

# **Unit Value Bias Reconsidered**

## **Preis- und Durchschnittswertindizes im Außenhandel**

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

**Statistische Woche 2008**  
**Köln, 15.-18. September 2008**

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

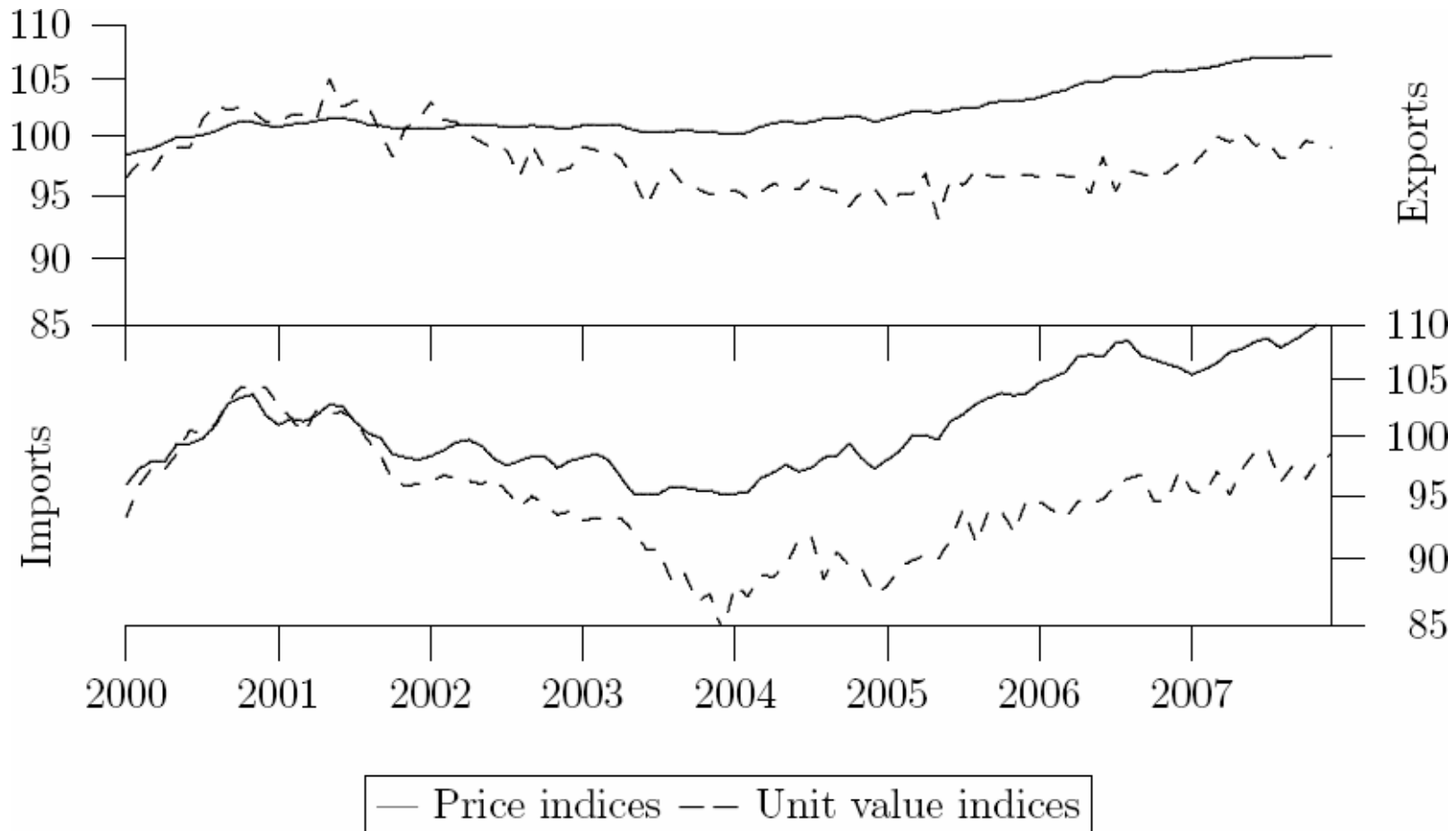
## **Gliederung des Vortrags**

- 1. Einleitung und Motivation**
- 2. Methodische Unterschiede**
- 3. Empirische Ergebnisse**
- 4. Zerlegung des *Unit Value Bias***
- 5. Fazit und Ausblick**

