Internationale Kaufkraftparitäten: Methodik und empirische Umsetzung

Dissertationsschrift

zur Erlangung des akademischen Grades
Doctor rerum politicarum
für das Fach Volkswirtschaftslehre

Fachbereich IV
Universität Trier

vorgelegt von
Marcel Greuel
Oerenstr. 22
D-54290 Trier

eingereicht bei
Prof. Dr. Ludwig von Auer
Professur für Finanzwissenschaft
Universität Trier

23. Mai 2014

Inhaltsverzeichnis

Tabellenverzeichnis

Abbildungsverzeichnis

Abkürzungsverzeichnis

AR	Average of Ratios
arith	arithmetisch
BA	Banerjee
BIP	Bruttoinlandsprodukt
Ca	Carli
CCD	Caves-Christensen-Diewert
CD	Cobb-Douglas
CPD	Country Product Dummy
CPRD	Country Product Representativity Dummy
Da	Davies
Dr	Drobisch
Du	Dutot
ECP	European Comparison Programme
ESA	European System of Accounts
EU	Europäische Union
EVP	Europäisches Vergleichsprogramm
Fi	Fisher
$\mathrm{Fi}_{\mathrm{Nr.3154}}$	Fisher-Formel Nr. 3154 (Fisher, 1922, S. 485)
$\mathrm{Fi}_{\mathrm{Nr.8054}}$	Fisher-Formel Nr. 8045 (Fisher, 1922, S. 487)
GE	Geradi
GEKS	Gini-Eltetö-Köves-Szulc
$\mathrm{GEKS}_{\mathrm{Fi}}$	Variante des GEKS-Ansatzes mit bilateralen Fisher-Indizes
geom	geometrisch
GK	Geary-Khamis
GUV	Generalized Unit Value
H	Hill

harm	harmonisch
HR	Hajargasht-Rao
ICP	International Comparison Programme
J	Jevons
JA	Jevons-Abstand
KKI	Kaufkraftindex
KKP	Kaufkraftparität
KKPs	Kaufkraftparitäten
K.p.H.	Konsumausgaben privater Haushalte
La	Laspeyres
Le	Lehr
Lo	Lowe
logLa	logarithmierter Laspeyres
logPal	logarithmierter Palgrave
LHK	Lebenshaltungskosten
ME	Marshall-Edgeworth
MGUV	Multilateral Generalized Unit Value
MST	Minimum Spanning Tree
Pa	Paasche
Pal	Palgrave
PLA	Paasche-Laspeyres-Abstand
PNI	Preisniveauindex
OECD	Organisation for Economic Co-Operation and Development
RA	Ratio of Averages
SE	Sergeev
SNA	System of National Accounts
SRK	Sakuma-Rao-Kurabayashi
St	Stuvel
SPD	Structured Product Description
SPI	Similarity Price Index
Th	Theil
To	Törnqvist
TSA	Tourism Satellite Accounts

UV	Unit Value
UV_{adj}	Unit Value adjusted
UV_{Dr}	Unit Value nach Drobisch
Va I	Vartia I
Va II	Vartia II
VGR	Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung
Wa I	Walsh I
Wa II	Walsh II
WCPD	Weighted Country Product Dummy
WDOS	Weighted Diewert Own Share
WFBS	Weighted Fisher Blended System
WK	Wechselkurs
WV	Walsh-Vartia
Yo	Young

