

Unit Value Bias Reconsidered

Preis- und Durchschnittswertindizes im Außenhandel

Peter von der Lippe, Universität Duisburg-Essen
Jens Mehrhoff*, Deutsche Bundesbank

Jahrestagung Verein für Socialpolitik 2010
Kiel, 10. September 2010

*Die Verfasser geben ihre persönliche Auffassung wieder, die nicht unbedingt mit derjenigen der Deutschen Bundesbank übereinstimmen muss.

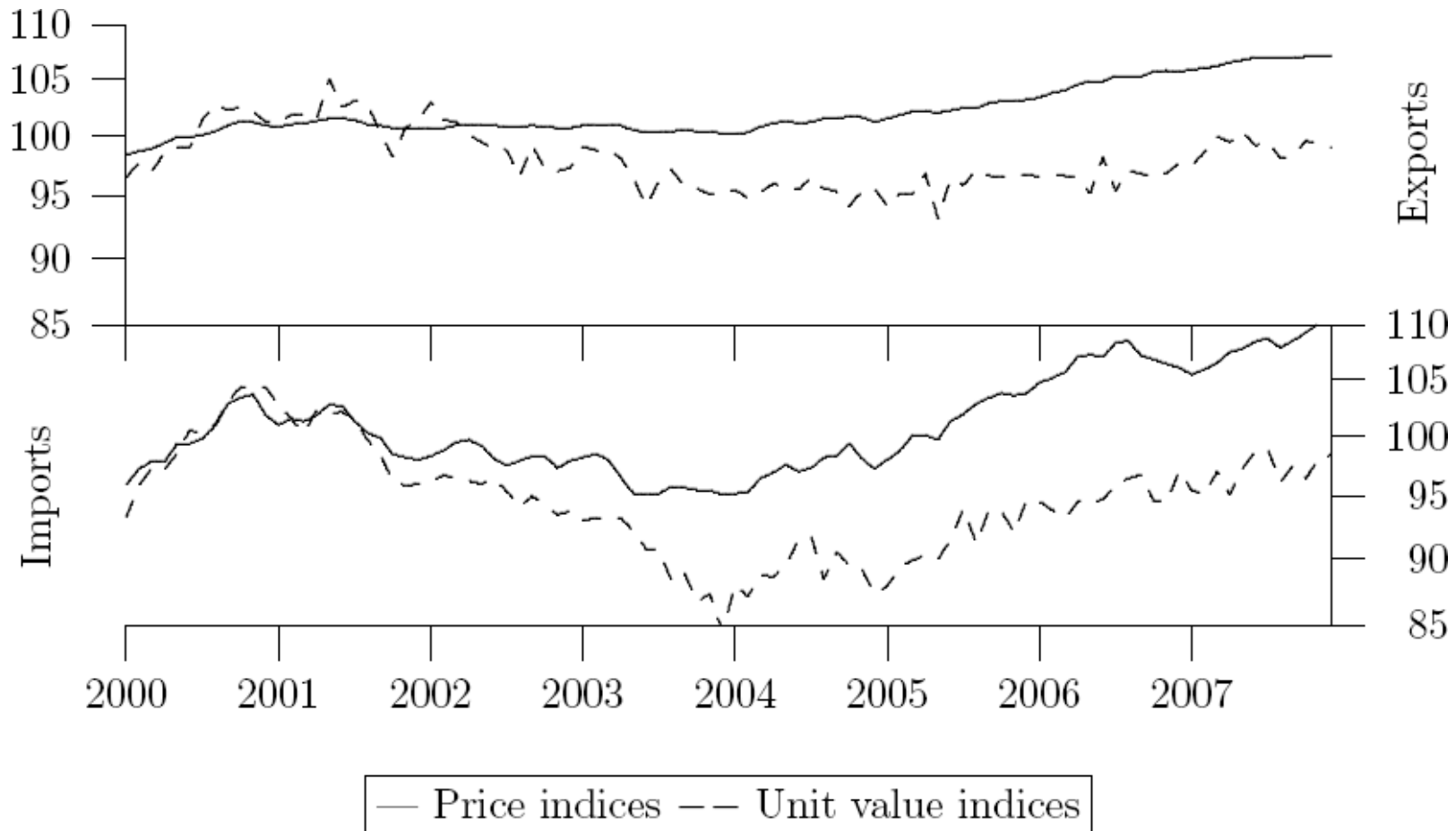
Gliederung des Vortrags

1. Einleitung und Motivation
2. Methodische Unterschiede zwischen Preis- und Durchschnittswertindizes im Außenhandel
 - 2.1 Formeln
 - 2.2 Datenbasis
3. Empirische Ergebnisse
4. Zerlegung des *Unit Value Bias* in L- und S-Effekt (Theorie)
5. Empirie zur Zerlegung des Bias
6. Fazit und Ausblick

1. Einleitung und Motivation

- **Revision des *Export and Import Price Index Manual* (IMF, 2008).**
- **Durchschnittswertindizes als Ersatz für "reine" Preisindizes?**
 - Grundsätzliche Ablehnung, wegen Mengenstrukturabhängigkeit (UN, 1993).
 - Empirische Studien finden substantielle Verzerrungen (Silver, 2008).
 - v. d. Lippe 11th Meeting of the Ottawa Group Neuchatel 2009 (zwei MRPA paper im internet).
 - Themenheft Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik (guest editors für dieses Heft Erwin Diewert und Peter von der Lippe).

