

## Proberechnungen für den VPI '86

Marcus Hudec, Roland Kurzawa und Harald Titz  
Institut für Statistik, Operations Research und Computerverfahren  
Universität Wien

**Zusammenfassung:** Der Beitritt Österreichs zur Europäischen Union wirkt sich auch auf die bisher in der Amtlichen Statistik praktizierten Konzepte im Zusammenhang mit der Berechnung und Gliederung des Verbraucherpreisindex (VPI) aus. Neben der Verwendung EU-konformer Warenklassifikationssysteme ist auch die Homogenisierung der verwendeten Berechnungsmethodik für den VPI erforderlich. Der vorliegende Artikel dokumentiert in diesem Kontext erstellte Proberechnungen und weitergehende Überlegungen basierend auf den monatlichen Einzelpreisdaten des Warenkorbes für den Analysezeitraum Jänner 1989 bis Dezember 1995.

**Abstract:** Austria's Membership to the European Union has consequences on the concepts of official statistics in connection with computation and organisation of the consumer price index (CPI). Therefore the use of EU-specific goods classification systems as well as homogeneous CPI calculation methods are necessary. The following article documents trial-calculations produced in this context and further detailed considerations based on the monthly prices per units for the market basket, reference period January 1989 - December 1995.

**Schlüsselwörter:** Proberechnungen, Preisstatistik, Klassifikationssysteme, Verbraucherpreisindex, Warenkorb.

## 1 Einleitung

Der vorliegende Artikel dokumentiert die wichtigsten Ergebnisse, die im Rahmen des Projektes *Alternativrechnungen für den VPI 86/EU-HICP*, unter der Leitung von Univ.Prof. W. Grossmann, erarbeitet wurden. Die vom Österreichischen Statistischen Zentralamt (ÖSTAT) vorgegebenen Zielsetzungen beinhalteten die Durchführung von **Proberechnungen**, Analysen zu den verwendeten **Warenklassifikationssystemen** und **Sensitivitätsanalysen** auf der Basis monatlicher Preisdaten.

Im Zuge der Proberechnungen wurde eine empirische Analyse der qualitativen und quantitativen Auswirkungen der Verwendung unterschiedlicher Mittelwertsbildungen zur Bildung von Meßziffern je Stadt und Ware für den Zeitraum 1989 bis 1995 durchgeführt.

Im Sinne von spin-off Untersuchungen wurden Untersuchungen zur Homogenität von bestehenden Warenklassifikationssystemen (COICOP versus Verbrauchsgruppen) bzw. der explorative Versuch der Entwicklung von Vorschlägen für alternative

Klassifikationssysteme auf der Basis multivariater Clusteranalysen als zusätzliche Aufgabenstellung verfolgt.

Im Rahmen der Sensitivitätsanalyse wurde zunächst im Sinne des datenanalytischen Prinzips „detection of influential observations“ eine Analyse des Einflusses verschiedener Teilaggregate auf die jährliche Gesamtinflationsrate bei Heranziehung der unterschiedlichen Berechnungsformen durchgeführt. Weiters wurden Sensitivitätsanalysen in bezug auf sich im Zeitablauf verändernde Waren gewichte durchgeführt. In diesem Kontext wurden Szenarien einerseits auf der Basis von dateninternen Modellannahmen, andererseits durch die dynamische Nutzung von externen Informationsquellen über geändertes Konsumverhalten (Daten aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung) entwickelt.

Basierend auf dem konzeptionellen Entwurf einer statistischen Datenbank erfolgte die Realisierung der Aufgabenstellung durch den Aufbau eines relationalen Datenbanksystems, welches sämtliche Einzelpreiserhebungen aus dem zu untersuchenden Analysezeitraum enthält. Außerdem wurden Gewichtungsmatrizen und strukturelle Informationen über die Klassifikationssysteme in das Datenbankmodell integriert. An dieser Stelle ist anzumerken, daß die gesamte Implementation der Datenbank inklusive der Berechnungsalgorithmen unter Verwendung des Software-pakets ORACLE 7 lediglich auf einem Standard-PC (Pentium 166 mit 2,4 GB) erfolgte. Für die Aufbereitung der Ergebnisse wurde das Tabellenkalkulationsprogramm EXCEL bzw. für multivariate Auswertungen das statistische Programmpaket SPLUS zusätzlich herangezogen.

## 2 Theoretische Grundlagen und Vergleich der Mittelungsvarianten

### 2.1 Datenbasis

Seitens des ÖSTAT wurden monatliche Einzelpreisdaten aus 20 Städten für den Analysezeitraum Jänner 1989 bis Dezember 1995 in anonymisierter Form zur Verfügung gestellt. Die Daten umfassen die Basispreise und die aktuellen Preise des 584 Waren umfassenden Warenkorbes, wobei pro Ware und Stadt in der Regel mehrfache Erhebungswerte auf der Basis unterschiedlicher Sorten bzw. unterschiedlicher Geschäfte vorliegen können, so daß insgesamt ca. 62.000 Datensätze übermittelt wurden.

Weiters wurde dem Projektteam die für die Berechnung des VPI-86 relevante Gewichtungsmatrix  $W$  zur Verfügung gestellt. Die aus einer Konsumerhebung gewonnenen Elemente  $w_{jk}$  dieser Matrix enthalten die relative Gewichtung der Ware  $k$  in der Stadt  $j$ . Für die Bildung unterschiedlicher Teilindizes wurden auch Definitionen für verschiedene Warenklassifikationssysteme (z.B. Verbrauchsgruppen, COICOP-Gruppierung etc.) zum Teil in elektronischer Form beigestellt. Zuletzt wurden noch ausgewählte gesamtösterreichische Daten, die aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung stammen und zweckgerichtet aggregiert wurden, für eine

Sensitivitätsanalyse in bezug auf den Effekt eines variablen, geänderte Konsumgewohnheiten reflektierenden Gewichtungsschemas untersucht.

## 2.2 Alternative Berechnungsformeln

Die im folgenden näher erläuterten Berechnungsvarianten unterscheiden sich nur in bezug auf die Aggregationsvorschrift zur Verdichtung der Einzelerhebungswerte in einer Stadt pro Ware pro Sorte und pro Geschäft zu einer durchschnittlichen Meßzahl je Ware und Stadt.

Für die folgende formale Charakterisierung führen wir folgende Notation ein:

j ... Index für Stadt	$j \in J = \{Stadt_1, \dots, Stadt_{20}\}$
k ... Index für Ware	$k \in K = \{Ware_1, \dots, Ware_{584}\}$
s ... Index für Sorte	$s \in S = \{Sorte_1, \dots, Sorte_m\}$
g ... Index für Geschäft bzw. Berichtsstelle	$g \in G = \{Geschäft_1, \dots, Geschäft_n\}$

Jede einzelne Preiserhebung kann somit eindeutig durch die Indexkombination  $jksg$  charakterisiert werden und liefert für einen Berichtszeitpunkt  $t$  den aktuellen Preis  $p_{jksg}^t$  für eine Sorte (s) einer Ware (k) in einem Geschäft (g) in einer Stadt (j).

Durch Berücksichtigung des für die individuelle Erhebungseinheit relevanten Basispreises  $p_{jksg}^0$  kann eine Quantifizierung der Preisänderung auf dieser untersten Gliederungsebene erfolgen. Dazu wird häufig die Preismeßzahl zum Berichtszeitpunkt  $t$  bezogen auf den Basiszeitpunkt 0 gebildet:

$$E_{jksg} = \frac{p_{jksg}^t}{p_{jksg}^0} \cdot 100.$$

Im Zuge der Preiserhebung werden also pro Ware und Stadt mehrfache Preisbeobachtungen für unterschiedliche Sorten bzw. unterschiedliche Geschäfte bzw. Berichtsstellen durchgeführt. Für die weitere Vorgangsweise ist es nun erforderlich, diese mehrfachen Preisbeobachtungen pro Ware und Stadt durch Berechnung einer adäquaten durchschnittlichen Meßzahl zu verdichten.