Symbolverzeichnis

a_i	Reellwertige Konstante für $i = 1, \dots, N$
α	Konstanter Faktor im Wertebereich $0 \leq \alpha \leq 1$
α_i	(Regionenunabhängige) Gewichte für alle Güter $i = 1, \dots, N$, für die $\alpha_i > 0$ und $\sum_i \alpha_i = 1$ gilt.
b	Beliebige Referenzregion b
β	Allgemeiner Mengenvektor mit positiven Ausprägungen $\beta^r > 0$
c	Reellwertige Konstante
$\Gamma(\cdot)$	Gamma-Verteilung
D^r	Dummy-Variable einer Region r
D^*	Dummy-Variable, durch die die Repräsentativität von Gut i in Region r erfasst wird
D_i	Dummy-Variable eines Gutes i
D^{rs}	Distanzmaß eines Regionenpaares $r, s = 1, \dots, R$, welches als Kriterium für den Abstand bzw. das Gewicht des jeweiligen paarweisen Vergleichs dient
ε^{rs}	Faktor eines Regionenpaare $r, s = 1, \dots, R$, der die Abweichung zwischen bilateralen Preisindizes, $\ddot{P}^{rs}$, sowie den bilateralen Vergleichskennzahlen, P^{rs}, eines multilateralen Preisindex zum Ausdruck bringt
ε_i^r	Unabhängig und identische verteilte Störgröße des Gutes i in Region r
E(X)	Erwartungswert eines Merkmals X
$f(\cdot)$	Stetige, streng monoton wachsende Funktion
g_l	Unnormiertes Gewicht einer Verbindungsregion $l = 1, \dots, R$ im GEKS-Ansatz
g^{rs}	Gewicht eines Regionenpaares $r, s = 1, \dots, R$, welches als Indikator für die Verlässlichkeit des jeweiligen paarweisen Vergleichs dient
i, j	Laufindizes zur Bezeichnung der Güter $i, j = 1, \dots, N$
κ	Proportionalitätsfaktor
l	Verbindungsregion l
l^*	Referenzregion, die entweder eine *interne* Region aus der Menge aller betrachteten Regionen $l^* \in \{1, \dots, R\}$ ist oder eine *externe* Region, die nicht Element aller betrachteten Regionen ist ($l^* \notin \{1, \dots, R\}$) oder künstlich aus dem Durchschnitt mehrerer Regionen hervorgeht.

λ_i^t	Qualitätsfaktor des Gutes i zum Zeitpunkt t
λ_i	Strikt positive Elemente der $N \times N$ - Matrix Λ
Λ	$N \times N$ - Matrix mit strikt positiven Elementen $\lambda_i \in \mathbb{R}$
N	Gesamtzahl aller betrachteten Güter $i = 1, \ldots, N$
N^{rs}	Anzahl derjenigen Produkte, die sowohl in Region r als auch in Region s preislich erfasst sind
N_k	k-te disjunkte Teilmenge (Subgruppe) der Menge aller Güter $i = 1, \ldots, N$, wobei für die Vereinigung aller k Teilmengen $N = \cup_{k=1}^{K} N_k$ gilt
$N_{r^*\cdot}$	Anzahl der Güter, die in Region r als repräsentativ gelten
$N_{\cdot s^*}$	Anzahl der Güter, die in Region s als repräsentativ gelten
$N_{r^*s^*}$	Anzahl der Güter, die sowohl in Region r, als auch in Region s als repräsentativ gelten
$N_{r^*\bar{s}}$	Anzahl der Güter, die *nur* in Region r als repräsentativ gelten, *nicht* aber in Region s
$N_{\bar{r}s^*}$	Anzahl der Güter, die *nur* in Region s als repräsentativ gelten, *nicht* aber in Region r
$N_{\bar{r}\bar{s}}$	Anzahl der Güter, die weder in Region r, noch in Region s als repräsentativ gelten
ν	Variationskoeffizient
p_i^r	Preis des Gutes i in Region r
p_i^t	Preis des Gutes i zum Zeitpunkt t
$\mathbf{p^r}$	Vektor der Preise aller Güter $i = 1, \ldots, N$ in der Basisregion r
$\mathbf{p_i}$	Vektor der Preise von Gut i in allen Regionen $r = 1, \ldots, R$
P	Multilateraler Preisindex
$\mathbf{P}$	$N \times R$ - Matrix der Preise aller Güter $i = 1, \ldots, N$ in allen Regionen $r = 1, \ldots, R$
P^r	Preisniveau/Preisniveaukennzahl der Region r
P^{rs}	Bilaterale Vergleichskennzahl (eines multilateralen Preisindex) für Basisregion r und Vergleichsregion s
$\ddot{P}$	Bilaterale Preisindexfunktion, in deren Berechnung Preis- und/oder Mengeninformationen aus maximal zwei Regionen einfließen
$\widetilde{P}$	Funktion einer bilateralen Vergleichskennzahl innerhalb eines multilateralen Vergleichs mit insgesamt R^2 bilateralen Vergleichen. Im Unterschied zu $\ddot{P}$ gehen in die Berechnung von $\widetilde{P}$ Preis- und/oder Mengeninformationen aller R Regionen ein.
$\ddot{P}_{\text{arith}}$	Bilaterale Preisindexfunktion als gewogenes arithmetisches Mittel
$\ddot{P}_{\text{geom}}$	Bilaterale Preisindexfunktion als gewogenes geometrisches Mittel
$\ddot{P}_{\text{harm}}$	Bilaterale Preisindexfunktion als gewogenes harmonisches Mittel
$\ddot{P}^{rs}$	Bilateraler Preisindex für Basisregion r und Vergleichsregion s

