

# Der Unsinn von Kettenindizes

von

Peter von der Lippe

Unsere Kritik an Kettenindizes<sup>1</sup> beginnt mit terminologischen Unklarheiten, aus denen einige plausibel wirkende "Vorteile" von Kettenindizes zu folgen scheinen. Im zweiten Abschnitt wird nach Eigenschaften dieses Indextyps gefragt, und danach, ob es eine theoretische Fundierung gibt, die über die Obsession mit der "up-to-dateness" des Warenkorbs und das grundsätzliche Unverständnis gegenüber dem Prinzip des "reinen Preisvergleichs" hinausgeht. Abschließend werden einige von "chainers" gern vorgebrachte, oft sehr plausibel klingende und nicht selten ungeprüft übernommene Argumente unter die Lupe genommen. Dabei zeigt sich, dass sie einer näheren Betrachtung nicht standhalten<sup>2</sup>.

Das 1993 revidierte "System of National Accounts" (SNA) empfiehlt Kettenindizes nach Fisher für die Inflationsmessung und Deflationierung. Es im wesentlichen im Europäischen System der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR)<sup>3</sup> übernommen und ist damit auch für Deutschland bindend. Das Thema hat also auch politische Relevanz<sup>4</sup>.

## 1. Grundlage vieler Mißverständnisse: Definition eines Kettenindex

### a) Direkte und indirekte Indizes, Kette und Kettenglied

Die oft anzutreffende Unterscheidung zwischen Preisindizes mit "fester Basis" (fixed base) und "gleitender Basis (Kettenindizes)" legt nicht nur eine falsche Alternative nahe<sup>5</sup>, sondern auch Emotionen: vor die Wahl gestellt, was besser ist, fest, veraltet oder gleitend, flexibel, laufend aktualisiert wird sich wohl kaum jemand für die erste und gegen die zweite Möglichkeit entscheiden. Das Problem ist nicht die Basis oder die Gewichtung, sondern allein, wie ein Zwei-Perioden-Vergleich der Preise zwischen der Periode 0 (Basisperiode) und der Periode t (Berichtsperiode) hergestellt wird, nämlich "direkt", nur unter Verwendung der Daten von 0 und t, oder "indirekt" durch Verkettung (Multiplikation) vieler Vergleiche jeweils für Teilintervalle des Intervalls von 0 bis t, also mit Daten von 0, 1, ... , t - 1 und t. Wir unterscheiden deshalb "direkte" und "Kettenindizes". Alle bekannten Indexformeln lassen sich in dieser oder jener Form entwickeln.

Es gibt also Ansätze des Zwei-Perioden-Vergleichs (zwischen 0 und  $t \geq 2$ ), nämlich

---

<sup>1</sup> Der Titel soll auf G. Haberlers Buch "Der Sinn der Indexzahlen" (1927) anspielen. Andere Autoren, z. B. Reich, 1998 haben nicht nur zu den SNA-Empfehlungen, sondern z.B. auch zum Divisia Index eine ganz andere Meinung. Vgl. auch v. d. Lippe, 1999.

<sup>2</sup> Selbst in einer, dem Kettenindex weniger ablehnend gegenüberstehenden Schrift heißt es: "The arguments usually advanced to substantiate this superiority are not, however, very convincing" (Szulc 1983, S. 537).

<sup>3</sup> Abgekürzt ESA oder ESVG.

<sup>4</sup> Dem Verfasser ist natürlich bekannt, dass politisch die Weichen bereits gestellt sind, und dass er gegen den Strom schwimmt. Für eine kritische Betrachtung statistischer Methoden ist es aber nie "zu spät".

<sup>5</sup> Etwa die Vorstellung dass Kettenindizes - und nur diese - ein variables, den aktuellen Erfordernissen angepaßtes Wägungsschema besitzen, während alle anderen Indextypen mit einem starren Schema arbeiten, und dass ein "Kettenindex" verkettbar sei.

- Beim direkten Ansatz ist der Preisindex  $P_{0t}$  eine Funktion der Preis- und Mengenvektoren  $\mathbf{p}_0, \mathbf{p}_t, \mathbf{q}_0, \mathbf{q}_t$

$$(1) \quad P_{0t} = P(\mathbf{p}_0, \mathbf{q}_0, \mathbf{p}_t, \mathbf{q}_t),$$

etwa die Preisindizes nach Laspeyres<sup>6</sup>  $P_{0t}^L = \frac{\mathbf{p}_t \mathbf{q}_0}{\mathbf{p}_0 \mathbf{q}_0} = \frac{\sum p_t q_0}{\sum p_0 q_0}$  oder Paasche  $P_{0t}^P$ , und

- der Ketten-Ansatz, bei dem ein Produkt von Kettengliedern (Links),  $P_t^C$  gebildet wird

$$(2) \quad \bar{P}_{0t}^C = \bar{P}_{0t} = P_1^C P_2^C \dots P_t^C.$$

Die Unterscheidung in der Notation  $P_{0t}$  (direkt) und  $\bar{P}_{0t}$  oder  $\bar{P}_{0t}^C$  (Kette) soll deutlich machen, dass sich die Ergebnisse in der Regel unterscheiden und dass ein Kettenindex stets aus zwei Elementen besteht (nicht nur aus einem wie ein direkter Index), nämlich:

1. der Kette (chain), die stets mit Gl. (2) definiert ist<sup>7</sup> (somit das konstante Element des Kettenansatzes) und
2. dem individuellen "Link" (dem Kettenglied),  $P_t^C = P_{t-1,t}$  ( $C = \text{chain}$ ), ein Index, bei dem die Basis jeweils die Vorperiode ist, so dass ein Subskript ausreicht.

Hinsichtlich des Links gibt es verschiedene Ansätze (Formeln), so dass man auch vom variablen Element der Definition eines Kettenindex sprechen kann; so ist etwa

$$(3a) \quad P_t^{LC} = \frac{\mathbf{p}_t \mathbf{q}_{t-1}}{\mathbf{p}_{t-1} \mathbf{q}_{t-1}}, \quad (3b) \quad P_t^{PC} = \frac{\mathbf{p}_t \mathbf{q}_t}{\mathbf{p}_{t-1} \mathbf{q}_t} \quad \text{und} \quad (3c) \quad P_t^{FC} = \sqrt{P_t^{LC} P_t^{PC}}$$

das Laspeyres-, Paasche- und Fisher-Kettenglied, und die hiermit gebildeten "Ketten" sind  $\bar{P}_{0t}^{LC}$ ,  $\bar{P}_{0t}^{PC}$  und  $\bar{P}_{0t}^{FC}$  im Unterschied zu den direkten Indizes  $P_{0t}^L, P_{0t}^P$  und  $P_{0t}^F$ .

Das Problem ist nicht nur terminologischer Art, denn es ist deutlich herauszuarbeiten, dass

- Aussagen über Kettenindizes nicht selten deshalb unfair sind, weil sie auf den Link  $P_t^C$  beziehen, und diesen, statt der ganzen Kette  $\bar{P}_{0t}^C$  mit dem entsprechenden direkten Index  $P_{0t}$  vergleichen, dass
- nur das Kettenglied, nicht aber die Kette ein "Index" im Sinne der Definition von Gl. (1) ist, der gewisse Axiome erfüllen kann oder nicht, und dass schließlich
- die beiden Indextypen im Grunde verschiedene Aussagen machen, Kettenindizes über die Gestalt einer Zeitreihe (die 0 und t verbindet) und direkte Indizes über einen isolierten Vergleich von 0 mit t, das Niveau in Periode t relativ zu (in Einheiten von) Periode 0.