Dazu benötigt man nun eine geeignete Mittelwertsbildung, welche die einzelnen Preisbeobachtungen  $p_{jksg}^t$  und  $p_{jksg}^0$  bzw. die daraus abgeleiteten Einzelmeßzahlen  $E_{jksg}$  von sämtlichen Erhebungseinheiten einer Ware in einer Stadt sinnvoll zu einer Durchschnittsmeßzahl  $M_{jk}$  je Ware und Stadt verdichtet. Bezeichnen wir mit  $n_{jk}$  die Anzahl der in der Stadt  $j$  für die Ware  $k$  durchgeföhrten Preisbeobachtungen, so können wir die drei im Rahmen dieses Gutachtens näher untersuchten Mittelungsvarianten für die Bildung von Durchschnittsmeßzahlen  $M_{jk}$  je Ware und Stadt entsprechend definieren.

Man beachte, daß für die Durchschnittspreismethode zwei Erklärungsansätze gegeben werden können. Der linke Ausdruck illustriert, daß es sich dabei um das gewogene arithmetische Mittel der Preismeßzahlen handelt, wobei die Preise in der Basisperiode als Gewichte fungieren. Der rechte Ausdruck erlaubt die Interpretation,

daß die Durchschnittsmeßzahlen  $M_{jk}$  durch den Quotienten der Durchschnittspreise zu jedem Zeitpunkt gebildet werden können.

$$M_{jk} = \begin{cases} \frac{1}{n_{jk}} \sum_{s,g} E_{jksg} & \text{Arithmetisches Mittel} \\ \frac{1}{\sum_{s,g} p_{jksg}^0} \sum_{s,g} p_{jksg}^0 E_{jksg} = \frac{\sum_{s,g} p_{jksg}^t}{\sum_{s,g} p_{jksg}^0} \cdot 100 & \text{Durchschnittspreis - Methode} \\ \sqrt[n_{jk}]{\prod_{s,g} E_{jksg}} & \text{Geometrisches Mittel} \end{cases}$$

Unabhängig von der verwendeten Mittelwertsbildung erfolgt die Berechnung von Monatswerten für den Gesamtindex immer nach der Formel

$$I = \sum_j \sum_k w_{jk} \cdot M_{jk},$$

wobei aus Normierungsgründen

$$\sum_j \sum_k w_{jk} = 1$$

gelten muß.

Die Berechnung von Jahreswerten erfolgt prinzipiell durch die arithmetische Mittelung der 12 Monatsergebnisse.

Zur eindeutigen Charakterisierung der jeweils verwendeten Berechnungsformel wird bei der Präsentation von empirischen Ergebnissen folgende Notation verwendet:

a) **Variante-VPI:** Arithmetisches Mittel (entspricht der Definition des VPI-86)

$$\text{Variante - VPI} = \sum_j \sum_k w_{jk} \left( \frac{1}{n_{jk}} \sum_{i=1}^{n_{jk}} E_{jksg} \right)$$

b) **Variante-DP:** Durchschnittspreismethode (gewogenes arithmetisches Mittel)

$$\text{Variante - DP} = \sum_j \sum_k w_{jk} \left( \frac{\sum_{s,g} p_{jksg}^t}{\sum_{s,g} p_{jksg}^0} \right)$$

c) **Variante-GM:** Geometrisches Mittel

$$\text{Variante - GM} = \sum_j \sum_k w_{jk} \left( \sqrt[n_{jk}]{\prod_{i=1}^{n_{jk}} E_{jksg}} \right)$$

## 2.3 Diskussion der alternativen Berechnungsvarianten

Der Vergleich der unterschiedlichen empirischen Berechnungsergebnisse führt zu folgenden relevanten Fragestellungen:

- Können die alternativen Berechnungsvarianten aufgrund theoretischer Kriterien allgemein evaluiert werden?
- Lassen sich die alternativen Berechnungsvarianten unter Zugrundelegung eines statistischen Modells als effiziente statistische Schätzer identifizieren?
- Können allgemeine Aussagen über die zu erwartenden Ergebnisse gemacht werden?

Es erscheint nochmals wesentlich festzuhalten, daß im Kontext der vorliegenden Analyse die unterschiedlichen Mittelungsarten nur für die Aggregation von mehrfachen Preiserhebungen ein und derselben Ware in einer Stadt verwendet werden.

### 2.3.1 Theoretische Kriterien

Bevor wir die 3 zur Frage stehenden Mittelungsprinzipien anhand von verschiedenen theoretischen Kriterien evaluieren, führen wir zunächst folgende vereinfachte Notation ein. Wir betrachten 3 Zeitpunkte a, b, c wobei  $a < b < c$  gilt. Für jeden Zeitpunkt liegen n Preiserhebungen von einem fixen Warenkorb bestehend aus den Waren  $W_1, W_2, \dots, W_n$  vor:

$$p_1^a, p_2^a, \dots, p_n^a$$

$$p_1^b, p_2^b, \dots, p_n^b$$

$$p_1^c, p_2^c, \dots, p_n^c$$

Als (Einzel-)Preismeßzahl für 2 beliebige Zeitpunkte 0 (Basiszeitpunkt) und t (Berichtszeitpunkt) mit  $0, t \in \{a, b, c\}$  definieren wir für eine beliebige Preiserhebung  $i \in \{1, 2, \dots, n\}$ :

$$I_{0,t}(i) = \frac{p_i^t}{p_i^0} \cdot 100$$

Je nach verwendetem Mittelungsprinzip definieren wir die Durchschnittsmeßzahl durch:

$$I_{0,t} = \begin{cases} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{p_i^t}{p_i^0} \cdot 100 & \text{Variante - VPI} \\ \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t}{\sum_{i=1}^n p_i^0} \cdot 100 & \text{Variante - DP} \\ \sqrt[n]{\prod_{i=1}^n \frac{p_i^t}{p_i^0}} \cdot 100 & \text{Variante - GM} \end{cases}$$

Wie unmittelbar aus der obigen Definition einsichtig ist, gelten für die Einzelmeßzahlen trivialerweise die folgenden Eigenschaften:

- a) Identitätseigenschaft  $I_{t,t}(i) = 100$
- b) Zeitumkehr-Eigenschaft  $I_{0,t}(i) \cdot I_{t,0}(i) = 100$
- c) Zyklische-Eigenschaft (Kettenregel)  $I_{a,b}(i) \cdot I_{b,c}(i) = I_{a,c}(i) \cdot 100$

Vom theoretischen Standpunkt aus ist es nun im Sinne einer axiomatischen Begründung vernünftig, zu fordern, daß eine aus der Aggregation von mehrfachen Preiserhebungen gewonnene Durchschnittsmeßzahl ebenfalls jene Eigenschaften erfüllt, die von den Einzelmeßzahlen trivialerweise erfüllt werden.

In der nachfolgenden Tabelle werden die Eigenschaften der unterschiedlichen Mittelungsprinzipien in bezug auf die Erfüllung der oben definierten Kriterien zusammengefaßt. Ihre Herleitung ist mathematisch trivial und ergibt sich durch unmittelbares Einsetzen von  $I_{0,t}$  in allen 3 Varianten in die Kriterien a), b), und c).

	Variante-VP	Variante-DP	Variante-GM
Identitätseigenschaft	erfüllt	erfüllt	erfüllt
Zeitumkehr-Eigenschaft	nicht erfüllt	erfüllt	erfüllt
Zyklische-Eigenschaft	nicht erfüllt	erfüllt	erfüllt

Aus der Sicht der Praxis ist einschränkend darauf hinzuweisen, daß die Nichterfüllung der theoretischen Postulate keineswegs unmittelbar die Untauglichkeit eines Aggregationsprinzips für praktische Zwecke impliziert.

### 2.3.2 Modellgestützte Herleitung

Im Rahmen dieses Abschnittes wollen wir untersuchen, unter welchen Modellannahmen die diskutierten Mittelungsprinzipien als optimale Verfahren im Sinne der statistischen Schätztheorie gerechtfertigt werden können. Dazu betrachten wir das theoretische Preismodell

$$p^t = \alpha p^0,$$

welches eine konstante relative Teuerung postuliert.

