

von der Lippe, Peter

**Conference Paper — Published Version**

## Preis- und Durchschnittswertindizes im Außenhandel - Was lehrt uns der Vergleich?

*Suggested Citation:* von der Lippe, Peter (2007) : Preis- und Durchschnittswertindizes im Außenhandel - Was lehrt uns der Vergleich?, In: Tagungsband der elften Konferenz "Messen der Teuerung", Wittenberg, 11. Juni 2006, ZBW - Deutsche Zentralbibliothek für Wirtschaftswissenschaften, Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft, Kiel, Hamburg, pp. 7-19

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/40924>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

Prof. Dr. Peter von der Lippe

## Preis- und Durchschnittswertindizes im Außenhandel- Was lehrt uns der Vergleich?

*Die amtliche Statistik in Deutschland bietet seit vielen Jahren zwei Indikatoren der monatlichen Preisentwicklung an, nämlich Durchschnittswertindizes (PU-Indizes) auf der Basis von Durchschnittswerten (unit values) und (echte) Preisindizes (P-Indizes) der Aus- und Einfuhr in tiefer warenmäßiger Gliederung. In den meisten Ländern gibt es nur PU-Indizes, die als Nebenprodukt der Außenhandelsstatistik anfallen, nicht aber auch die erheblich aufwändigeren P-Indizes. Es stellt sich dann natürlich die Frage wie sich die typischen Unterschiede im Verlauf von PU- und P-Indizes erklären lassen, was man durch das Nebeneinander von zwei Maßen der Preisentwicklung gewinnt und ob dies den Aufwand rechtfertigt.<sup>1)</sup>*

### 1. Das Erscheinungsbild

Es ist auffallend und auch schon in früheren Untersuchungen für andere Zeiträume beobachtet worden<sup>2)</sup>, dass PU-Indizes (und demnach auch die auf Basis der PU-Indizes gebildeten Terms of Trade - ToT<sup>3)</sup>) erheblich volatiler sind als P-Indizes (und darauf beruhende ToT, vgl. Abb. 1). Es kommen jedoch auch noch andere Faktoren hinzu, die sich im Erscheinungsbild der Indizes (je nach Warengruppe mehr oder weniger) niederschlagen, wie z. B. die stärkere Saisonabhängigkeit und das mit größerem Abstand vom Basisjahr geringere Niveau der PU-Indizes.

Zur Messung der Diskrepanz (D) der beiden Indextypen verwenden wir die Maße

$$D1 = \left[ \frac{1}{T} \sum_t (PU_{0t} - P_{0t})^2 \right]^{1/2} = \left( \frac{1}{T} \sum_t d_t^2 \right)^{1/2}, \quad D2 = \left[ \frac{1}{T} \sum_t (d_t / P_{0t})^2 \right]^{1/2} \quad \text{und} \quad D3 = \sum_t d_t / T.$$

D2 benutzt relative (durch  $P_{0t}$  dividierte) Differenzen  $d_t$  ( $t = 1, \dots, T$ ) und ist damit niveauunabhängig. D3 ist die Differenz zwischen den Mittelwerten des PU- und P-Indexes. Der erwähnte Niveauunterschied ( $P > PU$ ) drückt sich in einem negativen Wert für D3 aus. Die Varianz der Differenzen  $d_t$  ist offensichtlich  $D1 - (D3)^2$ .

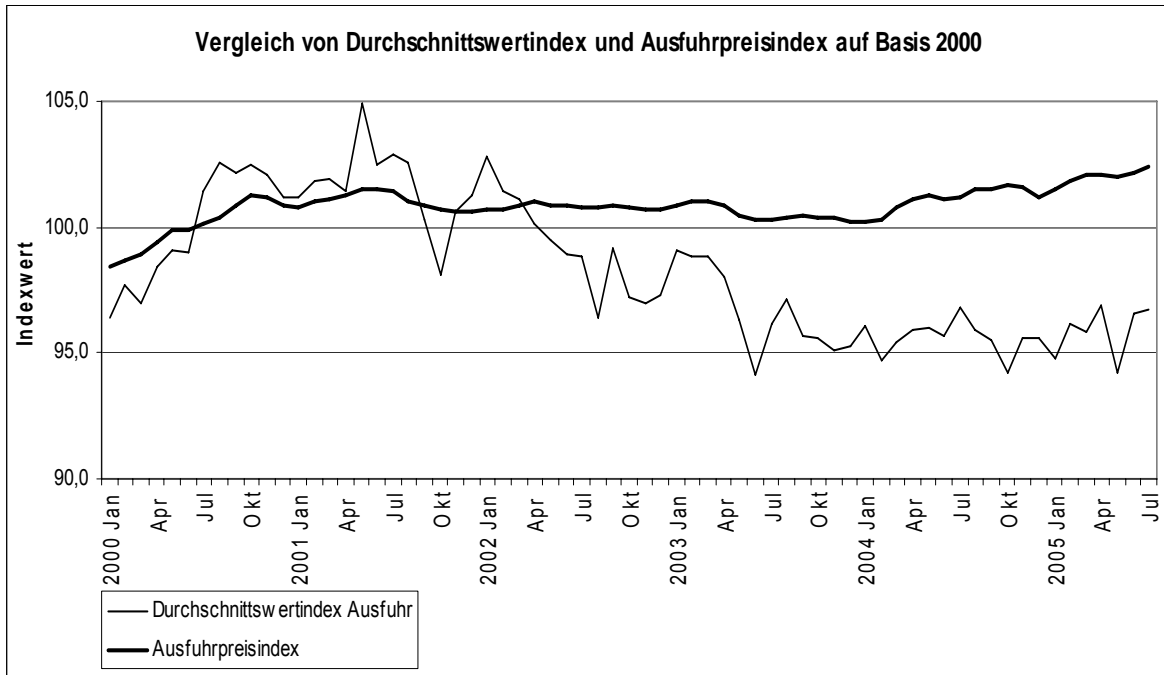
<sup>1)</sup> Dies ist Gegenstand eines Projekts, das wir mit der Deutschen Bundesbank durchführen und woraus im Folgenden einige einführende Betrachtungen und erste empirische Ergebnisse dargestellt werden sollen. Die Daten beziehen sich auf  $T = 67$  Monatswerte ab Januar 2000. Die im Folgenden zitierten Berechnungen stellte ein von uns betreuter Duisburger Diplomand während seiner Tätigkeit bei der Bundesbank an.

<sup>2)</sup> Gehle, Silke, Methodenvergleich zwischen Preisindizes und Durchschnittswertindizes im Außenhandel, *Wirtschaft und Statistik*, 10/2003, S. 930.

<sup>3)</sup> Quotient aus Ausfuhr- und Einfuhrpreisindex (bzw. -durchschnittswertindex).