1. Einleitung und Motivation



2. Methodische Unterschiede (2.1) Formeln

■ Ein- und zweistufige Berechnung $k = 1, \dots, K, j = 1, \dots, n_k$

■ Laspeyres-Preisindex

$$P_{01}^L = \frac{\sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^{n_k} p_{kj1} q_{kj0}}{\sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^{n_k} p_{kj0} q_{kj0}} = \frac{\sum_k \sum_j p_{kj1} q_{kj0}}{\sum_k \tilde{p}_{k0} Q_{k0}}$$

■ Durchschnittswerte für eine Warengruppe (nicht über alle Warengruppen!) $t = 0, 1$

$$\tilde{p}_t = \frac{\sum_k \sum_j p_{kjt} q_{kjt}}{\sum_k \sum_j q_{kjt}} = \frac{\sum_k \sum_j p_{kjt} q_{kjt}}{Q_t} = \sum_k \tilde{p}_{kt} \frac{Q_{kt}}{Q_t} = \sum_k \tilde{p}_{kt} \sigma_{kt}$$

2. Methodische Unterschiede (2.1) Formeln

- In der Literatur wird als "Durchschnittswertindex" (besser Drobisch-Index) i.d.R. betrachtet:

$$\begin{aligned}
 P_{01}^D &= \frac{\sum_k \sum_j p_{kj1} q_{kj1} / \sum_k \sum_j q_{kj1}}{\sum_k \sum_j p_{kj0} q_{kj0} / \sum_k \sum_j q_{kj0}} = \frac{V_{01}}{Q_1/Q_0} = \frac{\tilde{p}_1}{\tilde{p}_0} \\
 &= \sum_k \frac{\tilde{p}_{k1}}{\tilde{p}_{k0}} \left(\frac{\tilde{p}_{k0} \sigma_{k1}}{\sum_k \tilde{p}_{k0} \sigma_{k0}} \right) \quad \sigma_{kt} = Q_{kt} / \sum_k Q_{kt} = Q_{kt} / Q_t
 \end{aligned}$$

- Der amtliche Index der Durchschnittswerte nach Paasche (bei Ex- und Import) ist dagegen

$$P U_{01}^P = \frac{\sum_k \tilde{p}_{k1} Q_{k1}}{\sum_k \tilde{p}_{k0} Q_{k1}} = \sum_k \frac{\tilde{p}_{k1}}{\tilde{p}_{k0}} \frac{\tilde{p}_{k0} Q_{k1}}{\sum_k \tilde{p}_{k0} Q_{k1}} = \sum_k \frac{\tilde{p}_{k1}}{\tilde{p}_{k0}} \frac{\tilde{p}_{k0} \sigma_{k1}}{\sum_k \tilde{p}_{k0} \sigma_{k1}}$$

2. Methodische Unterschiede (2.1) Formeln

- Je nach dem ob mit Preisen (p) oder Durchschnittswerten (uv) operiert wird
- Preis- oder Mengenindex
- Laspeyres oder Paasche gibt es $2^3 = 8$ Indizes

	Preisindizes		Mengenindizes	
	p	uv	p	uv
Laspeyres	P^L	PU^L	Q^L	QU^L
Paasche	P^P	PU^P	Q^P	QU^P

2. Methodische Unterschiede (2.2) Datenbasis

	Preisindex	Index der Durchschnittswerte
Formel	<u>Laspeyres</u>, Prinzip des reinen Preisvergleichs, mit <u>Qualitätsbereinigung</u>	<u>Paasche</u>, geeignet zur Deflationierung, <u>ohne Qualitätsbereinigung</u>
Erhebung	Monatliche <u>Befragung</u> von Unternehmen, daneben auch Börsennotierungen, Fachpresse	Direkte <u>Meldung</u> im inner-europäischen Verkehr (Intrastat); Zollmeldung im außer-europäischen Verkehr
Preisvariable	Preise (beim <u>Vertragsabschluss</u>) für ausgewählte Transaktionen im Berichtsmonat	Durchschnittswerte (beim <u>Grenzübergang</u>); gegliedert nach dem <i>Warenverzeichnis für den Außenhandel</i>
Veröffentl.	Fachserie 17, Reihe 11	Fachserie 7, Reihe 1

2. Methodische Unterschiede (2.2) Datenbasis

Beispiele für einige Warennummern (8 Steller)

- | 19 05 90 45 **Kekse** und ähnliches Kleingebäck
- | 23 09 10 11 bis 2309 10 90 *zwölf* Warennummern für **Hunde- u. Katzenfutter**
- | 24 02 10 00 **Zigaretten** einschließlich Stumpen, Tabak (statt Nelken ö. ä.)
 - | dagegen für **Zigarettenpapier** *vier* Positionen (4813 10 00 bis 48 13 90 90)
- | 82 02 10 00 **Handsägen** aus unedlen Metallen
 - | dagegen *sieben* Positionen für **Sägeblätter** (82 02 20 00 bis 82 02 99 90)
- | 88 01 00 10 Ballone und Luftschiffe; Segelflugzeuge und Hanggleiter