Für die empirische Umsetzung kommen 2 unterschiedliche Modellierungen der Variabilität in den Einzelpreiserhebungen in Frage:

$$\text{additives Fehlermodell} \quad p_i^t = \alpha p_i^0 + \varepsilon_i \quad \text{bzw.} \quad p_i^t / p_i^0 = \alpha + u_i$$

$$\text{multiplikatives Fehlermodell} \quad p_i^t = \alpha p_i^0 \cdot \varepsilon_i \quad \text{bzw.} \quad \log(p_i^t / p_i^0) = \log \alpha + v_i$$

Dabei symbolisiert  $\varepsilon_i$ ,  $u_i = \varepsilon_i / p_i^0$  und  $v_i = \log \varepsilon_i$  jeweils den stochastischen Störterm mit  $E(\varepsilon_i) = 0$ .

Im Falle des additiven Fehlermodells wollen wir 2 unterschiedliche Varianten der Modellspezifikationen in bezug auf die Varianz des Fehlerterms betrachten:

- i)  $V(\varepsilon_i) = \sigma^2 (p_i^0)^2$  bzw.  $V(u_i) = \sigma^2$
- ii)  $V(\varepsilon_i) = \sigma^2 p_i^0$  bzw.  $V(u_i) = \sigma^2 / p_i^0$

Im Fall ii) wird postuliert, daß die Varianz des Störterms  $\varepsilon$  linear mit dem Basispreis wächst, während im Fall i) eine Zunahme mit dem Quadrat des Basispreises unterstellt wird.

Unter der Annahme stochastisch unabhängiger Beobachtungen ist aufgrund des Gauß-Markov-Theorems der gewichtete Kleinsten-Quadrat-Schätzer (GLS generalized least squares) der beste lineare erwartungstreue Schätzer für Modelle des obigen Typs.

Mittels elementarer statistischer Techniken können für die verschiedenen betrachteten Modelle die nachstehenden GLS-Schätzer für den theoretischen Modellparameter  $\alpha$  abgeleitet und als genau eine der zur Diskussion stehenden Aggregationsvorschriften identifiziert werden:

additives Modell - Variante i)	$\hat{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{p_i^t}{p_i^0}$	Variante-VPI
additives Modell - Variante ii)	$\hat{\alpha} = \frac{1}{\sum_{i=1}^n p_i^0} \sum_{i=1}^n p_i^0 \frac{p_i^t}{p_i^0}$	Variante-DP
multiplikatives Modell	$\log \hat{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \left( \frac{p_i^t}{p_i^0} \right)$	Variante-GM

Vor dem Hintergrund dieser Überlegungen kann nun die Auswahl für eine der Mittelungsvarianten auf theoretischer Ebene dadurch gelenkt werden, daß man einem der stochastischen Preismodelle aufgrund theoretischer Überlegungen den Vorzug einräumt, und sich danach für die mit diesem ökonomischen Modell assoziierte GLS-Schätzung als Mittelungsprinzip entscheidet.

### 2.3.3 Ergebnisorientierter Vergleich

Trivialerweise sind die Berechnungsvarianten in allen jenen Fällen ident, wo im Zuge der Bildung der Durchschnittsmeßzahlen  $M_{jk}$  je Ware und Stadt keine eigentliche Aggregation erfolgt, sondern nur eine einzige Preiserhebung vorliegt ( $n_{jk}=1$ ).

Für den Fall, daß mehrfache Preiserhebungen vorliegen ergibt sich eine Äquivalenz zwischen den 3 Varianten nur genau dann, wenn alle relativen Preissteigerungen für eine Ware innerhalb der betrachteten Stadt konstant sind. Ansonsten können im Paarvergleich folgende Aussagen getroffen werden.

- **Variante-VPI versus Variante-GM**

Beim unmittelbaren Vergleich dieser beiden Varianten kann eine exakte algebraische Ungleichung abgeleitet werden, die eine allgemeine qualitative Aussage über die zu erwartenden Unterschiede der beiden Varianten erlaubt.

Generell gilt, daß das geometrische Mittel immer kleiner gleich dem entsprechenden arithmetischen Mittel ist, wobei die Gleichheit genau dann erreicht wird, wenn alle Einzelwerte ( $x_1, x_2, \dots, x_n$ ), über die gemittelt wird, konstant sind.

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \geq \sqrt[n]{\prod_{i=1}^n x_i}$$

Im gegenständlichen Kontext bedeutet dies, daß nur im Fall einer homogenen, relativen Preisänderung einer Ware innerhalb einer Stadt (d. h. die relative Preisänderung ist über alle Erhebungseinheiten konstant) die beiden Methoden äquivalente Ergebnisse liefern. In allen anderen Fällen ist davon auszugehen, daß die Ergebnisse der Variante-GM unter den Ergebnissen der Variante-VP zu liegen kommen, wobei mit wachsender Inhomogenität der relativen Preisentwicklung mit einer wachsenden Differenz zu rechnen ist.

#### • Variante-VPI versus Variante-DP

Vergleicht man die Berechnungsvariante-VPI mit der Variante-DP, so wird deutlich, daß die beiden Varianten (ungewichtetes bzw. gewichtetes arithmetisches Mittel) u.a. genau dann identische Ergebnisse liefern, wenn entweder alle individuellen Preismeßziffern  $E_{jksg}$  konstant sind, oder wenn alle Gewichte - das sind in diesem Falle die Basispreise - konstant sind. Für die Praxis bedeutet dies im ersten Fall, daß bei einer homogenen, relativen Preisänderung einer Ware in einer Stadt (d.h. die relative Preisänderung ist über alle Erhebungseinheiten konstant) die beiden Methoden äquivalente Ergebnisse liefern. Der zweite Fall, der zur Äquivalenz der Ergebnisse führt, würde bedeuten, daß es zum Basiszeitpunkt keine unterschiedlichen Preise für die betrachtete Ware in der relevanten Stadt gegeben hat.

Im allgemeinen werden die beiden Varianten natürlich unterschiedliche Ergebnisse aufweisen. Die formale Relation zwischen den beiden Varianten ist leider nicht von einer derartig einfachen Form wie beim Vergleich von VPI und GM. Betrachtet man nur 2 Waren, führt die Variante-DP zu einem kleineren Wert, wenn die folgende Ungleichung gilt:

$$p_1^t + p_2^t < p_1^t \cdot \frac{p_2^0}{p_1^0} + p_2^t \cdot \frac{p_1^0}{p_2^0}$$

Geht man nun ohne Beschränkung der Allgemeinheit davon aus, daß die Ware-2 zum Basiszeitpunkt die teurere ist, so impliziert dies, daß die folgende Ungleichung gelten muß:

$$\frac{p_2^t}{p_2^0} < \frac{p_1^t}{p_1^0}$$

Konkret bedeutet dies, daß die Preissteigerung der billigeren Ware größer sein muß als die der teureren Ware, damit die Variante-DP einen kleineren Wert als die Variante-GM liefert.

Allgemein kann man nun versuchen, durch die Spezifikation ökonomisch sinnvoller Szenarien für das Marktverhalten qualitative Aussagen über die zu erwartenden Differenzen zu treffen.

Unter der Annahme eines funktionierenden Wettbewerbes am Markt erscheint es sinnvoll anzunehmen, daß Anbieter von Waren und Dienstleistungen die zum Basiszeitpunkt mit niedrigeren Preisen operiert haben, eine stärkere Preiserhöhung realisieren werden, als jene Anbieter, die ihre Produkte und Dienstleistungen in der Basisperiode bereits zu höheren Preisen angeboten haben. Im Sinne einer zeitlichen Verzögerung kann eine solche Entwicklung auch als Nachzieheffekt interpretiert werden.

Vor dem Hintergrund des oben skizzierten ökonomischen Szenarios, das vereinfacht ausgedrückt eine stärkere Teuerung billigerer Waren bzw. umgekehrt eine schwächere Teuerung von teureren Waren postuliert, folgt als logische Konsequenz, daß bei der Variante-DP, die ja die Preisentwicklung von teureren Waren prinzipiell höher gewichtet, mit geringeren Indexwerten zu rechnen ist als bei der ungewichteten Berechnung mit der Variante-VPI.

Es wird jedoch darauf hingewiesen, daß es sich hierbei um keine mathematische Aussage, die auf einer allgemeinen algebraische Ungleichung basiert, sondern um eine unter realistischen Marktbedingungen zu erwartende Relation handelt.

#### • Variante-DP versus Variante-GM

Auch in diesem Falle kann keine allgemeine algebraische Aussage über die zu erwartende Differenz getroffen werden. Es ist auch relativ schwierig, durch die Spezifikation ökonomisch sinnvoller Szenarien für das Marktverhalten qualitative Aussagen über die zu erwartenden Differenzen zu gewinnen.

