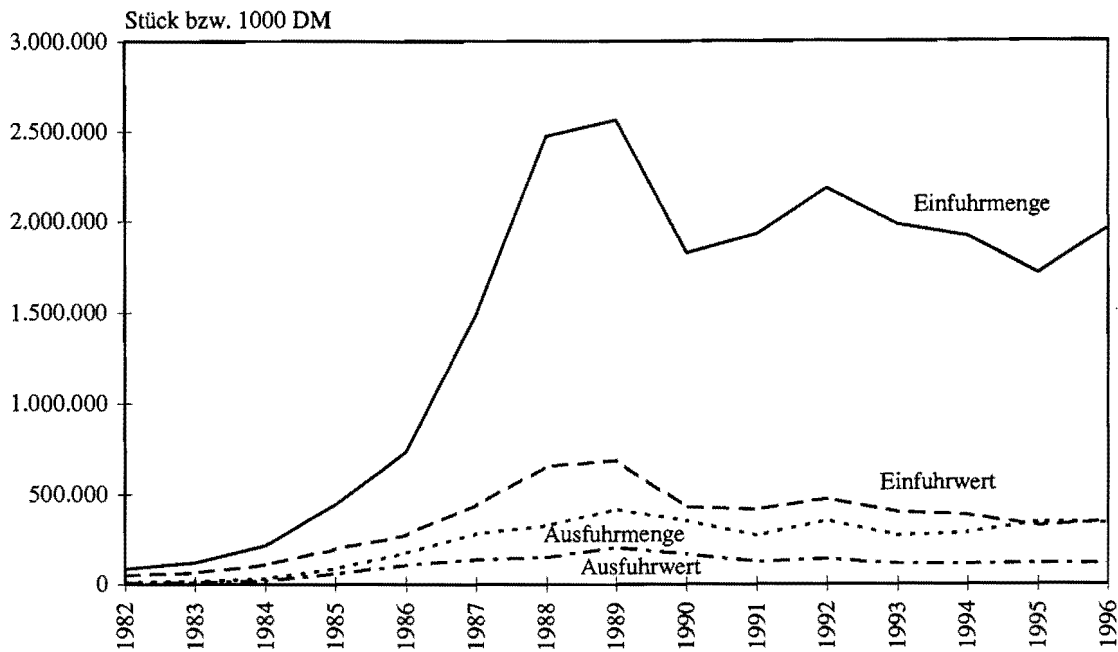
**Tabelle 55: Qualitätsbereinigung der Preisentwicklung bei Solo-Kompakt-Mikrowellengeräten**

(06/1987-07/1995)	linear	semi-log	log-linear	linear	semi-log	log-linear
Anzahl der Markendummies	-	-	-	nicht signifikant	nicht signifikant	nicht signifikant
C(1)	-71,51	5,38	0,80	-	-	-
t-statistic	-0,5	25,5	0,5	-	-	-
AKT	109,79	0,16	0,18	-	-	-
t-statistic	4,4	3,1	3,2	-	-	-
EAB	0,89	0,001	0,84	-	-	-
t-statistic	3,5	3,2	3,3	-	-	-
EINUN	141,09	0,21	0,21	-	-	-
t-statistic	3,2	3,4	3,5	-	-	-
FORT	340,74	0,34	0,33	-	-	-
t-statistic	3,5	4,6	4,5	-	-	-
PROG	544,61	0,39	0,41	-	-	-
t-statistic	2,4	4,9	5,1	-	-	-
ZEIT	-0,011263	-0,011270	-0,011215	-	-	-
t-statistic	-10,7	9,6	-10,1	-	-	-
n	88	88	88	-	-	-
adj. R <sup>2</sup>	0,65	0,66	0,66	-	-	-
SE	0,23	0,23	0,23	-	-	-
Qualitätsbereinigte Preisveränderung in % p.a.	- 12,6	- 12,6	- 12,6	-	-	-
Qualitätsveränderung in % p.a.	+ 5,1	+ 5,1	+ 5,1	-	-	-

Das homogenere Teilsample für Solo-Kompakt-Geräte zeigt qualitätsbereinigt wesentlich kräftigere Preisrückgänge (Tabelle 55) und dementsprechend auch größere Qualitätsänderungen. Die hier ermittelte Fortschrittsrate in Höhe von 5 % kann als Annäherung an die wahre Rate des Qualitätsfortschritts bei Mikrowellengeräten interpretiert werden.

Eine Ergänzung der erklärenden Größen um ein Zeitpolynom höherer Ordnung erwies sich als statistisch nicht signifikant. Auch die Zeit-Dummy-Methode ergab keine wesentlich abweichenden Ergebnisse. Insgesamt spricht wenig dagegen, daß die durchschnittliche, qualitätsbereinigte Veränderungsrate der Preise für Mikrowellengeräte auch als gute Approximation für einzelne Perioden angesehen werden kann.

Schaubild 24: Einfuhr und Ausfuhr von Mikrowellengeräten



Nun sind diese Schätzungen nicht angestellt worden, um Qualitätsfortschritte bei Mikrowellengeräten näher zu beleuchten, sondern zur Abschätzung des Meßfehlers durch die Vernachlässigung der Mikrowellen im Preisindex der Lebenshaltung. Neben einer Preisreihe werden dafür möglichst jährliche Ausgabenanteile für Mikrowellengeräte und Elektroherde benötigt. Solche Angaben liegen im Rahmen der amtlichen Statistik nicht vor. Es mußte deshalb auf eine konstruierte Reihe zurückgegriffen werden.

Im Preisindex der Lebenshaltung betrug 1991 das relative Gewicht der Mikrowellengeräte in der Position „Herde und Backöfen mit elektrischer Beheizung“ rund ein Drittel. Die größte Marktbedeutung hatten Mikrowellenherde - nimmt man die Entwicklung von Ein- und Ausfuhr zum Maßstab (Schaubild 24) - 1988 und 1989. Für diese Jahre wird das relative Wertgewicht der Mikrowellengeräte in diesem Teilindex daher mehr oder weniger willkürlich auf 0,5 gesetzt. Da die Warentests nur bis 1982 zurück ausgewertet wurden, bleibt die Phase der Markteinführung unberücksichtigt. Für 1980 wird der Marktanteil der Mikrowellenherde auf 0,05 gesetzt. Für die Zeit nach der größten Umsatzbedeutung wird ein stetiger Rückgang des relativen Gewichts bis 1995 auf ein Viertel angenommen.

Die (qualitätsbereinigte) Meßziffer für Mikrowellengeräte wurde unter der Annahme eines konstanten Preisrückgangs von 7,5 % pro Jahr konstruiert, entsprechend der hedonischen

Schätzung für das gesamte Sample. Durch diese äußerst konservative Setzung wird der Meßfehler mit großer Wahrscheinlichkeit unterschätzt. Nach den Ergebnissen der hedonischen Schätzungen ist es wahrscheinlicher, daß der wahre qualitätsbereinigte Preisrückgang bei rund 12 % pro Jahr lag.

In der Tabelle 56 werden die Annahmen der Modellrechnung für die einzelnen Jahre nochmals abgebildet. Zunächst ist ein Laspeyres-Index mit den Ausgabenanteilen aus dem Jahr 1982 berechnet und der Entwicklung der Meßzahl für Elektroherde aus dem Preisindex für die Lebenshaltung gegenübergestellt worden. Wie nach den Überlegungen im Abschnitt V.1 zu erwarten war, kommt es anfangs zu größeren, später aber nur noch zu kleineren Abweichungen von der Meßzahl.

Ganz anders sieht es bei den beiden anderen Indexformen aus. Der Paasche-Index liegt 1995 - dem Jahr, als die Mikrowellengeräte erstmals bei der aktuellen Inflationsmessung verwendet wurden - um 36 Prozentpunkte unter der Teilindex aus der Lebenshaltung, der Fisher-Index - das geometrisches Mittel des Laspeyres- und des Paasche-Index - um 22 Prozentpunkte unter dem Indexstand aus der Preisstatistik.<sup>1</sup> Zwar sind die jährlichen Veränderungsdaten des Fisher-Index gegenüber der jeweiligen Vorperiode streng genommen wenig aussagekräftig, für eine Lokalisierung der größten Abweichungen sind sie aber dennoch sinnvoll anzuwenden. Der Spitzenwert wird danach im Jahr der größten Umsatzbedeutung 1988 mit beinahe 5 Prozentpunkten erreicht; im Durchschnitt betrug die Abweichung 1,9 Prozentpunkte. Alles in allem ist dies eine sehr vorsichtige Abschätzung des „Fehlers“ durch die verspätete Berücksichtigung von Mikrowellengeräten.

---

<sup>1</sup> Es handelt sich hierbei um echte Indizes mit dem Basisjahr 1982 und nicht etwa um verkettete Indizes. Bei diesen tritt wegen der zunächst steigenden, dann aber wieder fallenden Umsatzbedeutung der Mikrowellengeräte das typische Problem des Driftens auf, so daß die Kettenindizes nicht sinnvoll interpretiert werden könnten.



Tabelle 56: Modellrechnung zum Meßfehler durch die verspätete Berücksichtigung von Mikrowellengeräten

	Preisstatistik		Annahmen		Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %			
	Meßzahl für Elektroherde	Anteil Elektroherd	Meßzahl Mikrowelle	Anteil Mikrowelle	Meßzahl Laspeyres-Index	Paasche-Index	Fisher-Index	Fisher-Index
1982	100,0	0,95	100	0,05	2,2	1,8	1,3	1,5
1983	102,2	0,91	93	0,09	0,9	0,5	-1,2	-0,4
1984	103,1	0,85	86	0,15	0,3	0,0	-3,1	-1,6
1985	103,5	0,78	79	0,22	0,6	0,3	-4,6	-2,2
1986	104,1	0,70	73	0,30	0,3	0,0	-7,1	-3,6
1987	104,4	0,60	68	0,40	0,1	-0,1	-8,7	-4,5
1988	104,5	0,50	63	0,50	1,0	0,7	-4,5	-1,9
1989	105,6	0,50	58	0,50	1,5	1,3	2,3	1,8
1990	107,2	0,60	54	0,40	3,5	3,2	2,9	3,0
1991	110,9	0,67	50	0,33	6,5	6,1	0,7	3,4
1992	118,0	0,69	46	0,31	0,8	0,7	-1,5	-0,4
1993	119,0	0,71	42	0,29	0,5	0,3	-1,4	-0,5
1994	119,6	0,73	39	0,27	0,1	0,0	-1,3	-0,6
1995	119,8	0,75	36	0,25				
	Preisindizes für „Herde und Backöfen mit elektrischer Beheizung“				Abweichung der Indizes gegenüber der Meßzahl in Prozentpunkten			
	Preisstatistik	Laspeyres-Index	Paasche-Index	Fisher-Index	Meßzahl Laspeyres-Index	Paasche-Index	Fisher-Index	Fisher-Index
1982	100,0	100,0	100	100,0	-	-	-	-
1983	102,2	101,8	101,3	101,5	0,5	0,9	0,7	0,7
1984	103,1	102,2	100,0	101,1	0,4	2,1	1,2	1,2
1985	103,5	102,2	96,9	99,5	0,3	3,6	1,9	1,9
1986	104,1	102,6	92,4	97,4	0,3	5,5	2,9	2,9
1987	104,4	102,6	85,8	93,8	0,3	8,0	4,1	4,1
1988	104,5	102,4	78,3	89,6	0,3	9,7	4,9	4,9
1989	105,6	103,2	74,8	87,9	0,3	5,7	3,0	3,0
1990	107,2	104,5	76,6	89,4	0,3	-0,8	-0,3	-0,3
1991	110,9	107,8	78,7	92,1	0,3	0,6	0,4	0,4
1992	118,0	114,4	79,3	95,3	0,3	5,7	3,0	3,0
1993	119,0	115,2	78,1	94,9	0,2	2,4	1,3	1,3
1994	119,6	115,6	77,0	94,4	0,1	1,9	1,0	1,0
1995	119,8	115,6	76,0	93,8	0,1	1,4	0,8	0,8

#### 4. Hochrechnung des „Fehlers“ bei neuen Produkten

„As the preceding discussion should make clear, the scientific basis for making a judgement about the magnitude of the new-items effect is particularly thin.“  
Shapiro/Wilcox (1996)

Die prinzipiellen Überlegungen zu den Meßproblemen beim Auftreten neuer Güter und die Untersuchungen zu dem Meßfehler bei Mikrowellengeräten dürften deutlich gemacht haben, daß die sachgemäße Beachtung neuer Güter bei die Inflationsmessung kein triviales Problem ist. Dabei greifen verschiedene Aspekte ineinander:

- Wenn neue Güter nicht in die Inflationsmessung einbezogen werden, wird der Preisanstieg systematisch zu hoch ausgewiesen, weil sowohl der Gewinn durch die Neuheit selbst wie auch die späteren relativen Preissenkungen nicht berücksichtigt werden.
- Wenn neue Güter frühzeitig im Rahmen eines Laspeyres-Index einbezogen werden, geht ihre Preisentwicklung zwar in den Index ein, aber ihr relatives Gewicht sinkt wegen ihrer besonderen Preistendenz, so daß es hier zu einem Meßfehler wegen des SUBSTITUTIONSPROBLEMS kommt.
- Nach ihrer Markteinführung erfahren neue Güter vielfach Modifikationen, besonders wenn neue Käuferschichten erschlossen werden sollen. Selbst wenn Neuheiten daher in einer Indexformel mit flexibler Gewichtung vertreten wären, würde sich das PROBLEM DER QUALITÄTSBEREINIGUNG in besonders intensiver Form stellen. Hinzu kommt, daß die Preisstatistik große Probleme mit Qualitätsverbesserungen bei absolut sinkenden Preisen hat.

Der „Fehler“ aufgrund von nicht oder zu spät erfaßten „neuen“ Gütern ist daher im Zusammenhang mit dem Substitutionsproblem und den Problemen der Qualitätsbereinigung zu sehen. Je früher Produktneuheiten in einen Warenkorb aufgenommen werden, desto geringer wird zwar der systematische Meßfehler bei Vernachlässigung „neuer“ Güter sein, desto größer aber auch die systematischen „Fehler“ aus dem Substitutionsproblem und der Qualitätsbereinigung.

Weil es äußerst mühsam wäre, den Meßfehler durch die Vernachlässigung neuer Güter im einzelnen zu belegen, belassen es die meisten Forscher generell bei Gedankenexperimenten und einfachen Plausibilitätsrechnungen, die sich auf die abweichende Preistendenz beschränken und die Einführungsgewinne außen vor lassen. Gefragt wird typischerweise danach, wel-

che Ausgabengruppen besonders anfällig für das Auftreten neuer Produkte sind.<sup>1</sup> Dazu gerechnet werden vielfach elektrische Haushaltsgeräte, elektronische Spiele sowie Telekommunikations-, Computer-, Audio- und Video-Ausrüstungen. Manche Autoren, besonders in den USA, nennen auch Waren für die Gesundheitsversorgung. Wieder andere weisen darauf hin, daß neue Produkte fortlaufend in allen Bereichen des Lebens auftauchen, etwa bei Lebensmitteln. Deshalb komme es nicht auf die Neuheit generell an, sondern ob die neuen Güter dem typischen Preistrend folgten und ob sie schnell Marktanteile gewinnen. Bei neuen Produkten des Ernährungsgewerbes könnte man zwar zunächst vermuten, sie zeigten nicht diesen besonderen Preistrend; andererseits haben sich früher exotisch anmutende Früchte und Gemüsesorten erst nach einer relativen Verbilligung am Markt durchsetzen können. Die meisten Vermutungen gehen trotzdem dahin, daß sich die besonderen Preistrends auf vergleichsweise wenige Produkte konzentrieren; andere neue Waren und Dienstleistungen zeigen nach ihrer Markteinführung kaum eine abweichende Teuerung.