# 1. Einleitung und Motivation

- Revision des *Export and Import Price Index Manual* (IMF, 2008).
- Durchschnittswerte als Ersatz für „reine“ Preise?
  - Grundsätzliche Ablehnung, wegen Mengenstrukturabhängigkeit (UN, 1993).
  - Empirische Studien finden substantielle Verzerrungen (Silver, 2008).
  - Ökonomische Interpretation fehlerbehaftet (Bradley, 2004).
  - Unterschiedliche Daten (hier: Echtzeitdaten) führen zu unterschiedlichen wirtschaftspolitischen Entscheidungen (Orphanides, 2001).

# 1. Einleitung und Motivation



## 2. Methodische Unterschiede (1) Formeln

- Der Laspeyres-Preisindex ist definiert als das mit den Ausgabenanteilen der Basisperiode gewogene arithmetische Mittel der Preismesszahlen:

$$P^L = \sum_{k=1}^K \sum_{j_k=1}^{n_k} \frac{p_{kjkt}}{p_{kj_k0}} \cdot \frac{v_{kj_k0}}{\sum_{k=1}^K \sum_{j_k=1}^{n_k} v_{kj_k0}} = \frac{\sum_{k=1}^K \sum_{j_k=1}^{n_k} p_{kjkt} \cdot q_{kj_k0}}{\sum_{k=1}^K \sum_{j_k=1}^{n_k} p_{kj_k0} \cdot q_{kj_k0}}$$

- Durchschnittswerte für eine Warengruppe (nicht über alle Warengruppen!) werden wie folgt abgeleitet:

$$\tilde{p}_{kt} = \frac{V_{kt}}{Q_{kt}} = \frac{\sum_{j_k=1}^{n_k} v_{kjkt}}{\sum_{j_k=1}^{n_k} q_{kjkt}}$$

## 2. Methodische Unterschiede (2) Formeln

- Der Index der Durchschnittswerte nach Paasche ist das mit den aggregierten Ausgabenanteilen der Berichtsperiode gewogene harmonische Mittel der Messzahlen aus Durchschnittswerten:

$$\tilde{P}^P = \left( \sum_{k=1}^K \left( \frac{\tilde{p}_{kt}}{\tilde{p}_{k0}} \right)^{-1} \cdot \frac{V_{kt}}{\sum_{k=1}^K V_{kt}} \right)^{-1} = \frac{\sum_{k=1}^K \tilde{p}_{kt} \cdot Q_{kt}}{\sum_{k=1}^K \tilde{p}_{k0} \cdot Q_{kt}}$$

- Der obige Index sollte streng unterschieden werden von einem Index, der leider auch als „Durchschnittswertindex“ bekannt ist (besser Drobisch-Index):

$$P^D = \frac{V_t / Q_t}{V_0 / Q_0} = \frac{\sum_{k=1}^K V_{kt} / \sum_{k=1}^K Q_{kt}}{\sum_{k=1}^K V_{k0} / \sum_{k=1}^K Q_{k0}}$$

## 2. Methodische Unterschiede (3) 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	$P^L$	$\tilde{P}^L$	$Q^L$	$\tilde{Q}^L$
Paasche	$P^P$	$\tilde{P}^P$	$Q^P$	$\tilde{Q}^P$