**Abb. 1: Durchschnittswertindex und Preisindex im Vergleich**

a) Ausfuhr alle Güter



b) Einfuhr

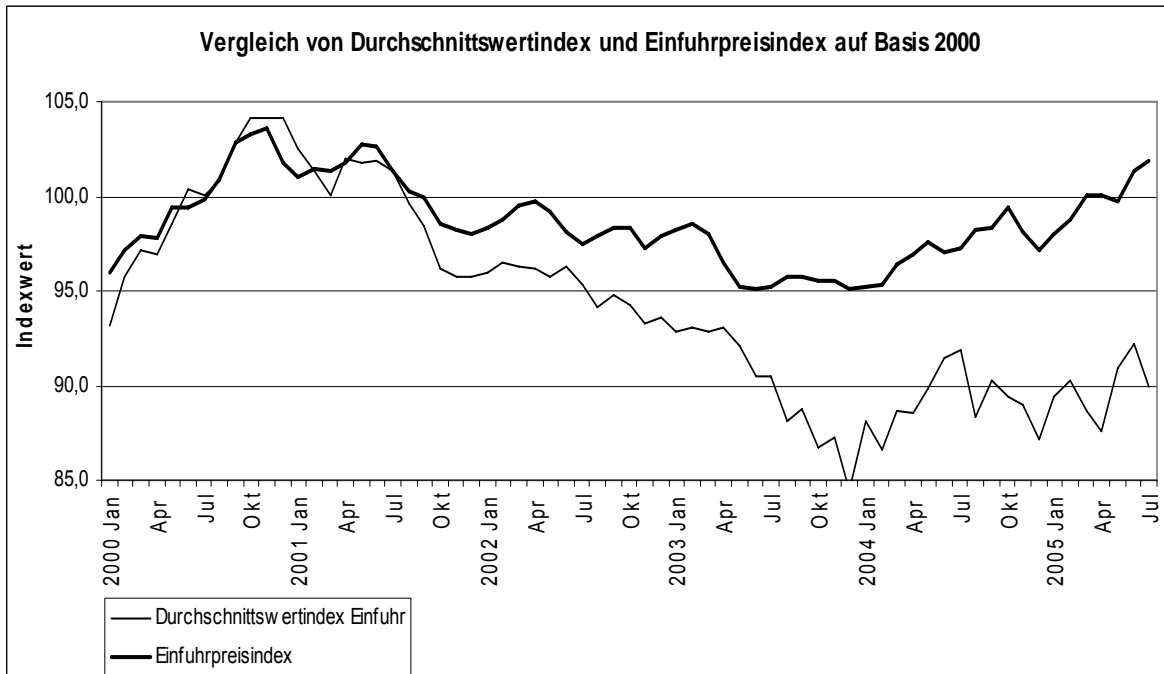


Tabelle 1 zeigt zwei D- Statistiken und Maße der Volatilität für die fünf Hauptgruppen des Güterverzeichnis für Produktionsstatistiken (GP 2002).

Güter	Ausfuhr				Einfuhr			
	D2	D3	VU	VP	D2	D3	VU	VP
VG	6,32	- 2,67	0,059	0,009	6,64	- 4,85	0,061	0,019
GG	7,14	- 5,00	0,053	0,005	12,05	- 8,51	0,114	0,026
KG	6,27	- 3,25	0,055	0,008	7,95	- 5,84	0,073	0,020
IG	2,73	- 1,60	0,024	0,005	5,70	- 3,77	0,071	0,037
VLG	4,90	- 3,63	0,032	0,015	6,70	- 5,03	0,056	0,023
Insgesamt	3,75	- 2,52	0,028	0,007	5,90	- 4,37	0,055	0,023

Abkürzungen: VG = Verbrauchsgüter, GG = Gebrauchsgüter, KG = Konsumgüter, IG = Investitionsgüter, VLG = Vorleistungsgüter, VU = Variationskoeffizient des PU-Indexes, VP = Variationskoeffizient des P-Indexes [bei D2 und D3 Angabe in vH bzw. in Indexpunkten]

Danach ist der P- Index ausfuhrseitig um ca. 3,75% (und einfuhrseitig um 5,9%) größer als der PU- Index (und absolut gesehen um 2,52 bzw. 4,37 Indexpunkte).

Gegliedert nach den 27 Zweistellern des GP 2002 sind die Diskrepanzen oft erheblich größer. Das gilt ausfuhrseitig insbesondere bei "Energie" (Produktgruppe 40) sowie Erdöl und Erdgas, mit D3 Werten von - 33,6 und 15,5 und einfuhrseitig bei Erdöl und Erdgas sowie EDV mit +12,7 und -10,6. Die Variationskoeffizienten des PU- und des P-Indexes (die Größen VU und VP) zeigen, dass auch die Unterschiede hinsichtlich der Volatilität erheblich sein können. Man hat z. B. bei Gebrauchsgütern ein Verhältnis 1:10,3 bei der Ausfuhr (0,053/0,005). Die Unterschiede in der Volatilität sind auf der Ausfuhrseite größer als auf der Einfuhrseite.

## 2. Formale Unterschiede zwischen Preis- und Durchschnittswertindizes

### 2.1 Die zu vergleichenden Formeln, Mängel eines Durchschnittswertindexes

Beim Vergleich der Indexformeln sind mit drei Dichotomien acht Formeln zu unterscheiden<sup>4)</sup>, nach

- dem Gegenstand der Messung: Preis- [P] oder Mengenentwicklung [Q]
- dem Indexkonzept (Preis- vs. Durchschnittswertkonzept)
- der Indexformel (Laspeyres [L] vs. Paasche [P]) je nach Datierung der Gewichte

In folgender Übersicht (Tab. 2) sind die acht Indizes<sup>5)</sup> aufgelistet, wobei Formeln, von denen tatsächlich Gebrauch gemacht wird, farblich hervorgehoben sind.

<sup>4)</sup> und bei diesen – wie gesagt – jeweils die beiden Handelsrichtungen Aus- und Einfuhr.

<sup>5)</sup> Wenn Missverständnisse nicht zu befürchten sind, werden im Folgenden die Subskripte 0 und t für die Basis- und Berichtsperiode (und auch die Subskripte für die Warenpositionen über die summiert wird) gelegentlich weggelassen.

Tab. 2 Vergleich der Indexformeln

Gegenstand	Indexkonzept			
	Preisindexkonzept		Durchschnittswertkonzept	
Preisindex	$P^L$	$P^P$	$PU^L$	$PU^P$
Mengenindex	$Q^L$	$Q^P$	$QU^L$	$QU^P$

Beim Vergleich der beiden amtlichen Indizes um die es in der vorliegenden Untersuchung geht, handelt es sich um einen Vergleich zwischen  $P^L$  und  $PU^P$  also um Indizes, die sich in zwei Aspekten unterscheiden.<sup>6)</sup>

Ein Durchschnittswert (unit value) ist praktisch ein mit Mengen  $q_{it}$  bzw.  $q_{i0}$  gewogener Durchschnitt der Preise eines Aggregats (Warennummer)<sup>7)</sup> von  $m_k$  Waren (das  $k$ -te Aggregat besteht aus den Waren  $j = 1, \dots, m_k$ ).

$$(1) \quad \tilde{p}_{k0} = \frac{\sum p_{kj0} q_{kj0}}{\sum q_{kj0}} = \frac{\sum p_{kj0} q_{kj0}}{Q_{k0}} \quad \text{bzw. (1a)} \quad \tilde{p}_{kt} = \frac{\sum p_{kjt} q_{kjt}}{\sum q_{kjt}} = \frac{\sum p_{kjt} q_{kjt}}{Q_{kt}} .$$

Man unterscheidet zwischen einem Preis- und einem Durchschnittswertindexkonzept, je nachdem ob Preise  $p_{it}$  und  $p_{i0}$  oder Durchschnittswerte ( $\tilde{p}_{kt}$  und  $\tilde{p}_{k0}$ ) in die Indexberechnung (von  $P$  und  $Q$ ; bzw. von  $PU$  und  $QU$ ) eingehen. Bereits hieraus folgen interessante Unterschiede zwischen  $P$ - und  $PU$ -Indizes.