Bei den Plausibilitätsrechnungen werden die geschätzten Ausgabenanteile „neuer“ Güter zusammengezählt und dann ein von den etablierten Gütern abweichender Preistrend unterstellt. Dabei wird die (durchschnittliche) relative Preisveränderung für die nicht berücksichtigten neuen Güter dem absoluten Betrag nach um so kleiner anzusetzen sein, je breiter der Bereich neuer Waren angesetzt wird. Schließlich wird ein einfacher Vergleich über ein Jahr hinweg angestellt, indem der Teilindex für alte Güter auf 100 und der für neue Güter beispielsweise auf 95 (bei einem relativen Preisrückgang von 5 %) gesetzt wird.<sup>2</sup> Werden 1 % des Budgets für Neuheiten verwendet, ergibt sich ein systematischer Fehler von 0,05 Prozentpunkten („wahrer“ Indexstand:  $100 \cdot 0,99 + 95 \cdot 0,01 = 99,95$ ).<sup>3</sup>

Sehr schwierig ist die Abschätzung des relevanten Ausgabenanteils und des entsprechenden Preisrückgangs. Mikrowellengeräte dürften in der Zeit ihrer größten Marktbedeutung einen Anteil von rund 0,1 % gehabt haben; nur wenn es mindestens zehn solcher Güter gegeben hätte, wäre der Anteil neuer Güter demnach insgesamt größer als 1 % gewesen. Bei den genannten Mikrowellenherden betrug der relative Preisrückgang mindestens 10 % pro Jahr; könnte man auch dies verallgemeinern, würde der systematische Fehler jährlich ein Zehntel erreichen. Beschränkt man sich auf die Ausgaben für High-Tech Produkte (ohne Kraftfahr-

---

<sup>1</sup> Siehe beispielsweise Crawford (1993), Lebow/Roberts/Stockton (1994), Congressional Budget Office (1994).

<sup>2</sup> Die Advisory Commission To Study The Consumer Price Index (1996) hingegen schätzt den „New Product Bias“ im Zusammenhang mit dem Quality Change Bias getrennt für einzelne Produktgruppen, wobei sie, soweit vorhanden, auf die Ergebnisse detaillierter Studien für einzelne Produkte zurückgreift.

<sup>3</sup> Ähnliche Rechnungen stellen Fortin (1990) sowie Cunningham (1996) vor.

**Tabelle 57: Größenordnung des „Fehlers“ bei neuen Produkten  
(in Prozentpunkten)**

relative Preis- änderung (in % p.a.)	Ausgabenanteil neuer Güter (in %)				
	0,1	0,2	0,5	1,0	2,0
-20	0,02	0,04	0,10	0,20	0,40
-15	0,02	0,03	0,08	0,15	0,30
-10	0,01	0,02	0,05	0,10	0,20
-5	0,00	0,01	0,03	0,05	0,10
-1	0,00	0,00	0,00	0,01	0,02

zeuge) mit ihrer typischen Preisentwicklung, fiel es schwer, auch nur einen Ausgabenanteil von 1 % für neue Produkte zusammenzubekommen. Nimmt man hingegen Nahrungsmittel und diverse Verbrauchsgüter für die Gesundheits- und Körperpflege sowie Sportartikel hinzu, dann wäre auch ein Anteil von 2 % oder mehr nicht auszuschließen. Nur müßte man dann vermutlich die Annahme über die relative Preisentwicklung auf vielleicht - 5 % zurücknehmen, so daß das Ergebnis insgesamt unverändert bei einem Zehntel stünde. Der Qualitätsbias dürfte zudem bei einem „jungen“ Gewichtungsschema, wenn erst wenige neue Güter seit der Festlegung des Warenkorbs aufgetreten sind, eher kleiner sein. Insgesamt scheint der „Bias“ aufgrund neuer Güter demnach zwar für einzelne Produktgruppen wichtig zu sein, er dürfte für sich genommen aber keine makroökonomisch bedeutsame Größenordnung erreichen.

## V. Der „Outlet Substitution Bias“

### 1. Veränderungen der Handelsstruktur und ihre Konsequenzen für die Preisstatistik

Selbst ihrer Beschaffenheit nach im strengen Sinn homogene Güter werden auf der Einzelhandelsebene nicht zu einheitlichen Preisen verkauft. Beispielsweise sind in einem Stadtzentrum Waren wegen der höheren Ladenmieten typischerweise teurer als an der Peripherie einer Agglomeration. Andere, für die Inflationsmessung wichtigere Preisunterschiede finden sich zwischen Geschäften verschiedenen Typs. Moderne Discounter bieten Waren regelmäßig über das gesamte Produktspektrum preiswerter an als klassische Einzelhandelsgeschäfte. Ähnliches gilt für Fachmärkte - wie zum Beispiel Baumärkte - im Vergleich zu Fachgeschäften älteren Typs. Zudem gibt es Hinweise darauf, daß der Preistrend bei den neueren Vertriebsformen insgesamt etwas günstiger ausfällt als bei den traditionellen Einzelhandelsgeschäften. Ähnlich wie bei Veränderungen relativer Preise zwischen einzelnen Gütern substituiert wird, nehmen die Konsumenten oft die neueren preiswerteren Einkaufsmöglichkeiten wahr. Dann verschieben sich die Marktanteile hin zu den Anbietern mit einem günstigeren Preis-Leistungsverhältnis. Es stellt sich daher die Frage, wie solche Veränderungen in der Handelsstruktur bei der Inflationsmessung zu berücksichtigen sind.

Ähnliche Probleme wie bei Änderungen der Handelsstruktur stellen sich bei RABATTEN, SONDERANGEBOTEN und anderen PREISNACHLÄSSEN. Nach den Anweisungen des Statistischen Bundesamts sollen die Preisermittler zwar Sonderangebote von regulärer Ware bei der Preiserhebung durchaus berücksichtigen<sup>1</sup>; Preise aus Ausverkaufs-, Schlußverkaufs- und Räumungsaktionen sind aber auszuschließen, ebenso Sonderangebote für Ausschußware. Besondere Schwierigkeiten stellen sich der Preisstatistik bei Preisnachlässen, die nur auf Nachfrage oder nach individuellen Verhandlungen gewährt werden. Ein gern genanntes Beispiel hierfür sind Sonderkonditionen beim Kauf von Kraftfahrzeugen. Da die Preisermittler kaum um Preise feilschen können, sind sie auf Listenangaben angewiesen. Je nach konjunktureller Lage werden die Händler aber bereit sein, von den genannten Preisen nach unten abzuweichen.

Dies könnte vor allem den AUSWEIS DER TEUERUNG IM KONJUNKTURZYKLUS beeinflussen. Bei schwachem Absatz werden Unternehmen eher geneigt sein, Preisnachlässe zu gewähren, während bei einer kräftigen Nachfrage üblicherweise der normale Preis ver-

---

<sup>1</sup> Statistisches Bundesamt (1990).

langt wird. Demnach würde die Teuerung im Übergang zur Hochkonjunktur zu niedrig und in rezessiven Phasen zu hoch ausgewiesen. Ob über den Konjunkturzyklus hinaus ein systematischer Fehler entsteht, hängt davon ab, ob sich die Neigung zur Rabattgewährung insgesamt verändert. Dem wird man ohne Zugriff auf (vertrauliche) Unternehmensdaten allerdings kaum auf die Spur kommen.

Nach dem STRENGEN LASPEYRES-PRINZIP (s. S. 4) soll die Preisstatistik nur die „reine“ Teuerung ausweisen. Auf der Vertriebsstufe bedeutet dies, daß nur die Preise für eine feste Auswahl von Geschäften - die in der Ausgangsperiode repräsentativ gewesen sind - erfaßt werden sollen. Die Marktanteilsverschiebungen im Handel gehen dann an der Preisstatistik vorbei. Nach dem MODIFIZIERTEN LASPEYRES-PRINZIP sind neue Geschäfte zwar zu berücksichtigen, wenn sie alte Geschäfte verdrängen, der Preissprung im Übergang wäre aber als Entgelt für den Qualitätsunterschied herauszurechnen. Immerhin würde so in der Folgezeit der möglicherweise günstigere Preistrend moderner Vertriebsformen in die gesamtwirtschaftliche Inflationsrate einfließen.

Für die Erstellung des PREISINDEX DER LEBENSHALTUNG werden in Deutschland zwar neben Preisen in traditionellen Einzelhandelsgeschäften auch solche in Supermärkten und Discountern erfaßt, jedoch werden aus den einzelnen Meldungen UNGEWICHTETE DURCHSCHNITTE errechnet (s. S. 34 f.). Das bedeutet aber, daß die Preisveränderungen in absatzschwachen Geschäften mit einem größeren Gewicht in die Inflationsrate eingehen als die Teuerung in den größeren Geschäften, sofern die Preise in letzteren niedriger liegen. Dies ist eine Folge der impliziten Gewichtung der Preisveränderungen mit den Preisen der Basisperiode (s. S. 27). Die Absatzbedeutung der verschiedenen Geschäftstypen und ihre Änderung finden deshalb direkt keinen Niederschlag in der Preisstatistik.

Ursprünglich sollten die Berichtsstellen zwar so ausgewählt werden, daß die verschiedenen Geschäftstypen ihrer Absatzbedeutung entsprechend in der Menge der Berichtsstellen vertreten sind. Dann wäre der Durchschnitt der Preise als selbstgewogen anzusehen. Eine systematische Auswahl der Berichtsstellen nach der Marktbedeutung der verschiedenen Geschäftstypen hat jedoch schon längere Zeit nicht mehr stattgefunden, und das Statistische Bundesamt verfügt zur Zeit auch nicht über hinreichende Informationen, ob die Auswahl der Berichtsstellen noch repräsentativ ist.

Die Preisermittler halten normalerweise so lange wie möglich an einmal ausgewählten Geschäften fest. Marktanteilsverschiebungen führen also nicht zu einer anderen Zusammensetzung der Stichprobe. Mehr noch, scheidet eine Berichtsstelle im Lauf der Zeit wegen Unrentabilität aus dem Markt aus, wählen die Preisermittler häufig ein möglichst ähnliches

Geschäft und wechseln beispielsweise nicht etwa zu dem Discounter, der die Marktanteile des alten Einzelhandelsgeschäfts übernommen hat. Wenn der Wechsel auf ein ähnliches Geschäft nicht möglich ist, dann soll der Preisunterschied zwischen der alten und der neuen Berichtsstelle vollständig als Qualitätsdifferenz ausgeschaltet werden. Die Verdrängung der traditionellen Einzelhandelsgeschäfte durch neue Vertriebsformen mit einem überlegenen Preis-Leistungsverhältnis und die möglicherweise günstigere Preisentwicklung bei neueren Anbietern werden daher kaum angemessen berücksichtigt. Dadurch dürfte es in der deutschen Preisstatistik zu einer ÜBERREPRÄSENTATION VON TEUREN GESCHÄFTEN MIT EINEM UNGÜNSTIGEN PREISTREND und einer Unterrepräsentation von preiswerten Geschäften mit einer vorteilhafteren Preisentwicklung kommen.

Ohne eine Veränderung relativer Preise zeigen allerdings weder der Laspeyres- noch der Paasche-Index (und auch nicht superlative Indizes wie etwa der Fisher- oder der Törnqvist-Index) eine verminderte Teuerung infolge der Marktanteilsverschiebungen an, obwohl der Durchschnittspreis gesunken ist.

Idealerweise würden verschiedene Geschäftstypen in einem Preisindex wie unterschiedliche Güter berücksichtigt.<sup>1</sup> Ein Gut werde beispielsweise in zwei Geschäften a und b verkauft. Ein LASPEYRES-PREISINDEX für dieses Gut wäre dann:

$$(62) \quad P_L^{t,0} = \frac{p_a^t x_a^0 + p_b^t x_b^0}{p_a^0 x_a^0 + p_b^0 x_b^0} \quad \text{mit} \quad x_b = 1 - x_a$$

wobei  $x_a$  und  $x_b$  die entsprechenden Marktanteile bezeichnen, und ein PAASCHE-PREISINDEX:

$$(63) \quad P_P^{t,0} = \frac{p_a^t x_a^t + p_b^t x_b^t}{p_a^0 x_a^t + p_b^0 x_b^t}$$

Ebenso können der Preismessung superlative Indexformeln zugrundegelegt werden.

Die Teuerung in den Geschäften a bzw. b kann man folgendermaßen aufschreiben:

$$(64) \quad p_a^t = (1 + \pi_a^{t,0}) p_a^0 \quad \text{bzw.} \quad p_b^t = (1 + \pi_b^{t,0}) p_b^0$$

$\pi$  gibt dabei die geschäftsspezifische Preissteigerungsrate an. Nun sei Geschäft a preiswerter als Geschäft b:

$$(65) \quad p_a^0 < p_b^0$$

---

<sup>1</sup> Die folgende Diskussion lehnt sich eng an Cunningham (1996) an.

und gewinne deshalb Marktanteile auf Kosten von b:

$$(66) \quad x_a^t = (1 + \xi)x_a^0 \quad \text{bzw.} \quad x_b^t = (1 - x_a^t) = 1 - x_a^0 - \xi x_a^0 = x_b^0 - \xi x_a^0$$

mit  $0 < \xi < \frac{1 - x_a^0}{x_a^0}$ .

Bei identischen Preisveränderungsraten von Null würde dann der Durchschnittspreis sinken:

$$(67) \quad P_D^{t,0} = \frac{p_a^t x_a^t + p_b^t x_b^t}{p_a^0 x_a^0 + p_b^0 x_b^0} = \frac{p_a^0 x_a^t + p_b^0 x_b^t}{p_a^0 x_a^0 + p_b^0 x_b^0} = 1 + \frac{\xi x_a^0 (p_a^0 - p_b^0)}{p_a^0 x_a^0 + p_b^0 x_b^0} < 1$$

Bei einer Teuerung größer als Null fiel die Veränderung des Durchschnittspreises niedriger als nach dem Preissteigerungsfaktor  $\pi$  aus.

Einsetzen der Preisveränderungsraten in einen Laspeyres-Index ergibt:

$$(68) \quad P_L^{t,0} = \frac{(1 + \pi_a^{t,0})p_a^0 x_a^0 + (1 + \pi_b^{t,0})p_b^0 x_b^0}{p_a^0 x_a^0 + p_b^0 x_b^0}$$

Unterstellt man wieder eine identische Teuerung in den beiden Geschäften, folgt sofort:

$$(69) \quad P_L^{t,0} = \frac{(1 + \pi^{t,0})p_a^0 x_a^0 + (1 + \pi^{t,0})p_b^0 x_b^0}{p_a^0 x_a^0 + p_b^0 x_b^0} = (1 + \pi^{t,0})$$

Das gleiche gilt auch für einen Paasche-Index:

$$(70) \quad P_P^{t,0} = \frac{(1 + \pi^{t,0})p_a^0 (1 + \xi)x_a^0 + (1 + \pi^{t,0})p_b^0 (x_b^0 - \xi x_a^0)}{p_a^0 (1 + \xi)x_a^0 + p_b^0 (x_b^0 - \xi x_a^0)} = (1 + \pi^{t,0})$$

Demnach könnte aus einer abweichenden Entwicklung der Durchschnittspreise von dem Preisindex nicht ohne weiteres auf einen „Fehler“ der Preisstatistik geschlossen werden.

Dieses auf den ersten Blick überraschende Ergebnis folgt direkt aus der Unterstellung, daß sich die MÄRKTE IM GLEICHGEWICHT befinden; Preisunterschiede zwischen Geschäften verschiedenen Typs entsprechen dann Qualitätsunterschieden bei den Geschäften selbst. Abweichungen zwischen Durchschnittspreisen und Preisindizes können dann nur durch Einkommenseffekte erklärt werden; bei vorübergehend sinkenden Realeinkommen beispielsweise werden die Haushalte auf preiswertere Einkaufsquellen ausweichen und einen schlechteren Service oder eine geringere Warenauswahl in Kauf nehmen. Eine so verursachte Bewegung der Durchschnittspreise zeigt aber keine verminderte Teuerung an.