Dies wird auch schon bei der formalen Untersuchung im Spezialfall von nur 2 Waren deutlich. Hier liefert die Durchschnittspreismethode genau dann einen kleineren Indexwert als das geometrische Mittel, wenn folgende Ungleichung erfüllt ist:

$$(p_1^t \cdot p_2^0 - p_1^0 \cdot p_2^t) \cdot (p_1^t \cdot p_1^0 - p_2^0 \cdot p_2^t) < 0$$

Geht man nun ohne Beschränkung der Allgemeinheit davon aus, daß die Ware-1 eine größere relative Preissteigerung erfährt, daß also gilt

$$\frac{p_2^t}{p_2^0} < \frac{p_1^t}{p_1^0},$$

so ist die obige Ungleichung genau dann erfüllt, wenn zusätzlich gilt

$$p_1^0 \cdot p_1^t < p_2^t \cdot p_2^0.$$

Die beiden obigen Bedingungen sind etwa dann erfüllt, wenn die stärker im Preis steigende Ware-1 zum Basiszeitpunkt billiger ist und die teurere Ware-2 auch zum Berichtszeitpunkt noch mindestens gleich teuer wie die Ware-1 ist.

Bei Betrachtung von mehr als 2 Waren ist eine inhaltliche Interpretation praktisch nicht mehr möglich.

Verbindet man jedoch die Erkenntnisse der beiden vorangegangen Kapitel, so ist zu erwarten, daß die Differenz zwischen diesen beiden Varianten in der Praxis relativ gering sein wird, da für jede Variante zu erwarten ist, daß sie im Vergleich zur Variante-VPI geringere Werte liefert.

Auch hier gilt, daß im Fall einer homogenen, relativen Preisänderung einer Ware innerhalb einer Stadt (d.h. die relative Preisänderung ist über alle Erhebungseinheiten konstant) die beiden Methoden äquivalente Ergebnisse liefern.

### 2.3.4 Zusammenfassung

Aufgrund theoretischer, mathematisch struktureller Postulate erscheinen zunächst die beiden Varianten DP und GM besonders geeignet zu sein.

Alle 3 Varianten können unter Zugrundelegung eines statistischen Modells als optimale Schätzer gerechtfertigt werden, wobei eine definitive Modellselektion auf der Basis empirischer Daten nicht möglich erscheint.

In bezug auf die zu erwartenden Ergebnisse liefern die 3 Varianten nur im Falle homogener relativer Preisänderungen gleiche Ergebnisse. Im Paarvergleich kann zwischen VPI und GM eine allgemeine auf algebraischen Gesetzen basierende Ungleichung angegeben werden. Beim Vergleich zwischen VPI und DP kann unter relativ einfachen ökonomischen Annahmen über das Marktverhalten hergeleitet werden, daß die Methode DP kleinere empirische Ergebnisse liefern wird. Für den Vergleich zwischen DP und GM können praktisch keine allgemeinen Aussagen gemacht werden.

**Zusammenfassend** lässt sich daher festhalten, daß eine rein theoretische Entscheidung für eine der zur Diskussion stehenden Berechnungsvarianten, ohne Beistellung empirischer Berechnungen nicht gerechtfertigt werden kann.

Im folgenden Kapitel werden die im Rahmen des Projektes für die Warengliederung verwendeten Klassifikationssysteme für Waren vorgestellt.

## 3 Definition der Klassifikationssysteme für Waren

Für die Klassifikation der Waren des Warenkorbes stehen alternative Konzepte zur Verfügung.

Um den Rahmen dieses Artikels nicht zu sprengen, wird bei der Vorstellung der Ergebnisse nur auf die folgenden zwei Klassifikationsschemata eingegangen:

- Verbrauchsgruppen
- COICOP-Gruppen

Auf die Ergebnisse der regionalen und saisonalen Gliederungen wird in diesem Aufsatz nicht näher eingegangen.

### 3.1 Verbrauchsgruppen

Diese Gliederung stellt eine Gruppierung der Waren nach Verbrauchskriterien dar und ist in Österreich seit längerem im Einsatz (siehe Tabelle 1).

### 3.2 COICOP-Systematik

Ähnlich wie die Verbrauchsgruppengliederung orientiert sich auch die COICOP-Systematik an Verbrauchskriterien. Allerdings handelt es sich hierbei um eine

international definierte hierarchische Systematik, die 3 Gliederungsebenen umfaßt (siehe Tabelle 2).

Tabelle 1: Verbrauchsgruppen

<b>Verbrauchsgruppe</b>	<b>Bezeichnung</b>
1	Ernährung und Getränke
2	Tabakwaren
3	Errichtung, Miete und Instandhaltung von Wohnungen
4	Beleuchtung und Beheizung
5	Hausrat und Wohnungseinrichtung
6	Bekleidung und persönliche Ausstattung
7	Reinigung von Wohnung, Wäsche und Bekleidung
8	Körper- und Gesundheitspflege
9	Bildung und Freizeit
10	Verkehr

Tabelle 2: COICOP-Hauptgruppen

<b>COICOP-Hauptgruppe</b>	<b>Bezeichnung</b>
1	FOOD, NON-ALCOHOLIC BEVERAGES
2	ALCOHOLIC BEVERAGES, TOBACCO & NARCOTICS
3	CLOTHING AND FOOTWEAR
4	HOUSING, WATER, ELECTRICITY, GAS & OTHER FUELS
5	FURNISHING, HOUSEH. EQUIPM. & ROUTINE MAINT. OF THE HOUSE
6	HEALTH
7	TRANSPORT
8	COMMUNICATIONS
9	RECREATION AND CULTURE
10	EDUCATION
11	HOTELS, CAFES AND RESTAURANTS
12	MISCELLANEOUS GOODS AND SERVICES

Bei der Analyse der Ergebnisse für die COICOP-Gruppen erscheint der Vergleich mit den Hauptgruppen der Verbrauchsgruppengliederung sinnvoll, da hier eine starke Überlappung gegeben ist.

### 3.3 Versuch, eigene Warensystematiken zu finden

Im Rahmen dieses Kapitels wurde untersucht, inwieweit unterschiedliche Aggregationen der betrachteten Waren in bezug auf die Preisentwicklungen homogen sind. Dabei wurden einerseits Experimente in Richtung einer automatischen Klassifikation mittels Verfahren der Clusteranalyse, andererseits vergleichende Untersuchungen zwischen theoretisch begründeten Warensystematiken durchgeführt.

Generell ist festzuhalten, daß die Versuche mittels automatischer Klassifikationsverfahren neue empirische Warenklassifikationsschemata auf der Basis der Preisentwicklungen (gewichtet oder ungewichtet) abzuleiten, zu keinen inhaltlich sinnvollen Gruppenbildungen geführt haben.

Um eine Visualisierung der mehrdimensionalen Beobachtungen pro Ware zu ermöglichen, wurden die 6 Einflußwerte aus den Jahren 1990 bis 1995 einer Hauptkomponentenanalyse unterzogen und sämtliche Waren als Punkte in dem von den ersten beiden Hauptkomponenten aufgespannten zweidimensionalen Raum dargestellt. Dabei wird deutlich, daß auf der Basis der Einflußwerte (1990 - 1995) keine statistisch relevante Gruppenstruktur gefunden werden kann. Alle Waren bilden eine klumpenhafte Punktwolke, um die sich einige abweichende Beobachtungen gruppieren.

Versucht man die außenliegenden Beobachtungen in bezug auf ihre Entfernung zur Punktwolke zu reihen, so kann dies etwa mit dem iterativen Verfahren des „elliptical peelings“ erfolgen. Dabei werden in jedem Verfahrensschritt jene Beobachtungen ermittelt, die auf der kleinsten alle Beobachtungen umspannenden Ellipse liegen. In den folgenden Verfahrensschritten werden diese Beobachtungen nicht mehr herangezogen. Auf diese Weise können die Beobachtungen in bezug auf ihre Nähe zum Punktzentrum geordnet werden, wobei die zugrundeliegende Metrik durch Weglassen der jeweils bereits behandelten Ausreißer dynamisch modifiziert wird.