<sup>6</sup> Im folgenden verzichten wir auf die Multiplikation mit 100, geben den Index also nicht in Prozent an. Die obige Schreibweise deutet an, dass es sich im Zähler und Nenner um ein Skalarprodukt handelt.

<sup>7</sup> Man beachte, dass Gl. 2 nicht bedeutet dass ein Kettenindex "verkettbar" ist. Wir gehen hierauf in Abschn. 2b ein.

## b) Einfache und kumulierte Gewichtung

Wie unterscheidet sich die Art der Gewichtung bei direkten Indizes und Kettenindizes? Es herrscht offensichtlich die Ansicht vor, man könne in beiden Fällen in gleicher Weise von *einer* "Gewichtung" sprechen, nur mit dem Unterschied, dass diese im Falle von Kettenindizes besser (den direkten Indizes überlegen) sei, weil sie aktueller sei. Viel Verwirrung entsteht auch durch das Wort "Basis", das doppeldeutig ist und bedeuten kann

- die Periode, auf die sich der zeitliche Vergleich bezieht (*Zeitbasis*, ZB) und
- die Periode, aus der die Gewichte stammen (*Gewichtsbasis*, GB)<sup>8</sup>.

Jeder Index hat eine, und nur eine ZB, er kann aber mehrere GB haben (etwa der direkte

Index von Walsh  $P_{0t}^W = \frac{\sum p_t \sqrt{q_0 q_t}}{\sum p_0 \sqrt{q_0 q_t}}$ ). Es ist ein Irrtum zu glauben, ein Kettenindex habe

nicht im gleichen Sinne eine ZB, wie ein "fixed base" Index:  $\bar{P}_{0t}^{LC}$  hat die gleiche ZB wie  $P_{0t}^L$ , nämlich die Periode 0, die nicht in einem Fall weniger "fest" ist als im anderen<sup>9</sup>. Es macht auch wenig Sinn, in bezug auf die GB von "fest" oder "variabel" zu sprechen. Unsinnig ist z.B. die Bezeichnung "fixed base Paasche index" (Diewert), für den direkten Paasche Index  $P_{0t}^P$  (im Unterschied zu  $\bar{P}_{0t}^{PC}$ ), denn in  $P_{0t}^P$  sind die Gewichte (die Mengen, bzw die Ausgabenanteile  $p_t q_t / \sum p_t q_t$ ) ja gerade *nicht* konstant. Die Basis 0 ist (für eine gewisse Zeit) fest, aber t ist variabel, denn t ist die (sich natürlich verändernde) laufende Periode<sup>10</sup>. Ist das Wägungsschema des Törnquist, Edgeworth - Marshall oder von Walsh Indexes, bei denen die Gewichte aus der festen Periode 0 *und* aus der laufenden Periode t stammen, "fest" oder "variabel"?

Ein Kettenindex hat nicht nur *eine* GB, die variabel ist, nämlich die jeweils besonders aktuelle (wie so oft, wird hier ein Link  $P_t^C$  statt die ganze Kette  $\bar{P}_{0t}$  mit  $P_{0t}$  verglichen), sondern in ihn gehen die Gewichte *aller vorangegangenen* Perioden bis zur aktuellsten ein. Natürlich hat  $P_2^{LC}$  aktuellere Gewichte als  $P_{02}^L$ , aber wie sieht es mit

$\bar{P}_{02}^{LC} = \sum \frac{p_1}{p_0} \left( \frac{p_0 q_0}{\sum p_0 q_0} \right) \cdot \sum \frac{p_2}{p_1} \left( \frac{p_1 q_1}{\sum p_1 q_1} \right)$  aus? Das SNA lobt den Kettenindex von Fisher,

weil er stets "die" aktuellsten Gewichte hat. Aber warum sollte die Folge  $\bar{P}_{02}^{FC}$ ,

$$(4) \quad \bar{P}_{03}^{FC} = \left( \frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0} \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1} \frac{\sum p_2 q_1}{\sum p_1 q_1} \frac{\sum p_2 q_2}{\sum p_1 q_2} \frac{\sum p_3 q_2}{\sum p_2 q_2} \frac{\sum p_3 q_3}{\sum p_2 q_3} \right)^{1/2}, \text{ usw.}$$

<sup>8</sup> Kennzeichnend für den Laspeyres – Index ist, dass GB und ZB identisch sind. Es ist übrigens zu beachten, dass die Perioden 0 (konstant) und t (variabel) von verschiedener Qualität sind, und deshalb der Laspeyres- und Paasche Ansatz *nicht* "logisch" auf der gleichen Stufe stehen.

<sup>9</sup> Oft wird auch angenommen, man habe mit einem Kettenindex das Problem der Wahl des Basisjahres gelöst, weil dieser keine oder eine "gleitende" Basis habe (nämlich jeweils t-1).

<sup>10</sup> Aus diesem Grund ist ja auch die häufig vorzufindende Meinung, hinter den Formeln von Laspeyres und Paasche stehe die gleiche "Logik", wie sie besonders vehement von Mudgett, einem glühenden Verfechter von Kettenindizes, vorgetragen wurde, nicht korrekt (vgl. auch Fußnote 8).

"aktuellere" Gewichte haben als die entsprechende Folge *direkter* Fisher Indizes  $P_{02}^F$ ,

$$(5) \quad P_{03}^{FC} = \left( \frac{\sum p_3 q_0}{\sum p_0 q_0} \frac{\sum p_3 q_3}{\sum p_0 q_3} \right)^{1/2}, \text{ usw.}?$$

Der Unterschied liegt nicht in der Aktualität der Gewichte<sup>11</sup>, sondern darin, ob auch die Gewichte der Zwischenperioden eine Rolle spielen oder nicht. Die Aussage, der Kettenindex  $\bar{P}_{0t}^{LC}$  sei dem direkten Index  $P_{0t}^L$  überlegen, weil er *einen* aktuelleren Warenkorb besitzt, ist auch deshalb irreführend, weil sie suggeriert, *beide* Indizes seien als Verhältnis von Ausgaben, z.B. der Kosten des "Kaufs" eines Warenkorbs zu verschiedenen Zeiten, darstellbar.<sup>12</sup>

### c) Produktdarstellung und Folgerungen hieraus

Häufig hört man, der Vorteil eines Kettenindexes sei es, dass der Zwei-Perioden-Vergleich über ein langes Intervall von 0 bis t zerlegt wird in viele kleine Vergleiche. Man sieht aber leicht, dass zumindest rechnerisch eine Produktdarstellung in *beiden* Fällen möglich ist:

$$(6) \quad P_{03}^L = \left( \frac{\sum p_1}{p_0} \frac{p_0 q_0}{\sum p_0 q_0} \right) \left( \frac{\sum p_2}{p_1} \frac{p_1 q_0}{\sum p_1 q_0} \right) \left( \frac{\sum p_3}{p_2} \frac{p_2 q_0}{\sum p_2 q_0} \right)$$

$$(7) \quad \bar{P}_{03}^{LC} = \left( \frac{\sum p_1}{p_0} \frac{p_0 q_0}{\sum p_0 q_0} \right) \left( \frac{\sum p_2}{p_1} \frac{p_1 q_1}{\sum p_1 q_1} \right) \left( \frac{\sum p_3}{p_2} \frac{p_2 q_2}{\sum p_2 q_2} \right).$$

Dieser Vergleich der Produktdarstellung kann recht aufschlußreich sein:

- Die Darstellung als Produkt ist nur eingeschränkt eine Besonderheit des Kettenindexes. Man kann hieraus allein keine "Vorteile" dieses Ansatzes konstruieren. Entscheidend ist, dass  $P_{0t}^L$  direkt *und* indirekt bestimmt werden kann, dagegen  $\bar{P}_{0t}^{LC}$  *nur* "indirekt" durch Multiplikation. Die übliche direkte Berechnung von  $P_{0t}^L$  ist für jedes t eine neue von vorangegangenen Werten unabhängige Berechnung.<sup>13</sup>
- Man kann argumentieren, dass in  $P_{0t}^L$  implizit auch eine preisliche Aktualisierung vorgenommen wird, aber nicht wie in  $\bar{P}_{0t}^{LC}$  auch eine (empirisch weniger bedeutsame)<sup>14</sup> mengenmäßige.