## 2. Methodische Unterschiede (1) Datenbasis

---

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

---



## 2. Methodische Unterschiede (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- und Katzenfutter**
  - 24 02 10 00 **Zigaretten** einschließlich Stumpen, Tabak (statt Nelken ö. ä.)
    - dagegen für **Zigarettenpapier** vier Positionen (4813 10 00 bis 4813 90 90)
  - 82 02 10 00 **Handsägen** aus unedlen Metallen
    - dagegen sieben Positionen für **Sägeblätter** (8202 20 00 bis 8202 99 90)
  - 88 01 00 10 Ballone und Luftschiffe; Segelflugzeuge und Hanggleiter

### 3. Empirische Ergebnisse

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	zeitl. 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%

### 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

### 3. Empirische Ergebnisse (3)

- **Hypothese: Index der Durchschnittswerte saisonaler als Preisindex.**
- **Methode: Standardabweichung der saisonalen Komponente.**

---

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

---

### 3. Empirische Ergebnisse (4)

- **Hypothese: Größere Heterogenität zwischen Durchschnittswerten als 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

---

### 3. Empirische Ergebnisse (5)

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

	Exports	Imports
$\rho$ : contemporary	0.72	0.90
$\rho$ : one-month lead	0.73	0.90
$\rho$ : <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%

### 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	
	<i>n</i>	$\overline{\Delta PL}$	<i>CV</i>	$\overline{\Delta PL}$	<i>CV</i>
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