3. Empirische Ergebnisse Übersicht

Preisindex (P) Durchschnittswertindex (U)

Hypothese	Begründung
1. $U < P$, Diskrepanz nimmt zu	P: Laspeyres (Gewichtung konstant), U: Paasche
2. U volatiler als P	Kein reiner Preisvergleich bei U
3. U mehr Saisonschwankungen als P	P konstantes- , U variables Warensortiment (kein Ausgleich saison. Nichtverfügbarkeit)
4. Durchschnittswerte heterogener als Preise	Einbeziehung neuer Produkte in P erst bei Indexrevision , bei U sofort
5. Vorlauf (lead) des Preisindex	zeitlicher Bezug der Preise: P Vertragsabschluss, U Grenzübergang
6. Qualitätsbereinigung wirkt glättend	P verläuft glatter als U weil Qualitätsveränderungen berücksichtigt werden (durch Korrekturen an den Preisen)

3. Empirische Ergebnisse (1)

- **Hypothese: Diskrepanz wird größer, Index der Durchschnittswerte geringer als Preisindex.**
- **Methode: Theil's Ungleichheitskoeffizient der Vorjahresveränderungen.**

	Exports	Imports
Theil's inequality coefficient (U)	0.55	0.32
Root mean squared error ($RMSE$)	2.23%	2.54%
MSE bias proportion	21.11%	34.28%
MSE variance proportion	47.70%	19.15%
MSE covariance proportion	31.20%	46.57%

Fazit die beiden Reihen (Preis- und Durchschnittswertindizes, PI und UVI) laufen keineswegs synchron (gilt für Exporte noch mehr als für Importe). 2,5% ist bei Zeitreihen mit Wachstumsraten (gegenüber dem Vorjahr) relativ viel. Die Diskrepanz ist auch zu einem großen Teil erklärt (covariance proportion nicht dominierend).

3. Empirische Ergebnisse (2)

- **Hypothese: Index der Durchschnittswerte volatiler als Preisindex.**
- **Methode: Mittlerer quadratischer Fehler zum Hodrick-Prescott Trend.**

	Exports	Imports
<i>RMSE</i> : Price indices (PI)	0.45	1.55
<i>RMSE</i> : Unit value indices (UVI)	1.40	2.12

Fazit Schwankungen des UVI um den Trend vor allem bei Exporten erheblich größer (1,4/0,45) als beim PI. Also UVIs tendenziell erheblich volatiler als PIs.

3. Empirische Ergebnisse (3)

- **Hypothese: Index der Durchschnittswerte stärker von der Saisonkomponente geprägt als Preisindex.**
- **Methode: Standardabweichung der saisonalen Komponente.**

	Exports	Imports
Standard deviation: PI	0.11	0.30
Standard deviation: UVI	0.37	0.55

Fazit obige Hypothese wird bestätigt:
UVIs haben eine stärkere Saisonalität als PIs; gilt auch für Importe, die meist saisonal stärker schwanken als Exporte.

3. Empirische Ergebnisse (4)

- **Hypothese: Größere Heterogenität zwischen Durchschnittswerten als zwischen Preisen.**
- **Methode: Mittleres Bestimmtheitsmaß zwischen Gesamtindex und Subindizes.**

	Exports	Imports
Root of the mean R^2 : PI	0.58	0.38
Root of the mean R^2 : UVI	0.30	0.31

Fazit hohes r^2 weist auf Homogenität hin, weil dann Einzelreihen (GP-Zweisteller) mit Gesamtindex höher korreliert sind (gleiche Preisbewegung). Danach Exportaggregat in D homogener als Importe (plausibel).

3. Empirische Ergebnisse (5)

- **Hypothese: Vorlauf des Preisindex gegenüber dem Index der Durchschnittswerte.**
- **Methode: Korrelation und mittlerer quadratischer Fehler der Vorjahresveränderungen.**

	Exports	Imports
ρ : contemporary	0.72	0.90
ρ : one-month lead	0.73	0.90
ρ : <i>naïve</i> one-month	0.74	0.90
<i>RMSE</i> : contemporary	2.24%	2.56%
<i>RMSE</i> : one-month lead	2.22%	2.53%
<i>RMSE</i> : <i>naïve</i> one-month	1.87%	1.94%

Fazit kein eindeutiger lag x_{t-1} gegenüber y_t , denn Korrelation zwischen x_{t-1} und y_t nicht signifikant anders als zwischen x_t und y_t .
Naiver one-month forecast = random walk für y_t statt y_t in Abhängigkeit von x_t .