Hierauf aufbauend wird offenbar seit neuestem auch gerne von Eurostat versucht, Kettenindizes als das allgemeinere Konzept darzustellen. Danach wird "Verkettung ... nur dann

<sup>11</sup> Beim Vergleich unterjähriger Daten haben noch nicht einmal die Kettenglieder für zwei aufeinanderfolgende Jahre t-1 und t den *gleichen* Warenkorb. Der Wert für März 1999 hat Gewichte von 1998, der von März 1998 aber die von 1997, weil die Gewichte für 1998 erst Anfang 1999 verfügbar sind.

<sup>12</sup> Eine Interpretation als Ausgabenverhältnis ist bei Kettenindizes nicht (oder nur sehr verkrampft) möglich. Deshalb stehen auch alle Versuche, Kettenindizes mit dem Hinweis auf die "ökonomische Theorie der Indexzahlen", also nutzentheoretisch zu rechtfertigen auf schwachen Füßen.

<sup>13</sup> Das wird oft vergessen bei der angeblich größeren Genauigkeit von Kettenindizes.

<sup>14</sup> vgl. G. Elbel, 1999, S. 176f.

wirksam, wenn Änderungen an den Gewichten vorgenommen werden", also die  $q_0$  in Gl. 6 durch  $q_1$  und  $q_2$  ersetzt werden, denn die Frage Kettenindex oder nicht habe sich "als unproduktiv und äußerst konfliktträchtig erwiesen" (Makaronidis, 1999, S. 141). Abgesehen davon, dass ein Vergleich nach Art von Gl. 6 und 7 im Falle der Paasche-Formel weit weniger zu dieser Interpretation paßt, ist nicht erkennbar, warum ein Befürworter von Kettenindizes auf solche Änderungen verzichten sollte<sup>15</sup>.

## 2. Eigenschaften von Kettenindizes: kein reiner Preisvergleich

### a) Axiome nicht anwendbar oder nicht erfüllt, drei Variationsquellen

Wie bereits gesagt ist nur das Kettenglied, nicht die Kette ein "Index" im Sinne der Definition von Gl. (1), auf den man die üblichen Axiome anwenden kann. Das erklärt es auch, dass man so wenig allgemeine Aussagen über das "Verhalten" von Kettenindizes und so viele Beispielrechnungen vorfindet. Gleichwohl wird gelegentlich der Versuch unternommen, mit "Axiomen" die Überlegenheit von Kettenindizes zu "beweisen".<sup>16</sup> Dabei laden Kettenindizes aus zwei Gründen nicht gerade zu axiomatischen Betrachtungen ein:

- Hauptvorteil von Kettenindizes soll die größere "Repräsentativität" oder "Relevanz" des Warenkorbs sein, aber es werden keine axiomatischen Formulierungen oder Maße für derartige Gütekriterien angeboten, allenfalls verbale Ausführungen. Aber welches Axiom erfüllt der "repräsentativere" Index  $\sum p_3 q_2 / \sum p_0 q_2$  und der Index  $\sum p_3 q_1 / \sum p_0 q_1$  oder gar  $\sum p_3 q_0 / \sum p_0 q_0$  nicht?
- Das was den *direkten* (angeblich aber nicht den indirekten) Vergleich zwischen 0 und t unmöglich macht, nämlich evtl. ganz andere Waren in t als in 0, ist in der üblichen Formulierung von Axiomen nicht vorgesehen. Vielmehr sind dort bei den Vektoren  $\mathbf{p}_0$  und  $\mathbf{p}_t$  sowie  $\mathbf{q}_0$  und  $\mathbf{q}_t$  stets die *gleichen* Güter gemeint, nur eben mit anderen Preisen bzw. anderen Mengen.

Wenn das A und O eines Indexes die "Repräsentativität" des Warenkorbs sein soll, hätte man mehr Exaktheit bezüglich dieses Kriteriums und seiner Verletzung erwarten können.<sup>17</sup>

<sup>15</sup> Mehr noch, es wird oft gerade als Vorzug von Kettenindizes angesehen, dass sich nicht nur die Mengen, sondern auch die *Art* der Güter laufend ändern darf. In Gl. 6 wird aber vorausgesetzt, dass es sich bei den Preis- und Mengenvektoren um die gleichen n Güter handelt.

<sup>16</sup> Ein krasser Fall ist ein Gutachten von Martini, 1996 für Eurostat. Der gekürzten Version als Teil eines Sitzungsprotokolls (Task Force Meeting on Harmonization of Consumer Price Indices, 16. u. 17. 9. 1996) ist zu entnehmen, dass zwar eine eindrucksvolle Fülle von Formeln und Sätzen entwickelt wurde, aber offenbar übersehen wurde, dass Axiome, die das Kettenglied erfüllt, nicht notwendig auch von der Kette erfüllt werden müssen. Es ist deshalb von begrenztem Wert, sich darüber zu streiten, ob z.B. ein Laspeyres, Fisher, Vartia-I oder Vartia-II Kettenindex besser ist, indem man nur die Kettenglieder betrachtet, nicht aber deren Produkt. Anders als das Gutachten von Martini hatte ein auf derartige mathematische Betrachtungen weitgehend verzichtendes Gutachten von Neubauer, 1995 Eurostat wohl kaum beeindruckt.

<sup>17</sup> Man beachte, dass nicht unterschieden wird zwischen angebots- und nachfrageseitig verursachten Veränderungen des repräsentativen Warenkorbs. *Jede* Änderung, sei es durch Innovationen, erzwungene Anpassungen oder geänderte Konsumentenwünsche, ist zu berücksichtigen und zwar je schneller desto besser.

Man kann aber für Ketten  $\bar{P}_{0t}$  Axiome *in Analogie* zu den Axiomen für  $P_t^C$  bzw.  $P_{0t}$  definieren. Dabei zeigt sich, dass für  $\bar{P}_{0t}$  nicht das gelten muß, was für die  $P_t^C$  des gleichen Typs gilt. Es ist leicht zu zeigen, dass z. B. der Laspeyres-Kettenindex trotz gleicher Preise in den Perioden 0 und 2 nicht den Wert 1 annehmen muß (also die Identität nicht erfüllt), dass er aber andererseits auch *keine* Veränderung anzeigen kann, obgleich die Preise in einem eindeutigen Sinn gestiegen bzw. gesunken sind (Verstoß gegen die Monotonie).