Die Frage ist aber, ob man mit der Gleichgewichtsannahme dem Phänomen des kontinuierlichen Strukturwandels im Handel gerecht wird. Konsumenten kaufen in neuen, preis-



weiteren Geschäften nur dann ein, wenn sie mit vertretbaren Kosten erreicht werden können; neue Geschäfte werden wegen des Fixkostenproblems erst dann eröffnet, wenn hinreichende Marktchancen bestehen. Zudem behindern vielfach Regulierungen auf kommunaler Ebene den Marktzutritt von neuen Geschäften. Neue Vertriebsformen verdrängen die alten Einzelhandelsgeschäfte daher nur langsam. Für die Konsumenten an einem bestimmten Ort ist die Eröffnung eines neuen Geschäfts mit einem überlegenen Preis-Leistungsangebot daher ähnlich wie eine Produktinnovation zu bewerten.<sup>1</sup> Die Neueröffnung eines Geschäfts schafft neue Einkaufsmöglichkeiten, und die Konsumenten werden nur dann zu dem neuen Anbieter wechseln, wenn dies für sie vorteilhaft ist. Die Berechnung von Preisindizes in der oben dargestellten Form führt demnach in die Irre, und die Veränderung der Durchschnittspreise gibt in der Tendenz häufig ein sinnvolleres Ergebnis an als die Preisindizes.<sup>2</sup> Dabei ist zwar zu beachten, daß die neuen Niedrigpreisanbieter oft weniger Service bieten und häufig auch ungünstiger gelegen sind;<sup>3</sup> die langfristigen Veränderungen der Marktanteile zeigen aber, daß die Konsumenten die neuen Anbieter präferieren.<sup>4</sup>

In Anlehnung an Shapiro/Wilcox (1996) scheint deshalb folgende (unvollständige) FALLUNTERSCHIEDUNG sinnvoll zu sein:<sup>5</sup>

- a) Ein neuer Anbieter mit einem verbesserten Preis-Leistungs-Verhältnis kommt auf den Markt. Wegen unvollkommener Information<sup>6</sup> und wegen der Transaktionskosten wechselt nur ein Teil der Kunden zu dem preisgünstigeren Geschäft, so daß für die übrigen Geschäfte kein Anlaß besteht, die Preise wesentlich nach unten anzupassen. Also bleibt der Preisrückgang bei einer Inflationsmessung, die sich nur auf die alten Anbieter stützt, unberücksichtigt.
- b) Wie Fall a), nur mit vollkommener Information und Transaktionskosten von Null. Dann passen alle Konkurrenten sofort ihre Preise nach unten an. Da die Berichtsstellen in der Menge der alten Anbieter enthalten sind, wird die entsprechende Preisbewegung richtig erfaßt.

---

<sup>1</sup> Oulton (1995).

<sup>2</sup> Siehe auch Silver (1989) zu dem verwandten Problem paralleler Märkte.

<sup>3</sup> Crawford (1993).

<sup>4</sup> Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (1996).

<sup>5</sup> Für eine ähnliche Fallunterscheidung siehe auch Fixler (1993).

<sup>6</sup> Zu den Problemen der Inflationsmessung bei unvollkommener Information der Konsumenten siehe auch Anglin/Baye (1987).

- c) Ein neues Geschäft verlangt niedrigere Preise, bietet aber auch weniger Service. Insgesamt soll das Preis-Leistungsverhältnis ähnlich gut wie bei den alten Anbietern sein. Bei homogenen Präferenzen der Konsumenten und perfekter Information und Transaktionskosten von Null gibt die Preisstatistik mit ihrer Orientierung an den alten Geschäften dann ein richtiges Ergebnis für die Inflationsrate an.
- d) Wie Fall c), aber bei heterogenen Präferenzen der Konsumenten. Eine neue Preis-Leistungskombination schafft dann zusätzliche Konsumentenrente, die bei der Berechnung des Verbraucherpreisindex unberücksichtigt bleibt.
- e) Wie Fall c), nur folgen die alten Anbieter dem Beispiels des neuen Konkurrenten und senken den Preis bei verminderter Qualität. Der Preisrückgang wird dann im Normalfall bei der Inflationsmessung ohne Korrektur für den Qualitätsrückgang erfaßt; es entsteht also ein negativer „Bias“.

Von diesen fünf Fällen dürften vor allem a und d empirisch relevant sein. Eine Orientierung an Durchschnittspreisen kann dann nützlich sein, wenn die Preise in den neuen Geschäften niedriger liegen; bei verbessertem Service zu unveränderten oder gar steigenden Preisen würde allerdings auch sie nicht helfen.

## 2. Fallstudie Nr. 6: Veränderung von Durchschnittspreisen und Preismeßzahlen für ausgewählte Güter

Anders als die „Fehler“ wegen der Vernachlässigung der Substitution und der neuen Güter und Modelle ist der „Outlet Substitution Bias“ als Problem der Inflationsmessung erst in jüngster Zeit populär geworden. In einer vielzitierten Studie für die USA hat Reinsdorf (1993) die Entwicklung der Durchschnittspreise für Lebensmittel und Kraftstoffe zwischen 1980 und 1989 mit den entsprechenden Teilindizes aus dem Preisindex der Lebenshaltung verglichen und eine Abweichung von 2 Prozentpunkten pro Jahr für Lebensmittel und von beinahe 1 Prozentpunkt für Kraftstoffe errechnet. Hochgerechnet auf den gesamten Warenkorb wäre demnach für die USA ein „Outlet Substitution Bias“ von mehr als 0,1 Prozentpunkten pro Jahr nicht unwahrscheinlich gewesen.<sup>1</sup> Später stellte sich dann allerdings heraus, daß ein großer Teil dieser Abweichungen nicht eine Folge der Vernachlässigung neuerer Entwicklungen im Handel war, sondern die unbeabsichtigte Nebenwirkung einer problematischen Methode zur Aggregation von Preisen auf der Mikroebene (s. S. 28 f.).<sup>2</sup>

In Deutschland findet diese Methode keine Anwendung (s. S. 26 f.). Ein Vergleich der Art, wie er von Reinsdorf angestellt wurde, wäre demnach für Deutschland eine geeignete Methode zum Aufspüren des „Outlet Substitution Bias“.<sup>3</sup> Dabei stellen sich allerdings eine Reihe von Problemen, die im wesentlichen damit zusammenhängen, daß sich Durchschnittswerte von einer Periode zur nächsten nicht nur in Folge steigender oder fallender Preise ändern, sondern auch bei einer anderen ZUSAMMENSETZUNG DES VERBRAUCHS.<sup>4</sup> Wenn beispielsweise die Haushalte in Zeiten stagnierender Realeinkommen und steigender Arbeitslosigkeit auf preiswertere, aber qualitativ schlechtere Produkte ausweichen, würden die Durchschnittswerte eine Verbilligung anzeigen, die nicht stattgefunden hat. Das gleiche würde gelten, wenn die Haushalte preiswerte Geschäfte mit einem schlechteren Service wählen. Eine Gegenüberstellung von Durchschnittswerten und Preisindex sollte sich deshalb zumindest über einen vollständigen Konjunkturzyklus erstrecken. Trotzdem wäre eine so gewonnene Größe im Regelfall als Obergrenze dieses „Fehlers“ an-

---

<sup>1</sup> Lebow/Roberts/Stockton (1994).

<sup>2</sup> Reinsdorf (1994).

<sup>3</sup> Auch Diewert (1995) empfiehlt diese Methode.

<sup>4</sup> Zu den Vorteilen und den Nachteilen der Verwendung von Durchschnittswerten für Kontrollrechnungen zur Preisstatistik siehe auch Gordon (1990).

zusehen; davon wären die Qualitätsdifferenzen zwischen den verschiedenen Geschäftstypen in Abschlag zu bringen.

Anders als bei der Untersuchung von Reinsdorf werden in der folgenden Gegenüberstellung keine Angaben aus der Preisstatistik, sondern DURCHSCHNITTSWERTE AUS DEN schon genannten LAUFENDEN WIRTSCHAFTSRECHNUNGEN verwendet.<sup>1</sup> Im Standardprogramm wird dort zwar eigentlich über die Einnahmen und Ausgaben ausgewählter privater Haushalte berichtet. Für einige Nahrungsmittel aber schreiben die befragten Haushalte auch Mengenangaben auf, so daß Durchschnittswerte errechnet werden können. Wie bei den experimentellen Preisindizes beschränkt sich die folgende Darstellung im wesentlichen auf den Zeitraum ab 1986, so daß näherungsweise ein vollständiger Konjunkturzyklus abgebildet werden kann. Einzelne Angaben liegen jedoch schon ab 1980 vor. Der Zeitraum von 1986 bis 1996 ist dann nochmals in zwei Fünfjahresabschnitte aufgeteilt worden, von denen der erste einer Hochkonjunkturphase entspricht und der zweite eine wirtschaftliche Schwächeperiode abdeckt.

Die Veränderung der jährlichen Durchschnittswerte entspricht der Veränderung der durchschnittlichen, mit den Verkaufsmengen  $x_i^{t,m}$  gewichteten monatlichen Preise  $p_i^{t,m}$ :

$$(71) \quad \bar{P}_{D,i}^{t,0} = \frac{\sum_m a_i^{t,m}}{\sum_m x_i^{t,m}} = \frac{\sum_m a_i^{t,m} x_i^{t,m}}{\sum_m x_i^{t,m} \sum_m x_i^{t,m}} = \frac{\sum_m p_i^{t,m} x_i^{t,m}}{\sum_m x_i^{t,m}}$$

$$\frac{\sum_m a_i^{0,m}}{\sum_m x_i^{0,m}} = \frac{\sum_m a_i^{0,m} x_i^{0,m}}{\sum_m x_i^{0,m} \sum_m x_i^{0,m}} = \frac{\sum_m p_i^{0,m} x_i^{0,m}}{\sum_m x_i^{0,m}}$$

Denen werden ungewichtete Mittel von monatlichen Indexwerten gegenübergestellt:

$$(72) \quad P_{LH,i}^{t,0} = \frac{\sum_m P_{LH,i}^{t,0,m}}{12}$$

Diese beiden Maße könnten also bereits auseinanderlaufen, wenn es unterjährige zeitliche Substitution infolge saisonaler Preisschwankungen gibt und diese sich über die Jahre hinweg wesentlich verändern würde. Alternativrechnungen mit dem Jahresmittel von monatlichen Durchschnitten ergaben aber keine wesentlich anderen Ergebnisse

In Tabelle 58 werden für jedes Gut zunächst die Entwicklung der jährlichen Durchschnittswerte für die drei Haushaltstypen (H1, H2, H3) sowie für das Mittel der ausgewählten Haushalte (D) abgebildet. Dann folgt die Entwicklung der entsprechenden Teilindizes

<sup>1</sup> Zu den Laufenden Wirtschaftsrechnungen siehe S. 36.

aus dem Preisindex für die Lebenshaltung (LHI für Teilindizes, LHP für Preisrepräsentanten). Schließlich wird die Abweichung der Veränderung des Teilindex von den Durchschnittswerten errechnet (BH1, BH2, BH3, BD).

Insgesamt sind solche Rechnungen für 33 Lebensmittel angestellt worden. Bei vielen dieser Güter stellte sich aber heraus, daß die Durchschnittswerte schneller gestiegen sind als die entsprechenden Indexwerte in der Preisstatistik. Dies gilt vor allem für Produkte mit großen Qualitäts- und Preisunterschieden, die in der Preisstatistik oder in den Laufenden Wirtschaftsrechnungen nicht sehr eng abgegrenzt sind, wie zum Beispiel Rind- oder Schweinefleisch. Unter der Annahme, daß es den Preisermittlern zuverlässig gelingt, Preise für Güter konstanter Qualität zu ermitteln, zeigen die gegenüber dem für eine konstante Produktqualität berechneten Preisindex stärker ansteigenden Durchschnittswerte eine veränderte Zusammensetzung der Nachfrage an: Mit steigenden Realeinkommen kaufen die Konsumenten vermehrt höherwertige und damit auch teurere Produkte. Dies wird besonders deutlich, wenn man einzelne Teilperioden betrachtet: Für Schweinefleisch wie für Rindfleisch (und eine Reihe weiterer Produkte) sind die Durchschnittswerte in der Boomphase von 1986 bis 1991 stärker gestiegen als der Preisindex; in der anschließenden konjunkturellen Schwächephase hat sich dieser Trend dann abgeschwächt oder gar umgekehrt.

Die folgende Auswertung (Tabelle 58) beschränkt sich deshalb auf die Produkte, bei denen der entsprechende Preisindex im Durchschnitt eine größere Teuerung anzeigt als die Durchschnittswerte und wo zudem die Produktbeschreibungen eine größere Homogenität der Qualität erwarten lassen. Bei Butter beispielsweise (Nr. 4 in Tabelle 58) sind die Durchschnittswerte in den Jahren zwischen 1986 und 1996 um 1/2 Prozentpunkt pro Jahr langsamer gestiegen als der für eine konstante Beschaffenheit der Produkte berechnete Preisindex. Da es keinerlei Hinweise darauf gibt, daß die Verbraucher fortlaufend Butter schlechterer Qualität kaufen, dürfte diese abweichende Entwicklung geänderten Einkaufsgewohnheiten zuzuschreiben sein. Bei Weizenmehl (Nr. 8) betrug die Abweichung im Durchschnitt 1,2 Prozentpunkte, bei Speisesalz (Nr. 10) waren es 1,0 Prozentpunkte pro Jahr. Die Unterschiede fielen jeweils in der ersten Hälfte der neunziger Jahre wesentlich größer aus als Ende der achtziger Jahre; dies spricht nicht unbedingt für einen beschleunigten Strukturwandel im Handel, sondern steht für konjunkturell bedingte Änderungen im

Tabelle 58: Preisentwicklung ausgesuchter Waren im Preisindex für die Lebenshaltung und in den laufenden Wirtschaftsrechnungen

(Veränderung in % bzw. Unterschiede in Prozentpunkten pro Jahr)		1996 auf 1980	1996 auf 1986	1986 auf 1980	1991 auf 1986	1996 auf 1991	
1. Hackfleisch	H1	-0,4	-0,2	-0,8	0,5	-0,9	
	H2	0,0	0,3	-0,6	1,7	-1,0	
	H3	0,4	0,5	0,3	1,3	-0,2	
	D	0,1	0,3	-0,3	1,3	-0,7	
	Hackfleisch, halb Rind-, halb Schweinefleisch, nicht mehr als 30 Prozent Fettgehalt	LHP	1,1	0,9	1,5	0,9	0,9
	BH1	1,6	1,2	2,3	0,4	1,9	
	BH2	1,2	0,6	2,1	-0,8	2,0	
	BH3	0,7	0,4	1,2	-0,4	1,1	
	BD	1,1	0,6	1,7	-0,4	1,6	
2. Trinkmilch	H1	-	-0,1	-	0,9	-1,1	
	H2	-	0,6	-	2,5	-1,1	
	H3	-	1,0	-	3,5	-1,5	
	D	-	0,6	-	2,6	-1,3	
	Trinkmilch	LHI	-	1,3	-	1,7	0,9
	BH1	-	1,4	-	0,8	2,0	
	BH2	-	0,6	-	-0,7	2,0	
	BH3	-	0,3	-	-1,7	2,4	
		BD	-	0,6	-	-0,9	2,2
	3. Eier, frisch	H1	0,4	1,1	-0,7	1,7	0,5
H2		0,6	1,4	-0,6	2,1	0,7	
H3		1,1	2,0	-0,4	2,3	1,8	
D		0,7	1,5	-0,6	2,0	1,1	
Deutsche Eier, Güte- klasse a, Gewichts- klasse 2, in Packungen zu 10 Stück		LHP	1,3	1,7	0,6	2,0	1,4
BH1		0,9	0,6	1,3	0,3	0,9	
BH2		0,6	0,3	1,2	-0,1	0,7	
BH3		0,2	-0,3	1,0	-0,2	-0,4	
	BD	0,5	0,2	1,2	0,0	0,3	
4. Butter (einschl. Milchhalbfett und Butterschmalz)	H1	-0,9	-1,1	-0,6	-2,0	-0,2	
	H2	-1,0	-1,2	-0,6	-1,7	-0,8	
	H3	-0,8	-1,0	-0,5	-1,6	-0,3	
	D	-0,9	-1,1	-0,5	-1,8	-0,4	
	Deutsche Markenbutter, in Packungen zu 250g	LHP	-0,2	-0,6	0,5	-1,4	0,3
	BH1	0,7	0,5	1,1	0,6	0,5	
	BH2	0,8	0,6	1,0	0,3	1,0	
	BH3	0,6	0,4	1,0	0,2	0,5	
	BD	0,7	0,5	1,0	0,3	0,7	
5. Margarine	H1	-0,6	-0,2	-1,2	-1,6	1,2	
	H2	-0,6	0,3	-1,9	-0,4	1,0	
	H3	-0,4	0,1	-1,2	-0,5	0,8	
	D	-0,5	0,2	-1,5	-0,6	1,0	
	Margarine	LHI	0,0	0,5	0,0	-1,0	1,9
	BH1	0,6	0,7	1,2	0,6	0,7	
	BH2	0,6	0,2	2,0	-0,6	0,9	
	BH3	0,4	0,3	1,2	-0,5	1,1	
	BD	0,5	0,3	1,5	-0,4	0,9	
6. Bananen	H1	2,2	1,3	3,8	-1,2	3,8	
	H2	2,2	1,3	3,6	-0,4	3,2	
	H3	2,5	1,7	3,7	-0,5	4,0	
	D	2,3	1,5	3,7	-0,6	3,7	
	Bananen, nicht überreif	LHP	3,2	2,2	5,1	0,2	4,7
	BH1	1,0	0,9	1,2	1,4	0,8	
	BH2	1,0	0,8	1,4	0,6	1,5	
	BH3	0,8	0,4	1,4	0,7	0,6	
	BD	0,9	0,7	1,3	0,8	1,0	