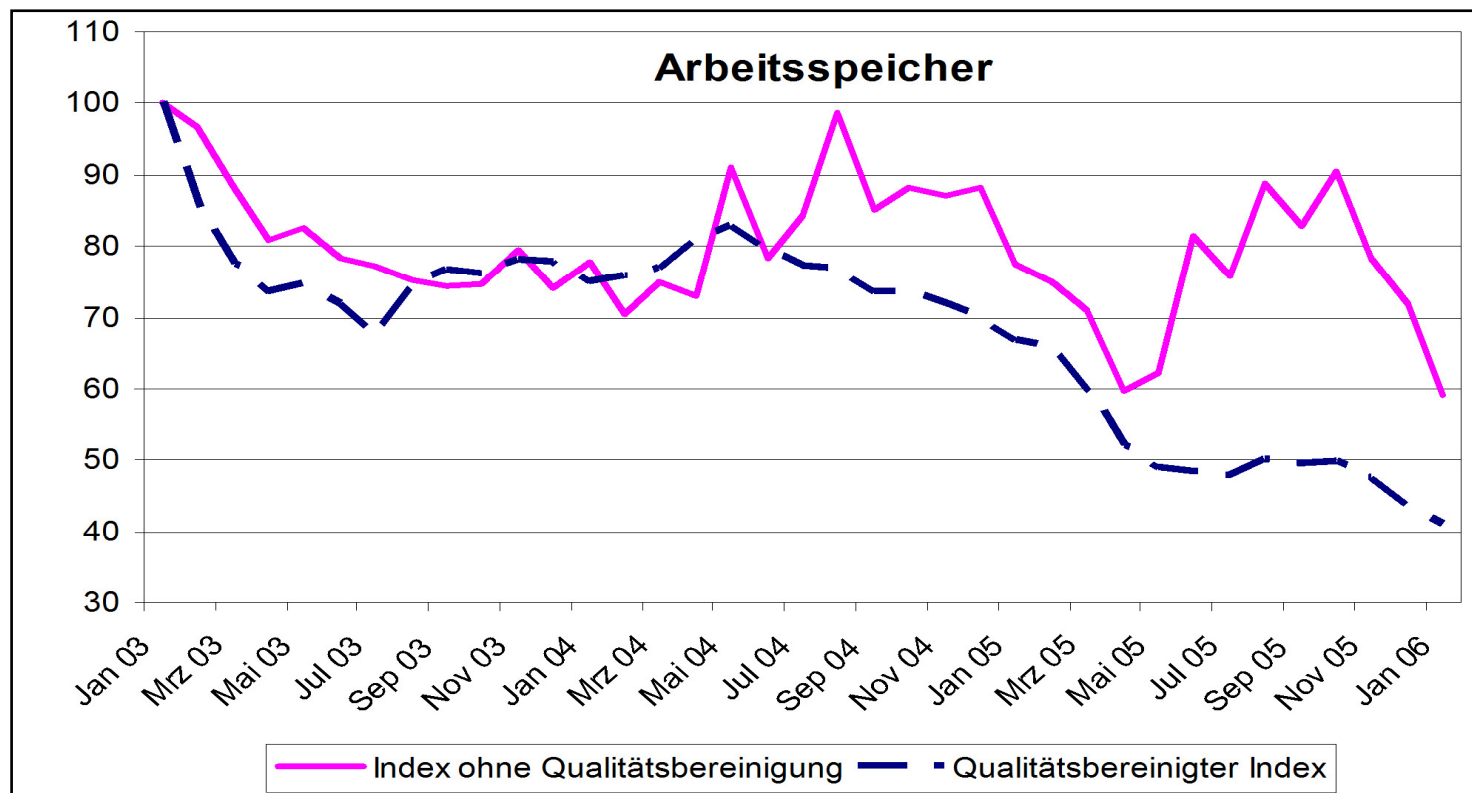


### 3. Empirische Ergebnisse (6)

#### 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*

- Ausgangspunkt: Zwei Zerlegungen des Wertindex.

$$V = P^P \cdot Q^L = \tilde{P}^P \cdot \tilde{Q}^L$$

- Formel von Ladislaus von Bortkiewicz (1923):

$$C = V - P^L \cdot Q^L = Q^L \cdot (P^P - P^L)$$

- **C**: Kovarianz zwischen Preis- und Mengenzahlen.



#### 4. Zerlegung des *Unit Value Bias*

- Immer wenn die Kovarianz negativ ist, liefert die Paasche-Formel niedrigere Indexstände als die Laspeyres-Formel

$$L := \frac{P^P}{P^L} = \frac{C}{P^L \cdot Q^L} + 1$$

- Verglichen wird aber nicht  $P^L$  mit  $P^P$  sondern der Paasche-Preis-index mit dem Paasche-Index der Durchschnittswerte.

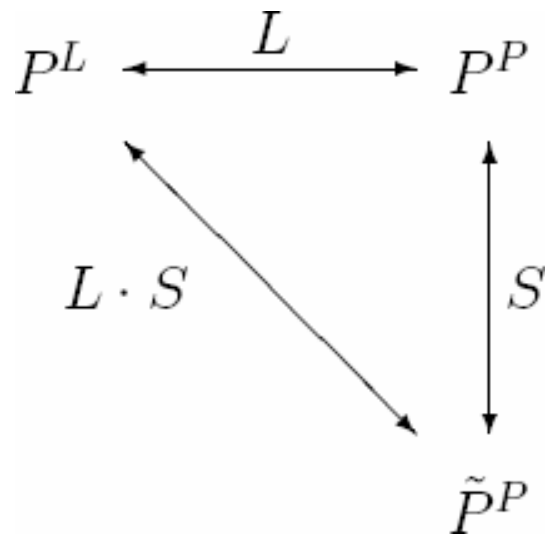
Daher eine zweite (strukturelle) Komponente der Diskrepanz (bias)