Angenommen seien die folgenden Preis- und Mengenvektoren für je zwei Waren

$$\mathbf{p}_0 = \mathbf{p}_2 = \begin{bmatrix} 8 \\ 12 \end{bmatrix}, \mathbf{p}_1 = \begin{bmatrix} 6 \\ 15 \end{bmatrix}, \mathbf{q}_0 = \begin{bmatrix} 6 \\ 4 \end{bmatrix}, \mathbf{q}_1 = \begin{bmatrix} 10 \\ 5 \end{bmatrix} \text{ und alternativ } \mathbf{p}_2^* = \begin{bmatrix} 8 \\ 11 \end{bmatrix}.$$

Im ersten Fall ( $\mathbf{p}_0 = \mathbf{p}_2$ ) gilt  $P_{02}^L = 1$  (da ja die Preise in 0 und 2 auch gleich sind) aber  $\bar{P}_{02}^{LC} = 1,037$ , und im zweiten Fall (Vergleich  $\mathbf{p}_0$  mit  $\mathbf{p}_2^* \neq \mathbf{p}_0$ ) ist  $P_{02}^L = 92/96 = 0,9583$  im Einklang mit der Forderung der (schwachen) Monotonie, das Ergebnis  $\bar{P}_{02}^{LC} = 1$  aber nicht. Bei mehr als zwei Waren oder Ketten von mehr als zwei Gliedern sind die Verhältnisse nicht grundsätzlich anders, nur komplizierter.

Der Laspeyres-Kettenindex erfüllt also – anders als das einzelne Kettenglied - Identität und Monotonie (und auch andere Axiome) nicht<sup>18</sup>. Bekannt ist auch, dass man einen Kettenindex nicht als Meßzahlenmittelwert darstellen kann. Er kann deshalb durchaus kleiner als die kleinste und größer als die größte individuelle Preismeßzahl sein. Ein Kettenindex läßt sich auch nur schwer als Verhältnis von Ausgaben interpretieren. Das Fehlen dieser beiden traditionellen Interpretationsmöglichkeiten eines Indexes (Meßzahlenmittelwert und Ausgabenverhältnis)<sup>19</sup> sollte man nicht verharmlosen. Gerade Verfechter des Kettenindex neigen gerne dazu, sich über Forderung wie "Interpretierbarkeit" oder "Verständlichkeit" der Indexaussage lustig zu machen. Das ist unklug, zumindest wenn es um *amtliche* Verbraucherpreisindizes geht, für die Akzeptanz wichtig ist.

Bekannt ist ferner, dass ein Kettenindex unbegrenzt zu- oder abnehmen kann, wenn eine Preisbewegung zyklisch ist. Angenommen obige Preisbewegung wiederholt sich, so dass  $\mathbf{p}_0 = \mathbf{p}_2 = \mathbf{p}_4 = \dots$ ,  $\mathbf{p}_1 = \mathbf{p}_3 = \mathbf{p}_5 = \dots$  gilt (entsprechend für die Mengenvektoren), dann ist  $\bar{P}_{04}^{LC} = (\bar{P}_{02}^{LC})^2 = (1,037)^2 = 1,075$ ,  $\bar{P}_{06}^{LC} = (1,037)^3 = 1,115$  usw. Aus diesem Grunde wird ja auch in der Regel keine unterjährige Verkettung empfohlen. Aber warum sollten es allein saisonale Einflüsse sein, die solche unerwünschten Konsequenzen haben? Diese unvorteilhaften Eigenschaften von Kettenindex erklären sich durch das Hinzukommen einer dritten Variationsquelle, die direkte Indizes nicht haben.

Das zahlenmäßige Ergebnis von  $\bar{P}_{0t}$  wird bestimmt von *drei* Einflussfaktoren:

<sup>18</sup> Bei anderen Indextypen ist das ähnlich. Dagegen stellt Martini fest (S. 26): "The properties satisfied by indirect indices depend on those of the direct indices from which they derive."

<sup>19</sup> Das und unvorteilhafte Aggregationseigenschaften hat der Kettenindex mit dem im SNA vielgerühmten direkten "Ideal"-Index von Fisher gemeinsam, der "alles andere als 'ideal'" ist (v.d.Lippe, 1999, S. 411f.).

1. die Unterschiedlichkeit der Preise in t im Vergleich zu 0, nach dem Prinzip des "reinen Preisvergleichs" das, was allein einen Preisindex zum Ausdruck bringen sollte,
2. die Reaktion der Mengen ( $q_t \neq q_0$ ) auf Preisänderungen, also Substitutionen, die nach der ökonomischen Theorie der Indexzahlen auch zu berücksichtigen sind, und
3. Preise und Mengen in den zwischen 0 und t liegenden Perioden, was sich anders als bei *allen anderen* Indizes bei einem Kettenindex zusätzlich auswirkt (Pfadabhängigkeit).

Die ersten beiden Variationsquellen haben Kettenindizes auch gemeinsam mit solchen direkten Indizes, die oft als "superlativ" sehr gelobt werden, wie die Formeln von Fisher, Törnquist oder auch Walsh.<sup>20</sup> Man kann ihnen nicht vorwerfen, dass sie das jeweils aktuellste Wägungsschema nicht berücksichtigen. Es ist auffallend, dass die Befürworter von Kettenindizes fast nur gegen  $P_{0t}^L$  argumentieren.<sup>21</sup>

### b) Verkettung, aber nicht Transitivität; der theoretische Hintergrund

Aus der Definition der Kette gem. Gl. (2) wird oft gefolgert<sup>22</sup>, der Kettenindex sei "verkettbar" (transitiv), weil ja z.B. für drei Perioden 0, s, t gilt:

$$(8) \quad \bar{P}_{0t} = \bar{P}_{0s} \bar{P}_{st},$$

und der Kettenindex durch die Operation der Verkettung definiert ist. Aber

- im Vergleich zum entsprechenden direkten Index gilt in der Regel  $\bar{P}_{0t} \neq P_{0t}$ ,
- Gl. (8) sollte für *jede* Aufteilung des Intervalls von 0 bis t das gleiche Ergebnis  $\bar{P}_{0t}$  liefern, d.h. es muß gelten  $\bar{P}_{0s} \bar{P}_{st} = \bar{P}_{0r} \bar{P}_{rv} \bar{P}_{vw} \bar{P}_{wt}$ .

Kettenindizes sind keineswegs verkettbar, weder in einem externen Sinne (verglichen mit einem direkten Index), denn offensichtlich muß  $\bar{P}_{02}^{LC} = P_1^{LC} P_2^{LC}$  nicht identisch sein mit  $P_{02}^L$ , noch in einem internen Sinne, denn

$$\bar{P}_{04}^{LC} = P_1^{LC} P_2^{LC} P_3^{LC} P_4^{LC} \quad \text{und} \quad \bar{P}_{04}^{LC*} = P_{02}^{LC} P_{24}^{LC} = \frac{\sum p_2 q_0}{\sum p_0 q_0} \frac{\sum p_4 q_2}{\sum p_2 q_2}$$

sind in der Regel verschieden. Anders als in  $\bar{P}_{04}^{LC}$  kommen in  $\bar{P}_{04}^{LC*}$  Preise und Mengen der Perioden 1 und 3 gar nicht vor. Schon der Name "Kettenindex" ist somit mißverständlich: dieser Indextyp bedient sich der Verkettung bei der Definition von  $\bar{P}_{0t}$ , aber er ist nicht verkettbar, sondern pfadabhängig<sup>23</sup>.