(Veränderung in % bzw. in Prozentpunkten pro Jahr)			1996 auf 1980	1996 auf 1986	1986 auf 1980	1991 auf 1986	1996 auf 1991	
7. Zucker (Rüben- und Rohrzucker)	H1		0,8	-0,1	2,3	-0,5	0,3	
	H2		1,1	0,1	2,7	0,1	0,1	
	H3		1,2	0,3	2,7	0,0	0,6	
	D		1,0	0,1	2,6	-0,1	0,3	
	LHP	Zucker, Fein, in EG-Packungen zu 1 kg, Kategorie i		1,0	0,3	2,3	0,0	0,5
	BH1		0,3	0,4	0,0	0,6	0,2	
	BH2		0,0	0,2	-0,3	-0,1	0,5	
	BH3		-0,1	0,0	-0,3	0,0	0,0	
BD		0,0	0,2	-0,2	0,1	0,2		
8. Weizenmehl	H1		-1,4	-1,8	-0,7	-1,0	-2,7	
	H2		-1,0	-1,3	-0,5	0,9	-3,4	
	H3		-0,4	-1,2	1,0	0,1	-2,4	
	D		-0,9	-1,4	0,0	0,1	-2,8	
	LHP	Weizenmehl, Type 405, in Packungen zu 1 Kilo		0,2	-0,2	0,9	0,3	-0,7
	BH1		1,6	1,7	1,6	1,3	2,1	
	BH2		1,2	1,1	1,4	-0,6	2,9	
	BH3		0,6	1,0	-0,1	0,2	1,8	
BD		1,1	1,2	0,9	0,2	2,2		
9. Reis	H1		1,1	0,2	2,6	-1,0	1,4	
	H2		1,0	-0,5	3,5	-0,9	-0,2	
	H3		1,5	-0,1	4,2	-0,1	-0,1	
	D		1,2	-0,2	3,6	-0,6	0,2	
	LHP	Reis		1,9	1,4	2,8	1,5	1,4
	BH1		0,8	1,2	0,2	2,5	-0,1	
	BH2		1,0	2,0	-0,7	2,4	1,6	
	BH3		0,5	1,6	-1,3	1,7	1,5	
BD		0,7	1,7	-0,8	2,2	1,2		
10. Speisesalz	H1		-	1,0	-	0,9	1,2	
	H2		-	1,4	-	2,8	-0,1	
	H3		-	1,0	-	0,5	1,5	
	D		-	1,0	-	1,3	0,8	
	LHP	Speisesalz		-	2,0	-	1,6	2,4
	BH1		-	1,0	-	0,7	1,2	
	BH2		-	0,7	-	-1,2	2,5	
	BH3		-	1,0	-	1,1	0,9	
BD		-	1,0	-	0,3	1,6		
11. Kaffee	H1		-2,1	-4,3	1,6	-8,9	0,6	
	H2		-	-4,2	-	-8,6	0,4	
	H3		-1,6	-3,9	2,4	-8,6	1,1	
	D		-	-4,1	-	-8,7	0,7	
	LHP	Bohnenkaffee, gemahlen, in Packungen zu 500g, mittlere Qualität		-1,0	-3,1	2,5	-8,1	2,3
	BH1		1,1	1,3	0,9	0,9	1,7	
	BH2		-	1,2	-	0,5	1,9	
	BH3		0,5	0,8	0,1	0,5	1,2	
BD		-	1,1	-	0,6	1,6		

Alle Angaben als durchschnittliche Veränderung pro Jahr.

H1: Durchschnittspreis Haushaltstyp 1 (Zwei-Personen-Haushalte von Renten- und Sozialhilfeempfängern)

H2: Durchschnittspreis Haushaltstyp 2 (Vier-Personen-Arbeitnehmerhaushalte mit mittlerem Einkommen eines alleinverdienenden Ehepartners)

H3: Durchschnittspreis Haushaltstyp 3 (Vier-Personen-Haushalte von Beamten und Angestellten mit höherem Einkommen)

D: Durchschnittspreis für den Durchschnitt der drei Haushaltstypen (Summe der Ausgaben/Summe der Mengen)

LHP: Verbraucherpreise

LHI: Preisindizes für die Lebenshaltung

BH1, BH2, BH3, BD: Abweichung der Verbraucherpreise bzw. der Preisindizes von den Durchschnittspreisen

Kaufverhalten.<sup>1</sup> Ähnliches gilt für die anderen in Tabelle 10 aufgeführten Produkte. Die Spannweite der Abweichungen reicht für den Zehnjahresabschnitt ab 1986 von 0,2 bis 1,7 Prozentpunkten pro Jahr.

Fraglich ist, welcher Teil der Teuerungsdifferenzen Qualitätsunterschieden zwischen den verschiedenen Geschäftstypen zuzuschreiben ist. Teilweise wird zwar eingewandt, in den Verkaufsstellen neuen Typs sei der Service durchwegs schlechter als in den klassischen Einzelhandelsgeschäften, so daß der Preisunterschied im wesentlichen einer Qualitätsdifferenz entspräche. Dabei wird allerdings oft übersehen, daß vor allem moderne Fachmärkte oft eine wesentlich größere Produktauswahl anbieten.<sup>2</sup> Dieser Vorteil wird bei der Preisniveaumessung aber ebenfalls nicht berücksichtigt, so daß hier mindestens ein gegenläufiger Effekt zu dem geringeren Service auftritt.

---

<sup>1</sup> Siehe auch Cunningham (1996).

<sup>2</sup> Das betont vor allem die Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (1996).



### 3. Mögliche Größenordnungen des „Fehlers“ bei Änderungen der Handelsstruktur

Demnach spräche viel dafür, daß bei einigen Waren die Preistrends wegen der sich ändernden Handelsstruktur im Preisindex für die Lebenshaltung nicht richtig abgebildet werden und daß der daraus entstehende „Fehler“ in der Inflationsrate größer als Null ist. Dies dürfte auch nur wenig umstritten sein. Trotzdem ist eine Hochrechnung des „New Outlet Bias“ äußerst schwierig, da nähere Informationen über unterschiedliche Preistrends bei einzelnen Vertriebsformen und über die entsprechenden Marktanteilsverschiebungen aus offiziellen Quellen nicht vorliegen. Auch eine indirekte Abschätzung über durchschnittliche Preise scheidet bei der Mehrzahl der Waren wegen Qualitätsproblemen aus.

Damit unterscheidet sich die Lage in Deutschland allerdings nicht wesentlich von der in anderen Ländern. Hochrechnungen des „New Outlet Bias“ beruhen daher meistens auf Plausibilitätsüberlegungen über davon betroffene Güter, Preisunterschiede und unterschiedliche Teuerungstrends sowie über Marktanteilsverschiebungen. Setzt man für diese Parameter einerseits sehr niedrige, andererseits sehr hohe Werte an, kann die Größenordnung des „Fehlers“ abgeschätzt werden. Crawford (1993) unterstellt in seiner Rechnung für Kanada dabei ein qualitätsbereinigtes Preisgefälle zwischen alten und neuen Anbietern, Cunningham (1996) in seiner Studie für Großbritannien unterschiedliche Teuerungstrends. Beide betonen, daß es sich bei den unterstellten Preisdifferenzen um vorübergehende Erscheinungen handeln müsse; wenn der Strukturwandel im Handel zum Stillstand komme, müsse auch der „Outlet Substitution Bias“ Null werden.

Bei der folgenden Hochrechnung für Westdeutschland wird unterstellt, daß neben Nahrungsmitteln auch gewerbliche Waren von dem Strukturwandel im Handel betroffen sind, daß ähnliche Phänomene bei Wohnungen und Dienstleistungen aber kaum auftreten.<sup>1</sup> Dann beträfe dieser Fehler rund 50 % der Ausgaben der privaten Haushalte.

---

<sup>1</sup> Dies könnte sich bei Dienstleistungen zunehmend ändern. Beispiele für neue Vertriebsformen mit geringeren Preisen und eingeschränktem Service sind das Direkt-Banking, Last-Minute-Agenturen für Ferienreisen und Billigfluggesellschaften.

**Tabelle 59: Veränderungen der Handelsstruktur in Westdeutschland**

Vertriebsform	Marktanteile (in %)			
	1980	1986	1992	1995 (Schätzung)
Traditionelle Fachgeschäfte	55,4	46,7	38,2	35,4
Warenhäuser (Kaufhof, Karstadt, Hertie, Horten, Woolworth)	7,2	5,6	5,4	5,8
Versandhandel	5,5	5,3	5,4	5,5
„Alte“ Vertriebsformen zusammen	68,1	57,6	49,0	46,7
Kleine und mittelgroße Selbstbedienungsgeschäfte (Supermärkte, Discounter)	18,0	19,6	21,4	21,8
Verbrauchermärkte/SB-Warenhäuser (mit Lebensmittelabteilung)	11,9	15,3	17,2	17,5
Fachmärkte	2,0	7,5	12,4	14,0
„Neue“ Vertriebsformen zusammen	31,9	42,4	51,0	53,3
Verschiebung der Marktanteile	-	1980 bis 1986	1986 bis 1992	1992 bis 1995
insgesamt (in Prozentpunkten)	-	10,5	8,6	2,3
pro Jahr (in Prozentpunkten)	-	1,8	1,4	0,8

Quelle: Monopolkommission (1994); eigene Berechnungen.

Der STRUKTURWANDEL IM HANDEL war in den vergangenen Jahren geprägt durch eine Abwendung der Verbraucher von den traditionellen Fachgeschäften und Warenhäusern hin zu modernen Discountern und Fachmärkten. Diese Marktanteilsverschiebungen haben zunächst im Lebensmittelhandel eingesetzt, später betrafen sie auch Waren wie Heimwerker- und Drogerieartikel. Neuerdings setzt sich dieser Trend bei der Unterhaltungselektronik und bei Computern fort.<sup>1</sup> Nach den Berechnungen in Tabelle 59 waren die Marktanteilsverschiebungen in der ersten Hälfte der achtziger Jahre besonders stark, später hat das Tempo des Strukturwandels dann nachgelassen. In der ersten Hälfte der neunziger Jahre konnten die Vertriebsformen neuen Typs insgesamt nur noch weniger als 1 Prozentpunkt Marktanteile pro Jahr hinzugewinnen. Diese Berechnung könnte auf eine Unterschätzung des Strukturwandels hinauslaufen, werden doch die älteren Supermärkte, die unter starkem Konkurrenzdruck durch die Discounter stehen, mit diesen in einer Gruppe erfaßt. Andererseits deuten auch Angaben aus anderen Quellen auf eine Verlangsamung des Strukturwandels hin. Den Abschätzungen wurden deshalb alternativ Verschiebungen der Marktanteile von 0,5, 1, 1,5 und 2 Prozentpunkten pro Jahr zugrundegelegt.

<sup>1</sup> Monopolkommission (1994).

Es werden nun Rechnungen sowohl in Anlehnung an Crawford (1993) wie auch an Cunningham (1996) vorgestellt (Tabelle 60). Crawford (1993) unterstellt ein PREISGEFÄLLE ZWISCHEN ALTEN UND NEUEN ANBIETERN in Höhe von 10 Prozentpunkten. Die Marktanteilsgewinne kämen dann beispielsweise durch Neueröffnung von Geschäften zustande. Nach Preisniveaustudien von Marktforschungsunternehmen beträgt in Deutschland der rohe Preisunterschied zwischen Discountern und Supermärkten, unter denen der Strukturwandel bis zuletzt sehr rasant verlief, bis zu 15 Prozentpunkte. Im Mittel könnten es nach diesen Studien 5 Prozentpunkte sein. Zwar dürfte es Unterschiede im Service geben, die Verschiebungen der Marktanteile zeigen jedoch, daß die Konsumenten das Preis-Leistungsverhältnis der Discounter präferieren. Bei der Abschätzung des „Fehlers“ werden deshalb alternativ Preisunterschiede von 5, 10 und 15 Prozentpunkten unterstellt. In Tabelle 60a sind die Ergebnisse der Rechnungen dargestellt. Danach bedarf es recht extremer Annahmen, um einen „Fehler“ in die Größenordnung von einem Zehntel und mehr zu finden.

Der Markterfolg der neuen Geschäfte könnte auch durch eine ABWEICHENDE TEUERUNG bedingt sein, wie sie Cunningham (1996) unterstellt. Wenn die Auswahl der Berichtsstellen die Marktbedeutung der verschiedenen Einzelhandelstypen nicht angemessen repräsentiert, dann wird die Inflationsrate falsch ausgewiesen. Den entsprechenden Fehlerrechnungen (Tabelle 60b) wurden ähnliche Marktanteilsverschiebungen zugrundegelegt wie zuvor; für die Differenz in der Teuerung wurden alternativ 0,5, 1,0 und 1,5 Prozentpunkte p.a. unterstellt. Zusätzlich sind bei dieser Rechnung Annahmen über das Alter der unterstellten Struktur der Berichtsstellen notwendig. Den Fehlerrechnungen werden dann die über die Jahre seit der Auswahl der Berichtsstellen kumulierten Marktanteilsveränderungen zugrundegelegt. Da keine zuverlässigen Informationen darüber vorliegen, wie die Teilmenge der Berichtsstellen im Vergleich zur entsprechenden Gesamtheit strukturiert ist, andererseits aber bekannt ist, daß eine systematische Anpassung der Auswahl an die veränderten Verbrauchsgewohnheiten schon lange nicht mehr stattgefunden hat, dürften 10 oder 15 Jahre nicht übertrieben sein. Aber selbst dann fällt es schwer, für plausible Unterschiede in der Teuerung und Annahmen über Marktanteilsverschiebungen, die mit den oben genannten Ergebnissen übereinstimmen, Hinweise auf einen „Outlet Substitution Bias“ in der Größenordnung von einem Zehntel oder darüber zu finden.