$$S := \frac{\tilde{P}^P}{P^P} = \frac{Q^L}{\tilde{Q}^L}$$

#### 4. Zerlegung des *Unit Value Bias*

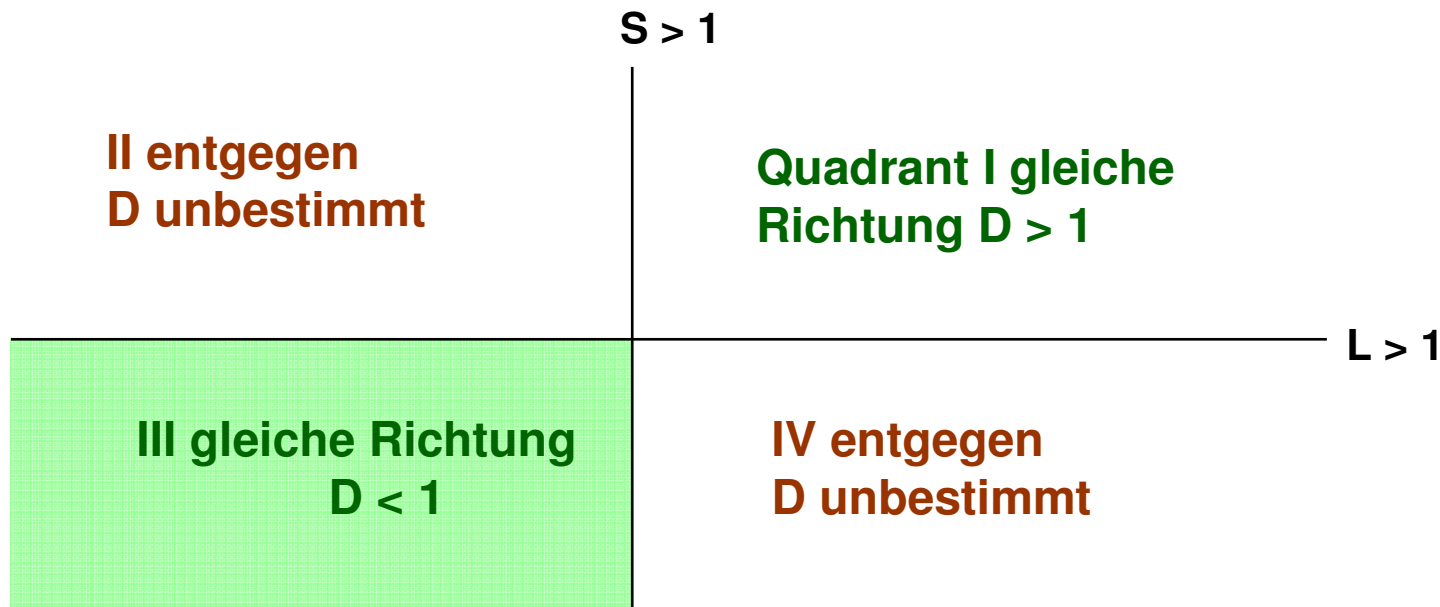
- Beide Effekte lassen sich kombinieren, um die Diskrepanz zu erklären.

$$D := L \cdot S = \frac{\tilde{P}^P}{P^L} = \left( \frac{C}{P^L \cdot Q^L} + 1 \right) \cdot \frac{Q^L}{\tilde{Q}^L}$$