3. Empirische Ergebnisse (6)

- **Hypothese: Qualitätsbereinigung resultiert in einer glatteren Zeitreihe der Preisveränderungen.**
- **Methode: Variationskoeffizient der Vormonatsveränderungen (Sonderauswertung des Stat. Bundesamtes).**

		w/o QA		w/ QA	
	n	$\overline{\Delta PL}$	CV	$\overline{\Delta PL}$	CV
Desktops	84	-0.907%	5.013	-2.169%	1.925
Notebooks	186	-1.319%	3.287	-2.125%	1.744
Working storage	190	-0.888%	12.171	-2.322%	2.122
Hard disks	100	-1.585%	4.502	-2.684%	1.727

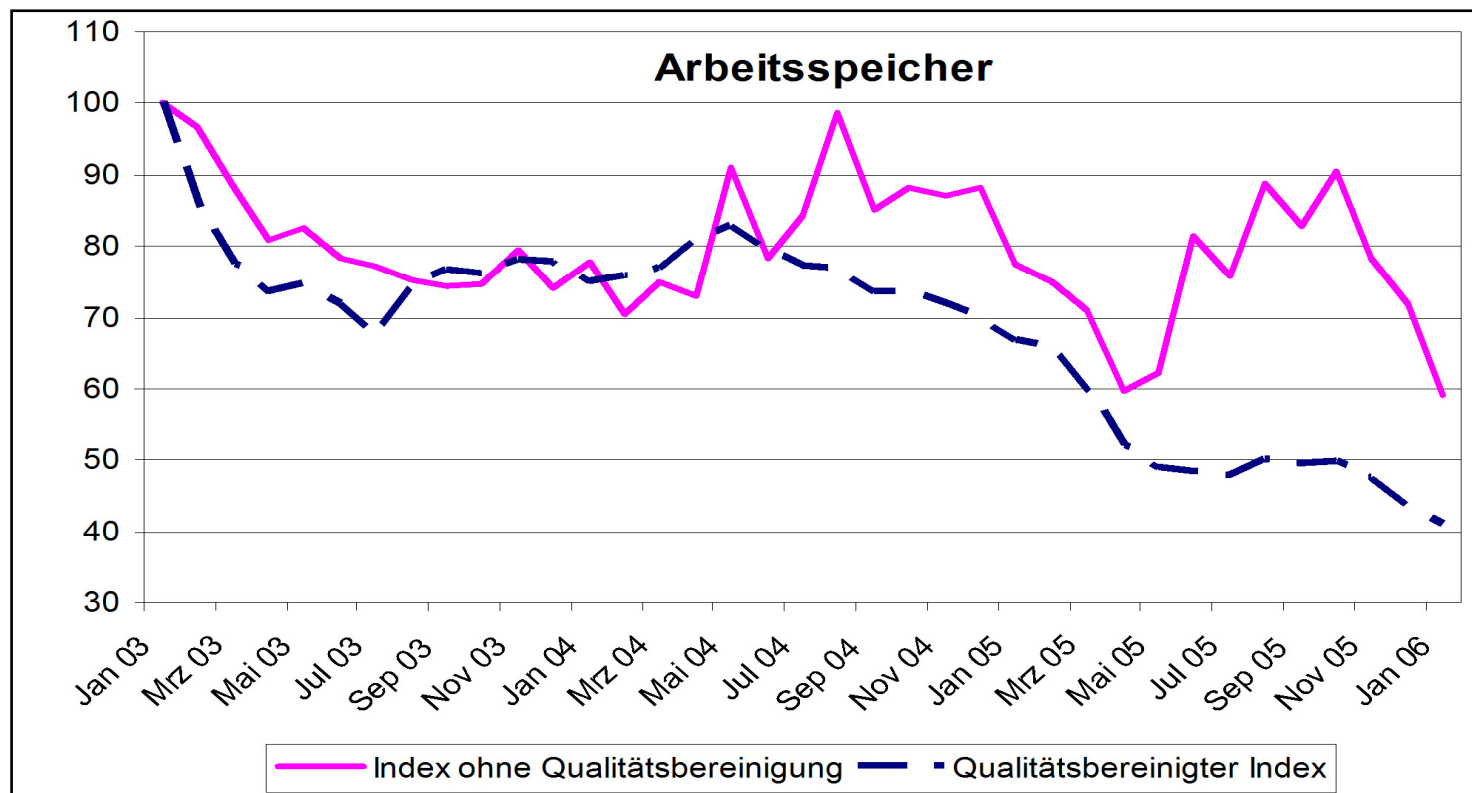
Fazit nach Qualitätsbereinigung, d.h. w/QA geringeres Niveau (= stärkere Preissenkung) und geringerer Variationskoeffizient als vorher (ohne w/o QA). Ist bei modernen IT Produkten plausibel.