1. Der Durchschnittswert einer Warennummer  $k$  kann sich trotz gleicher Preise<sup>8)</sup> in 0 und  $t$  erhöhen (verringern), wenn sich die Mengenstruktur zugunsten des teureren (günstigeren)

Gutes verändert. Das gilt wegen  $\tilde{p}_{kt} - \tilde{p}_{k0} = \sum_j p_{kj0} \left( \frac{q_{kjt}}{Q_{kt}} - \frac{q_{kj0}}{Q_{k0}} \right) = \sum_j p_{kj0} (m_{kjt} - m_{kj0})$  umso

mehr, je mehr sich die mit den Koeffizienten<sup>9)</sup>  $m = q/Q$  gegebene Struktur der Mengen verändert hat.

2. Man kann auch leicht zeigen, dass ein  $PU$ -Index, anders als ein  $P$ -Index nicht notwendig die Mittelwerteigenschaft erfüllt<sup>10)</sup> und deshalb auch das Axiom der Proportionalität (und damit der Identität) verletzt.

<sup>6)</sup> Der Durchschnittswertindex ergibt sich in der Praxis durch Division des Wertindex  $V_{0t}$  durch den Volumenindex  $QU^L$  und er ist deshalb auch vom Typ Paasche.

<sup>7)</sup> Positionen des Warenverzeichnisses für die Außenhandelsstatistik bzw. der GP 2002, die als kleinste Bausteine der Berechnung von Durchschnittswerten dienen und nach denen die  $PU$ - und  $QU$ - sowie die Wertindizes des Außenhandels gegliedert sind.

<sup>8)</sup> Mit anderen Worten: es wird das Axiom der Identität verletzt, denn trotz gleicher Preise muss der Index nicht notwendig 1 sein. Identität ist nur ein Spezialfall der Proportionalität.

<sup>9)</sup> Sie sollen im Folgenden Mengenstrukturkoeffizienten (MSK) genannt werden. Unterschiede zwischen den  $PU$ - und  $P$ -Indizes lassen sich gut mit den MSK beschreiben. Auf die Wiedergabe der entsprechenden Formeln soll hier aus Platzgründen verzichtet werden. Veränderungen der MSK innerhalb der Warennummern wirken sich auf das Verhältnis der Durchschnittswerte und damit auf  $PU$  aus, während sie auf  $P^L$  keinen Einfluss haben.

<sup>10)</sup> Zu detaillierteren Angaben und weiteren Zusammenhängen zwischen den Formeln vgl. v. d. Lippe, Price Indices and Unit Value Indices, section 6.4 der "TES downloads" auf unserer homepage, die unten zitiert ist (Kursmaterial des Autors für TES-Kurse [Training of European Statisticians]).

Aus allen diesen Gründen ist ein PU-Index indextheoretisch einem P-Index weit unterlegen. Er erlaubt insbesondere keinen reinen Preisvergleich.<sup>11)</sup>

## 2.2 Zwei Ursachen für die Diskrepanz: L- und M- Effekt

Unter der (allerdings nicht realistischen) Voraussetzung, dass es sich bei den Preisen und Mengen im P- und im PU-Index um die gleichen  $n$  Waren handelt, die entweder einzeln aufgelistet oder nach  $K$  Warennummern gruppiert sein können, so dass  $m_1 + \dots + m_K = n$ , lassen sich die drei wichtigsten im Folgenden zu vergleichenden Indizes wie folgt darstellen

$$(2) \quad PU_{0t}^P = \frac{\sum_k \tilde{p}_{kt} Q_{kt}}{\sum_k \tilde{p}_{k0} Q_{kt}} = \frac{\sum_k \sum_j^{m_k} p_{kjt} q_{kjt}}{\sum_k \left( \sum_j^{m_k} \frac{p_{kj0} q_{kj0}}{Q_{k0}} \right) Q_{kt}} \quad \text{mit } V_t = \sum_i p_{it} q_{it} \text{ im Zähler,}$$

$$(3) \quad P_{0t}^L = \frac{\sum_k \sum_j p_{jkt} q_{jk0}}{\sum_k \sum_j p_{jk0} q_{jk0}} = \frac{\sum_i p_{it} q_{i0}}{\sum_i p_{i0} q_{i0}} \quad \text{mit } V_0 = \sum_i p_{i0} q_{i0} \text{ im Nenner und}$$

$$(4) \quad QU_{0t}^L = \frac{\sum_k \tilde{p}_{k0} Q_{kt}}{\sum_k \tilde{p}_{k0} Q_{k0}}. \quad \text{Für den Wertindex } V_{0t} = V_t/V_0 \text{ gilt dann}^{12)}$$

$$(5) \quad V_{0t} = PU_{0t}^L QU_{0t}^P = PU_{0t}^P QU_{0t}^L = P_{0t}^L Q_{0t}^P = P_{0t}^P Q_{0t}^L,$$

eine nützliche Gleichung, auf die alles Weitere aufbaut. Zwischen  $P^L$  und  $P^P$  gibt es einen von Ladislaus von Bortkiewicz gefundenen Zusammenhang, der auf die Kovarianz  $C$  zwischen Preismesszahlen  $a_i$  und Mengemesszahlen  $b_i$  gewogen mit den Wertanteilen zur Basiszeit  $g_i = p_{i0}q_{i0}/\sum p_{i0}q_{i0}$  aufbaut

$$(6) \quad C = \sum (a_i - \bar{a})(b_i - \bar{b}) \cdot g_i = \sum (a_i - P_{0t}^L)(b_i - Q_{0t}^L) \cdot g_i = V_{0t} - P_{0t}^L Q_{0t}^L,$$

wofür man wegen Gl. 4 auch erhält  $C = Q_{0t}^L (P_{0t}^P - P_{0t}^L)$ .

Bekanntlich wird oft geltend gemacht, dass  $P^L$  im Vergleich zu  $P^P$  die Preissteigerung übertreibt, weil unter "normalen" Umständen (also bei der üblicherweise vorrangig betrachteten Situation  $C < 0$ ) gilt  $P^L > P^P$ , was auch als Laspeyres- oder Substitutionseffekt, oder kurz **L-Effekt**<sup>13)</sup> bekannt ist.