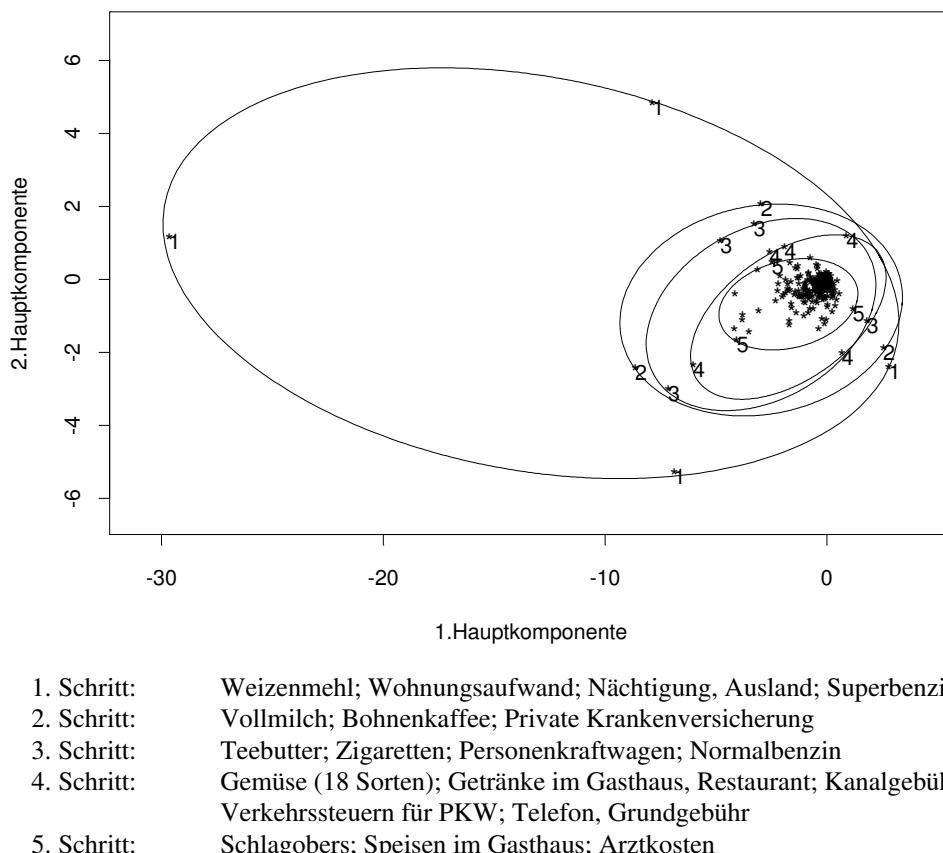


Abbildung 1: Elliptical Peeling von Waren auf Basis der Einflußwerte (1990-1995)

Die alleinige Berücksichtigung von Preisentwicklungen zur Bildung einer Waren-systematik führt bei Anwendung von Algorithmen zu inhaltlich absurdem und statistisch

gegeneinander schlecht abgegrenzten Gruppen. Letzteres wird durch die vorige Grafik bzw. die entstehenden einzelnen „peeling-Schritte“ drastisch visualisiert.

## 4 Ergebnisse

### 4.1 Österreich Gesamt

Im nachfolgenden Diagramm werden die Jahreswerte für den Preisindex *Österreich Gesamt* im Analysezeitraum 1989 bis 1995 nach den alternativen Berechnungsvarianten ausgewiesen. Es ist augenscheinlich, daß die Berechnungen auf Basis der Durschnittspreismethode (Variante-DP) und der geometrischen Mittelung (Variante-GM) generell zu geringeren Indexwerten führen.

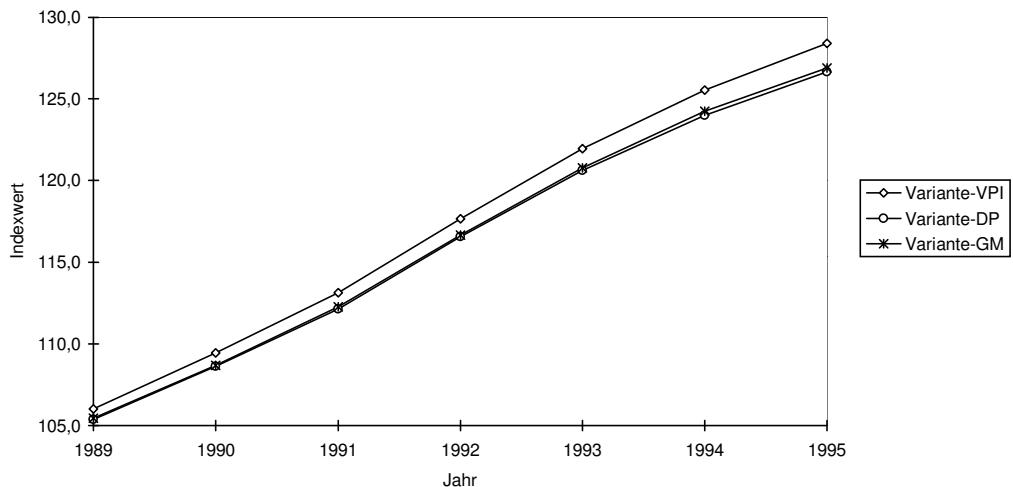


Abbildung 2: Indexvarianten für Österreich Gesamt

Betrachtet man das Diagramm der paarweisen Differenzen der Indexwerte, so wird deutlich, daß der Unterschied zwischen dem VPI 86 und den beiden anderen Varianten monoton von 0,6 (DP) bzw. 0,5 (GM) Indexpunkten im Jahre 1989 auf 1,7 (DP) bzw. 1,5 (GM) im Jahre 1995 zugenommen hat, während die Varianten DP und GM über den gesamten Zeitraum nur geringfügige Unterschiede zueinander aufweisen. Dabei ist der Wert der Variante-GM konstant zwischen 0,1 und 0,2 Indexpunkte größer als jener der Variante-DP.

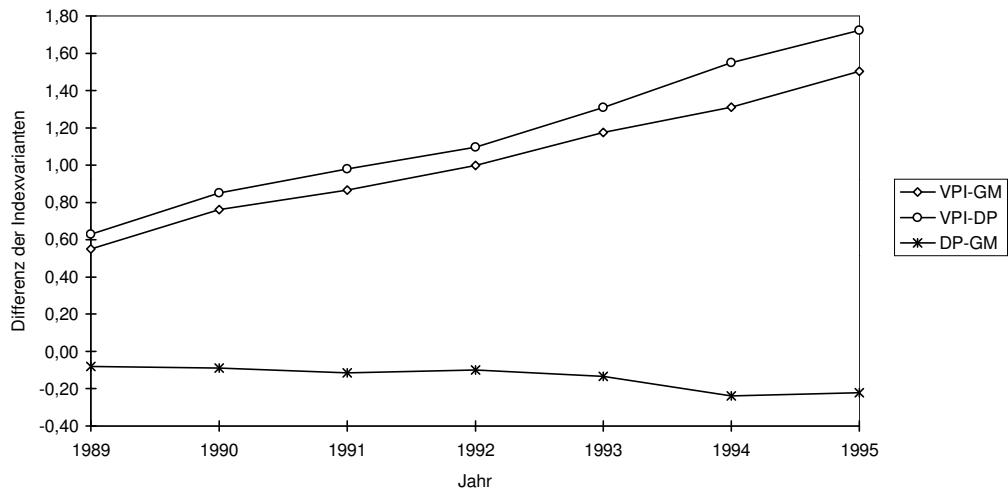


Abbildung 3: Differenz der Indexvarianten für Österreich Gesamt

Man kann erkennen, daß sich bei den Differenzen zwischen VPI-86 und den beiden alternativen Berechnungsformeln eine wachsende Schere im Zeitverlauf eröffnet.

Berechnet man die jährlichen Inflationsraten, so zeigt sich, daß die Variante VPI immer den Maximalwert annimmt. Auch hier zeigt sich im Schaubild der nahezu identische Verlauf der beiden Alternativvarianten GM und DP, während der Verlauf der Inflationsrate nach der Berechnungsvariante VPI immer zwischen 0,1 und 0,2 Prozentpunkte höher liegt.