3. Empirische Ergebnisse (7)

Qualitätsbereinigung wirkt volatilitätsmindernd

Sonderauswertung der Daten der Preisstatistik Jan 03 – Jan 06 für 190 Produkte durch Herrn Timm Behrmann (StBA)

Variationskoeffizient vor und nach Qualitätsbereinigung vor 12,171 nach 2,122



4. Zerlegung des *Unit Value Bias* (1)

- Ausgangspunkt: Zwei Zerlegungen des Wertindex

$$\begin{aligned}V_{01} &= P_{01}^L Q_{01}^P = P_{01}^P Q_{01}^L \\ &= P U_{01}^L Q U_{01}^P = P U_{01}^P Q U_{01}^L\end{aligned}$$

- Formel von Ladislaus v. Bortkiewicz (1923)

$$C = Q_{01}^L (P_{01}^P - P_{01}^L)$$

C ist die Kovarianz zwischen Preis- und Mengenzahlen

$$C = \sum_i \left(\frac{p_{i1}}{p_{i0}} - P_{01}^L \right) \left(\frac{q_{i1}}{q_{i0}} - Q_{01}^L \right) \frac{p_{i0} q_{i0}}{\sum p_{i0} q_{i0}} = V_{01} - Q_{01}^L P_{01}^L = Q_{01}^L (P_{01}^P - P_{01}^L)$$

Verallgemeinerung des Theorems von L. v. Bortkiewicz



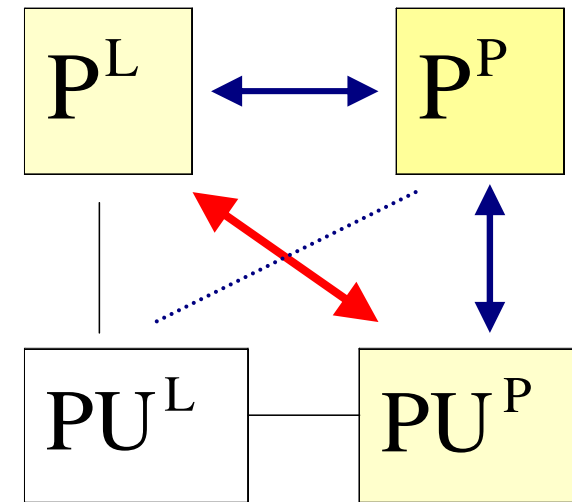
4. Zerlegung des *Unit Value Bias* (2)

Erklärung der Diskrepanz D in zwei Schritten

$$D = \frac{PU_{01}^P}{P_{01}^L} = \left(\frac{C}{Q_{01}^L P_{01}^L} + 1 \right) \left(\frac{Q_{01}^L}{QU_{01}^L} \right)$$

$$= \frac{P_{01}^P}{P_{01}^L} \cdot \frac{PU_{01}^P}{P_{01}^P} = L \cdot S$$

$P^P/P^L = L$ (**Laspeyres**) **Effekt** (bekannt)
maßgebliche Kovarianz (Substitution)



$$\text{Cov}(p_{kj1}/p_{kj0}, q_{kj1}/q_{kj0}, p_{kj0}q_{kj0}/\sum p_{kj0}q_{kj0}) \quad \text{Cov} < 0 \rightarrow P^L > P^P$$

$P^P - PU^P$: **S (Struktur) Effekt** (neu), maßgebliche Kovarianz für den Beitrag der k-ten Warennummer zum Struktureffekt

$$\text{Cov}_k(p_{kj0}, q_{kj1}/q_{kj0}, q_{kj0}/\sum q_{kj0}) \quad \text{Cov}_k < 0 \rightarrow PU^P < P^P \quad (S < 1)$$

4. Zerlegung des *Unit Value Bias* (3)

Kein L Effekt ($L = 1$, $Cov = 0$) **wenn**

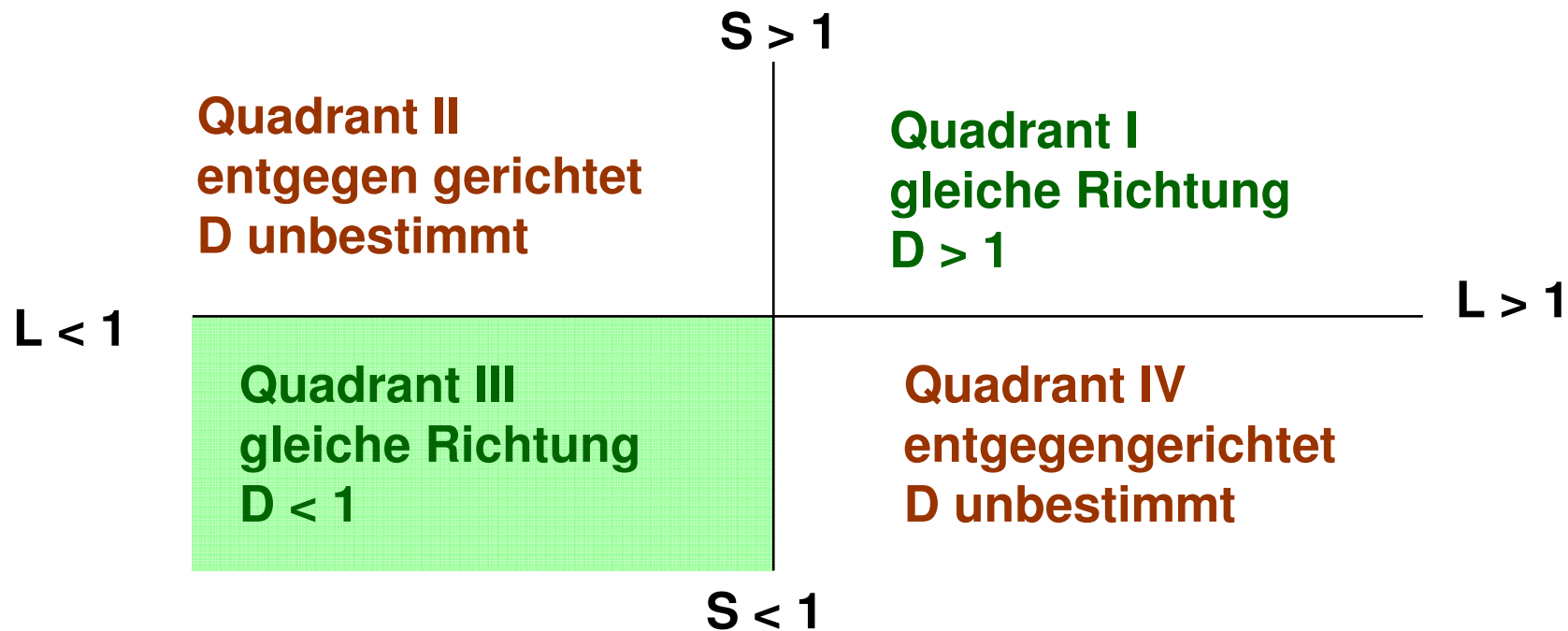
1. alle Preismesszahlen gleich oder 1
2. alle Mengenumesszahlen gleich oder 1
3. Mengen bei Gütern mit gestiegenen Preisen abnehmen (Mengen und Preise gegenläufig)