Man kann jetzt jedoch nicht einfach schließen<sup>14)</sup>: weil bei  $C < 0$  gilt  $P^P < P^L$ , dann sollte auch gelten  $PU^P < P^L$  (etwa auch weil D3 auch i. d. R. negativ ist); es kann vielmehr trotz

<sup>11)</sup> Eine Absurdität des System of National Accounts (SNA) ist, dass aus solchen Gründen unit value indices (PU-Indizes) abgelehnt werden, aber gleichzeitig Kettenindizes empfohlen werden, ohne zu erkennen, dass auch diese genau die Nachteile haben, weswegen PU-Indizes abgelehnt werden.

<sup>12)</sup> Der Wertindex  $V_{0t}$  ist eine beobachtete Größe. Er ist das Verhältnis der tatsächlichen Werte (Ausgaben). Alle Indizes auf der rechten Seite ( $P$ ,  $PU$ ,  $Q$ ,  $QU$ ) sind dagegen konstruierte Größen.

<sup>13)</sup> Wenn Nachfrager relativ teurer gewordene Güter durch relativ billiger gewordene Güter substituieren, Preis- und Mengenbewegungen also tendenziell gegenläufig sind und damit die Kovarianz  $C$  zwischen  $a$  und  $b$  negativ ist, dann ist  $P^P < P^L$ . Man nimmt i. d. R. an, dass sich der Laspeyreseffekt (L-Effekt) umso stärker auswirkt, je weiter Berichts- und Basisjahr auseinander liegen.

<sup>14)</sup> Es ist vor allem inakzeptabel durch Gleichsetzen  $Q^L = QU^L$  zu folgern:  $C < 0$  impliziert  $PU^P < P^L$ .

$C < 0$  gelten  $PU^P > P^L$ , weil zwei Effekte wirksam sind, neben dem genannten L- auch der **M- Effekt**.

Eine Umformung von Gl. 5 unter Verwendung von Gl. 6 führt zu

$$(7) \quad PU_{0t}^L - P_{0t}^L = \frac{C}{Q_{0t}^L} + P_{0t}^P \left( \frac{Q_{0t}^L}{QU_{0t}^L} - 1 \right) \text{ oder}$$

$$(8) \quad \frac{PU_{0t}^P}{P_{0t}^L} - 1 = D = \left( \frac{C}{QU_{0t}^L P_{0t}^L} \right) + \left( \frac{Q_{0t}^L}{QU_{0t}^L} - 1 \right) = L + M,$$

einer Zerlegung der Diskrepanz D in zwei Effekte, neben dem **L- Effekt** (der von C bestimmten Größe  $L = C/QU^L P^L$ ) auch dem sich in Gestalt von  $Q^L/QU^L - 1$  ausdrückenden **M- Effekt** (der Einfluss der Veränderung der Mengenstruktur.<sup>15)</sup> Die beiden Effekte überlagern sich und der eine kann den anderen konterkarieren (was der Fall ist im linken (L) und rechten (R) Keil in Abb. 2c).<sup>16)</sup>

Betrachtet man eine reine Strukturveränderung, bei der sich die Mengen nur in der Struktur, nicht aber insgesamt verändern,<sup>17)</sup> dann ist wegen  $Q_{kt} = Q_{k0}$  für alle  $k = 1, \dots, K$ , auch

$$QU^L = 1 \text{ und } PU_{0t}^P = \frac{\sum_k \tilde{p}_{kt} Q_{kt}}{\sum_k \tilde{p}_{k0} Q_{k0}} = \frac{\sum_k \tilde{p}_{kt} Q_{kt}}{\sum_k \tilde{p}_{k0} Q_{k0}} = \frac{V_t}{V_0} = V_{0t}.$$

Dann vereinfacht sich Gl. 8 zu

$$(9) \quad \underbrace{Q^P - 1}_{=D} = \underbrace{Q^P - Q^L}_{=L} + \underbrace{Q^L - 1}_{=M}.$$

### 2.3. Zahlenbeispiel

Das Zusammenwirken von L- und M-Effekt soll das folgende Zahlenbeispiel verdeutlichen (Tab. 3):

<b>Tab. 3 Zahlenbeispiel</b>				
Waren (Warennr.)	$p_0$	$p_t$	$q_0$	$q_t$
1 (A)	8	10	5	$q_A$
2 (A)	4	7	5	$10 - q_A$
3 (B)	7	9	5	$q_B$
4 (B)	6	4	5	$10 - q_B$

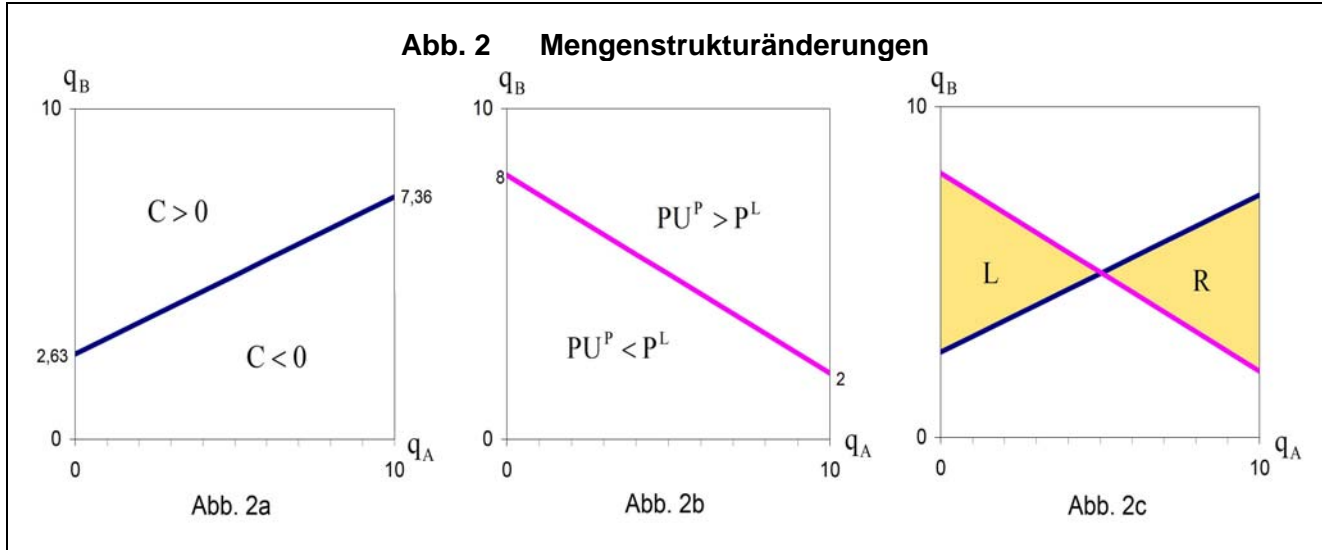
<sup>15)</sup> Das empirische Problem ist jedoch, dass wir in der amtlichen Statistik nicht wie im Zahlenbeispiel zwei Mengenindizes  $Q^L$  und  $QU^L$  haben, sondern nur über Daten zu  $QU^L$  verfügen.