Tabelle 60: Größenordnungen des „Fehlers“ bei Änderungen der Handelsstruktur (in Prozentpunkten)  
(von 50 % der Ausgabensumme hochgerechnet auf den gesamten Warenkorb)

a) konstante relative Preise zwischen alten und neuen Geschäften			
Verschiebung der Marktanteile pro Jahr (in Prozentpunkten)	Preisgefälle zwischen alten und neuen Geschäften (in Prozentpunkten)		
	5,00	10,00	15,00
0,5	0,01	0,03	0,04
1,0	0,03	0,05	0,08
1,5	0,04	0,08	0,11
2,0	0,05	0,10	0,15
b) unterschiedliche Teuerung in neuen und alten Geschäften			
Alter der Struktur der Berichtsstellen: 5 Jahre Verschiebung der Marktanteile pro Jahr (in Prozentpunkten)	Unterschiede bei der Teuerung (in Prozentpunkten)		
	0,5	1,0	1,5
0,5	0,01	0,01	0,02
1,0	0,01	0,03	0,04
1,5	0,02	0,04	0,06
2,0	0,03	0,05	0,08
Alter der Struktur der Berichtsstellen: 10 Jahre Verschiebung der Marktanteile pro Jahr (in Prozentpunkten)	Unterschiede bei der Teuerung (in Prozentpunkten)		
	0,5	1,0	1,5
0,5	0,01	0,03	0,04
1,0	0,03	0,05	0,08
1,5	0,04	0,08	0,11
2,0	0,05	0,10	0,15
Alter der Struktur der Berichtsstellen: 15 Jahre Verschiebung der Marktanteile pro Jahr (in Prozentpunkten)	Unterschiede bei der Teuerung (in Prozentpunkten)		
	0,5	1,0	1,5
0,5	0,02	0,04	0,06
1,0	0,04	0,08	0,11
1,5	0,06	0,11	0,17
2,0	0,08	0,15	0,23

## VI. Ergebnisse und Ausblick

Am Ende dieser langen Reise durch die deutsche Konsumentenpreisstatistik stellt sich schließlich die Frage nach dem Gesamtergebnis, also nach der GRÖSSE DES „BIAS“ BEI DER INFLATIONSMESSUNG, wenn man einen „Cost of Living Index“ als Maßstab wählen würde. Untersuchungen für die USA sind zu dem Befund gekommen, daß die Teuerung um 1/2 bis 1 1/2 Prozentpunkte pro Jahr zu hoch ausgewiesen wird. Die entsprechenden Hochrechnungen stützen sich auf eine ganze Reihe von Detailuntersuchungen, die dort in den vergangenen Jahren angestellt worden sind. Trotz der Vielzahl von Einzelergebnissen fällt die Einschätzung des „Fehlers“ insgesamt aber recht unterschiedlich aus, und selbst einzelne Autoren geben große Unsicherheitsmargen an.

Angesichts der sehr viel schlechteren Datenlage für Deutschland scheint ein ähnlicher Versuch der Hochrechnung deshalb vermessen zu sein. Andererseits stellt sich die Frage nach dem „Bias“ insgesamt am Ende einer solchen Untersuchung zwangsläufig. Im folgenden sollen deshalb die Teilergebnisse für (West-) Deutschland zusammengefaßt werden. Diese Hochrechnung steht unter dem Vorbehalt, daß Detailstudien zu Problemen der Preismessung in Deutschland Mangelware sind. Es handelt sich also um eine mehr oder weniger begründete Spekulation, für die der Anspruch auf Wissenschaftlichkeit nur sehr eingeschränkt erhoben werden kann.

Im einzelnen ergab die Untersuchung:

- Der „PRODUCT SUBSTITUTION BIAS“ betrifft den „Fehler“ wegen der Verwendung einer Laspeyres-Formel zur Aggregation von Preisänderungen auf der Makroebene. Nach der Laspeyres-Methode wird die Inflation anhand eines über eine längere Zeit festen Warenkorb gemessen. Dieser kann veralten; dann wird aber unter Umständen die Teuerung zu hoch angesetzt. Eine bessere Annäherung an den „wahren“ Preisanstieg erlauben sogenannte superlative Indexformen, besonders wenn sie jährlich verkettet werden. Für die vorliegende Studie sind verschiedene experimentelle Preisindizes für den Zeitraum von 1986 bis 1996 berechnet worden. Die entsprechenden Verbrauchsangaben stammen aus den Laufenden Wirtschaftsrechnungen des Statistischen Bundesamts. Der „Substitution Bias“ wurde dann über die Abweichung eines experimentellen Laspeyres-Index mit fester Basis von den superlativen (Fisher-, Törnqvist-) Preisindizes bestimmt. Danach fallen die Unterschiede zwischen den verschiedenen Indizes eher ge-

ring aus. Für Nahrungsmittel, wo in den Laufenden Wirtschaftsrechnungen hinreichend fein gegliederte Angaben vorliegen, betrug der „Fehler“ rund 1/20 Prozentpunkte pro Jahr; für den privaten Verbrauch insgesamt kann ein „Substitution Bias“ von 1/10 nicht ausgeschlossen werden.

- Der „QUALITY CHANGE BIAS“: Die vermutlich wichtigste Fehlerquelle bei der Inflationsmessung sind Probleme der Qualitätsbereinigung von Preisunterschieden. Zum einen werden Produkte häufig neu gestaltet, zum anderen verknüpfen Hersteller und Händler wegen Preisänderungskosten und aus marktstrategischen Überlegungen oft Modellwechsel mit Preisanpassungen. Dann stellt sich aber das Problem, aus der Preisänderung den monetären Wert der Produktmodifikation herauszurechnen. Reine Preisänderungen scheinen dagegen eher selten zu sein (abgesehen von Sonderverkaufsaktionen und der nachfolgenden Rückkehr zu „normalen“ Preisen). Nach amerikanischen Untersuchungen entfällt jedenfalls ein großer Teil der gemessenen Inflation auf Preisänderungen bei Modellwechseln. Wie hoch die Inflationsrate ausgewiesen wird, hängt also wesentlich davon ab, wie genau die Statistischen Ämter Preisänderungen um Qualitätsvariationen bereinigen. Deshalb ist dieses Problem von überragender Bedeutung für die Aussagekraft von Preisindexziffern.

Anders als bei amerikanischen Untersuchungen, wo die Ergebnisse von Detailstudien hochgerechnet wurden, mußte hier ein anderer Weg beschritten werden. Ausgangspunkt der Überlegungen war eine Analyse der Anweisungen des Statistischen Bundesamts zur Qualitätsbereinigung von Preisanpassungen. Dabei stellte sich heraus, daß der „Bias“ bei Preisveränderungen in der „Nähe“ der produktspezifischen Qualitätsänderung klein und dem Vorzeichen nach unbestimmt sein sollte, daß aber bei sehr niedrigen oder sehr hohen produktspezifischen Preissteigerungen, die weiter von der Rate der Qualitätsfortschritts entfernt sind, der „Fehler“ groß und positiv wird.

Dieses aus theoretischen Überlegungen abgeleitete Muster konnte in drei Fallstudien über die Teuerung bei Waschmaschinen, Kühlschränken und Tiefkühlgeräten bestätigt werden. Zunächst wurden dabei unbereinigte Durchschnittspreise aus der Preisstatistik den qualitätsbereinigten Teilindizes aus dem Preisindex für die Lebenshaltung gegenübergestellt. Dabei zeigte sich in Übereinstimmung mit den theoretischen Überlegungen, daß die Statistischen Ämter Anpassungen für Qualitätsänderungen vor allem in Zeiten mittlerer Preissteigerungen vornehmen, diese bei stagnierenden oder gar rückläufigen Preisen aber häufig unterbleiben. Dieses Bild ließ sich durch hedonische Preisstudien, bei denen Preisänderungen durch Produktmerkmale und eine Zeitvariable statistisch erklärt werden, bestätigen. Schließlich wurden diese Ergebnisse anhand einiger „stylized facts“ hochgerechnet.

Auf Basis des unterstellten Preisbildungsmodells ergibt sich danach folgendes Bild: Bei einer mäßigen Teuerung und bei näherungsweise erreichter Preisniveaustabilität dürfte der „Fehler“ wegen der pauschalisierenden Regeln für die Qualitätsbereinigung von Preisänderungen knapp 1/2 Prozentpunkt pro Jahr betragen, wenn ein durchschnittlicher Qualitätsfortschritt von 1 % unterstellt wird. Unterhalb dieses Bereichs, also bei sinkenden Preisen, steigt der „Fehler“ schnell an. Er könnte im Maximum in der Nähe von einem Prozentpunkt liegen. Bei höherer Inflation könnte der „Fehler“ ebenfalls über 1/2 Prozentpunkt p.a. hinausgehen, vorausgesetzt, das bei der Hochrechnung unterstellte Preisbildungsmodell bleibt bei einer kräftigen Teuerung weiterhin gültig. Diese Abschätzung des „Quality Change Bias“ gilt für den Fall, daß die Preisermittler den Anweisungen des Statistischen Bundesamts genau folgen; andernfalls kann der „Fehler“ größer (oder auch kleiner) sein.

- Der „NEW PRODUCT BIAS“ umfaßt einerseits den „Fehler“ wegen einer zu späten Berücksichtigung neuer Güter bei der Inflationsmessung. Diese zeigen nämlich in der ersten Phase des Produktlebenszyklus gewöhnlich deutliche (relative) Preisrückgänge. Ohne die unmittelbare Einbeziehung neuer Güter wird der gesamtwirtschaftliche Preis- auftrieb daher überzeichnet. Daneben wird der Wohlfahrtsgewinn durch die Einführung neuer Güter bei der Inflationsmessung üblicherweise nicht berücksichtigt, obwohl dies bei neuen Modellvarianten (also bei Qualitätsänderungen) üblich ist. Auch deshalb wird die Teuerung überzeichnet. Die Konsequenzen dieser Methode sind am Beispiel des Teilindex für „Herde und Backöfen mit elektrischer Beheizung“ im Detail aufgezeigt worden. Wenn auch der „Fehler“ für einzelne Teilindizes groß sein kann, stellt sich doch auch hier wieder das Problem der Verallgemeinerung. Im Einklang mit Studien aus dem Ausland ergibt sich - von Einführungsgewinnen abgesehen - vermutlich ein „Bias“ von nicht mehr als 0,1 Prozentpunkten pro Jahr. Einschließlich der mit dem Auftreten neuer Güter einhergehenden Wohlfahrtsgewinnen könnte der „New Product Bias“ aber auch höher liegen.
- Als „OUTLET SUBSTITUTION BIAS“ wird der „Fehler“ bezeichnet, der bei der Inflationsmessung durch Vernachlässigung der Umwälzungen im Handel entsteht. Während die Preisstatistik nach dem Laspeyres-Prinzip an den einmal ausgewählten Berichtsstellen festhält, wechseln die Verbraucher zu neuen Geschäften mit einem günstigeren Preis-Leistungsverhältnis. Hinweise auf einen dabei entstehenden „Fehler“ gibt ein Vergleich der Veränderungen von Durchschnittswerten aus den Laufenden Wirtschaftsrechnungen und der entsprechenden Teilindizes aus dem Preisindex für die Lebenshaltung. Für eng abgegrenzte Produkte, für die Qualitätsänderungen keine große Rolle

spielen sollten, fällt die Teuerung nach den Wirtschaftsrechnungen deutlich geringer aus als nach der Preisstatistik.

Unklar bleibt aber, ob diese unterschiedlichen Preistrends nicht auch durch versteckte Qualitätsunterschiede, etwa in Form eines verminderten Service in preisgünstigeren Geschäften, zu erklären sind. Für eine genaue Ermittlung des „Outlet Substitution Bias“ wären deshalb detaillierte Verbrauchserhebungen notwendig, wie sie von Marktforschungsunternehmen durchgeführt werden. Da die Auswertung solcher Daten den Rahmen dieser mehr explorativen Studie gesprengt hätte, folgt die Abschätzung dieses „Fehlers“ daher vor allem anhand von Plausibilitätsüberlegungen; insgesamt dürfte der „Outlet Substitution Bias“ 0,1 Prozentpunkte p.a. kaum übertreffen. Qualitativ deuten die vorhandenen Informationen außerdem darauf hin, daß der „Fehler“ in den achtziger Jahren größer gewesen sein könnte als in den neunziger Jahren; wenn sich das Tempo des Strukturwandels im Handel weiter abschwächt, dürfte der „Outlet Substitution Bias“ noch kleiner werden.

Es kann daher nicht ausgeschlossen werden, daß der systematische „Fehler“ bei der Inflationsmessung in „normalen“ Zeiten insgesamt rund 3/4 Prozentpunkte pro Jahr beträgt. Damit läge er im unteren Bereich der Marge für die USA. In Zeiten allgemein rückläufiger Preise könnte der „Bias“ allerdings größer sein, denn dann greifen die „Vorgaben“ der amtlichen Statistik im Durchschnitt weniger gut. Bei entsprechenden Schlußfolgerungen hinsichtlich der Verzerrungen der Inflationsrate in historischen Situationen ist aber große Vorsicht geboten. So sind negative Teuerungsraten in Deutschland bisher nur vorübergehend im Jahr 1986 unter dem Einfluß drastisch nachgebender Ölnotierungen vorgekommen. Selbst in dieser Zeit sind die Preise gewerblicher Waren, auf die ein großer Teil der für die Inflationsmessung so problematischen Qualitätsänderungen entfällt, im Durchschnitt weiter gestiegen. Demnach wäre es nicht angemessen, für diese Zeit einen maximalen „Fehler“ anzunehmen, wie er hier geschätzt wurde.

Auch bei einer sich beschleunigenden Teuerung könnte der „Bias“ etwas ansteigen. Für die Wirtschaftspolitik ist dies allerdings nicht von allzugroßer Bedeutung. Bei einer Geldentwertung von beispielsweise mehr als 10 % pro Jahr interessiert ein Meßfehler von gut einem Prozentpunkt nur in zweiter Linie; dann geht es vorrangig darum, zu einer angemessenen Preisentwicklung zurückzukehren.

Auch in Studien für andere Länder ist das Problem eines veränderlichen „Bias“ diskutiert worden. Zum einen gibt es Hinweise darauf, daß der „Substitution Bias“ mit steigender



Teuerung wegen einer größeren Streuung der Preissteigerungsraten für einzelne Güter zunehmen könnte.<sup>1</sup> Zum anderen werden Überlegungen angestellt, daß der Qualitätsfortschritt in der Vergangenheit größer gewesen sein könnte und deshalb der Meßfehler wegen einer unzureichenden Berücksichtigung solcher Änderungen heute kleiner ausfällt als früher. Dies mag auch in Deutschland der Fall sein; entsprechende Hinweise hierfür konnten im Rahmen dieser Studie aber nicht gefunden werden. Vielmehr hängt die Variabilität des „Bias“ hier von der Inflationsrate selbst und von den Anweisungen des Statistischen Bundesamts zur Qualitätsbereinigung ab, und nicht etwa von einer gebremsten oder beschleunigten technischen Entwicklung.

Wenn auch bei einer „mittleren“ Teuerung der Meßfehler in der Inflationsrate demnach insgesamt eher niedriger ausfällt als nach jüngsten Schätzungen für die USA, so kann doch keine generelle Entwarnung gegeben werden. Große „Fehler“ bei einzelnen Produkten werden nämlich lediglich durch möglicherweise sehr kleine Abweichungen bei anderen Produkten „verdünnt“, so daß die Fehlermarge für das Ergebnis insgesamt zufriedenstellend ausfällt; dies gilt jedoch nicht für einzelne Teilindizes. Insbesondere im Bereich der gewerblichen Waren muß mit größeren Diskrepanzen zwischen den veröffentlichten Zeitreihen und einem „wahren“ Index gerechnet werden.

Dies dürfte vor allem im Rahmen der VOLKSWIRTSCHAFTLICHEN GESAMT-RECHNUNGEN eine größere Rolle spielen. Üblicherweise werden nämlich Entstehungs- und Verwendungskomponenten des Bruttoinlandsprodukts auf einer niedrigen Aggregatsebene mit entsprechenden Laspeyres-Preisindizes aus der Preisstatistik deflationiert. Wenn sich die Probleme der Qualitätsbereinigung von Preisänderungen auf einige wenige Waren und Dienstleistungen konzentrieren (z. B. Computer, Software, Medikamente, medizinische Dienstleistungen), dann dürften sich diese „Fehler“ bei der Aggregation mit unproblematischen Komponenten für die gesamtwirtschaftliche Wachstumsmessung zwar hinreichend „verwässern“, die Realwerte einzelner teilweise durchaus wichtiger Aggregate könnten aber trotzdem nicht sinnvoll interpretiert werden.