Kein S Effekt ($S = 1$) **wenn**

1. alle Preise in der Basisperiode gleich
(Preise in t oder Ausmaß der Preissteigerung von 0 zu t irrelevant)
2. Mengen absolut q_{kj1} oder Mengenstruktur sich nicht verändert ($q_{kj1} = q_{kj0}$) (wie 2 oben)
3. Preise in 0 und Mengenveränderung nicht korreliert
4. Jede Warennummer aus nur einer Ware besteht
($n_k = 1$; vollkommen homogene Aggregate; dann auch Nr. 1 impliziert)

4. Zerlegung des *Unit Value Bias* (4)

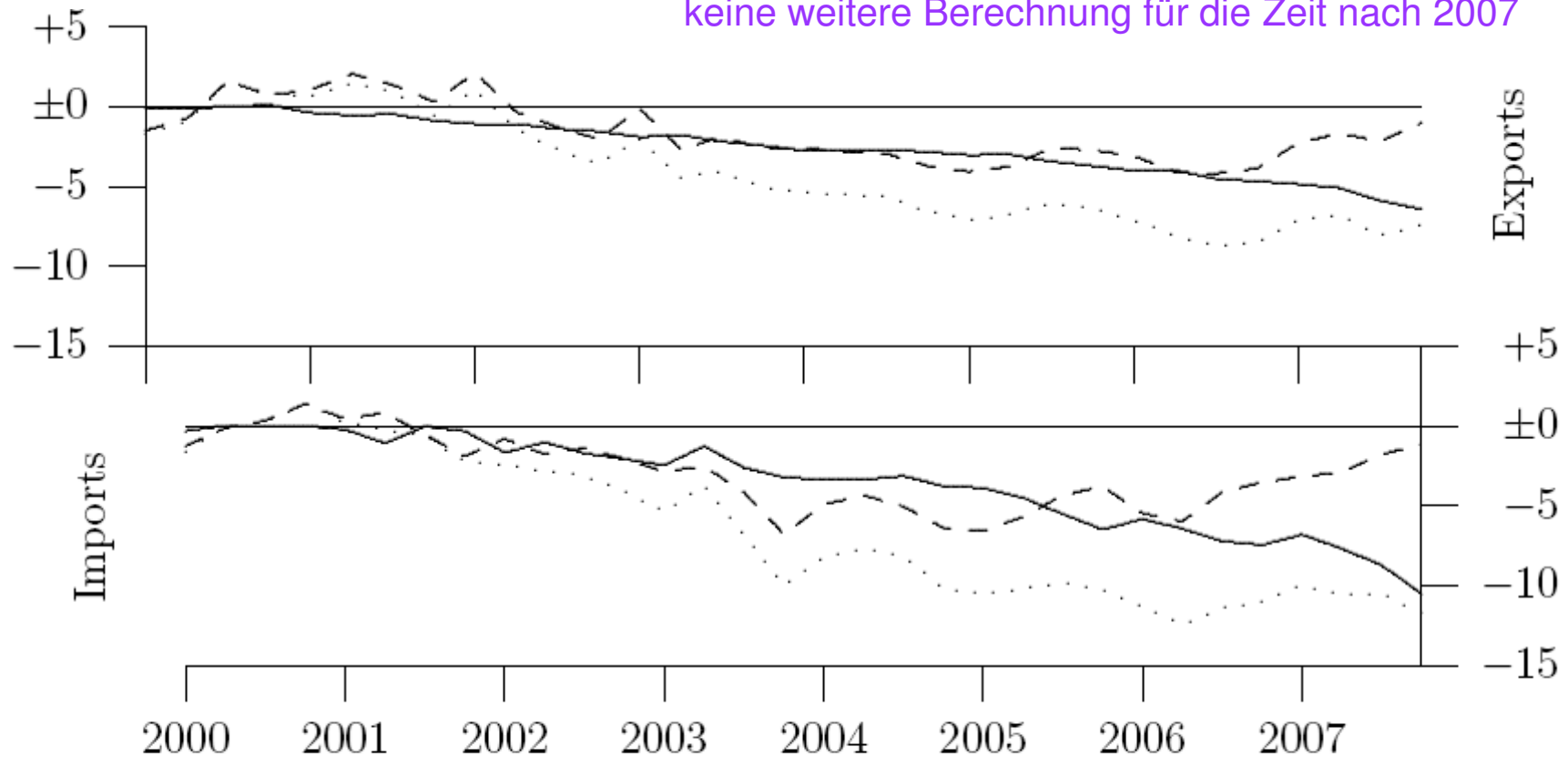
- Beide Effekte können sowohl negativ als auch positiv zur Diskrepanz $D = L \cdot S$ beitragen
- Sie können sich gegenseitig verstärken (in die gleiche Richtung wirken → **I und III**) oder abschwächen (in die entgegengesetzte Richtung wirken → **II und IV**)