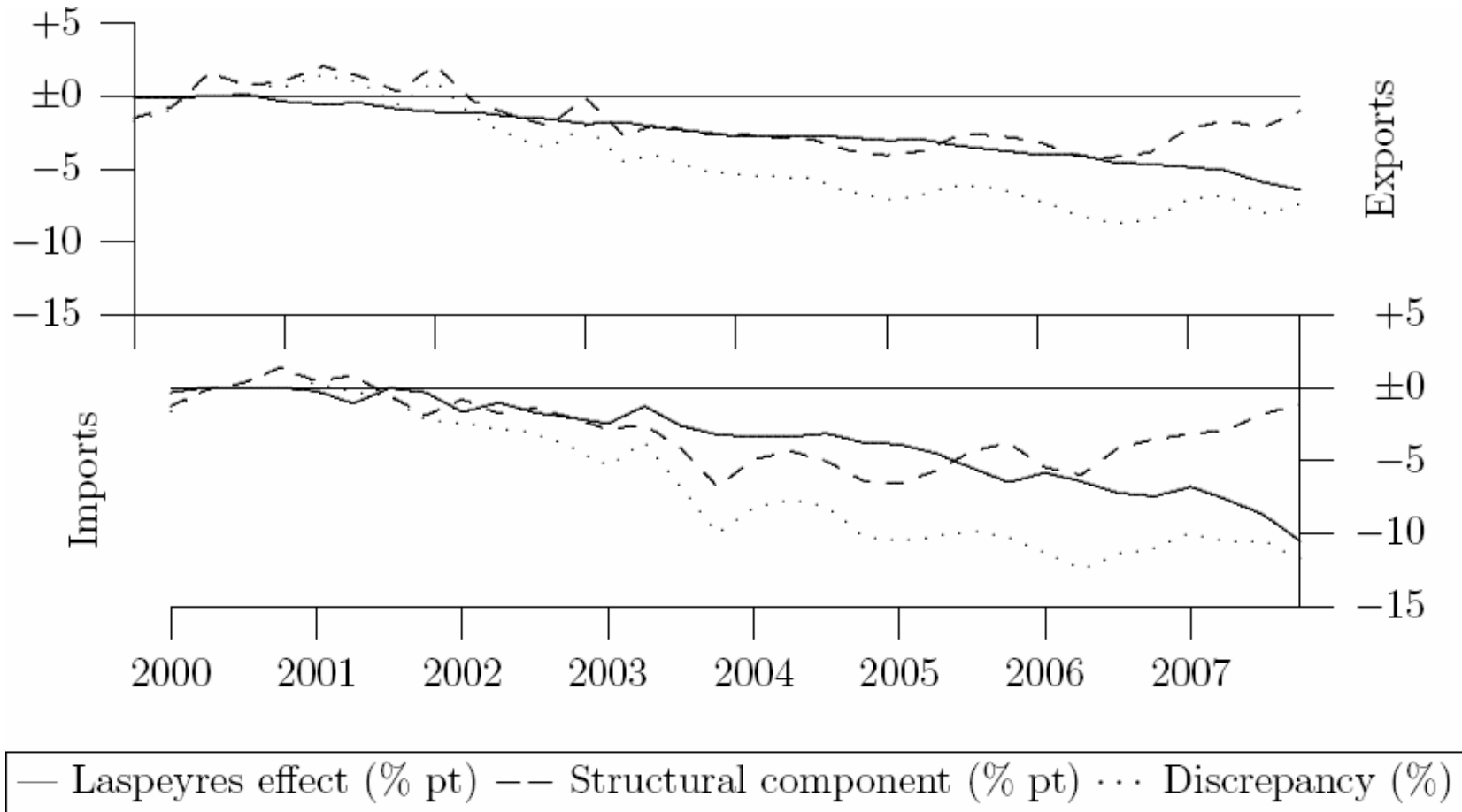


#### 4. Zerlegung des *Unit Value Bias*

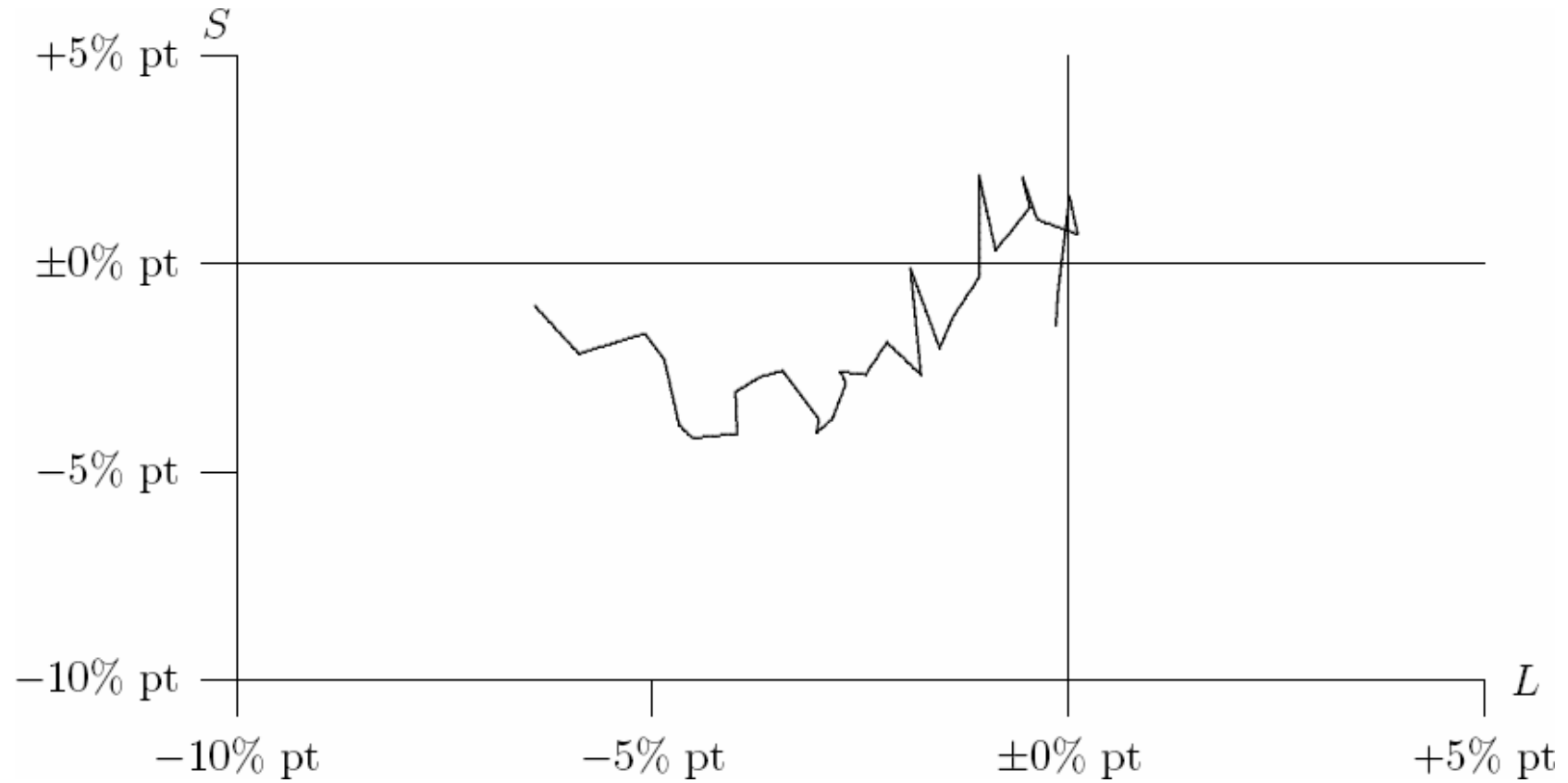
- I Beide Effekte können sowohl negativ als auch positiv zur Diskrepanz beitragen
- I Sie können sich gegenseitig verstärken (in die gleiche Richtung wirken → I und III) oder abschwächen (in die entgegengesetzte Richtung wirken → II und IV)