<sup>16)</sup> Der Ausdruck M-Effekt rechtfertigt sich auch mit der folgenden Überlegung: Wenn alle Preise gleich bleiben (und deshalb  $C = 0$  ist), wäre  $PU^P = Q^L/QU^L$  also allein vom M- Effekt bestimmt, während die Preisindizes mit  $P^P = P^L = 1$  vollkommen korrekt keine Preissteigerung anzeigen.

<sup>17)</sup> So auch in dem folgenden Zahlenbeispiel.

Die Parameter  $q_A$  und  $q_B$  erlauben Mengenstrukturänderungen (Abb. 2) in den Warennummern A (Waren 1 und 2) und B (Waren 3 und 4) zu untersuchen. Es gibt Kombinationen von  $q_A$  und  $q_B$  mit

$C > 0$  (oberhalb der Gerade in Abb. 2a gelegen) oder  $C < 0$  (unterhalb) und mit  $PU^P > P^L$  oberhalb der Gerade in Abb. 2b bzw.  $PU^P < P^L$  (unterhalb).



Legt man die beiden Geraden übereinander (Abb. 2c), dann entstehen zwei Dreiecke (Keile) L und R, in denen gilt

L (links): trotz  $C > 0$  und  $P^P > P^L$  (und damit  $Q^P > Q^L$ ) ist  $PU^P < P^L$  und  
 R (rechts): trotz  $C < 0$  und  $P^P < P^L$  ist  $PU^P > P^L$ ,

weil jeweils der M-Effekt den L-Effekt konterkariert. Die Bereiche L und R entstehen, weil ein QU-Index (etwa  $QU^L$ ) weniger differenziert als ein Q-Index, so dass  $L > 0$  durch  $M < 0$  (im Keil L) konterkariert wird oder umgekehrt  $L < 0$  (Keil R) durch  $M > 0$ .

Man kann die Ergebnisse (zusammen mit Zahlenbeispielen für die beiden Keile) in einer Vierfeldertafel zusammenfassen (Tab. 4):

<b>Tab. 4 Vierfeldertafel</b>		
Mengen*	$C < 0 \Rightarrow P^P < P^L$ und $Q^P < Q^L$	$C > 0 \Rightarrow P^P > P^L$ und $Q^P > Q^L$
$QU^L < Q^P$ und $PU^P > P^L$	<b>Bereich R:</b> $q_A = 6, q_B = 5$ $PU^P = 1,224 > P^L = 1,2$ ; $P^P = 1,186 < P^L$ und auch $QU^L < Q^P < Q^L$	$PU^P > P^L$ wie auch $P^P > P^L$
$QU^L > Q^P$ und $PU^P < P^L$	$PU^P < P^L$ wie auch $P^P < P^L$	<b>Bereich L:</b> $q_A = 2, q_B = 6$ $PU^P = 1,168 < P^L = 1,2$ ; $P^P = 1,28 > P^L$ und $Q^L < Q^P < QU^L$

\* im Beispiel ist stets  $QU^L = 1$  (wegen  $Q_{kt} = Q_{k0}$  für alle k)



**Fazit:** Nach Gl. 8 wird die zu erklärende Diskrepanz  $PU^P/P^L - 1$  auf zwei Effekte, den L-Effekt und den M-Effekt zurückgeführt, wobei es jedoch unbefriedigend bleibt, dass man diese nicht empirisch trennen kann. Uns ist nur die linke Seite der Gl. 8 bekannt; L und M auf der rechten Seite kann man – wie gesagt - mangels Daten nicht bilden.<sup>18)</sup>

### 3. Unterschiedlichkeit in der Datenbasis und den Preiskonzepten

Neben Unterschieden in der Formel gibt es auch wirtschaftsstatistische Unterschiede zwischen P- und PU-Indizes der Ein- und Ausfuhr, die in Tabelle 5 aufgelistet sind und deren Auswirkungen z. T. nicht einfach abzuschätzen sind. Sie werden verständlich, wenn man bedenkt, dass ein P-Index primär der Forderung des "reinen Preisvergleichs" (Vergleiche von Preisen bei [rechnerischer] Konstanz möglichst aller preisbestimmenden Faktoren, wie Warenauswahl<sup>19)</sup>, Qualität usw.) genügen soll, während ein PU-Index dem Gebot der "Repräsentativstatistik" folgt. Der P-Index aus der Preisstatistik umfasst deshalb möglichst Preise *der gleichen* Waren bei Vertragsabschluss, die auch im Interesse der zeitlichen Vergleichbarkeit gewissen Korrekturen unterworfen werden, während der PU-Index aus den (unkorrigierten) Preisen *sämtlicher* Waren bei Grenzübergang errechnet wird. Die wichtigsten im Folgenden untersuchten Unterschiede betreffen also

1. Homogenität/Heterogenität und Konstanz/Variabilität (auch saisonale Veränderung) der Güterstruktur (die umfassendere, aber auch laufend veränderte Datenbasis beim PU-Index mag dessen größere Volatilität bei fast allen Gütergruppen und in beiden Handelsrichtungen erklären);
2. den glättenden Effekt der Berücksichtigung von Qualitätsveränderungen durch Preiszuschläge bei Qualitätsverbesserungen (bzw. Abschläge bei Verschlechterungen) bei P-Indizes und
3. den Zeitbezug der Preise: es ist danach zu erwarten, dass der P-Index im Vergleich zum PU-Index die Preisentwicklung frühzeitiger anzeigt (also vorausseilt).

#### Zu 1 (variable Gesamtheit)

Beim PU-Index wirkt sich nicht nur die mehr oder weniger große Inhomogenität der ca. 10.000 Warennummern über den M-Effekt aus, sondern auch die Veränderlichkeit der Datengrundlage im Zeitablauf spielt eine Rolle, die anders als beim P-Index nicht rechnerisch eliminiert wird. Wie der M-Effekt kann auch dieser Faktor nur wirksam werden, wenn die Preise der Güter in den Aggregaten (Warennummern) streuen. Ist die Streuung null, z.B. auch weil das Aggregat nur ein Gut enthält, dann entsprechen sich Durchschnittswert und Preis.<sup>20)</sup>

<sup>18)</sup> Die Betrachtung geht gleichwohl über das bisher Übliche hinaus. Man begnügte sich bislang entweder mit einer Beschreibung der Zeitreihen von P und PU (so etwa in der zitierten Arbeit von Gehle), oder man diskutierte indextheoretisch die Unterschiedlichkeit der Paasche und Laspeyres Formel und kritisierte die Strukturabhängigkeit des PU Ansatzes, ohne jedoch diese beiden Effekte zusammenzuführen (geschweige denn sie empirisch nachzuweisen, was auch uns bisher nicht möglich war).

<sup>19)</sup> Der konstanten Auswahl von rund 400 Waren im Einfuhr- und rund 100 Preisreihen im Ausfuhrpreisindex wird entgegengehalten, dass die Auswahl im Zeitablauf zunehmend weniger "repräsentativ" wird.

<sup>20)</sup> Darauf beruht auch die oft ausgesprochene Erwartung, dass sich mit zunehmender Verfeinerung der Gütersystematik der PU- und P-Index einander annähern.