$\Phi(\cdot)$	Quasilineare Funktion
π_i	Transformationsfaktor (multilateral) des Gutes i, in dessen Berechnung Preis- und/oder Mengeninformationen aller Regionen $r = 1, \ldots, R$ einfließen
π	Vektor der multilateralen Transformationsfaktor π_i aller Güter $i = 1, \ldots, N$
π_i^*	Mit Proportionalitätsfaktor κ umskalierter Transformationsfaktor $\kappa\,\pi_i$ des Gutes i
$\ddot{\pi}_i$	Transformationsfaktor (bilateral) des Gutes i, in dessen Berechnung nur Preis- und/oder Mengeninformationen aus zwei Regionen einfließen
$\widetilde{\pi}_{ij}$	Nicht transitiver Transformationsfaktor eines Güterpaares $i, j = 1, \ldots, N$, in dessen Berechnung nur Preis- und/oder Mengeninformationen des betrachteten Güterpaares einfließen
$\widetilde{\pi}_{ij}^{\text{GEKS}}$	Auf Basis der GEKS-Prozedur nachträglich angepasster und somit transitiver Transformationsfaktor eines Güterpaares $i, j = 1, \ldots, N$, in dessen Berechnung die Preis- und/oder Mengeninformationen aller Güter einfließen
r	Basisregion r
R	Gesamtheit aller betrachteten Regionen $r = 1, \ldots, R$
$\mathbb{R}_{++}$	Menge der strikt positiven reellen Zahlen
$\mathbb{R}_{++}^N$	Menge von N strikt positiven reellen Zahlen
ρ	Reellwertiger Parameter
$\varrho_{p,x}$	Gewichteter Korrelationskoeffizient der Preis- und Mengenrelationen
s	Vergleichsregion s
σ_p	Gewichteter mittlerer Standardfehler der Preisrelationen
σ_x	Gewichteter mittlerer Standardfehler der Mengenrelationen
τ	Konstanter reellwertiger Faktor
v_i^r	Homogene Ausgaben, $p_i^r\,x_i^r$, des Gutes i gemessen zu Preisen und Mengen in der Basisregion r
$\mathbf{v^r}$	Vektor der homogenen Ausgaben, $v_i^r = p_i^r\,x_i^r$, aller Güter $i = 1, \ldots, N$
V^r	Summe der homogenen Ausgaben $\sum_{i=1}^N v_i^r$ aller Güter $i = 1, \ldots, N$
v_i^{rs}	Heterogene Ausgaben, $p_i^r\,x_i^s$, des Gutes i gemessen zu Preisen in der Basisregion r und Mengen in der Vergleichsregion s
$\mathbf{v^{rs}}$	Vektor der heterogenen Ausgaben, $v_i^{rs} = p_i^r\,x_i^s$, aller Güter $i = 1, \ldots, N$
V^{rs}	Summe der heterogenen Ausgaben $\sum_{i=1}^N v_i^{rs}$ aller Güter $i = 1, \ldots, N$
V^s/V^r	Wertindex, der als Relation der Gesamtausgaben in der Vergleichsregion, V^s, zu den Gesamtausgaben in der Basisregion, V^r, definiert ist.
ϑ_i	Ausgaben des Gutes i in Region r relativ zu der Summe der Ausgaben aller Güter $i = 1, \ldots, N$ in Region r
ϑ_i^r	Ausgaben des Gutes i in der Basisregion r relativ zu der Summe der Ausgaben von Gut i in der Basisregion r und Vergleichsregion s