Der Berechnung des „Fehlers“ bei der Inflationsmessung wurde in dieser Studie ein „COST OF LIVING INDEX“ als Referenzpunkt zugrundegelegt. Die Statistischen Behörden der meisten Länder folgen allerdings nicht einem solch ehrgeizigen Konzept; es soll vielmehr lediglich die „REINE“ TEUERUNG ausgewiesen werden. Zu prüfen wäre demnach, ob die

---

<sup>1</sup> Beispielsweise Baxter (1997). Siehe auch Cunningham (1996).

hier angestellten Fehlerrechnungen noch relevant sind, wenn dieser bescheidenere Maßstab angelegt wird.

Die **METHODISCHEN GRUNDLAGEN DES DEUTSCHEN PREISINDEX FÜR DIE LEBENSHALTUNG** aller privaten Haushalte ruhen im wesentlichen auf drei Säulen:

- Es wird ein **LASPEYRES-INDEX** mit einem festen Warenkorb berechnet.
- Bei der Auswahl der in den Warenkorb aufzunehmenden Güter und den ihnen zuzuweisenden Ausgabenanteilen gilt das Prinzip der **REPRÄSENTATIVGEWICHTUNG**: Die ausgewählten Preisrepräsentanten sollen mit ihrer spezifischen Preisbewegung auch die nicht berücksichtigten Güter mitvertreten.
- Es sollen nur **REINE PREISÄNDERUNGEN** in die Inflationsberechnung eingehen. Qualitätsänderungen sind also rechnerisch auszuschalten.

Das Laspeyres-Prinzip setzt voraus, daß die Vernachlässigung des kurzfristigen Substitutionseffekts in Kauf genommen werden sollte. Danach wären der kurzfristige „Product Substitution Bias“ (beispielsweise über ein Jahr) ebenso wie der kurzfristige „Outlet Substitution Bias“ zu akzeptieren. Ansonsten träfen die genannten „Fehler“ aber auch für einen Index nach der Konzeption des Statistischen Bundesamts zu. Vielfach wird zwar argumentiert, bei der Konzentration allein auf die „reine“ Teuerung gäbe es weder einen „Product Substitution Bias“, noch einen „Outlet Substitution Bias“ und auch keinen „New Product Bias“. Dabei wird aber übersehen, daß die Mißachtung neuer Güter mit ihrer besonderen Preistendenz gegen das Prinzip der Repräsentativgewichtung verstößt. Ähnliches gilt im Fall der Verschiebung der Marktanteile im Handel und zwischen verschiedenen Gütern, soweit sie beispielsweise länger als ein Jahr zurückliegen. Zudem sollten auch bei der Einführung neuer Produkte Nutzengewinne ausgeschaltet werden, wie dies bei der Einführung neuer Modellvarianten bekannter Erzeugnisse - also bei Qualitätsänderungen - der Fall ist.

Wenn es also deutliche Hinweise darauf gibt, daß auch in Deutschland die Teuerung durch den Konsumentenpreisindex überzeichnet wird, stellt sich die Frage nach den **KONSEQUENZEN FÜR DIE PREISSTATISTIK**. Zunächst ist vorzuschicken, daß alle statistischen Angaben nicht mit maximaler Genauigkeit erstellt werden und daß Statistiken ohne „Fehler“ nur mit einem unvermeidbaren Ressourcenaufwand und zulasten der Aktualität der Meldungen möglich wären.<sup>1</sup> Die Frage nach einer Verbesserung der Konsumentenpreisstatistik hat also auch einen **KOSTEN-NUTZEN-HINTERGUND**. Abgesehen von vielleicht

---

<sup>1</sup> Zu dem „trade off“ zwischen Genauigkeit und Aktualität siehe auch Gnos (1996).

möglichen kostensparenden Reformen stehen einer gesteigerten Genauigkeit bei der Inflationsmessung also höhere Aufwendungen (für zusätzliche Daten und mehr Personal) gegenüber, die vermutlich mit jedem weiteren Exaktheitsgewinn überproportional ansteigen. Andererseits würde der volkswirtschaftliche Nutzenzuwachs vermutlich abnehmen. Aus gesamtwirtschaftlicher Sicht dürfte es also bei der Genauigkeit der Inflationsmessung, wie auch bei jedem anderen statistischen Programm, ein Optimum geben.

Angesichts insgesamt knapper Ressourcen wäre es sicherlich ineffizient, bei der Inflationsmessung auf Kosten anderer Statistikprogramme eine maximale Genauigkeit anzustreben. Vor allem könnte dabei allzu leicht übersehen werden, daß eine erhöhte Treffsicherheit bei der Inflationsbestimmung vielfach auch bessere Daten aus anderen Statistikprogrammen voraussetzt. Ohne detaillierte und zeitnahe Angaben über die Einkaufs- und Verbrauchsgewohnheiten der privaten Haushalte beispielsweise würde eine jährliche Neubasierung von Preisindizes zwar zusätzliche Arbeit mit sich bringen, aber nur mehr Scheingenauigkeit schaffen, nicht aber einen genaueren Ausweis der „wahren“ Inflationsrate.<sup>1</sup>

Trotzdem sollten vor allem im Rahmen der Qualitätsbereinigung von Preisänderungen Verbesserungen angestrebt werden. Dafür wären aber zunächst weitere Vorarbeiten notwendig, damit der Handlungsbedarf besser lokalisiert werden kann. Teilweise werden solche Arbeiten heute bereits im Rahmen der Harmonisierung der Preisstatistik in Europa von EUROSTAT koordiniert. Besonders die von EUROSTAT angeregten Auszählungen der Verfahren bei der Qualitätsbereinigung und die Berechnung von Referenzindizes ohne Qualitätsanpassungen könnten sehr nützlich sein.

Daneben sind aber auch stärkere Anstrengungen in der Wissenschaft wünschenswert. Beispielsweise muß die hier vorgelegte Analyse der Anweisungen des Statistischen Bundesamts für die Behandlung von Qualitätsänderungen ohne Zweifel als vorläufig gelten; eine genauere Abschätzung setzt jedoch weitere theoretische und empirische Studien zum Preissetzungsverhalten von Unternehmen und deren Konsequenzen für die Inflationsmessung voraus. Bisher aber werden praktische und teilweise auch theoretische Probleme der Messung wirtschaftlicher Größen in Deutschland von der Wissenschaft vielfach vernachlässigt. Während sich in den USA berühmte Ökonomen und Ökonometriker (wie z.B. Michael Boskin, Robert Gordon, Zvi Griliches, Jerry Hausman, Dale Jorgenson) vielfach nicht zu schade sind, sich „technischen“ Problemen der Preis- und Produktivitätsmessung

---

<sup>1</sup> Siehe dazu auch Glaab (1995).

zu widmen, gelten in Deutschland Anstrengungen dieser Art anscheinend oft als langweilig oder gar als unwürdig.

## Literaturverzeichnis

- Abraham, Katharine G. (1997) *Testimony Before the House Budget Committee March 12*. Mimeo, Bureau of Labor Statistics.
- Adelman, Irma, Zvi Griliches (1961) On an Index of Quality Change. *Journal of the American Statistical Association* 56, S. 535-548.
- Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (Michael J. Boskin, Ellen R. Dulberger, Robert J. Gordon, Zvi Griliches, Dale W. Jorgenson) (1996) *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living*. Final Report to the Senate Finance Committee. Washington D.C.: Senate Finance Committee.
- Aizcorbe, Ana M., Patrick C. Jackman (1993) The Commodity Substitution Effect in CPI Data, 1982-1991. *Monthly Labor Review* 116, S. 25-33.
- Angermann, Oswald, Carsten Stahmer (1976) Preisindices und Geldwertmessung im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen. In: Gerhard Fürst (ed.) *Messung der Kaufkraft des Geldes*. Sonderheft 10 zum *Allgemeinen Statistischen Archiv*, S. 101-127. Göttingen: Vandenhoeck & Ruprecht.
- Anglin, Paul M., Michael R. Baye (1987) Information, Multiprice Search, and Cost-of-Living Index Theory. *Journal of Political Economy* 95, S. 1179-1195.
- Arguea, Nestor M., Cheng Hsiao (1993) Econometric Issues of Estimating Hedonic Price Functions. With an Application to the U.S. Market for Automobiles. *Journal of Econometrics* 56, S. 243-267.
- Armknrecht, Paul A. (1984) Quality Adjustments in the CPI and Methods to Improve It. *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section*, S. 57-63. Washington: American Statistical Association.
- Armknrecht, Paul R. (1996) *Improving the Efficiency of the U.S. CPI*. IMF Working Paper WP/96/103.
- Armknrecht, Paul A. Daniel H. Ginsburg (1992) Improvements in Measuring Price Changes in Consumer Services: Past, Present, and Future. In: Zvi Griliches (ed.) *Output Measurement in the Service Sectors*. Studies in Income and Wealth 56, S. 109-156. Chicago, London: University of Chicago Press
- Armknrecht, Paul R., Walter F. Lane, Kenneth J. Stewart (1997) New Products and the U.S. Consumer Price Index. In: Timothy Bresnahan, Robert J. Gordon (eds.) *The Economics of New Goods*. Studies in Income and Wealth 58, S. 375-391. Chicago: University of Chicago Press.
- Armknrecht, Paul R., Donald Weyback (1989) Adjustments for Quality Change in the U.S. Consumer Price Index. *Journal of Official Statistics* 5, S. 107-123.

- Atkinson, Scott E., Robert Halvorsen (1984) A New Hedonic Technique for Estimating Attribute Demand: An Application to the Demand for Automobile Fuel Efficiency. *The Review of Economics and Statistics* 66, S. 417-426.
- Balassa, B. (1964) The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of Political Economy* 68, S. 584-596.
- Baldwin, Andrew, Pierre Després, Alice Nakamura, Masao Nakamura (1997) New Goods from the Perspective of Price Index Making in Canada and Japan. In: Timothy F. Bresnahan, Robert J. Gordon (eds.) *The Economics of New Goods*. Studies in Income and Wealth 58, S. 437-474. Chicago: University of Chicago Press.
- Balk, Bert M. (1990) On Calculating Cost-of-Living Index Numbers for Arbitrary Income Levels. *Econometrica* 58, S. 75-92.
- Bartels, Hildegard (1963) Preisindizes in der Sozialproduktberechnung. *Wirtschaft und Statistik* 15, S. 15-18.
- Baxter, Michael (1997) Implications of the US Boskin Report for the US Retail Price Index. *Economic Trends* No. 527, S. 56-62.
- Belsley, David A., Edwin Kuh, Roy E. Welsch (1980) *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*. New York et al.: John Wiley & Sons.
- Berndt, Ernst R. (1983) Quality Adjustment, Hedonics, and Modern Empirical Demand Analysis. In: W. Erwin Diewert, C. Montmarquette (eds.) *Price Level Measurement. Proceedings from a Conference Sponsored by Statistics Canada*. Ottawa: Statistics Canada, S. 817-863.
- Berndt, Ernst R. (1991) *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Berndt, Ernst R., Ian Cockburn, Zvi Griliches (1996) Pharmaceutical Innovations and Market Dynamics: Tracking Effects on Price Indexes for Antidepressant Drugs. *Brookings Papers on Economic Activity, Microeconomics*, S. 133-188.
- Berndt, Ernst R., Zvi Griliches, Neal J. Rappaport (1995) Econometric Estimates of Price Indexes for Personal Computers in the 1990's. *Journal of Econometrics* 68, S. 243-268.
- Blackorby, Charles, David Donaldson (1983) Preference Diversity and Aggregate Economic Cost-of-Living Indexes. In: W. Erwin Diewert, C. Montmarquette (eds.) *Price Level Measurement. Proceedings from a Conference Sponsored by Statistics Canada*, S. 373-409. Ottawa: Statistics Canada.
- Blinder, Alan S. (1980) The Consumer Price Index and the Measurement of Recent Inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, no. 2, S. 539-565.
- Boskin, Michael J. (1997) Lies, Damned Lies and (Faulty) Statistics. *International Economy*, Jan/Feb, S. 14-18.

- Boskin, Michael J., Dale W. Jorgenson (1997) Implications of Overstating Inflation for Indexing Government Programs and Understanding Economic Progress. *American Economic Review* 87, *Papers and Proceedings*, S. 89-93.
- Brachinger, Hans Wolfgang (1995) Intertemporaler Vergleich von Lebenshaltungskosten: Statistische Adäquation. In: Statistisches Bundesamt (ed.) *Indizes - Status quo und europäische Zukunft*. Band 28 der Schriftenreihe Forum der Bundesstatistik. Stuttgart: Metzler-Poeschel, S. 43-87.
- Braithwait, Steven D. (1980) The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index: An Analysis Using Estimated Cost-of-Living Indexes. *American Economic Review* 70, S. 64-77.
- Bureau of Labor Statistics (1997) *Measurement Issues in the Consumer Price Index*. Mimeo.
- Burstein, Meyer L. (1961) Measurement of Quality Change in Consumer Durables. *Manchester School of Economic and Social Studies* 29, S. 267-279.
- Cartwright, David W. (1986) Improved Deflation of Purchases of Computers. *Survey of Current Business* 66 (March), S. 7-9.
- Cecchetti, Stephen G. (1986) The Frequency of Price Adjustment. A Study of the Newsstand Prices of Magazines. *Journal of Econometrics* 31, S. 255-274.
- Chow, Gregory C. (1967) Technological Change and the Demand for Computers. *American Economic Review* 57, S. 1117-1130.
- Cole, Rosanne, et al. (1986) Quality-Adjusted Price Indexes for Computer Processors and Selected Peripheral Equipment. *Survey of Current Business* 66, S. 41-50.
- Combris, Pierre, Sébastien Lecocq, Michael Visser (1997) Estimation of a Hedonic Price Equation for Bordeaux Wine: Does Quality Matter? *Economic Journal* 107, S. 390-402.
- Congressional Budget Office (1994) *Is the Growth of the CPI a Biased Measure of Changes in the Cost of Living?* CBO Papers. Washington D.C.: Congressional Budget Office.
- Court, A.T. (1939) Hedonic Price Indexes. With Automotive Examples. In: General Motors Corporation (ed): *The Dynamics of Automobile Demand*. New York, NY: General Motors Corporation, S. 99-117.
- Cowling, Keith, John Cubbin (1972) Hedonic Price Indexes for United Kingdom Cars. *Economic Journal* 82, S. 963-978.
- Crawford, Allan (1993) Measurement Biases in the Canadian CPI: A Technical Note. *Bank of Canada Review*, Summer, S. 21-36.
- Cropper, Maureen L., Leland B. Deck, Kenneth E. McConnell (1988) On the Choice of Functional Form for Hedonic Price Functions. *Review of Economics and Statistics* 70, S. 668-675.