**Tab.5 Wirtschaftsstatistische Unterschiede zwischen Preis- und Durchschnittswertindex (Konzepte, Datenbasis)**

Merkmale	Preisindex (P)	Durchschnittswertindex (PU)
Formel	Laspeyres, konstante Gewichte, Verwendung von speziell erhobenen Preisen	Paasche, aktualisierte Gewichte, Verwendung von errechneten Durchschnittswerten
neue Produkte, Qualitätsveränderungen	neue Waren erst bei Indexrevision, Qualitätsveränderungen werden berücksichtigt	neue Waren werden sofort einbezogen, Qualitätsveränderungen werden nicht berücksichtigt
Reihenauswahl	eine möglichst konstant gehaltene <i>Auswahl</i> von Waren und Preismeldstellen	mit wenigen Ausnahmen <sup>a)</sup> werden <i>alle</i> Warennummern berücksichtigt <sup>b)</sup> (variable Warengesamtheit)
Preise	Preise bei Vertragsabschluss, effektive Preise nicht Listenpreise, bei jedem Preisrepräsentanten möglichst mindestens je eine Preisreihe für jede Ländergruppe.	Preise bei Grenzübergang (kann vom Zeitpunkt des Vertragsabschlusses stark abweichen <sup>c)</sup> , für jede Warennummer trotz vieler Einzelpreise nur ein Durchschnittswert

a) Warennummern, für die kaum Außenhandelstransaktionen vorliegen oder die in ihrer Zusammensetzung zu heterogen sind wie z.B. Raum- und Luftfahrzeuge oder Seeschiffe.

b) auch saisonal veränderliche Güterstruktur: wird z.B. eine bestimmte Ware etwa durch saisonale Einflüsse in einem Monat nicht gehandelt, dann geht sie auch nicht bei der Berechnung des Durchschnittswertes ein.

c) etwa bei Anlagegütern, während die Zeitpunkte z.B. bei Rohölprodukten relativ nah beieinander liegen.

Die Wirkung (saisonal) veränderlicher Gütergesamtheiten wird bei der Differenzierung der PU-Indizes nach Gütergruppen sichtbar. Saisonale Einflüsse spielen vor allem bei den Gütergruppen Bekleidung und Tabakerzeugnisse eine Rolle. Der Grund ist die unterschiedliche Wertigkeit von Sommer- und Wintermode<sup>21)</sup> und die Vielzahl unterschiedlicher Länder, mit denen der Tabakhandel stattfindet. Anders als bei der Volatilität eines Indexes gibt es bei der Heterogenität eines Aggregats keinen Konsens über die Messung. Um einen Eindruck von der Heterogenität der auf der Ebene der P und PU Indizes verglichenen Positionen (Aggregate)<sup>22)</sup> zu gewinnen, wurden die Preismesszahlen  $p_{it}/p_{i0}$  für  $T = 67$  Monate der Preisrepräsentanten miteinander korreliert. Der Gedanke war: eine hohe positive durchschnittliche Korrelation spricht für eine ähnliche Preisentwicklung und ist damit Ausdruck von Homogenität. Diese durchschnittliche Korrelation war besonders hoch bei der Einfuhr der Gütergruppe Erdöl und Erdgas (0,722) und besonders niedrig bei der Einfuhr von Gütern der Forstwirtschaft (- 0,059) und der Ausfuhr im Bereich Verlag und Druck (-0,009). Dieses Heterogenitätsmaß war nur schwach (allerdings erwartungsgemäß positiv) korreliert mit den eingangs erwähnten D-Maßen für die Diskrepanz zwischen den Indextypen. Tabelle 6 stellt einige Angaben für die fünf (hinsichtlich ihrer Wertanteile) wichtigsten Gütergruppen zusammen.

<sup>21)</sup> Die für die Wintermode verwendeten Materialien sind wesentlich teurer als die für die Sommermode. Gleichzeitig wird in der Wintermode auch mehr Material verarbeitet. Der Preisindex dagegen verwendet hauptsächlich Produkte, die von Modebewegungen eher unberührt bleiben.

<sup>22)</sup> Es handelt sich um 27 "Zweisteller" der Gütersystematik für die Produktionsstatistik (GP02).

Es zeigt sich, dass beispielsweise Güter im Bereich Ernährung, gemessen an ihrer Preisentwicklung, recht heterogen sind.<sup>23)</sup> In Tabelle 6b wird mit dem Verhältnis der in Tabelle 1 bereits eingeführten Volatilitäten auf der Ausfuhr- (X) und der Einfuhrseite (M), also den Koeffizienten  $V_X = V_{U_X}/V_{P_X}$  und  $V_M = V_{U_M}/V_{P_M}$  zum Ausdruck gebracht, wie viel volatiler der PU- im Vergleich zum P-Index ist. Dort sind die zehn Gütergruppen zusammengestellt, bei denen diese Relation besonders große Werte annimmt. Das sind jedoch, anders als erwartet, nicht unbedingt auch die Güter bei denen die Diskrepanz gemessen an D3 besonders groß ist. Es zeigte sich vielmehr, dass Volatilität und Diskrepanz praktisch unkorreliert sind.

## Zu 2 (Qualitätsveränderungen)

Während sich Einfluss 1 (laufend verändertes Gütersortiment) sowohl die Volatilität der PU-Indizes, als auch das tendenziell geringere Niveau der PU- Indizes im Vergleich zu den P-Indizes erklären dürfte (also  $PU < P$ ), bewirkt dieser zweite Einfluss wohl nur eine Glättung der P-Reihe, er macht aber Schwierigkeiten bei der Erklärung des Niveauunterschieds zwischen PU- und P-Index. Denn was die Durchführung von "Qualitätsbereinigungen" (bei P-Indizes) betrifft, so ist zu vermuten, dass diese zur Folge hat, dass

**Tab. 6 Heterogenität und Volatilität nach Gütergruppen**

a) Heterogenität einiger (gemessen am Ausfuhrwert) besonders wichtiger Gütergruppen

C	Gütergruppe	PR	WA	HET
15	Erzeugnisse des Ernährungsgewerbes	372	6,90	0,0293
24	Chemische Erzeugnisse	693	12,85	0,0643
27	Eisen- und Stahlerzeugnisse	331	5,14	0,3376
29	Maschinen	1067	19,78	0,3047
31	Geräte der Elektrizitätserzeugung	361	6,69	0,1011

C = Codenummer in der Systematik, PR = Anzahl der Preisrepräsentanten (schwankt zwischen 3 und 1067), WA = Anteil am Ausfuhrwert insgesamt (in vH), HET = Heterogenitätsmaß (mittlere Korrelation, vgl. Text)

b) Zehn Gütergruppen mit besonders hoher relativer Volatilität des Durchschnittswertindex auf der Ein- und Ausfuhrseite

C	Gütergruppe	$V_X$	$V_M$	C	Gütergruppe	$V_X$	$V_M$
16	Tabakerzeugnisse	2,95	3,03	26	Glas, Keramik	2,44	4,36
17	Textilien	5,35	6,33	29	Maschinen	1,34	4,59
18	Bekleidung	12,00	4,21	31	Elektrizitätserzeugung	3,65	3,71
20	Holzwaren	5,70	2,71	34	KFZ	2,85	7,22
22	Verlag, Druck	7,28	5,07	36	Möbel, Schmuck	3,23	7,09

Erläuterung: 12,00 heißt, dass der Variationskoeffizient des PU-Index zwölf Mal so groß ist wie der des P-Index.  $V_X$  und  $V_Y < 1$  kommen vor beim Bergbau, in der Landwirtschaft und bei Mineralöl-erzeugnissen.