Var(X)	Varianz eines Merkmals X
ω^l	Normiertes Gewicht einer Verbindungsregion $l = 1, \ldots, R$ im GEKS-Ansatz
ω^r	Gewichtung von Region r (güterunabhängiges Gewicht)
ω_i	Gewichtung von Gut i (regionenunabhängiges Gewicht)
ω_i^r	Gewichtung von Gut i in Region r
ω_{ij}^r	Gewichtung eines Güterpaares $i, j = 1, \ldots, N$ in Region r
x_i^r	Menge des Gutes i in der Basisregion r
$\mathbf{x^r}$	Vektor der Mengen aller Güter $i = 1, \ldots, N$ in der Basisregion r
$\mathbf{x_i}$	Vektor der Mengen von Gut i in allen Regionen $r = 1, \ldots, R$
$\mathbf{X}$	$N \times R$ - Matrix der Mengen aller Güter $i = 1, \ldots, N$ in allen Regionen $r = 1, \ldots, R$
X^r	Mengenniveau/Mengenniveaukennzahl der Region r
$\ddot{X}$	Bilaterale Mengenindexfunktion
$\ddot{X}^{rs}$	Bilateraler Mengenindex für Basisregion r und Vergleichsregion s
z_i	Preisrelation p_i^s/p_i^r des Gutes i
$\mathbf{z}$	Vektor der Preisrelationen p_i^s/p_i^r aller Güter $i = 1, \ldots, N$

Kapitel 1

Einleitung

„‚Weißer Fleck' Regionale Preisindizes - Wie kann die Wissenslücke geschlossen werden?", so lautet der Titel eines Projekts, welches der Rat für Sozial und WirtschaftsDaten (RatSWD) im Jahr 2008 ausgerufen hat. Treffender könnte dieser Titel kaum gewählt sein. Tatsächlich ist die Expertise für interregionale Preisvergleiche sehr begrenzt. Während die meisten statistischen Ämter über eine umfangreiche Datengrundlage sowie ein fundiertes methodisches Rüstzeug zur Berechnung von Preisniveauunterschieden über die Zeit verfügen, wurde *räumlichen* Preisvergleichen bislang vergleichsweise wenig Beachtung geschenkt.

Dabei spielen Preisniveauunterschiede zwischen verschiedenen Regionen in zahlreichen wirtschaftlichen und politischen Zusammenhängen eine wichtige Rolle. Egal ob es darum geht, die Wirtschaftskraft von Regionen oder Ländern gegenüber zu stellen, die Lebensverhältnisse innerhalb eines Landes zu vergleichen, oder aber die Wirkungsweise sozial- und lohnpolitischer Entscheidungen einzuschätzen, helfen interregionale Preisvergleiche, ökonomische Kennzahlen verschiedener Regionen *real* vergleichbar zu machen.

Aus einer aktuellen Studie des staatlichen Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) geht hervor, dass das Lohnniveau zwischen den Metropolregionen Deutschlands zum Teil deutlich auseinander klafft (Burghardt, Hochfellner und König, 2012). Der Studie zufolge besteht vor allem zwischen West- und Ostdeutschland ein starkes Gefälle der durchschnittlichen monatlichen Bruttolöhne. Beispielsweise liegt das durchschnittliche Bruttolohnniveau in der Metropolregion Berlin-Brandenburg etwa 15 Prozent unterhalb des Bundesdurchschnitts. Angesichts der inzwischen mehr als 20 Jahre zurückliegenden Wiedervereinigung West- und Ostdeutschlands scheint dies eine beachtliche Differenz zu sein. Während die Autoren der Studie zu dem Schluss kommen, dass sich die Lohndifferenzen in einigen Metropolregionen zu einem Großteil durch Unterschiede in der regionalen Betriebs- und Beschäftigtenstruktur[1] erklären lassen, wird die vorliegende Arbeit insbesondere den Einfluss *regional unterschiedlicher Preisniveaus* betonen.

[1]Bezüglich der Beschäftigtenstruktur existieren z.B. regionale Unterschiede in der Nationalität, in der

Typischerweise ist in Regionen mit einem geringeren nominalen Einkommen auch das durchschnittliche Preisniveau niedriger als in wohlhabenderen Regionen. Zöge man alleine die nominalen Bruttoeinkommen als Maßstab für den materiellen Wohlstand bzw. die Lebensverhältnisse in verschiedenen Regionen Deutschlands heran, so würde man die tatsächlichen Einkommensunterschiede überschätzen. Zu diesem Ergebnis kommt auch eine Studie des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW). Laut dieser Studie lässt sich ein bedeutender Anteil der nominalen Einkommensunterschiede zwischen West- und Ostdeutschland auf Unterschiede der durchschnittlich zu zahlenden Preise in den jeweiligen Region zurückführen (Goebel, Frick und Grabka, 2009, S. 893f).