<sup>20</sup> Kürzlich hat Diewert (1999) diesen Index als das beste Maß eines "Preisniveaus" bezeichnet, wenn keine mikroökonomische Fundierung erforderlich ist. Zur Begründung wird auf die Zeitumkehrbarkeit und die symmetrische Berücksichtigung der Gewichte aus 0 und t verwiesen. Man erfährt aber nichts darüber, warum diese Kriterien so wichtig sein sollen, dass sie die Wahl der Indexformel bestimmen.

<sup>21</sup> Es ist zu vermuten, dass der "Vorteil" von Kettenindizes gegenüber den "superlativen Indizes" vor allem darin liegt, dass man auf eine vergleichbare Auswahl von Gütern in 0 und t gar nicht mehr achten muß.

<sup>22</sup> Martini, a.a.o., S. 20.

<sup>23</sup> Das ist auch der Grund für die in Abschn. 2a beschriebenen Merkwürdigkeiten (keine Identität usw.).

Das wäre ein Mangel für eine "Theorie" der Kettenindizes (sofern es eine solche gibt).<sup>24</sup> Verkettbarkeit ist motiviert mit Konsistenz der Aggregation über die Zeit<sup>25</sup>, wonach sich z.B. ein Jahresergebnis widerspruchsfrei aus vier Quartals- oder zwölf Monatsergebnissen bestimmen läßt (man könnte dies "Pfadunabhängigkeit" nennen). Verkettung führt aber bei Kettenindizes (nicht bei Meßzahlen), wie  $\bar{P}_{04}^{LC*} \neq \bar{P}_{04}^{LC}$  zeigt, aber gerade nicht dazu.

Verkettbarkeit und variable Gewichtung paßt auch nicht zusammen. Funke et al. 1979 haben bewiesen, dass es nur einen Index gibt, der sowohl verkettbar ist, als auch die Minimalforderungen Monotonie, lineare Homogenität, Identität und Kommensurabilität erfüllt,

nämlich der sog. Cobb-Douglas Index  $P_{0t}^{CD} = \prod_{i=1}^n \left( \frac{P_{it}}{P_{i0}} \right)^{\alpha_i}$ , in dem  $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$  positive

reelle Konstanten sind, mit  $\sum \alpha_i = 1$ . Von einem "Warenkorb" kann hier aber keine Rede sein, schon gar nicht von einem, der sich laufend verändert. Es gibt also keine Formel, die das leistet, was angeblich den Vorteil eines Kettenindex ausmacht, nämlich ständige Aktualisierung der Gewichte (erleichtert durch Zerlegung des Intervalls in Teilintervalle) und Konsistenz direkter und aller indirekter Vergleiche, also Verkettbarkeit.<sup>26</sup>

Zwei widersprüchliche Forderungen an eine Indexformel können nicht beide erfüllt sein und nicht beide "Vorteile" darstellen. Die Widersprüchlichkeit wird auch an folgendem deutlich: Verkettbarkeit hätte zur Folge, dass es irrelevant wäre, mit welcher Basis (ZB) jeweils verglichen wird und ein Index wäre dann auch nach Belieben umbasierbar. Das kann aber schlecht gelten, wenn unter "Basis" auch etwas verstanden wird, was den Maßstab abgibt hinsichtlich Niveau und Struktur der Preise und damit auch der Gewichtung (in diesem Sinne wird auch  $P_{0t}$  als ein "Stand in t, in Einheiten des Stands von 0" interpretiert) und wenn sich Indizes mit verschiedener GB unterschiedlich entwickeln.

Man kann zwar Kettenindizes nach Belieben umbasieren, aber welche Bedeutung hat dann die "Basis"? Implizit haben damit verschiedene Basisperioden folgende Eigenschaften: Aus

$\bar{P}_{0t} = \bar{P}_{0s} \bar{P}_{st}$  folgt Proportionalität zweier Indizes  $\frac{\bar{P}_{0t}}{\bar{P}_{0s}} = \frac{\bar{P}_{st}}{\bar{P}_{ss}}$  mit "Basis" 0 und s, und aus

$\bar{P}_{0t} = \bar{P}_{0r} \bar{P}_{rs} \bar{P}_{st}$  Proportionalität dreier Indizes  $\frac{\bar{P}_{0t}}{\bar{P}_{0r}} = \frac{\bar{P}_{rt}}{\bar{P}_{rr}} = \frac{\bar{P}_{st}}{\bar{P}_{sr}}$  mit Basis 0, r und s usw.

Diese Irrelevanz der ZB folgt aus der *Definition* von  $\bar{P}$  in Gl. (2). Aber hat man sich damit wirklich frei gemacht von dem lästigen Problem der Wahl eines Basisjahres<sup>27</sup>, wenn andererseits behauptet wird, die GB sei ganz besonders relevant, und es sei nichts wichtiger, als diese laufend zu aktualisieren?

<sup>24</sup> Es wurde bereits einführend gesagt, dass es abgesehen von der Jagd auf das jeweils aktuellste Wägungsschema wenig von einer theoretischen Fundierung des Kettenindex Gedankens zu geben scheint.

<sup>25</sup> Nicht nur bei der Aggregation bzw. Disaggregation über Zeitintervalle sondern auch über Waren (bzw. Teilindizes) haben Kettenindizes erhebliche Nachteile, wie der folgende Abschnitt zeigt.

<sup>26</sup> "...that the main intention of the circular test, that is, the adjustment of the quantity weights to the new situation in each new dual comparison around a circle of periods or places cannot be accomplished. There simply does not exist such a formula..." (Funke et al. 1979, S. 685).

<sup>27</sup> Bei Schmidt 1995, S. 64 heißt es, der Kettenindex habe mit seiner Unabhängigkeit von einem Basisjahr "aus praktischer Sicht" große Vorteile, "da als Basis jeweils die Vorperiode dient."



Wenn "Basis" die Bedeutung hat, die sie beim Problem der "Wahl eines Basisjahres" hat, wäre es merkwürdig, anzunehmen, dass sich Indizes mit verschiedener Basis (ZB), die sich hier noch dazu ganz bewußt auf verschiedene Gütergesamtheiten beziehen dürfen, proportional entwickeln sollten. Die Situation ist ähnlich, wie auch bei anderen behaupteten "Vorteilen" von Kettenindizes<sup>28</sup>: Das Problem "Wahl eines Basisjahres" wurde nicht wirklich "gelöst", sondern eher aufgelöst, denn die Periode 0 stellt nicht mehr ein Maßstab dar ("in Einheiten des Stands von 0"), sondern nur die Anfangsperiode einer Kette von beliebiger Länge, die *neben anderen* Perioden die Gewichtung beeinflusst<sup>29</sup>.

Bestünde Verkettbarkeit, dann wäre ZB und GB in der Tat irrelevant (GB etwa aufgrund der Konstanz der  $\alpha$ -Koeffizienten in  $P_{0t}^{CD}$ ), bei Pfadabhängigkeit ist aber nicht überzeugend, eine entsprechende schematische Betrachtung einfach zu übertragen.