<sup>23)</sup> ohne dass hier deshalb die Diskrepanz zwischen P- und PU-Index besonders groß wäre.

- bei vorrangig laufend auftretenden Qualitätsverbesserungen, bei denen die effektiv gezahlten Preise nach unten zu korrigieren sind, der Preisindex (P) *unter* dem Durchschnittswertindex (PU) liegt (also  $PU > P$ )<sup>24)</sup>, was jedoch auch in Zeiten steigender Preise durch den unterschiedlichen Zeitbezug der Preise in den beiden Indizes überkompensiert werden könnte, und dass
- die Volatilität eines Qualitätsveränderungen berücksichtigenden P-Indexes geringer ist als die eines PU-Indexes, der auch unechte Preisbewegungen durch Veränderungen des Sortiments, der Qualität, der Transportkosten, Zahlungs- und Lieferbedingungen oder auch der Struktur der Herkunfts-, Verbrauchs- und Lieferländer usw. reflektiert.

Man kann den vermuteten volatilitätsmindernden Einfluss des "quality adjustments" normalerweise nicht nachweisen, weil Indizes nicht in zwei Versionen, vor und nach Qualitätskorrekturen, veröffentlicht werden. Das Statistische Bundesamt hat freundlicherweise auf unsere Bitte hin Vergleiche (für Jan. 2003 bis Jan. 2006) zwischen den in den Einfuhrpreisindex eingegangenen Preisangaben mit den nicht veröffentlichten Rohdaten, also den Preisen vor einer Qualitätsbereinigung durchgeführt.<sup>25)</sup> Dabei bestätigte sich unsere Vermutung der Verringerung der Streuung. Der Vergleich (Tab. 7) erstreckte sich auf vier Güter der Informationstechnologie, hinter denen jeweils eine für den Zeitraum konstant gehaltene größere Zahl von 84 bis 190 Preisrepräsentanten (konkrete Modelle unterschiedlicher Hersteller) standen. Dass im PU-Index keine Qualitätsbereinigung durchgeführt wird, kann also durchaus ein Grund für dessen größere Volatilität sein.

**Tab. 7 Monatliche Veränderungsrate von Preismesszahlen im Einfuhrpreisindex**

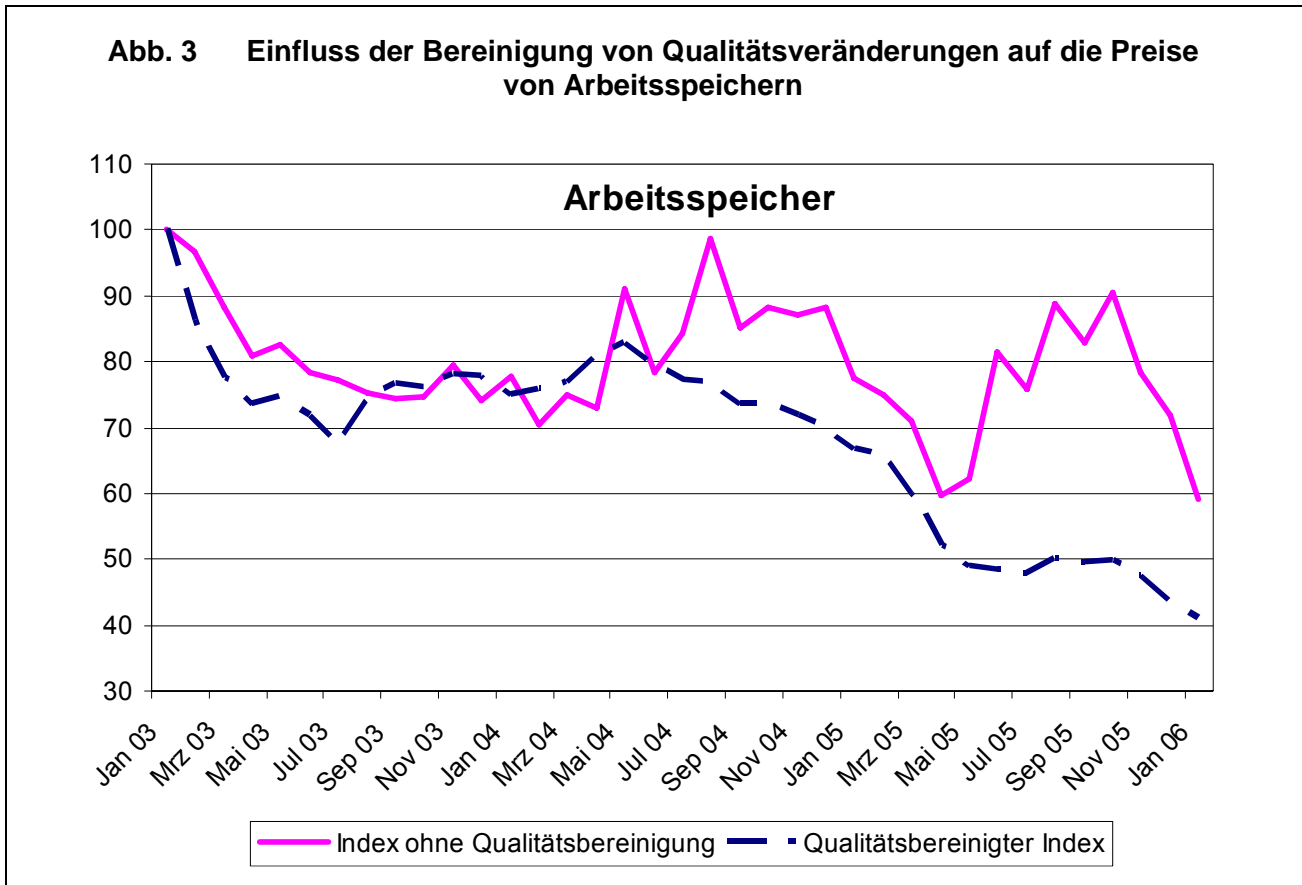
Qualitätsbereinigung	Variable	Desktops	Notebooks	A- Speicher	Festplatten
ohne	$\bar{x}$	- 0,907	- 1,319	- 0,888	- 1,585
	$s^2$	20,660	18,803	116,765	50,933
	V	5,013	3,287	12,171	4,502
mit	$\bar{x}$	- 2,169	- 2,125	- 2,322	- 2,684
	$s^2$	17,432	13,733	24,285	21,502
	V	1,925	1,744	2,122	1,727
	PR	84	186	190	100

Abkürzungen: A-Speicher = Arbeitsspeicher;  $\bar{x}$  = Mittelwert,  $s^2$  = Varianz,  $V = s / \bar{x}$  = Variationskoeffizient, PR = Anzahl der Preisrepräsentanten

<sup>24)</sup> Bekanntlich gab es in den 90er Jahren insbesondere in den USA eine lebhafte Diskussion über eine mögliche systematische Überschätzung der Inflationsrate durch den Verbraucherpreisindex, weil u. a. in ihm (angeblich) zu wenig Qualitätskorrekturen vorgenommen werden.