Auch im internationalen Kontext leisten regionale Preisindizes einen entscheidenden Beitrag. Eines der zentralen Ziele der Europäischen Union ist es, die wirtschaftlichen und sozialen Unterschiede zwischen den EU-Mitgliedsstaaten zu verringern. Zu diesem Zweck hat sich die Europäische Union einer Kohäsionspolitik verschrieben, welche vorsieht, ärmere Regionen Europas finanziell zu unterstützen, um ihnen eine nachhaltige wirtschaftliche Entwicklung zu ermöglichen und ihre Wettbewerbsfähigkeit zu steigern. Finanziert werden diese Förderungsmaßnahmen aus Struktur- und Kohäsionsfonds der Europäischen Union.[2] Dabei erfolgt die Verteilung dieser finanziellen Mittel auf Grundlage des nominalen Pro-Kopf Bruttoinlandsprodukts (BIP) der Länder. Sinnvoller wäre es aber, die reale Wirtschaftskraft der Länder als Grundlage für die Verteilung von Fördermitteln heranzuziehen. Um die reale Wirtschaftskraft bzw. das reale Pro-Kopf Einkommen der Mitgliedsstaaten vergleichen zu können, sind verlässliche Schätzungen der regionalen Preisunterschiede unersetzlich.

Es lassen sich weitere Beispiele finden, in denen verlässliche regionale Preisvergleiche einen wichtigen Baustein für wirtschaftspolitische Entscheidungen darstellen. Jedoch erweist sich die Berechnung regionaler Preisvergleiche als keine einfache Aufgabe. Angefangen von der Datenerhebung, über die Datenaufbereitung bis hin zur Aggregation der Daten zu regionalen Preisindizes gestalten sich räumliche Preisvergleiche ungleich schwieriger als intertemporale Preisvergleiche. Dies liegt nicht zuletzt daran, dass die Datengewinnung bis heute zu sehr auf die Bedürfnisse intertemporaler Preisvergleiche ausgerichtet ist. Diese Daten lassen sich jedoch nicht eins zu eins für die Zwecke interregionaler Preisvergleiche nutzen, da sich viele Güter, die in verschiedenen Regionen erhoben werden, vor allem hinsichtlich der Qualität unterscheiden (Lippe und Breuer, 2010, S. 3f). Eine laufende Datenerhebung, die eigens für die Zwecke interregionaler Preisvergleiche bestimmt

Ausbildung, in der Berufserfahrung oder der Betriebszugehörigkeit. Unterschiede in der Betriebsstruktur wirken in Form der Industriezugehörigkeit, der Betriebsgröße oder dem Standort eines Unternehmens (Burghardt, Hochfellner und König, 2012, S. 96).

[2] Für detaillierte Informationen über die Ziele sowie die Gestaltung und Umsetzung der Kohäsionspolitik der Europäischen Union sei an dieser Stelle auf `http://ec.europa.eu/regional_policy/index_de.cfm` (Stand: 27. Februar 2013) verwiesen.

ist, ist mit einem sehr viel höheren, kostspieligeren Erhebungsaufwand verbunden.[3] Weniger aufwändig wäre es, den Datenbedarf für regionale Preisvergleiche aus verschiedenen jährlich erhobenen Datenquellen zusammenzutragen. Erste Vorschläge, wie sich Teile bereits vorhandener Daten für regionale Vergleiche in Deutschland nutzen ließen, finden sich beispielsweise in Behrmann, Deml und Linz (2010, S. 3ff) oder Lippe und Breuer (2010, S. 5ff).

Im Mittelpunkt dieser Arbeit steht die methodische Ausarbeitung verschiedener Aggregationsverfahren, mit deren Hilfe sich erhobene Daten zu verlässlichen und aussagekräftigen Kennzahlen aggregieren lassen. Im Unterschied zu intertemporalen Vergleichen sind gewöhnliche *bilaterale* Preisindizes für diesen Zweck nur begrenzt einsetzbar. Vielmehr sind spezielle *multilaterale* methodische Instrumente nötig, die den speziellen Anforderungen regionaler Preisvergleiche gerecht werden.