Pfadabhängigkeit und kumulative Effekte zeigen sich auch bei der Driftfunktion des Laspeyres Ketten-Preisindex  $D_{0t}^{PL} = \bar{P}_{0t}^{LC} / P_{0t}^L$ , deren *Veränderung* durch die die Kovarianz zwischen Preisveränderungen gegenüber der *Vorperiode*  $x_{it} = p_{it} / p_{i,t-1}$  und der *kumulierten* Mengenänderung  $y_{i,0,t-1} = q_{i,t-1} / q_{i0}$  gewogen mit Anteilen  $p_{t-1}q_0 / \sum p_{t-1}q_0$  als

$$(9) \quad D_{0t}^{PL} = D_{0,t-1}^{PL} \left( \frac{\text{Cov}(x_t, y_{0,t-1})}{\bar{x}_t \cdot \bar{y}_{0,t-1}} + 1 \right),$$

mit  $\bar{x}_t = P_{0t}^L / P_{0,t-1}^L$  und  $\bar{y}_{0,t-1} = \sum \frac{q_{t-1}}{q_0} \frac{p_{t-1}q_0}{\sum p_t q_0} = Q_{0,t-1}^P$  bestimmt wird. Das Problem dabei

ist, dass es keine Theorie geben dürfte, mit der man allgemeingültige Aussagen über die Kovarianz zwischen Preis- und Mengenänderungen machen könnte, die sich auf ganz unterschiedliche Intervalle beziehen.

Schwierigkeiten mit einer axiomatischen Betrachtung und Pfadabhängigkeit sind durchaus Nachteile: es ist kaum möglich, allgemeingültige Aussagen über das "Verhalten" von Kettenindizes zu machen.<sup>30</sup> und dieses mit einer (ökonomischen) Theorie zu begründen. Das wird auch bei der folgenden Betrachtung deutlich. Angenommen,  $\Delta p_t = p_t - p_{t-1}$  sei die (positive oder negative) Zunahme des Preises der Ware  $i$  von Periode  $t-1$  bis  $t$ . Dann gilt für den *direkten* Laspeyres Preisindex wegen der *Linearität* (in den Preisen)

$$(10) \quad P_{0t}^L = 1 + \frac{\sum q_0 \Delta p_1}{\sum q_0 p_0} + \dots + \frac{\sum q_0 \Delta p_t}{\sum q_0 p_0}$$

Gleiche Veränderungen der einzelnen Preise führen auch zu gleichen Veränderungen des Preisindex, unabhängig davon, welchen "Stand" der Index erreicht hat, und wie sich die

<sup>28</sup> Zu anderen "Vorteilen" dieser Art vgl. Abschn. 3.

<sup>29</sup> Das Konstruktionsprinzip eines Kettenindexes ist so, dass man die Kette beliebig beginnen kann und damit auch die Gewichtung automatisch vorgegeben ist. Man kann also gar nicht, die "falschen" Gewichte nehmen, was man ja vor allem dem (direkten) Laspeyres Index vorwirft.

<sup>30</sup> Das ist ein Aspekt, der insbesondere von Szulc hervorgehoben wird. Direkte Indizes sind in dieser Hinsicht viel einfacher zu beurteilen.

Gesamtveränderung um  $\Delta p = \Delta p_1 + \dots + \Delta p_t$  auf die Abschnitte des Intervalls von 0 bis  $t$  aufteilt. Beim Laspeyres-Kettenindex erhält man jedoch als Produkt

$$(11) \quad \bar{P}_{0t}^{LC} = \left( \frac{\sum q_0 \Delta p_1}{\sum q_0 p_0} + 1 \right) \dots \left( \frac{\sum q_{t-1} \Delta p_t}{\sum q_{t-1} p_{t-1}} + 1 \right).$$

Die Veränderung von  $P_{0t}^L$  gegenüber der Vorperiode ist für alle  $t$  gegeben mit

$$\Delta P_t = P_{0t}^L - P_{0,t-1}^L = \sum \Delta p_t \left( \frac{q_0}{\sum q_0 p_0} \right), \text{ sie ist bei } \bar{P}_{0t}^{LC} \text{ aber variabel, nämlich}$$

$$\bar{P}_{0t}^{LC} - \bar{P}_{0,t-1}^{LC} = \sum \Delta p_t \left( \frac{q_{t-1}}{\sum q_{t-1} p_{t-1}} \bar{P}_{0,t-1}^{LC} \right), \text{ und abhängig vom erreichten Stand des Indexes.}$$

Nun könnte man sagen, dass eine ungleiche Auswirkung gleicher absoluter Preisveränderungen in Abhängigkeit von erreichten Indexstand gerade gewollt ist. Eine Preiserhöhung um DM 10,- "bedeutet" zu unterschiedlichen Zeiten eben auch nicht dasselbe. Aber welche Rolle spielt dabei die zwischenzeitliche Mengenbewegung? Uns ist keine Theorie bekannt, wonach ein Preisindex genau entsprechend der Funktion (11) Preisbewegungen zu unterschiedlichen Zeiten unterschiedlich widerspiegeln sollte. Dabei ist zu berücksichtigen, dass Kettenindizes nach Laspeyres ja verglichen mit Kettenindexformeln, die sonst noch im Gespräch sind, besonders einfach konstruiert sind.

### c) Aggregationsprobleme und Deflationierung

Wie bereits gesagt, empfiehlt das SNA Kettenindizes nach Fisher  $\bar{P}_{0t}^{FC}$ . Sie haben viele Nachteile mit dem entsprechenden direkten Index  $P_{0t}^F$  gemeinsam, aber mindestens noch einen zusätzlichen Nachteil. Um das zu zeigen dürfte es nützlich sein, zu überlegen, was eine gute Deflationierung von einer schlechten unterscheidet. Wir beschränken uns auf die volumenorientierte Preisbereinigung, bei der man auch von "Mengen" sprechen kann oder diese gar addieren kann. Wenn "Volumen", also Werte zu "konstanten" Preisen der Basisperiode 0 die Mengenentwicklung widerspiegeln sollen, sollte man verlangen, dass

1. mindestens gewährleistet ist, dass die Volumen keine Veränderungen signalisieren, wenn die Mengen gleich geblieben sind oder wie auch die Preise im gleichen Verhältnis gestiegen sind (*Proportionalität*<sup>31</sup> in den Mengen), und
2. dass die Deflationierung *strukturell konsistent* (SK) ist<sup>32</sup>, d.h. die Summe der Volumina von Teilaggregaten ist identisch mit dem (mit der gleichen Methode) deflationierten Gesamtaggregat.

Das zweite Kriterium (SK) wird schon von einem direkten Fisher Deflator  $P_{0t}^F$  (und natürlich auch von  $\bar{P}_{0t}^{FC}$ ) nicht erfüllt, sondern *nur*<sup>33</sup> von der traditionellen Deflationierung mit

<sup>31</sup> Identität der Mengen, wie gleich in einem Beispiel angenommen wird, wäre ein Spezialfall.

<sup>32</sup> Das SNA spricht hier von "Additivität". Der Begriff kann aber auch benutzt werden für eine Eigenschaften der Indexformel, die zur Deflationierung benutzt wird, die hier "aggregative Konsistenz" und (spezieller) "Linearität" genannt werden (vgl. auch Fußnote 35 und 37).

$P_{0t}^P$  (aber z.B. auch nicht mit  $\bar{P}_{0t}^{PC}$ ). Das ist auch den Autoren des SNA bekannt gewesen und man hat viel unternommen, um die Bedeutung dieses Mangels herunterzuspielen<sup>34</sup>.