5. Empirie zur Zerlegung des *Unit Value Bias* (1) Zeitreihen

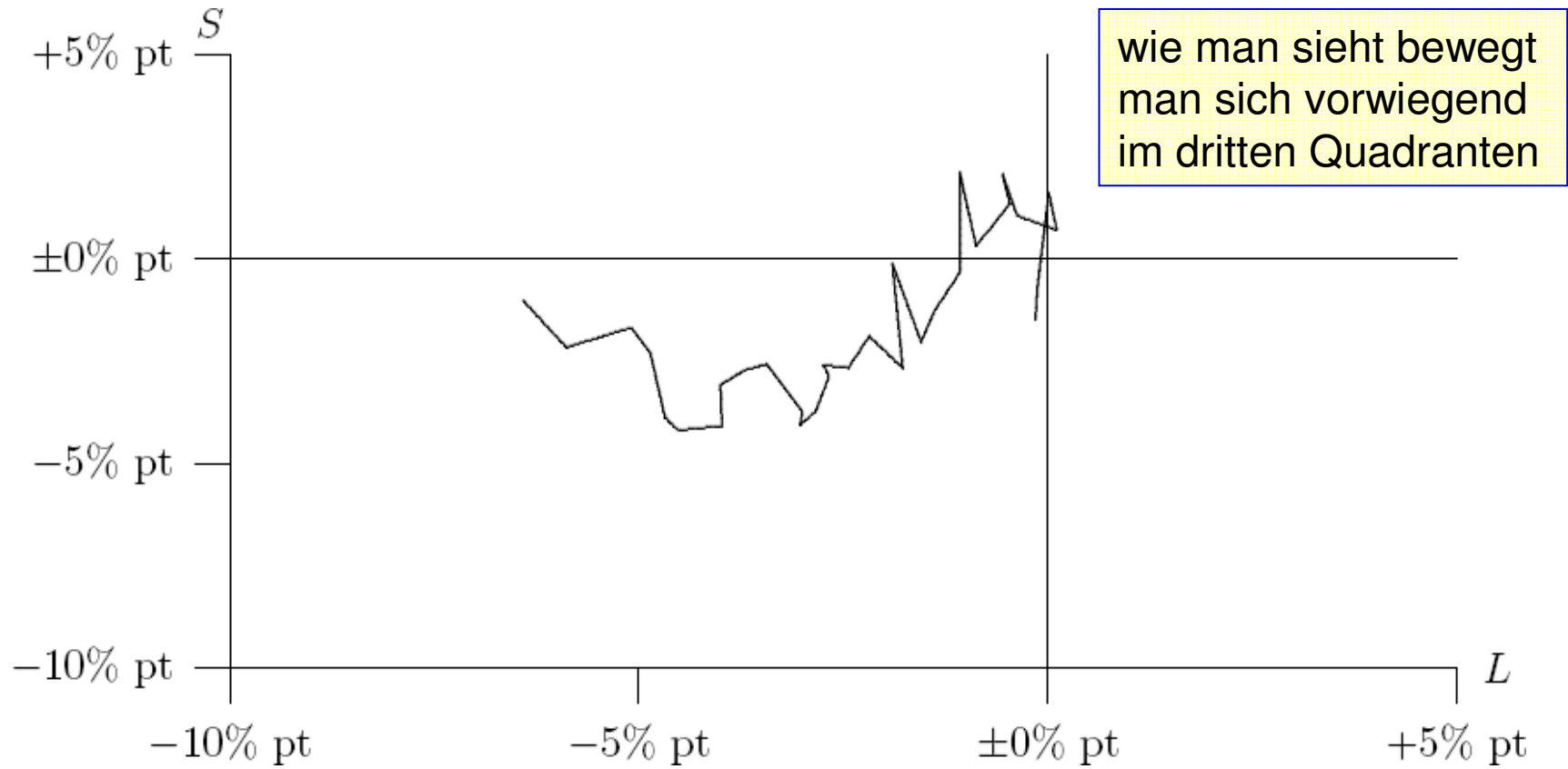
Für P^P Deflator aus VGR genommen
(2000 = 100)

jetzt noch dieses Basisjahr, während andere Indizes
inzwischen auf 2005 umgestellt sind, daher hier
keine weitere Berechnung für die Zeit nach 2007