Zu Beginn wird in Kapitel 2 auf die Bedeutung und Interpretation von interregionalen Preisvergleichen eingegangen. Ferner werden mögliche Anwendungsfelder und Herausforderungen interregionaler Preisvergleiche angesprochen. In Teil I der Arbeit wird ein methodisches Fundament geschaffen. Kapitel 3 beschäftigt sich zunächst mit bilateralen Vergleichen. Neben einigen klassischen Preisindizes, wird unter anderem ein methodisches Konzept vorgestellt, das Auer (2013) im Zusammenhang intertemporaler Preisvergleiche angeregt hat. Es stellt sich heraus, dass das Konstruktionsprinzip dieser bilateralen Indizes im multilateralen Kontext bereits existiert. In Kapitel 4 erfolgt zunächst eine allgemeine formale Definition multilateraler Preisindizes. Darüber hinaus werden wichtige wünschenswerte Eigenschaften multilateraler Vergleiche diskutiert und zwischen der Güteraggregation oberhalb und unterhalb der Elementarebene unterschieden. Die Kapitel 5 bis 8 widmen sich vier unterschiedlichen Konstruktionsprinzipien multilateraler Aggregationsverfahren. Jedes dieser Kapitel umfasst dabei mehrere multilaterale Aggregationsmethoden, die dem jeweiligen Konstruktionsprinzip untergeordnet werden können. Insbesondere die in Kapitel 7 behandelten Aggregationsmethoden des Standardisierungsansatzes werden neue Erkenntnisse liefern, die über den derzeitigen Forschungsstand hinausgehen und daher ein Kernbestandteil dieser Arbeit sind. Teil II dieser Arbeit ist einem empirischen Vergleich der zuvor erörterten Aggregationsverfahren vorbehalten. Grundlage für diese Berechnungen sind Daten des Europäischen Vergleichprogramms (EVP), die dem Autor von Eurostat zur Verfügung gestellt wurden und in Kapitel 9 ausführlich beschrieben werden. Die sich anschließenden Berechnungen und Auswertungen erfolgen sowohl für die Aggregation unterhalb (Kapitel 10) als auch auf der Elementarebene (Kapitel 11). Im abschließenden Kapitel 12 werden die zentralen Ergebnisse der Arbeit noch einmal zusammengefasst.

[3] Die letzte bekannte Erhebung dieser Art wurde 1993 durch Ströhl durchgeführt. Ströhl (1994) vergleicht auf Basis dieser Daten die regionalen Preisunterschiede in 50 deutschen Städten.

Kapitel 2

Bedeutung und Herausforderungen interregionaler Preisvergleiche

Ähnlich wie Preisveränderungen über die Zeit, lassen sich auch die Preisunterschiede zwischen verschiedenen Regionen mit Hilfe von Preisindizes messen. Preisindizes sind geeignete Instrumente, um die durchschnittlichen Veränderungen oder Unterschiede von Preisen zu einer einzelnen Preisindexzahl zusammenzufassen. Anhand dieser lässt sich ermessen, wie sehr sich die Preise zwischen zwei zeitlich auseinander liegenden Perioden oder räumlich abgrenzbaren Regionen unterscheiden.[1]

Preisveränderungen zwischen zwei Perioden verbindet man in der Regel mit dem Begriff *Inflation*. Steigen die Kosten für einen bestimmten Warenkorb von einem Zeitpunkt in der Vergangenheit bis heute, so herrscht Inflation. Das bedeutet, man muss für dieselben Güter (und dieselbe Menge dieser Güter) heute *mehr* bezahlen als zu einem früheren Zeitpunkt. Oder anders formuliert: Für denselben nominalen Geldbetrag kann man sich zum heutigen Zeitpunkt *weniger* Güter kaufen, als zum damaligen Zeitpunkt.

Ganz ähnliche Interpretationen lassen sich auch für interregionale Preisvergleiche anstellen. Allerdings spricht man in diesem Zusammenhang nicht von Inflation, sondern vielmehr von der *Kaufkraftparität* zwischen zwei Regionen. Kaufkraftparitäten messen letztlich nichts anderes als die durchschnittlichen Preisunterschiede für einen bestimmten Warenkorb zwischen zwei Regionen. Möchte man - beispielsweise anlässlich eines Umzugs in eine andere Stadt - wissen, wie sehr sich die Preise zwischen zwei Städten unterscheiden, so sind Kaufkraftparitäten eine geeignete Kennzahl, um den Unterschied in den Preisniveaus der beiden Städten einschätzen zu können. Im internationalen Gebrauch erschweren Währungsunterschiede die Interpretation solcher Kennzahlen.