Von der strukturellen Konsistenz der Volumen (SK) ist die *aggregative Konsistenz* (auch Zerlegbarkeit<sup>35</sup> genannt, AK) der Indexformel zu unterscheiden. Danach soll es möglich sein, eine Indexfunktion<sup>36</sup> für das Gesamtaggregate aus den entsprechenden (mit gleicher Funktionsform bestimmten) Indizes für die Teilaggregate zu errechnen, ohne dass dafür mehr Daten erforderlich sind als die Werte für die Teilaggregate zur Basis- und/oder Berichtszeit<sup>37</sup>. Jede *lineare* Indexfunktion ist konsistent aggregierbar (AK), aber die Umkehrung gilt nicht. Linearität bedeutet am Beispiel eines Mengenindex<sup>38</sup>  $Q(\mathbf{q}_t^*) = Q(\mathbf{q}_t) + Q(\mathbf{d}_t)$ , wenn  $\mathbf{q}_t^* = \mathbf{q}_t + \mathbf{d}_t$ . Sowohl  $P_{0t}^F$ , als auch alle Kettenindizes erfüllen weder SK noch AK.

Die Kettenversion des "Ideal-Indexes"  $\bar{P}_{0t}^{FC}$  hat aber noch den zusätzlichen Nachteil der oben unter Nr. 1 angesprochen wurde: die Volumen erfüllen nicht Proportionalität (und damit auch nicht Identität) in den Mengen, wenn  $t \geq 3$ . Angenommen, alle Preise steigen von 0 bis 3 um 50% und die Mengen bleiben gleich, so dass für alle  $i$  gilt  $q_{i0} = q_{i3}$ . Dann gilt  $P_{03}^L = P_{03}^P = 1,5$ , also auch  $P_{03}^F = 1,5$ , so dass man gelangt mit einer Deflationierung mit  $P_{03}^P$  und auch  $P_{03}^F$  zu dem offensichtlich zutreffenden Ergebnis, dass sich das Volumen nicht

verändert hat, aber  $\bar{P}_{03}^{FC} = \sqrt{1,5 \frac{\sum p_1 q_0 \sum p_2 q_1 \sum p_3 q_2}{\sum p_0 q_1 \sum p_1 q_2 \sum p_2 q_0}}$ , was keineswegs 1,5 ergeben muss.

Die Deflationierung mit einem Kettenindex kann also der Mengenentwicklung grob widersprechen und je nach Entwicklung der Preise zwischen 0 und  $t$  unterschiedliche Volumen ausweisen. Abgesehen hiervon dürfte auch die Interpretation der Ergebnisse nicht ganz einfach sein. Die "Volumen" bei Deflationierung mit  $\bar{P}_{0t}^{FC}$  ergeben nämlich die Folge

<sup>33</sup> vgl. v.d.Lippe, 1999, S.406 für diesen leider viel zu wenig bekannten Zusammenhang. Es kann somit auch nicht dienlich sein, *Faktorumkehrbarkeit* zu fordern (im Unterschied zum ausreichenden, aber schwächeren "Produkttest"). Das einzig plausible Argument für diese sehr restriktive Forderung dürfte das ohnehin wenig sinnvolle Verlangen sein, die beiden Aufgaben, Messung eines Preisniveaus und Deflationierung mit *einem* Index erledigen zu können.

<sup>34</sup> ebenda, S.412f.

<sup>35</sup> ebenda S. 389, 403, man spricht auch vom aggregation test.

<sup>36</sup> Das Kriterium soll für beliebige (auch in mehreren Stufen durchführbare) Disaggregationen von Preis- und Mengenindizes, bis hin zur Ebene der einzelnen Meßzahlen gelten.

<sup>37</sup> Neubauer 1995, S. 32 schreibt hierzu: "Diese Eigenschaft ist vorteilhaft sowohl für das statistische Amt als auch für Datennutzer. Es kommt häufig vor, dass Preisniveauentwicklungen für ad hoc definierte Warengruppen interessieren oder dass bestimmte Güter aus Gruppenindizes ausgeschlossen oder zusätzlich eingeschlossen werden sollen (z.B. Ausschluß der Heizungskosten aus den Kosten des Wohnens)." Entsprechend ist die Konsequenz fehlender aggregativer Konsistenz bei Kettenindizes "erheblich" und die beschriebene Berechnung ad hoc zusammengestellten Indizes praktisch gar nicht durchführbar (S. 35).

<sup>38</sup> Die Eigenschaft ist bei Preisindizes entsprechend definiert. Sie ist ein Spezialfall der Monotonie. Linearität von  $Q^L$  (als Ergebnis einer Deflationierung mit  $P^P$ ) und SK von  $P^P$  bezeichnen den selben Sachverhalt.

$\left( \frac{\sum p_1 q_1 \sum p_0 q_1}{\sum p_1 q_0} \frac{\sum p_0 q_0}{\sum p_1 q_0} \right)^{1/2}$ ,  $\left( \frac{\sum p_2 q_2 \sum p_1 q_2}{\sum p_1 q_0} \frac{\sum p_0 q_0}{\sum p_2 q_1} \right)^{1/2}$  usw.<sup>39</sup>, im Vergleich zur Folge  $\sum p_0 q_1$ ,  $\sum p_0 q_2$  usw., bei Deflationierung mit  $P_{0t}^P$ .

Zusammenfassend könnte man sagen, dass alle Eigenschaften von Kettenindizes darauf hinauslaufen, dass kein reiner Preisvergleich<sup>40</sup> angestrebt wird, nicht "rein" im Sinne von allein von Veränderungen der Preise bestimmt (bzw. bei Deflationierung allein von Mengenänderungen) und nicht "rein" im Sinne von nur die Perioden 0 und t vergleichend.

### 3. Zweifelhafte Begründungen für die Überlegenheit von Kettenindizes

Von den Befürwortern des Kettenansatzes wird nicht bestritten, dass ein solcher Index wesentlich mehr Aufwand für die Datenbeschaffung verlangt, aber dies sei eben der Preis für die "overwhelming advantages"<sup>41</sup> oder die "undoubted benefits"<sup>42</sup>. Tatsächlich dürften aber nicht nur die "Vorteile" nicht so überwältigend sein, auch die Logik, die hinter entsprechenden Behauptungen steht scheint nicht so schlüssig zu sein. Es fällt auf, dass

- oft inkonsequent argumentiert wird, die "Vorteile" unklar sind, vergessen wird, dass  $P_{0t}^L$  vor allem Versagen bei *langen* Reihen vorgeworfen wird, die Links  $P_t^{LC}$  auch verkettet werden und nicht  $P_t^{LC}$ , sondern  $\bar{P}_{0t}^{LC}$  mit  $P_{0t}^L$  verglichen werden sollte,
- Lösungen von Problemen versprochen werden, die nicht wirklich "gelöst" werden<sup>43</sup>, und stillschweigend vorausgesetzt wird, dass  $\bar{P}_{0t}^{LC}$  *einen* "Warenkorb" hat wie  $P_{0t}^L$ ,
- die Beziehung zwischen Kettenindizes und direkten Indizes einseitig und verzerrt<sup>44</sup> dargestellt werden, oder
- die Argumente schlicht daten- oder ergebnisorientiert sind.<sup>45</sup>

Für jeden Typ Argument soll ein Beispiel betrachtet werden. *Inkonsequent* scheint mir die Position des SNA zu sein. Man lehnt Durchschnittswertindizes mit dem zutreffenden Argument ab, dass sie "affected by changes in the mix of items as well as by changes in their prices" sein können, so dass gilt: "Unit value indices cannot therefore be expected to

<sup>39</sup> Es dürfte auch nicht ganz klar sein, inwiefern man bei diesen Volumen von Aggregaten zu "konstanten Preisen des Basisjahres (0)" sprechen kann.