- Cunningham, Alastair W. F. (1996) *Measurement Bias in Price Indices: An Application to the UK's RPI*. Bank of England Working Paper Series No. 47.
- Cutler, David M., Mark McClellan, Joseph P. Newhouse, Dahlia Remler (1996) *Are Medical Prices Declining?* NBER Working Paper 5750.
- Dalén, Jörgen (1992) Computing Elementary Aggregates in the Swedish Consumer Price Index. *Journal of Official Statistics* 8, 129-147.
- Danner, Peter (1975) Das Berechnungsverfahren beim Preisindex für die Lebenshaltung. *Zeitschrift des Bayerischen Statistischen Landesamtes* 107, S. 21-54.
- de Leeuw, Frank (1993) A Price Index for New Multifamily Housing. *Survey of Current Business* 73 (February), S. 33-42.
- Deneffe, Peter (1950) Zur Preisindexziffer für die Lebenshaltung. *Wirtschaft und Statistik* 2, S. 207-211.
- Deneffe, Peter (1958) Das Problem der Berücksichtigung qualitativer Veränderungen im Rahmen der Preisstatistik. *Allgemeines Statistisches Archiv* 42, S. 346-353.
- Deneffe, Peter, Ingetrud Hiller (1958) Zum Preisindex für die Lebenshaltung. Entwicklung der Ausgaben, der Preise und des Lebensstandards. *Wirtschaft und Statistik* 10, S. 539-545.
- Deneffe, Peter, Josef Keller (1956) Zum Preisindex für die Lebenshaltung. Zur Kritik am Preisindex. *Wirtschaft und Statistik* 8, S. 510-516.
- Deutsche Bundesbank (1968) Das Ausmaß der Geldentwertung seit 1950 und die weitere Entwicklung des Geldwertes. Gutachten der Deutschen Bundesbank vom 21. Juni 1965 erstattet auf Wunsch des Bundesfinanzhofs. *Monatsbericht*, März, S. 3-19.
- Dhrymes, Phoebus J. (1967) On the Measurement of Price and Quality Changes in Some Consumer Capital Goods. *American Economic Review* 57, *Papers and Proceedings*, S. 501-518.
- Dhrymes, Phoebus J. (1971) Price and Quality Changes in Consumer Capital Goods. In: Zvi Griliches (ed.) *Price Indexes and Quality Change: Studies in New Methods of Measurement*, S. 88-149. Cambridge/Mass.: Harvard University Press.
- Diewert, W. Erwin (1976) Exact and Superlative Index Numbers. *Journal of Econometrics* 4, S. 115-145.
- Diewert, W. Erwin (1978) Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation. *Econometrica* 46, S. 883-900.
- Diewert, W. Erwin (1983) The Theory of the Cost-of Living Index and the Measurement of Welfare Change. In: W. Erwin Diewert, C. Montmarquette (eds.) *Price Level Measurement. Proceedings from a Conference Sponsored by Statistics Canada*, S. 163-233. Ottawa: Statistics Canada.
- Diewert, W. Erwin (1987) Index Numbers. In: *New Palgrave. A Dictionary of Economics*, S. 767-780. London et al.: The Macmillan Press et al., Vol. 2.



- Diewert, W. Erwin (1988) *The Early History of Price Index Research*. NBER Working Paper No. 2713.
- Diewert, W. Erwin (1995) *Axiomatic and Economic Approaches to Elementary Price Indexes*. NBER Working Paper No. 5104.
- Diewert, W. Erwin (1997) Comment. In: Timothy Bresnahan, Robert J. Gordon (eds.) *The Economics of New Goods*. Studies in Income and Wealth 58, S. 423-433. Chicago: University of Chicago Press.
- Dixit, Avinash K, Joseph E. Stiglitz (1977) Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. *American Economic Review* 67, S. 297-308.
- Eichhorn, Wolfgang et. al. (eds.) (1978) *Theory and Application of Economic Indices. Proceedings of an International Symposium Held at the University of Karlsruhe April-June 1976*. Würzburg: Physica.
- Eichhorn, Wolfgang, Joachim Voeller (1976) *Theory of the Price Index*. Berlin-Heidelberg-New York: Springer.
- Eichmann, Wolfgang (1978) Die Berechnung des privaten Verbrauchs im Rahmen Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen unter Berücksichtigung aller verfügbaren Quellen. In: Gerhard Fürst (ed.) *Grundlagen und Methoden der Verbrauchsstatistiken und der Konsumforschung*, S. 55-76. Sonderheft 13 zum *Allgemeinen Statistischen Archiv*. Göttingen: Vandenhoeck & Ruprecht.
- Elbel, Günther (1997) Zur Einführung Harmonisierter Verbraucherpreisindizes in Europa. *Wirtschaft und Statistik* 49, S. 187-191.
- Euler, Manfred (1974) Statistische Probleme bei der Erfassung des Verbrauchs an Nahrungs- und Genußmitteln in privaten Haushalten. *Wirtschaft und Statistik* 26, S. 762-766.
- Feenstra, Robert C. (1995) Exact Hedonic Price Indexes. *Review of Economics and Statistics* 77, S. 634-653.
- Fisher, Franklin M., Zvi Griliches (1995) Aggregate Price Indices, New Goods, and Generics. *Quarterly Journal of Economics* 110, S. 229-244.
- Fisher, Franklin M., Karl Shell (1968) Taste and Quality Change in the Pure Theory of the True Cost-of-Living Index. In J. N. Wolfe (ed.) *Value, Capital, and Growth*. Papers in Honour of Sir John Hicks. Edinburgh: Edinburgh University Press, S. 97-139.
- Fixler, Dennis (1993) The Consumer Price Index: Underlying Concepts and Caveats. *Monthly Labor Review* 116, No. 12, S. 3-12.
- Fisher, Franklin M., Karl Shell (1968) Taste and Quality Change in the Pure Theory of the True Cost-of-Living Index. In J. N. Wolfe (ed.) *Value, Capital, and Growth*. Papers in Honour of Sir John Hicks. Edinburgh: Edinburgh University Press, S. 97-139.
- Flaskämper, Paul (1928) *Theorie der Indexzahlen. Beitrag zur Logik des statistischen Vergleichs*. Berlin und Leipzig: Walter de Gruyter.

- Forsyth, F. G., R. F. Fowler (1981) *The Theory and Practice of Chain Index Numbers*. *Journal of the Royal Statistical Society A* 144, S. 224-246.
- Fortin, Pierre (1990) Do We Measure Inflation Correctly? In: Richard G. Lipsey (ed.) *Zero Inflation: The Goal of Price Stability*, S. 109-130. Policy Study 8. Toronto: C.D. Howe Institute.
- Frisch, Ragnar (1936) Annual Survey of General Economic Theory: The Problem of Index Numbers. *Econometrica* 4, S. 1-38.
- Fürst, Gerhard (1960) Zur Aussagekraft von Preisindexziffern der Lebenshaltung. *Wirtschaft und Statistik* 12, S. 5-8.
- Fürst, Gerhard (1971) Was ist Menge, was ist Preis? Probleme der Deflationierung von Werten. *Allgemeines Statistisches Archiv* 55, S. 10-22.
- Fürst, Gerhard (ed.) (1976) *Messung der Kaufkraft des Geldes*. Sonderheft 10 zum Allgemeinen Statistischen Archiv. Göttingen: Vandenhoeck & Ruprecht.
- Fürst, Gerhard, Peter Deneffe (1952) Der neue Preisindex für die Lebenshaltung. *Wirtschaft und Statistik* 4, S. 439-455.
- Gemeinschaft zum Schutz der deutschen Sparer (1994) *Mitteilungen und Kommentare zur Geldwertstabilität* Nr. 6.
- Généreux, P. (1983) Impact of the Choice of Formulae on the Canadian Consumer Price Index. In: W. Erwin Diewert, C. Montmarquette (eds.) *Price Level Measurement. Proceedings from a Conference Sponsored by Statistics Canada*, S. 489-511. Ottawa: Statistics Canada.
- Glaab, Hans-Peter (1995) Anforderungen an harmonisierte Verbraucherpreisindizes. In: Statistisches Bundesamt (ed.) *Indizes - Status quo und europäische Zukunft*. Band 28 der Schriftenreihe Forum der Bundesstatistik. Stuttgart: Poeschel, S. 88-98.
- Gnoss, Roland (1995) Neue Ansätze zur Berechnung von Preisindizes - Eignen sich Hedonic-Indizes für die amtliche Statistik? In: Harhoff, Dietmar, Michael Müller (eds.) *Preismessung und technischer Fortschritt*, S. 61-79. Baden-Baden: Nomos.
- Gnoss, Roland (1996) Genauigkeit und Aktualität wirtschaftsstatistischer Daten. *Wirtschaft und Statistik* 48, S. 611-615.
- Gnoss, Roland, Bernd v. Minding u.a. (1990) *Neuere Ansätze zur Berechnung von Preisindizes. Empirische Analyse der sogenannten hedonic-Indizes zur Eliminierung der Qualitätskomponente bei der Berechnung von Preisindizes am Beispiel von Computern*. Heft 13 der Schriftenreihe Ausgewählte Arbeitsunterlagen zur Bundesstatistik. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Goldberger, Arthur S. (1968) The Interpretation and Estimation of Cobb-Douglas Functions. *Econometrica* 36, S. 464-472.
- Gordon, Robert J. (1990) *The Measurement of Durable Goods Prices*. Chicago: University of Chicago Press.

- Gordon, Robert J. (1993) Measuring the Aggregate Price Level: Implications for Economic Performance and Policy. In: Kumiharu Shigehara (ed.) *Price Stabilization in the 1990s. Domestic and International Policy Requirements*, S. 233-268. London: Macmillan.
- Gorman, W.M. (1956) A Possible Procedure for Analysing Quality Differentials in the Egg Market. Published 1980 in the *Review of Economic Studies* 47, S. 843-856.
- Gottsmann, Wolfgang (1997) Harmonisierung der Verbraucherpreise. Auswirkungen auf die Durchführung der Preisstatistik in Sachsen. *Statistik in Sachsen* 3, Heft 2, S. 23-27.
- Greenspan, Alan (1997) *Problems of Price Measurement*. Centre for Financial Studies. Frankfurt.
- Griliches, Zvi (1961) Hedonic Price Indexes for Automobiles: An Econometric Analysis of Quality Change. In: U.S. Congress, Joint Economic Committee (ed.) *Government Price Statistics. Hearings Before the Subcommittee on Economic Statistics of the Joint Economic Committee. Congress of the United States*, S. 173-196. Washington D.C.: Government Printing Office.
- Griliches, Zvi (1971) Introduction: Hedonic Price Indexes Revisited. In: Zvi Griliches (ed.) *Price Indexes and Quality Change: Studies in New Methods of Measurement*, S. 3-15. Cambridge/Mass.: Harvard University Press.
- Griliches, Zvi (1990) Hedonic Price Indexes and the Measurement of Capital and Productivity: Some Historical Reflections. In: Ernst R. Berndt, Jack E. Triplett (eds) (1990) *Fifty Years of Economic Measurement: The Jubilee of the Conference on Research in Income and Wealth*, S. 185-205. NBER Studies in Income and Wealth, 54. Chicago: University of Chicago Press.
- Griliches, Zvi (1994) Productivity, R&D, and the Data Constraint. *American Economic Review* 84, S. 1-23.
- Guckes, Siegfried (1964) Sonderrechnungen zum Preisindex für die Lebenshaltung und zur Statistik der Verbraucherpreise. *Wirtschaft und Statistik* 16, S. 77-82.
- Guckes, Siegfried (1976) Die Messung der Kaufkraft der privaten Verbraucher und die Berechnung von Kaufkraftparitäten im Statistischen Bundesamt. In: Fürst, Gerhard (ed.) (1976) *Messung der Kaufkraft des Geldes*. Sonderheft 10 zum *Allgemeinen Statistischen Archiv*, S. 23-45. Göttingen: Vandehoek & Ruprecht.
- Guckes, Siegfried (1979) Zur Neuberechnung der Preisindizes auf Basis 1976. *Wirtschaft und Statistik* 31, S. 471-474.
- Haberler, Gottfried (1927) *Der Sinn der Indexzahlen. Eine Untersuchung über den Begriff des Preisniveaus und die Methoden seiner Messung*. Tübingen: Verlag von J. C. B. Mohr.
- Halvorsen, Robert, Henry O. Pallakowski (1981) Choice of Functional Form for Hedonic Price Equations. *Journal of Urban Economics* 10, S. 37-49.

- Hansen, Bent, Edward F. Lucas (1984) On the Accuracy of Index Numbers. *Review of Income and Wealth* 30, S. 25-39.
- Harhoff, Dietmar (1995): Methodik und Einsatz hedonischer Preisindizes - Ein Überblick. In: Dietmar Harhoff, Michael Müller (eds.) *Preismessung und technischer Fortschritt*, S. 37-60. Baden-Baden: Nomos.
- Hart, Oliver D. (1979) Monopolistic Competition in a Large Economy with Differentiated Commodities. *Review of Economic Studies* 46, S. 1-30.
- Hausman, Jerry A. (1997a) Valuation of New Goods Under Perfect and Imperfect Competition. In: Timothy F. Bresnahan, Robert J. Gordon (eds.) *The Economics of New Goods*. Studies in Income and Wealth 58, S. 209-237. Chicago: University of Chicago Press.
- Hausman, Jerry A. (1997b) Cellular Telephone, New Products and the CPI. NBER Working Paper 5982.
- Hertel, Jürgen (1997) Einnahmen und Ausgaben der privaten Haushalte 1993. Ergebnis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe. *Wirtschaft und Statistik* 49, S. 45-58.
- Heske, Gerhard (1992) *Preisstatistik. Grundlagen und Praxis der volkswirtschaftlichen Preisstatistik*. Berlin, München: Verlag Die Wirtschaft.
- Hicks, John R. (1940) The Valuation of the Social Income. *Economica N.S.* 7, S. 105-124.
- Hill, Peter (1988) Recent Developments in Index Numer Theory and Practice. *OECD Economic Studies* No. 10, S. 123-148.
- Hill, Peter (1993) Price and Volume Measures. In: Commission of the European Communities et al. (eds.) *System of National Accounts 1993*, S. 379-406. Brussels et al..
- Horstmann, Kurt (1963) Qualitätsänderungen und Preisindices. *Wirtschaft und Statistik* 15, S. 594-599.
- Jones, Larry E. (1988) The Characteristics Model, Hedonic Prices, and the Clientele Effect. *Journal of Political Economy* 96, S. 551-567.
- Jorgenson, Dale W., Daniel T. Slesnick (1983) Individual and Social Cost-of-Living Indexes. In: W. Erwin Diewert, C. Montmarquette (eds.) (1983) *Price Level Measurement. Proceedings from a Conference Sponsored by Statistics Canada*, S.241-323. Ottawa: Statistics Canada.
- Kashyp, Anil K. (1995) Sticky Prices: New Evidence from Retail Catalogs. *Quarterly Journal of Economics* 110, S. 245-274.
- Kokoski, M. (1993) Quality Adjustment of Price Indexes. *Monthly Labor Review* 116, No. 12, S. 34-46.
- Konüs, A. A. (1939) The Problem of the True Index of the Cost of Living. *Econometrica*, S. 10-29.

- Kortelainen, Mika (1997) *Index Bias in the CPI*. Bank of Finland Economics Department Working Paper 1/97.
- Kroch, Eugene (1991) Tracking Inflation in the Service Sector. *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review* 16, Summer, S. 30-35.
- Kunz, Dietrich, Manfred Euler (1972) Möglichkeiten und Grenzen der laufenden Wirtschaftsrechnungen. *Wirtschaft und Statistik* 24, S. 321-326.
- Lancaster, Kelvin J. (1966) A New Approach to Consumer Theory. *Journal of Political Economy* 74, S. 132-157.
- Lancaster, Kelvin J. (1977) The Measurement of Changes in Quality. *Review of Income and Wealth* 23, S. 157-172.
- Lange, Klaus (1979) *Eine Theorie der Preisstatistik - Preis, Preisrelationen, Preisindex*. Göttingen: Vandenhoeck & Ruprecht.
- Lebow, David E., John M. Roberts and David J. Stockton (1994) *Monetary Policy and „The Price Level“*. Board of Governors of the Federal Reserve System, Division of Research and Statistics.
- Lequiller, Francois (1997) L'indice des prix à la consommation surestime-t-il l'inflation. *Économie et Statistique* N° 303, S. 3-32.
- Levy, Daniel, Mark Bergen, Shantanu Dutta, Robert Venable (1997): The Magnitude of Menu Costs: Direct Evidence From Large U.S. Supermarket Chains. *Quarterly Journal of Economics* 112, S. 791-825.
- Liegey, Paul R. (1993) Adjusting Apparel Indexes in the Consumer Price Index for Quality Differences. In: Murray F. Foss, Marilyn E. Manser, Allan H. Young (eds.) (1993) *Price Measurements and Their Uses*. NBER Studies in Income and Wealth 57, S. 209-226. Chicago and London: University of Chicago Press.
- Liegey, Paul R. (1994) Apparel Price Indexes: Effects of Hedonic Adjustment. *Monthly Labor Review* (May), S. 38-45.
- Lucas, Robert E. B. (1975) Hedonic Price Functions. *Economic Inquiry* 13, S. 137-178.
- Manser, Marilyn E., Richard J. Mc Donald (1988) An Analysis of Substitution Bias in Measuring Inflation, 1959-1985. *Econometrica* 56, S. 909-930.
- McClelland, Robert (1996) *Evaluating Formula Bias in Various Indexes Using Simulations*. Mimeo, Bureau of Labor Statistics.
- Moch, Dietmar (1995) Ein hedonischer Preisindex für PC-Datenbanksoftware - Eine empirische Untersuchung. In: Dietmar Harhoff, Michael Müller (eds.) *Preismessung und technischer Fortschritt*, S. 81-107. Baden-Baden: Nomos.
- Monopolkommission (1994) *Marktstruktur und Wettbewerb im Handel*. Sondergutachten 23. Baden-Baden: Nomos Verlagsgesellschaft.