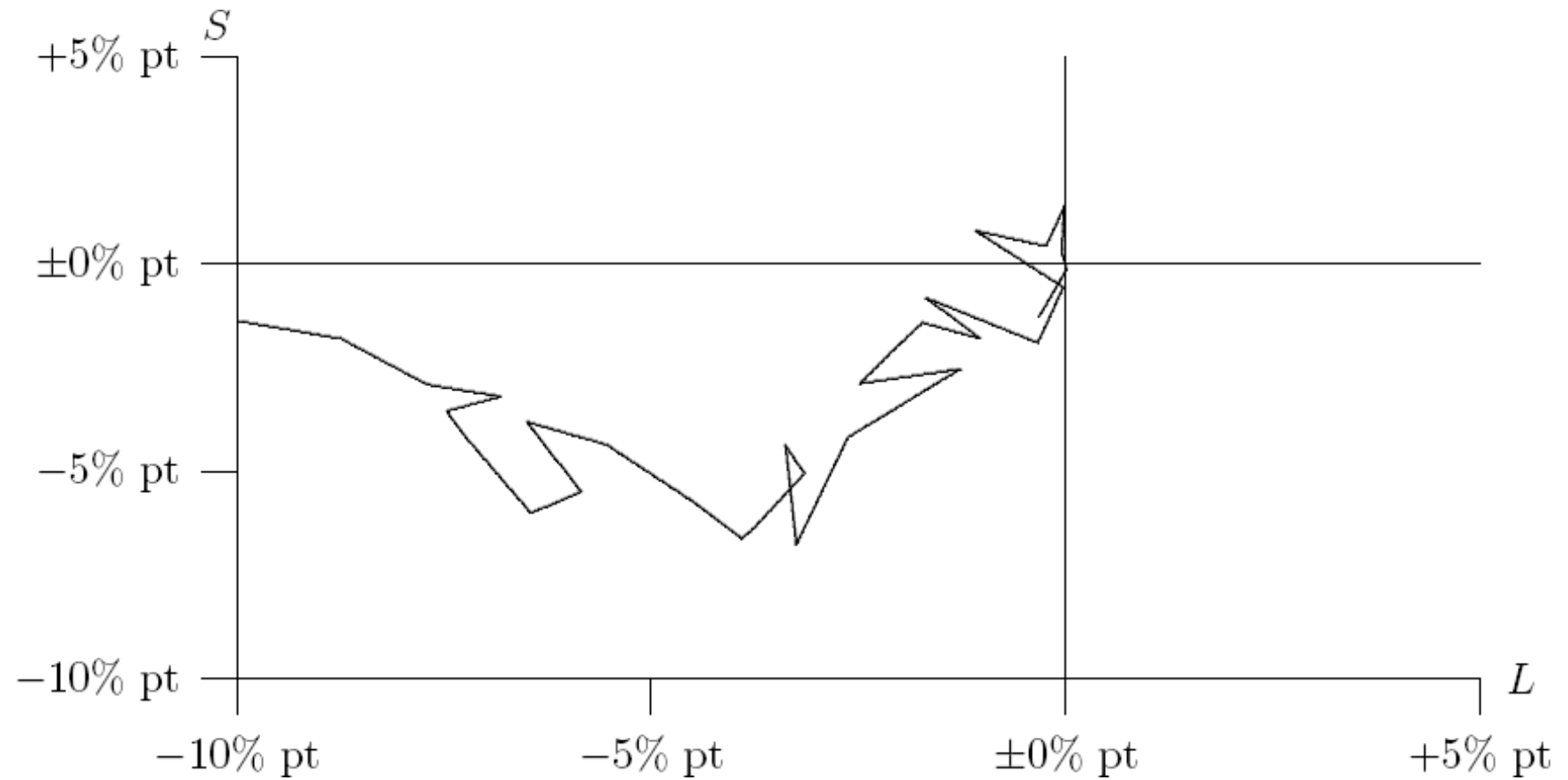


— Laspeyres effect (% pt) -- Structural component (% pt) ... Discrepancy (%)

5. Empirie zur Zerlegung des *Unit Value Bias* (2) (*Exporte*)



5. Empirie zur Zerlegung des *Unit Value Bias* (3) (*Importe*)



6. Fazit und Ausblick

- **In der Wissenschaft versuchen, endlich die Gleichsetzung Durchschnittswertindex = Drobisch Index zu beenden**
- **Ökonometrische Analyse des Zusammenspiels von Preisen und Durchschnittswerten auf der Elementarebene; Kointegration und Granger-Kausalität**
- **Ein internationaler Vergleich der Ergebnisse für Deutschland mit denen für Japan**
- **Anwendung auf Scanner Daten**
- **Unit Values brauchbar zur Messung der Qualitätskomponente im Außenhandel? oder besser Einkommensniveau des betr. Landes?**
- **Mikroökonomische Erklärung des Struktureffekts (früher Versuche unternommen, macht aber wohl keinen Sinn)**