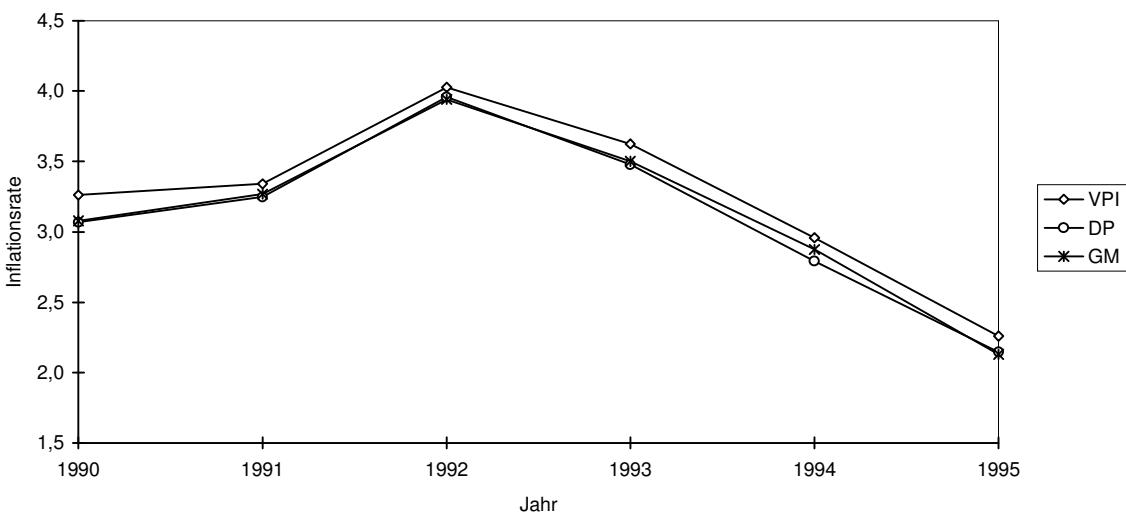


Abbildung 4: Inflationsraten für Österreich Gesamt

## 4.2 Ergebnisse ausgewählter Gruppen verschiedener Warenklassifikationen

Folgendes Kapitel verdeutlicht, daß sich die Ergebnisse für den Gesamtindex im wesentlichen auch auf die unterschiedlichen Warengruppen der Verbrauchsgruppen-gliederung übertragen lassen. Allerdings kann hierbei sehr wohl eine Differenzierung vorgenommen werden.

So zeigen sich beispielsweise bei der COICOP-Gruppe „Alcoholic Beverages, Tobacco & Narcotics“ die beobachteten strukturellen Unterschiede zwischen den Berechnungsvarianten deutlich. Demgegenüber steht die Hauptgruppe „Tabakwaren“ (Verbrauchsgruppen-Klassifikation): Für diese Gruppe liefern aufgrund der vorliegenden Basisdaten, die für alle Waren dieser Gruppe keine Variation aufweisen, alle 3 Berechnungsvarianten identische Ergebnisse. Die Unterschiede der auf den ersten Blick sehr ähnlichen Gruppen „Alcoholic Beverages, Tobacco & Narcotics“ (COICOP-Klassifikation) und „Tabakwaren“ liegen in dem differenzierten Warenaufbau. So beinhaltet die behandelte COICOP-Gruppe neben den Tabakwaren, deren Preise staatlich festgesetzt sind, zusätzlich noch nicht monopolisierte Waren (Genußmittel), wodurch eine maßgebliche Streuung für die Indexvariantendifferenzen zustandekommt. Natürlich gibt es auch in der Verbrauchsgruppen-Klassifikation Gruppen mit starken Streungstendenzen, so z.B. die Hauptgruppe „Bekleidung und persönliche Ausstattung“. Diese Gruppen enthalten viele Waren, bei denen innerhalb einer regionalen Erhebungseinheit (Stadt) zahlreiche Preiserhebungen, die auch unterschiedliche Preisentwicklungen reflektieren, durchgeführt wurden. Anzumerken bleibt, daß es in beiden Klassifikationssystemen auch sehr ähnlich aufgebaute Aggregationsgruppen gibt.

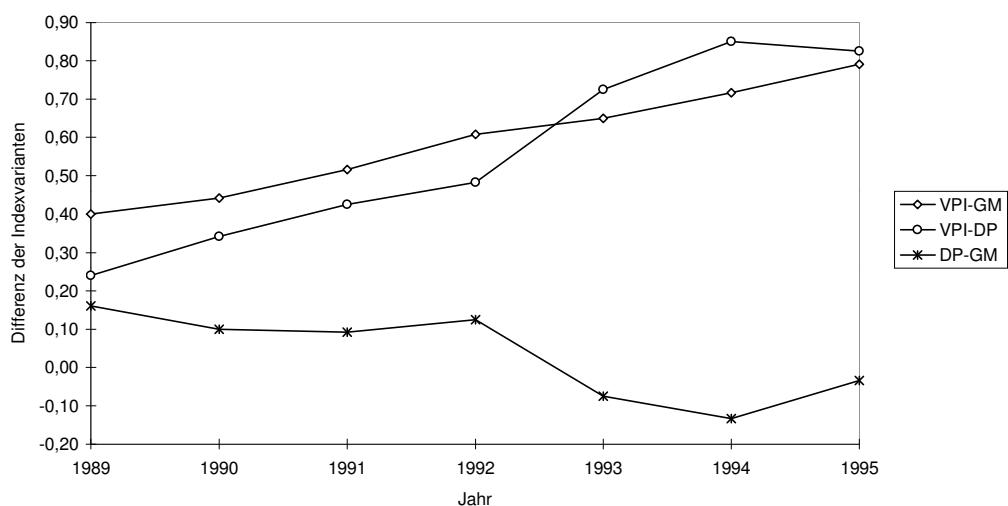


Abbildung 5: Differenzen der Indexvarianten für die COICOP-Hauptgruppe „Alcoholic Beverages, Tobacco & Narcotics“

## 5 Sensitivitätsanalyse

Ziel der in diesem Kapitel vorgestellten Sensitivitätsanalyse ist es, den Einfluß verschiedener Teilaggregate auf die jährliche Gesamtinflationsrate im Kontext der alternativen Berechnungsformeln zu quantifizieren.

Betrachtet man  $i = 1, \dots, I$  disjunkte Teilaggregate so ergibt sich unter Verwendung der Notation

$M_i^t$ bzw. $M_i^{t-1}$	Meßziffer des Teilaggregats $i$ im Jahr $t$ bzw. $t-1$
$I_t$ bzw. $I_{t-1}$	Gesamtindex im Jahr $t$ bzw. $t-1$
$IR_t$	Inflationsrate zum Zeitpunkt $t$
$w_i$	Gewicht des Teilaggregats $i$

der Gesamtindexwert gemäß der Definition im Abschnitt 2.2 durch die gewichtete Summierung über die  $I$  Teilaggregate.

$$I_t = \sum_{i=1}^I w_i \cdot M_i^t$$

Demgemäß kann die prozentuelle Inflationsrate wie folgt dargestellt werden:

$$IR_t = \frac{I_t}{I_{t-1}} \cdot 100 - 100 = \sum_{i=1}^I \frac{w_i \cdot (M_i^t - M_i^{t-1})}{I_{t-1}} \cdot 100$$

Dies impliziert für jedes Teilaggregat  $i = 1, \dots, I$  einen als „Einfluß“ bezeichneten individuellen Beitrag zur Inflationsrate, der durch folgenden Ausdruck gegeben ist:

$$\text{Einfluß}_{t,i} = \frac{M_i^t - M_i^{t-1}}{I_{t-1}} \cdot w_i \cdot 100.$$

Grundlage der Sensitivitätsanalyse bilden also die Jahresdurchschnittswerte der Meßziffern der einzelnen Aggregate sowie der Gesamtindex des Vorjahres jeweils in allen 3 Berechnungsvarianten und die Gewichte des Teilaggregates.

Um die Wahrnehmung der relativen Einflußstärke der einzelnen Teilaggregate zu erleichtern, wird die jeweilige Inflationsrate auf 100% normiert und der prozentuelle Einfluß dargestellt.

$$\text{Einfluß}_{t,i} \text{ in \%} = \text{Einfluß}_{t,i} / IR_t \cdot 100$$

Somit erhält man den prozentuellen Anteil eines Teilaggregates an der Gesamtinflationsrate.