- Moreau, Antoine (1996) Methodology of the Price Index for Microcomputers and Printers in France. In: OECD (ed.) *Industry Productivity. International Comparison and Measurement Issues*. OECD Proceedings. Paris: OECD, S. 99-118.
- Moulton, Brent R. (1993) Basic Components of the CPI: Estimation of Price Changes. *Monthly Labor Review* 116, No. 12, S. 13-24.
- Moulton, Brent R. (1995) Interarea Indexes of the Cost of Shelter Using Hedonic Quality Adjustment Techniques. *Journal of Econometrics* 68, S. 181-204.
- Moulton, Brent R. (1996) Bias in the Consumer Price Index: What is the Evidence? *Journal of Economic Perspectives* 10, No. 4, S. 159-177.
- Moulton, Brent E., Karin E. Moses (1997) Addressing the Quality Change Issue in the Consumer Price Index. *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, S. 305-349.
- Muellbauer, John (1974) Household Production Theory, Quality, and the „Hedonic Technique“. *American Economic Review* 64, S. 977-994.
- Muellbauer, John (1975) The Cost of Living and Taste and Quality Change. *Journal of Economic Theory* 10, S. 269-283.
- Nakamura, Leonard I. (1995) Measuring Inflation In a High-Tech Age. *Business Review. Federal Reserve Bank of Philadelphia*, November/December, S. 13-25.
- Nerlove, Marc (1995) Hedonic Price Functions and the Measurement of Preferences: The Case of Swedish Wine Consumers. *European Economic Review* 39, S. 1697-1716.
- Neubauer, Werner (1966) Über die Konstruktion, den Sinn und die Zwecke von Preisindexzahlen. In: Adolf Blind (ed.) *Umriss einer Wirtschaftsstatistik*, S. 190-215. Hamburg: Verlag Felix von Meiner.
- Neubauer, Werner (1981) Preisindex der Lebenshaltung. In: *Handwörterbuch der Wirtschaftswissenschaften*, Vol. 6, S. 213-222. Stuttgart et al.: Gustav Fischer et al..
- Neubauer, Werner (1995) *Konzeptionelle Vor- und Nachteile eines verketteten Verbraucherpreisindex*. Frankfurt am Main: Institut für Statistik und Mathematik, Fachbereich Wirtschaftswissenschaften, Johann Wolfgang Goethe-Universität Frankfurt am Main.
- Neubauer, Werner (1996) *Preisstatistik*. München: Verlag Franz Vahlen.
- Neubauer, Werner (1998) Preisindex versus Lebenshaltungskostenindex: Substitutionseffekte und ihre Messung. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 217 (1998), S. 49-60.
- Neves, Pedro Duarte, Luís Morais Sarmiento (1997) The Substitution Bias of the Consumer Price Index. *Banco de Portugal Economic Bulletin*, June, S. 25-33.
- Nicholson, J. L. (1967) The Measurement of Quality Changes. *Economic Journal* 77, S. 512-530.

- Nordhaus, William D. (1997a) Do Real-Output and Real-Wage Measures Capture Reality? The History of Lighting Suggests Not. In: Timothy F. Bresnahan, Robert J. Gordon (eds.) *The Economics of New Goods*. Studies in Income and Wealth 58, S. 29-66. Chicago: University of Chicago Press.
- Nordhaus, William D. (1997b) Traditional Productivity Estimates are Asleep at the (Technological) Switch. *Economic Journal* 107, S. 1548-1559.
- Ohta, Makoto, Zvi Griliches (1975) Automobile Prices Revisited: Extensions of the Hedonic Hypothesis. In: Nestor E. Terleckyj (ed): *Household Production and Consumption*. NBER Studies in Income and Wealth 40, S. 325-390. New York: Columbia University Press.
- Oliner, Stephen D. (1993) Constant-Quality Price Change, Depreciation, and Retirement of Mainframe Computers. In: Foss, Murray F., Marilyn E. Manser, Allan H. Young (eds.) *Price Measurements and Their Uses*. NBER Studies in Income and Wealth, S. 19-61. Chicago and London: University of Chicago Press.
- Oulton, Nicholas (1995) Do UK Price Indexes Overstate Inflation? *National Institute Economic Review* 152, S. 60-75.
- Pollak, Robert A. (1971) *The Theory of the Cost-of-Living Index*. Discussion Paper No. 11. Washington: Office of Prices and Living Conditions, Bureau of Labor Statistics. Wiederabgedruckt in: Robert A. Pollak (ed) (1989) *The Theory of the Cost-of-Living Index*, S. 3-52. New York, Oxford: Oxford University Press.
- Pollak, Robert A. (1980) Group Cost-of Living Indexes. *American Economic Review* 70 , S. 273-278. In: Robert A. Pollak (ed) (1989) *The Theory of the Cost-of-Living Index*, S. 119-127. New York, Oxford: Oxford University Press.
- Pollak, Robert A. (1981) The Social Cost-of-Living Index. *Journal of Public Economics* 15, S. 311-336. Wiederabgedruckt in: Robert A. Pollak (ed) (1989) *The Theory of the Cost-of-Living Index*, S. 128-152. New York, Oxford: Oxford University Press.
- Pollak, Robert A. (1983) The Treatment of 'Quality' in the Cost-of-Living Index. *Journal of Public Economics* 20, S. 25-53. In: Robert A. Pollak (ed) (1989) *The Theory of the Cost-of-Living Index*, S. 153-180. New York, Oxford: Oxford University Press.
- Prais, S. J. (1959) Whose Cost of Living? *Review of Economic Studies* 26, S. 126-134.
- Price Statistics Review Committee of the National Bureau of Economic Research (Dorothy S. Brady, Edward F. Denison, Irving B. Kravis, Philip J. McCarthy, Albert Rees, Richard Ruggles, Boris C. Swerling, George J. Stigler) (1961) The Price Statistics of the Federal Government. Review, Appraisal, and Recommendations. A Report to the Office of Statistical Standards Bureau of the Budget. In: U.S. Congress, Joint Economic Committee (1961) *Government Price Statistics. Hearings Before the Subcommittee on Economic Statistics of the Joint Economic Committee. Congress of the United States*, S. 9-99. Washington D.C.: Government Printing Office.
- Ptacek, Frank, Robert M. Baskin (1996) Revision of the CPI Housing Sample and Estimators. *Monthly Labor Review* 119, December, S. 31-39.

- Randolph, William C. (1988) Housing Depreciation and Aging Bias in the Consumer Price Index. *Journal of Business and Economic Statistics* 6, S. 359-371.
- Rasch, Hans-Georg (1979) Zur Neuberechnung der Preisindices für die Lebenshaltung und des Index der Einzelhandelspreise auf Basis 1976. *Wirtschaft und Statistik* 31, S. 808-814.
- Rees, Albert (1961) Alternative Retail Price Indexes for Selected Nondurable Goods, 1947-1959. In: U.S. Congress, Joint Economic Committee (ed.) *Government Price Statistics. Hearings Before the Subcommittee on Economic Statistics of the Joint Economic Committee. Congress of the United States*, S. 137-172. Washington D.C.: Government Printing Office.
- Reich, Utz-Peter, Philipp Sonntag, Hans-Werner Holub (1977) *Arbeit-Konsum-Rechnung. Axiomatische Kritik und Erweiterung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung*. Köln: Bund-Verlag.
- Reinsdorf, Marshall (1993) The Effect of Outlet Price Differentials on the U.S. Consumer Price Index. In: Murray F. Foss, Marilyn E. Manser, Allan H. Young (eds.) *Price Measurements and Their Uses*. NBER Studies in Income and Wealth 57, S. 227-254. Chicago and London: University of Chicago Press.
- Reinsdorf, Marshall (1994) *Price Dispersion, Seller Substitution and the U.S. CPI*. Bureau of Labor Statistics, Working Paper 252.
- Reinsdorf, Marshall B., Brent R. Moulton (1997) The Construction of Basic Components of Cost-of-Living Indexes. In: Timothy Bresnahan, Robert J. Gordon (eds.) *The Economics of New Goods*. Studies in Income and Wealth 58, S. 397-436. Chicago: University of Chicago Press.
- Reinsdorf, Marshall, Paul Liegey, Kenneth Stewart (1996) *Avoiding Downward Bias from Linking in the U.S. Consumer Price Index*. Mimeo, Bureau of Labor Statistics.
- Riegel, Jürgen (1975) *Die Qualitätsänderung als preisstatistisches Problem*. Frankfurt/Main, Zürich: Verlag Harri Deutsch.
- Rosen, Sherwin (1974) Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy* 82, S. 34-55.
- Rostin, Werner (1966) Zur neuen Warenauswahl für die Verbraucherpreisstatistik. *Wirtschaft und Statistik* 18, S. 333-336.
- Rothbarth, E. (1941) The Measurement of Changes in Real Income under Conditions of Rationing. *Review of Economic Studies* 8, S. 100-107.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1964) *Jahresgutachten 1964*. Wiesbaden.
- Samuelson, Paul (1964) Theoretical Notes on Trade Problems. *Review of Economic Studies* 31, S. 145-154.
- Samuelson, Paul A., S. Swamy (1974) Invariant Economic Index Numbers and Canonical Duality: Survey and Synthesis. *American Economic Review* 64, S. 566-593.



- Santos, Emanuel, Carlos Coimbra (1995) Automobile Prices and Quality Change. *Economic Bulletin*. Banco de Portugal, September, S. 53-60.
- Schmidt, Bernd (1997) *Der Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte in Gestalt eines Kettenindex. Beurteilung aus praktischer, empirischer und theoretischer Sicht*. Band 10 der Schriftenreihe Spektrum Bundesstatistik. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Schubert, Manfred (1981) *Preisindices als Inflationsindikatoren Theoretische Grundlagen, methodische Probleme und praktische Anwendung in der Bundesrepublik Deutschland*. Frankfurt am Main, Bern: Peter D. Lang.
- Shapiro, Matthew D., David W. Wilcox (1996) Mismeasurement in the Consumer Price Index: An Evaluation. *NBER Macroeconomics Annual*, 94-142.
- Shapiro, Matthew D., David W. Wilcox (1997) Alternative Strategies for Aggregating Prices in the CPI. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 79, no. 3, S. 113-125.
- Shiratsuka, Shigenori (1995/1) Effects of Quality Changes on the Price Index: A Hedonic Approach to the Estimation of a Quality Adjusted Price Index for Personal Computers in Japan. *Bank of Japan Monetary and Economic Studies* 13, No. 1, S. 17-52.
- Shiratsuka, Shigenori (1995/2) Automobile Prices and Quality Change: A Hedonic Price Analysis of the Japanese Automobile Market. *Bank of Japan Monetary and Economic Studies* 13, No. 2, S. 1-44.
- Silver, Mick (1989) Consumer Price Indices and Parallel Markets. *The Statistician* 38, S. 297-304.
- Silver, Mick (1995) Elementary Aggregates, Micro-Indices and Scanner Data: Some Issues in the Compilation of Consumer Price Indices. *Review of Income and Wealth* 41, S. 427-438.
- Silver, Mick, Christos Ioannidis (1994) The Measurement of Inflation; Untimely Weights and Alternative Formulae: European Evidence. *The Statistician* 43, S. 551-562.
- Song, Wangqiu (1994) *Hedonic Regression Analysis in Consumer Price Index: Theory and Empirical Results*. Statistics Finland Studies No. 207. Helsinki: Statistics Finland.
- Spence, Michael (1976) Product Selection, Fixed Costs, and Monopolistic Competition. *Review of Economic Studies* 43, S. 217-235.
- Stanley, Linda R., John Tschirhart (1991) Hedonic Prices for a Nondurable Good: The Case of Breakfast Cereals. *Review of Economics and Statistics* 73, S. 537-541.
- Statistisches Bundesamt (1983) *Systematik der Einnahmen und Ausgaben der privaten Haushalte. Ausgabe 1983*. Stuttgart und Mainz: W. Kohlhammer.
- Statistisches Bundesamt (1990) *Richtlinien zur Verbraucherpreisstatistik*. Vorläufige Fassung. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.

- Szenzenstein, Johann (1995) Preisindizes für industrielle Güter in der amtlichen Statistik. In: Dietmar Harhoff, Michael Müller (ed.) *Preismessung und technischer Fortschritt*. Baden-Baden: Nomos, S. 11-36.
- Szulc, Bohdan J. (1983) Linking Price Index Numbers. In: W. Erwin Diewert, C. Montmarquette (eds.) *Price Level Measurement. Proceedings from a Conference Sponsored by Statistics Canada*, S. 537-566. Ottawa: Statistics Canada.
- Triplett, Jack E. (1971) Quality Bias in Price Indexes and New Methods of Quality Measurement. In: Zvi Griliches (ed.) *Price Indexes and Quality Change: Studies in New Methods of Measurement*, S. 180-214. Cambridge/Mass.: Harvard University Press.
- Triplett, Jack E. (1975) The Measurement of Inflation: A Survey of Research on the Accuracy of Price Indexes. In: Paul H. Earl (ed.) *Analysis of Inflation*. Lexington, Mass. et al.: Lexington Books, S. 19-82.
- Triplett, Jack E. (1980) Comment. *Brookings Papers on Economic Activity*, no. 2, S. 567-572.
- Triplett, Jack E. (1983) Comment. In: Murray F. Foss (ed.) *The U.S. National Income and Product Accounts: Selected Topics*. NBER Studies in Income and Wealth 47, S. 253-265. Chicago, London: University of Chicago Press.
- Triplett, Jack E. (1986) The Economic Interpretation of Hedonic Methods. *Survey of Current Business* 66 (January), S. 36-40.
- Triplett, Jack E. (1987) Hedonic Functions and Hedonic Indexes. In: *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Vol 2, , S. 630-634. New York et al.: Macmillan et al..
- Triplett, Jack E. (1989) Prices and Technological Change in a Capital Good: A Survey of Research on Computers. In: Jorgenson, Dale W., Ralph Laundau (eds.) *Technology and Capital Formation*, S. 127-213. Cambridge: MIT Press.
- Triplett, Jack E. (1990) Hedonic Methods in Statistical Agency Environments: An Intellectual Biopsy. In: Ernst R. Berndt, Jack E. Triplett (eds) *Fifty Years of Economic Measurement: The Jubilee of the Conference on Research in Income and Wealth*. NBER Studies in Income and Wealth 54, S. 630-634. Chicago: University of Chicago Press.
- Triplett, Jack E. (1997) Measuring Consumption: The Post-1973 Slowdown and the Research Issues. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 79, no. 3, S. 9-42.
- Triplett, Jack E., Richard J. McDonald (1977) Assessing the Quality Error in Output Measures: The Case of Refrigerators. *Review of Income and Wealth* 23, S. 137-156.
- Wilcox, James A. (1984) Automobile Fuel Efficiency: Measurement and Explanation. *Economic Inquiry* 22, S. 375-385.
- Wynne, Mark A., Fiona D. Sigalla (1996) A Survey of Measurement Biases in Price Indexes. *Journal of Economic Surveys* 10, S. 55-89.

## Bisher erschienen in der vorliegenden Schriftenreihe:

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

\* Nur in englischer Sprache verfügbar.

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

\* Nur in englischer Sprache verfügbar.