<sup>25)</sup> Ich danke insbesondere Herrn Timm Behrmann vom Statistischen Bundesamt für die durchgeführten Berechnungen zum Vergleich von Daten für Preisindizes und vor (ohne) und nach (mit) Berücksichtigung von Qualitätsveränderungen.

Eine Besonderheit der ausgewählten Güter ist, dass hier sowohl laufend Preissenkungen als auch Qualitätsverbesserungen auftreten. Wichtiger als der Niveauunterschied von etwa 1 vH bei den monatlichen Veränderungsrate war uns der Unterschied in der Streuung, der besonders auffallend im Falle der Arbeitsspeicher ist, weshalb wir auch in diesem Fall das Bild der Zeitreihe zeigen wollen (Abb. 3).



Natürlich ist die Situation bei den hier ausgewählten Gütern, bei denen sich das Preisniveau (qualitätsbereinigt) in den letzten drei Jahren gut halbiert hat, nicht typisch für alle Außenhandels Güter. Dass die Qualitätsbereinigung eines P-Indexes tendenziell die Streuung (gegenüber einem PU Index) verringert, dürfte aber gleichwohl zu verallgemeinern sein.

### Zu 3 (Zeitbezug der Preise)

Eine ebenfalls nur schwache empirische Bestätigung einer Vermutung ergab sich bei der Überprüfung der Hypothese, dass wegen der Preise beim (früheren) Vertragsabschluss statt dem späteren Grenzübergang der P-Index dem PU-Index vorausleitet. Eine Verringerung der D-Maße bei einer entsprechenden Verzögerung des P-Indexes um einen und zwei Monate ergab sich vor allem bei der Ausfuhr von Gütern im Bereich Energie, Maschinen<sup>26)</sup> und NE- Metalle und auf der Einfuhrseite auch bei den Metallerzeugnissen. Aufgrund der unerwarteten Resultate ist die gleiche Untersuchung noch einmal mit vorheriger Glättung<sup>27)</sup> des PU-Indexes durchgeführt worden, um auszuschließen, dass Einflüsse der höheren Volatilität des PU-Indexes die aus der Verzögerung erwarteten Effekte überlagern.

<sup>26)</sup> Dort insbesondere auch einführseitig.

<sup>27)</sup> Mit einem gleitenden 12 Monats Durchschnitt.

Auch damit sowie mit der Berechnung von Korrelationen zwischen den PU-Indizes und der bis zu 12 Monate verschobenen Reihe der P-Indizes ergaben sich keine eindeutigen Hinweise auf ein Vorausschlagen des P-Indexes. Auf weitere empirische Befunde kann hier nicht eingegangen werden. Es wurde insbesondere geprüft, ob und in welchem Maße exogene Größen wie z.B. die Einkommensentwicklung zur Erklärung des unterschiedlichen Verlaufs der beiden Indikatoren der Preisentwicklung herangezogen werden können.<sup>28)</sup>

### **Abschließende Bemerkungen**

Als Fazit der noch nicht abgeschlossenen Studie lässt sich festhalten, dass es eine Herausforderung bleibt

1. Erklärungen für die Unterschiedlichkeit<sup>29)</sup> der Indizes zu systematisieren und diese exakt und möglichst auch operational (messbar) zu definieren,
2. Hypothesen aufzustellen, wie sich ein Faktor jeweils auswirkt sowie Wege zu finden diese zu prüfen.

Dabei ist jedoch nicht zu erwarten, dass sich mögliche Ursachen begrifflich und empirisch klar von einander trennen lassen und sich auch Maße für den isolierten Effekt eines Faktors und die relative Bedeutung (Wichtigkeit) einzelner Faktoren bilden lassen. Auch die Frage nach impliziten Interpretationsmöglichkeiten der Unterschiede zwischen PU- und P-Indizes kann noch nicht befriedigend beantwortet werden. Trotzdem kann jedoch nicht gefolgert werden, der Vergleich der Indizes sei wenig instruktiv und es wäre besser auf einen der Indextypen zu verzichten. Es spricht viel für eine Beibehaltung der beiden Indextypen und auch für die relativ aufwändige Weiterführung echter Preisindizes. Die "Doppelgleisigkeit" lässt sich indextheoretisch und mit den unterschiedlichen Verwendungszwecken der Indizes rechtfertigen. Auf einige Nachteile von Durchschnittswertindizes vom Standpunkt der Indextheorie wurde bereits hingewiesen. Die beiden Indextypen genügen zwei gleichermaßen berechtigten, jedoch schwer in Einklang zu bringenden Forderungen: reiner Preisvergleich (P- Index) und Repräsentativität (PU- Index); an beiden Aspekten der statistischen Beschreibung besteht ein Interesse.

Preise im Außenhandel müssen auch mit anderen Preisen verglichen werden. In vielen Bereichen bietet sich nicht die Möglichkeit, Durchschnittswertindizes quasi als Nebenprodukt zu berechnen. Ein Einfuhrpreisindex ist u. a. für die Messung von Einflüssen des Auslands auf das inländische Verbraucherpreisniveau von Interesse. Er sollte deshalb als P-Index konstruiert sein, wie dies auch beim Verbraucherpreisindex (als Maß der Inflation) selber der Fall ist. Ähnlich verhält es sich beim Ausführpreisindex. Er soll u. a. den Erzeugerpreisindex gewerblicher Produkte (der beschränkt ist auf den Inlandsabsatz) um den Auslandsabsatz ergänzen und muss deshalb auch ähnlich, d.h. als P-Index konstruiert sein.

### **Literatur**

P. v. d. Lippe, Chain Indices, A Study in Price Index Theory, Vol. 16 of the Publication Series "Spectrum of Federal Statistics" (hrsg. v. Statistischem Bundesamt), Wiesbaden 2001, 219 Seiten.

P. v. d. Lippe, Das Ideal des reinen Preisvergleichs in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik Vol. 225/4, 2005, S. 499 – 509.

P. v. d. Lippe, Price indices and unit value indices, foreign trade and wage indices, ein neunseitiger Text unter: [www.vwl.uni-essen.de/dt/stat/downloads/tes.html](http://www.vwl.uni-essen.de/dt/stat/downloads/tes.html).

P. v. d. Lippe, Wirtschaftsstatistik, 5. Aufl., Stuttgart 1996.

<sup>28)</sup> Eine Vermutung der wir nachgingen war z.B., dass die Zunahme des verfügbaren realen Pro-Kopf-Einkommens bei den Importen zu einer Bevorzugung relativ teurerer Waren führen könnte. Die relativ hohe Korrelation war jedoch Ergebnis einer sog. "spurious regression".

<sup>29)</sup> Hinsichtlich des Niveaus und der Volatilität.