Dabei zeigte sich generell, daß die relative Wertigkeit der einzelnen Teilaggregate für das Zustandekommen der Inflationsrate von den alternativen Berechnungsvarianten weitestgehend unabhängig ist. Daher werden nur die Ergebnisse der Berechnungsvariante Arithmetisches Mittel (Variante VPI) für die COICOP-Hauptgruppen dargestellt.

Tabelle 3: Prozentueller Einfluß der COICOP-Hauptgruppen für die Variante VPI

<b>COICOP-Hauptgruppe</b>	<b>90</b>	<b>91</b>	<b>92</b>	<b>93</b>	<b>94</b>	<b>95</b>
FOOD, NON-ALCOHOLIC BEVERAGES	13,37	18,90	11,58	7,51	5,78	-12,64
ALCOHOLIC BEVERAGES, TOBACCO & NARCOTICS	1,18	2,21	5,48	3,62	4,05	3,22
CLOTHING AND FOOTWEAR	11,44	12,73	10,64	10,74	11,97	7,32
HOUSING, WATER, ELECTRICITY, GAS & OTHER FUELS	20,25	20,52	18,64	18,97	22,79	36,93
FURNISHING, HOUSEH. EQUIPM. & ROUTINE MAINT. OF THE HOUSE	7,24	7,45	6,72	8,27	7,09	5,67
HEALTH	1,65	2,63	3,55	2,75	3,52	4,13
TRANSPORT	15,03	6,60	11,19	9,04	12,99	19,43
COMMUNICATIONS	-1,44	-1,33	-0,15	0,00	0,42	-0,36
RECREATION AND CULTURE	4,67	5,76	5,60	6,97	6,98	5,56
EDUCATION	2,12	1,84	3,21	2,90	3,33	5,10
HOTELS, CAFES AND RESTAURANTS	16,08	11,41	13,50	17,71	7,73	13,77
MISCELLANEOUS GOODS AND SERVICES	8,36	11,37	10,04	11,52	13,43	11,92
<b>==== Total ====</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>

## 6 Dynamische Modifikation der Gewichte

Vor dem Hintergrund einer ökonomischen Situation dynamischer und flexibler Märkte mit immer kürzer werdenden Produktlebenszyklen erscheint es sinnvoll im Rahmen der gegenständlichen Untersuchungen auch das Konzept eines für eine längere Zeitperiode (Dekade) konstanten Warenkorbs, welcher ein repräsentatives Bild der Konsumgewohnheiten widerspiegelt, kritisch zu beleuchten.

Durch Heranziehung zusätzlicher Datenquellen aus der VGR wurden im Rahmen von Proberechnungen die Auswirkung einer laufend adaptierten Gewichtung im Sinne einer Anpassung an veränderte Konsumgewohnheiten evaluiert.

### 6.1 Ausgangsdaten

Um den Effekt einer dynamischen Modifikation der Gewichtungskoeffizienten empirisch abschätzen zu können, wurden seitens des ÖSTAT aus der VGR stammende Tabellen zur Verfügung gestellt.

In der nachstehenden Graphik können jene VGR-Untergruppen identifiziert werden, für die im Beobachtungszeitraum auffällige Veränderungen der relativen Gewichtung bezogen auf die für die Berechnung des VPI 86 verwendeten Gewichte beobachtet wurden. Dazu wurde das Profil der konstanten beim VPI verwendeten Gewichte mit jenen Extremprofilen verglichen, die sich ergeben, wenn man jeweils den minimalen bzw. den maximalen Gewichtswert während der Beobachtungsperiode heranzieht.

Auffällige Änderungen der Gewichte können für die folgenden VGR-Untergruppen beobachtet werden:

- 3.1 Wohnungsaufwand ohne Mieten
- 5.4 Spitals- und Fürsorgedienste
- 8.3 Hotel-, Gast- und Schankgewerbe

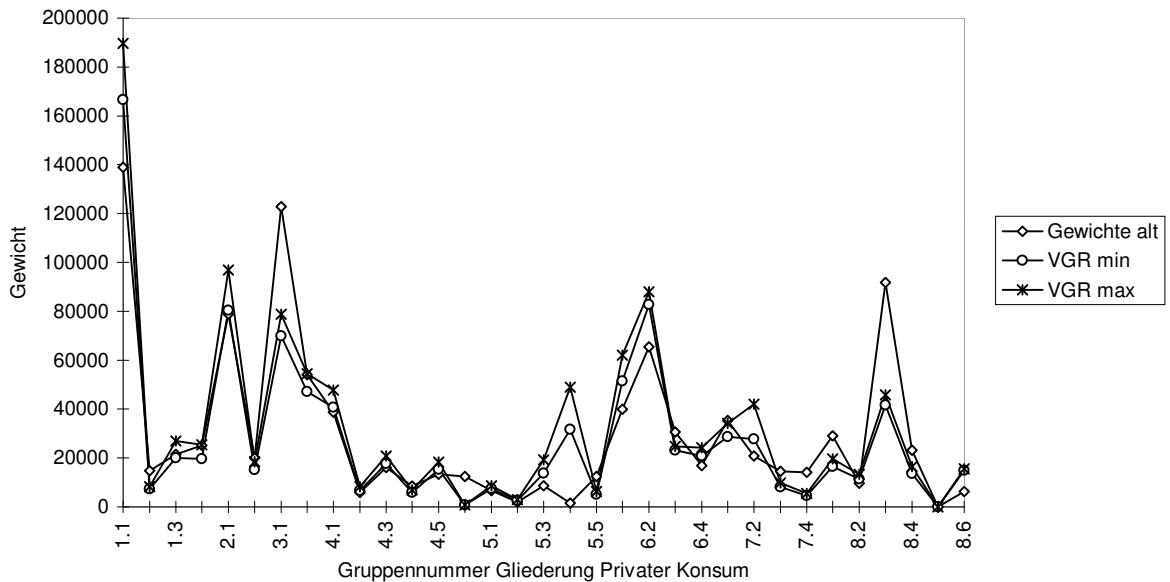


Abbildung 6: Gewicht nach VPI 86 im Vergleich mit den Gewichten der VGR

Während die Differenzen der Gewichte im Zusammenhang mit der Gruppe Wohnungsaufwand eher auf definitorische Abgrenzungsprobleme zurückzuführen sein dürften, erscheinen die beiden anderen auffälligen Änderungen in der Gewichtung von inhaltlicher Relevanz und könnten dahingehend interpretiert werden, daß die privaten Ausgaben für Spitals- und Fürsorgedienste gestiegen sind, während die privaten Konsumausgaben von Inländern im Inland beim Bereich Hotel-, Gast- und Schankgewerbe eine rückläufige Tendenz aufweisen.

## 6.2 VPI nach VGR-Klassifikation

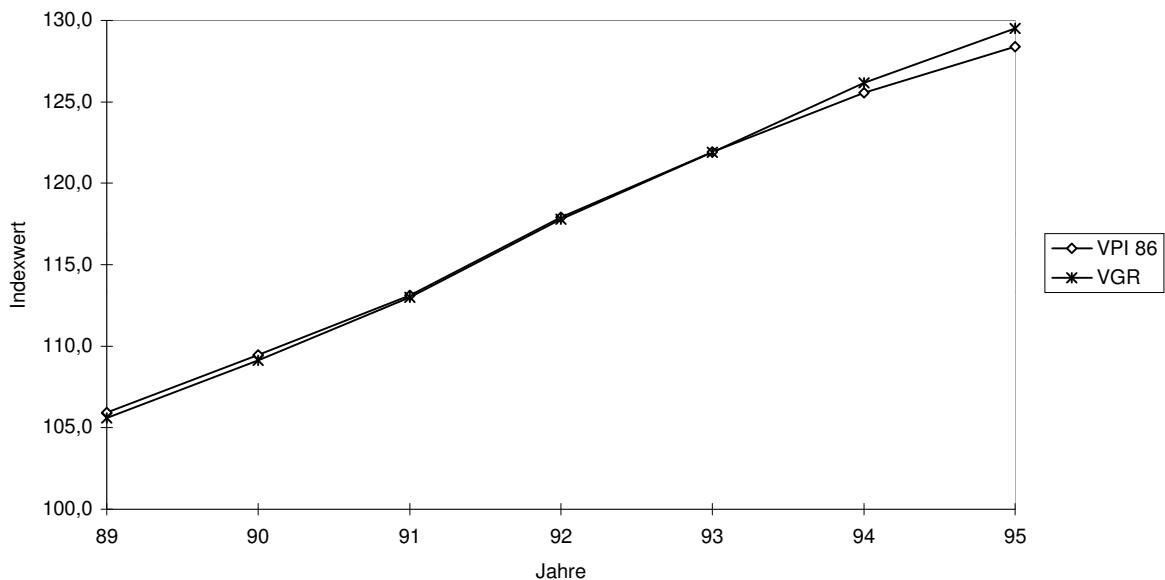
In diesem Kapitel werden nunmehr die Ergebnisse des VPI 86 mit zwei alternativen Berechnungsvarianten verglichen. Bei diesen beiden Varianten erfolgte eine dynamische Nutzung der durch die VGR dokumentierten geänderten Verbrauchergewohnheiten durch eine laufende Modifikation der sowohl auf Ebene der Hauptgruppen als auch auf Ebene der Untergruppen ermittelten Gewichte.