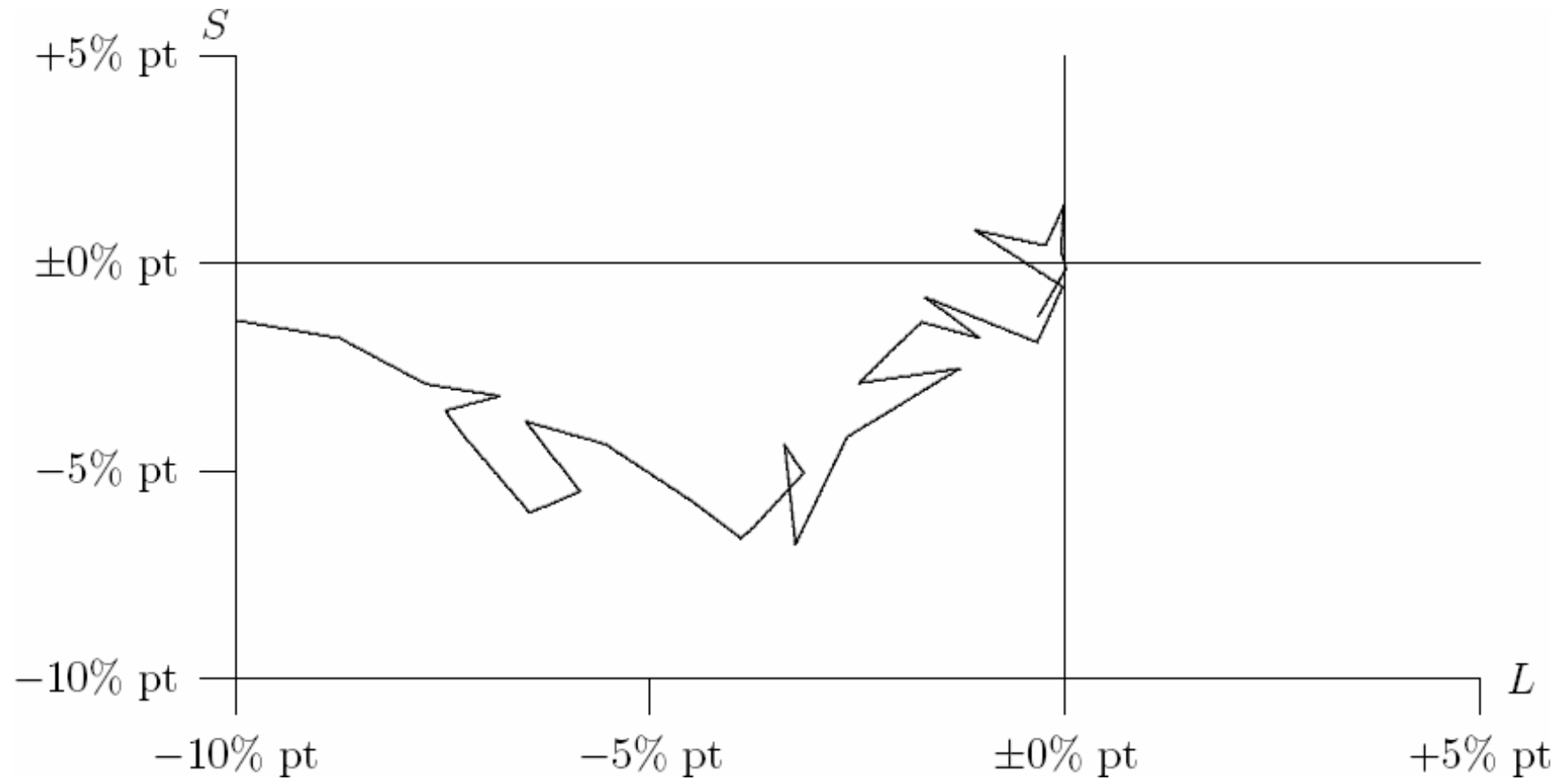
## 4. Zerlegung des *Unit Value Bias*



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



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





## 5. Fazit und Ausblick

- Eine ökonometrische Analyse des Zusammenspiels von Preisen und Durchschnittswerten auf der Elementarebene ist von großer Wichtigkeit, im Besonderen bezüglich Kointegration und Granger-Kausalität.
- Ein internationaler Vergleich der Ergebnisse für Deutschland mit denen für Japan ist ebenfalls von Interesse.
- Eine axiomatische Betrachtung des Paasche-Index der Durchschnittswerte liefert relevante Erkenntnisse ob der Ursachen des *Unit Value Bias* (Mengenstrukturabhängigkeit, Identitätsaxiom).
- Eine mikroökonomische Erklärung des Struktureffekts muss verfeinert werden, um die Implikationen dieser Ergebnisse besser zu verstehen.