<sup>40</sup> Auf die Begründung dieses Prinzips kann hier nicht eingegangen werden. Sie ist aber in vielen Darstellungen, auch der deutschen amtlichen Statistik, zutreffend angegeben worden.

<sup>41</sup> Forsyth and Fowler 1981, S. 230.

<sup>42</sup> Forsyth 1978, S. 354.

<sup>43</sup> Auf das Beispiel "Wahl des Basisjahres" wurde bereits eingegangen. Gleiches gilt für das sehr beliebte Argument: Bei einem Kettenindex ist es leichter, das Aufkommen neuer und Verschwinden alter Waren durch Einfügen in bzw. Herausnehmen aus dem Warenkorb zu berücksichtigen. Bei diesem Argument ist es nicht unwichtig, dass es etwas vage bleibt, was "berücksichtigen" heißen soll.

<sup>44</sup> Zu dieser Kategorie gehört auch die oben angegebene Interpretation des Unterschieds von Gl. (6) und (7).

<sup>45</sup> Beispiele: das Argument, dass bei empirischen Berechnungen Kettenindizes in der Regel Werte annehmen "zwischen x und y", eine geringere Inflationsrate ausweist, die Empfehlung des SNA, auf Kettenindizes dann zu verzichten, wenn sich die Preise zyklisch verändern, oder (ebenfalls SNA): Beim Kettenindex spielt es nicht so eine große Rolle, ob man die Formel von Paasche, Laspeyres oder irgendeine andere als Link wählt.

provide good measures of average price change over time"<sup>46</sup>. Dabei gelten diese Defizite (kein reiner Preisvergleich) doch auch genauso für die vom SNA gelobten Kettenindizes.

Wichtig dürfte noch der folgende Hinweis sein: Der Kritik am konstanten Warenkorb, um die isolierte ("reine") Preisentwicklung herauszuarbeiten liegt ein Unverständnis gegenüber einer notwendig zum Teil fiktiven Aussage ("was würde man bezahlen für ...?") eines Indexes zugrunde. Man müßte dann aber, konsequent weiter gedacht, nicht nur die Unterscheidung zwischen Preis- und Mengenindizes aufgeben, sondern auch die Berechnung des *realen* Sozialprodukts, denn jeder weiß, dass sich die Mengenkomponekte des Sozialprodukts von 0 bis t ganz anders entwickelt hätte, wenn über den ganzen Zeitraum tatsächlich stets die Preise von 0 geherrscht hätten.

Wir halten das für unfruchtbare Betrachtungen. Beobachtbar ist allein der Wertindex. Wie er sich in P und Q zerlegen läßt ist abhängig davon, was mit P und Q ausgesagt werden soll und nicht ohne ein Modell zu lösen. Wer kritisiert schon das Modell der "Stationären Bevölkerung", also die Annahme konstanter Sterbewahrscheinlichkeiten ohne die eine Berechnung der Lebenserwartung, die nicht weniger "fiktiv" ist wie die reine Preisentwicklung, gar nicht möglich wäre? Die Sterbewahrscheinlichkeiten, die ein Neugeborener in den nächsten hundert Jahren zu gewärtigen hat dürfen konstant sein, aber ein Warenkorb darf nicht (rechnerisch) fünf Jahre konstant sein.

Es geht bei der Manie "möglichst gegenwartsnahe Gewichte" gelegentlich wohl auch das Verständnis dafür verloren, dass ein Index überhaupt eine (meist zeitlich zurückliegende) Basis haben muß. Ein Beispiel hierfür (zugleich wohl auch dafür, dass die Obsession in letzter Konsequenz zu Absurdem führt) ist die Begeisterung, die Reich für dem Divisia Index empfindet, und die ihn verleitet zu seinem "Axiom der temporalen Eindeutigkeit", wonach ein Index am besten nur noch Daten der Gegenwart enthalten sollte (Reich 1998). Der Eindruck, es gäbe beim Divisia Index endlich keine unerwünschte Vergangenheit mehr, entsteht dadurch, dass man nur dessen Wachstumsrate betrachtet und vergißt, dass dieser Index über die Zeit integriert wird. Das ist bei stetiger Zeit der gleiche Fehler, wie der, im Fall diskreter Zeit allein das einzelnen Link zu betrachten.

## Zitierte Literatur

- Diewert, W. E. (1999), The Consumer Price Index and Index Number Purpose, Beitrag zur Conference of the Ottawa Group at Reykjavik, Aug. 1999
- Elbel, G. (1999), Die Berechnung der Wägungsschemata für die Preisindizes für die Lebenshaltung, WiSta 3/1999, S. 171.
- Forsyth, F. G. (1978), The Practical Construction of a Chain Price Index Number, Journal of the Royal Statistical Society, Series A, Vol. 141, Part 3, S. 348.
- Forsyth, F. G. and Fowler, R. F. (1981), The Theory and Practice of Chain Price Index Numbers, Journal of the Royal Statistical Society, Series A, Vol. 144, Part 2, S. 224.
- Fowler, R. F. (1974), An Ambiguity in the Terminology of Index Number Construction, Journal of the Royal Statistical Society, Series A, Vol. 137, Part 1, S. 75.
- Funke, H., Hacker, G. und Voeller, J. (1979), Fisher's Circular Test Reconsidered, Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, H. 4, S. 677.

---

<sup>46</sup> SNA 93, para 16.13.

- Haberler, G. (1927), *Der Sinn der Indexzahlen, Eine Untersuchung über den Begriff des Preisniveaus und der Methoden seiner Messung*, Tübingen, 1927.
- Lippe, P. von der (1999), *Kritik internationaler Empfehlungen zur Indexformel Preisindizes in der amtlichen Statistik*, *Jahrbücher für NÖ und Statistik* Bd. 218/3+4, S. 385.
- Makaronidis, Alexandre (1999), *Fehlerquellen und Mindeststandards beim Harmonisierten Verbraucherpreisindex*, in: Deutsche Bundesbank (Hrsg.), *Zur Diskussion über den Verbraucherpreisindex als Inflationsindikator*, *Diskussionspapier 3/1999*, Frankfurt/M., S. 129.
- Martini, Marco (1996), *The Frequency of Updating of the Base of Consumer Price Index Numbers*, Eurostat B-3, PTF 2/96/51.
- Mudgett, B. D. (1951), *Index Numbers*, New York.
- Neubauer, W. (1995), *Konzeptionelle Vor- und Nachteile eines verketteten Verbraucherpreisindex*, unveröffentlichtes Gutachten 29.6.1995.
- Reich, U. P. (1998), *Der zeitliche Vergleich von Aggregaten der VGR*, in: Reich U.P. et.al. (Hrsg.): *Zeit und Risiko in der VGR*, Marburg (Metropolis), 1998.
- Schmidt, B. (1995), *Der Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte in Gestalt eines Kettenindex*, Projektarbeit im Statistischen Bundesamt, 3.3.1995.
- SNA 93, Inter-Secretariat Working Group, *The System of National Accounts 1993*, Washington.
- Szulc, B. J. (1983), *Linking Price Index Numbers*, in: Diewert, W.E. and C. Montmarquette, *Price Level Measurement, Proceedings from a conference sponsored by Statistics Canada*, Ottawa, S. 537-566.

### **Zusammenfassung**

Der Beitrag kritisiert die Argumente der Befürwortern von Kettenindizes und stellt die Nachteile dieser Indizes zusammen.

### **Summary**

A critique of arguments advanced to prove superiority of chain indices is presented as well as a list of disadvantages involved in applying this type of index functions.