Die beiden Varianten unterscheiden sich lediglich in bezug auf die Lagstruktur bei der Nutzung der VGR-Daten. In der Variante VGR<sub>1</sub> werden die aus der VGR für ein Jahr  $t$  ermittelten Gewichte bereits für die Berechnung des Indexwertes im Jahr  $t+1$  herangezogen. Da in der Praxis die Annahme einer unmittelbaren Verfügbarkeit der aktuellen Gewichte nicht realistisch ist, wurde in der Variante VGR<sub>2</sub> die Nutzung der Gewichte auf der Basis der VGR-Daten des Jahres  $t$  erst für die Berechnung des Indexwertes im Jahr  $t+2$  herangezogen.

Tabelle 4: Jährliche Indexwerte bzw. Differenzen nach Varianten

Jahr	VPI 86	VGR <sub>1</sub>	VGR <sub>2</sub>	IR	IR <sub>1</sub>	IR <sub>2</sub>
1989	106,0	105,6	-	-	-	-
1990	109,5	109,1	108,9	3,3%	3,3%	-
1991	113,1	113,0	112,9	3,3%	3,5%	3,6%
1992	117,7	117,8	117,8	4,0%	4,3%	4,4%
1993	121,9	121,9	121,7	3,6%	3,5%	3,3%
1994	125,5	126,2	125,9	3,0%	3,5%	3,5%
1995	128,4	129,5	128,6	2,3%	2,6%	2,2%

Wie aus obiger Tabelle ersichtlich ist, erscheinen die empirischen Ergebnisse relativ robust in bezug auf eine laufende Aktualisierung der Gewichte. Allerdings muß einschränkend vermerkt werden, daß der Unterschied im Indexwert VGR<sub>1</sub> im Jahr 1995, bei dem die VGR-Gewichte aus dem Jahr 1994 Verwendung finden, mehr als einen Prozentpunkt beträgt.

Abbildung 7: Vergleich der Indexwerte VPI 86 und VGR<sub>1</sub>

Insgesamt wird für den gesamten Zeitverlauf ein flacherer Kurvenverlauf der Entwicklung des Preisindex bei Verwendung einer dynamischen Gewichtung beobachtet. Dieser Umstand wird durch die letzte Graphik beleuchtet.

Vergleicht man die Ergebnisse dieser Berechnungen mit dem üblicherweise in der ökonomischen Theorie vermuteten Substitutionsverhalten, so sind die Ergebnisse doch zumindest überraschend. Es erscheint bemerkenswert, daß sich bei dynamischer Adaption der Gewichte basierend auf den das Konsumverhalten beschreibenden Daten aus der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung ein steilerer Anstieg für die Indexwerte ergibt.

### 6.3 Abschätzung der Variationsbreite durch Gewichtsverschiebungen

In diesem Abschnitt wird versucht, durch eine dateninterne Modellierung von potentiellen Substitutionsverhalten im Sinne einer Szenarienrechnung Abschätzungen über die mögliche Variationsbreite der Ergebnisse zu geben. Dabei werden jene Effekte ausgewiesen, welche sich durch geänderte Konsumgewohnheiten innerhalb der COICOP-Hauptgruppen ergeben können.

Für die Ermittlung der in der folgenden Graphik ausgewiesenen Ergebnisse werden hypothetische Verschiebungen des Konsumverhaltens und somit der relativen Gewichtungen innerhalb der COICOP-Hauptgruppen simuliert.

So wird etwa bei der Variante MIN das gesamte Gewicht jeder COICOP-Gruppe auf jene Ware gelegt, welche die geringste Teuerung aufweist, während bei der Variante MAX das gesamte Gewicht jeder COICOP-Gruppe auf jene Ware gelegt, die die höchste Teuerung aufweist.

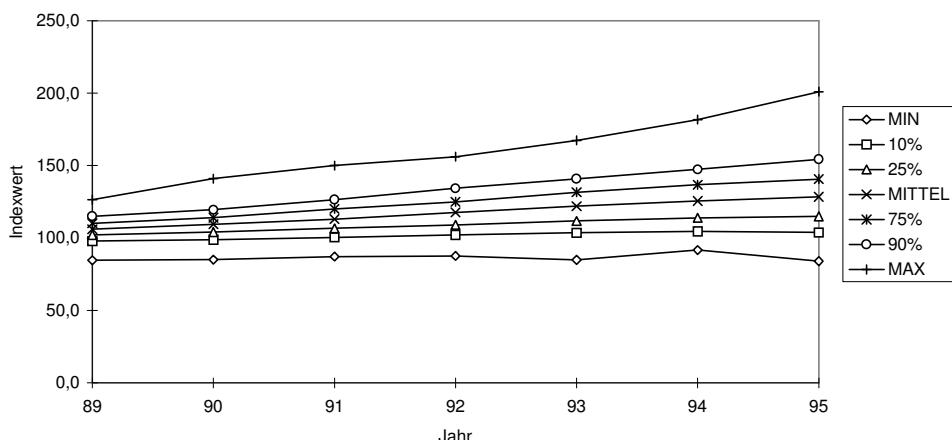


Abbildung 8: Indexwerte der Worst-Best-Analyse für die COICOP-Hauptgruppen

Sowohl aus dem obigen Schaubild als auch für die Szenarien der Inflationsraten (hier nicht dargestellt) wird deutlich, daß der Frage der adäquaten Gewichtung eine wesentliche Bedeutung zukommt. Wenngleich also die Nutzung der dynamischen Gewichte aus der VGR nur zu relativ geringen Auswirkungen auf die Indexwerte und Inflationsraten führten, beinhaltet die Wahl der Gewichte dennoch ein größeres Einflußpotential für das Zustandekommen der Ergebnisse.

## 7 Danksagung

Die Autoren danken sämtlichen Mitarbeitern des Österreichischen Statistischen Zentralamts, die zur Realisierung der Aufgabenstellung beigetragen haben, für Ihre Kooperationsbereitschaft.

## Literatur

- F. Ferschl. *Deskriptive Statistik*. Physica-Verlag, Würzburg, Wien, 1978.
- J. Hartung. *Statistik*. Oldenbourg-Verlag, München, Wien, 9. Auflage, 1993.
- Österreichisches Statistisches Zentralamt. *Verbraucherpreisindex Revision 1986*. Wien, 1987.

Adressen der Autoren:

Marcus Hudec  
Institut für Statistik, Operations Research  
und Computerverfahren  
Universitätsstraße 5/9  
A - 1010 Wien, Austria  
Tel. +43 1 4076355 / 140  
Fax +43 1 4076355 / 88  
E-Mail: hudec@smc.univie.ac.at

Roland Kurzawa  
Institut für Statistik, Operations Research  
und Computerverfahren  
Universitätsstraße 5/9  
A - 1010 Wien, Austria  
E-Mail: s9303525@gunther.smc.univie.ac.at

Harald Titz  
Institut für Statistik, Operations Research  
und Computerverfahren  
Universitätsstraße 5/9  
A - 1010 Wien, Austria  
E-Mail: s9302531@gunther.smc.univie.ac.at