[1] Vogt (1979) spricht im Rahmen seiner Dissertation von *Situationen*, die miteinander verglichen werden. Dieser Terminus ist allgemeingültiger und umfasst alle Preisvergleiche, in denen Preise und Mengen zweier Regionen *oder* Zeitpunkte gemessen werden.

Welche Besonderheiten bei der Interpretation von Kaufkraftparitäten zu beachten sind, wird Bestandteil des folgenden Abschnitts 2.1 sein. Während Abschnitt 2.2 die grundlegenden Unterschiede zwischen Kaufkraftparitäten und Wechselkursen deutlich macht, widmet sich Abschnitt 2.3 potenziellen Anwendungsbereichen von Kaufkraftparitäten bzw. regionalen Preisindizes. In Abschnitt 2.4 werden einige Herausforderungen aufgegriffen, die vor allem auf zentrale Unterschiede zwischen der interregionalen und intertemporalen Preismessung zurückzuführen sind.

2.1 Definition und Interpretation von Kaufkraftparitäten

Kaufkraftparitäten - im weiteren Verlauf meist mit KKP abgekürzt - dienen in erster Linie dazu, nominale volkswirtschaftliche Kennzahlen international oder intranational vergleichbar zu machen. Die primäre Aufgabe von KKPs besteht darin, die zu vergleichenden Kennzahlen um mögliche Preisniveaudisparitäten zu bereinigen.[2] Stammen die nominalen Kennzahlen zudem aus unterschiedlichen Währungsräumen, übernehmen die KKPs gleichzeitig die Funktion eines Währungsumrechners.

Der Terminus *Kaufkraftparität* geht auf den schwedischen Ökonomen Gustav Cassel zurück. Cassel erläutert die Kaufkraftparität zwischen Ländern wie folgt:

> [...] *the rate of exchange between two countries is primarily determined by the quotient between the internal purchasing power against goods of the money of each country.* [...] *At every moment the real parity between two countries is represented by this quotient between the purchasing power of the money in the one country and the other. I propose to call this parity 'the purchasing power parity'.*
> (Cassel, 1918, S. 413)

Cassel zufolge sind Kaufkraftparitäten demnach nichts anderes als reale Wechselkurse, die Auskunft über die relative Kaufkraft einer Region gegenüber einer anderen Region geben. Entspräche der nominale Wechselkurs dem realen Wechselkurs (KKP), so würden die jeweiligen Währungen dieselbe Kaufkraft besitzen.

Es seien beispielsweise r und s zwei beliebige Regionen (oder Länder). Dann bringt die Kaufkraftparität, KKP^{rs}, zwischen beiden Regionen zum Ausdruck, wie viele Geldeinheiten in Region s (Vergleichsregion) nötig sind, um die mengenmäßig und qualitativ gleiche

[2] Diese Funktion von KKPs wird in der Literatur häufig mit der Deflation regionaler Preise gleichgesetzt, obschon diese Bezeichnung eher im intertemporalen Kontext gebräuchlich ist.

Gütermenge zu kaufen, die in Region r (Basisregion) für *eine* Geldeinheit erworben werden kann. Oder anders formuliert: Die KKP drückt die Relation der Geldmengen zweier Regionen aus, die dieselbe Kaufkraft bezogen auf eine bestimmte Menge qualitativ identischer Güter besitzen. Alternativ ließe sich die KKP zwischen den zwei Regionen auch als KKP^{sr} ausdrücken, wobei in diesem Fall Region s als Basisregion fungiert. KKP^{sr} ist dabei nichts anderes als der Kehrwert von KKP^{rs} und in analoger Weise zu interpretieren. Im Normalfall werden aber deutlich mehr als zwei Regionen miteinander verglichen. Um eine bessere Vergleichbarkeit aller paarweisen KKPs zu ermöglichen, wird in der Regel eine bestimmte Region als Referenzregion festgelegt. Die Währung bzw. das Preisniveau dieser Region gilt dann als Bezugspunkt (numéraire) für alle anderen Regionen, d.h. die KKPs aller Regionen werden relativ zu der gewählten Referenzregion ausgewiesen.

Im Grunde genommen sind KKPs nichts anderes als Preisrelationen, die das Verhältnis von Preisen unterschiedlicher Regionen für ein oder mehrere Güter widerspiegeln. Die Menge und Zusammensetzung der betrachteten Güter ist bei der Interpretation von KKPs eher von untergeordneter Bedeutung. Die einfachste Form von KKPs stellt der Preisvergleich nur eines Gutes dar. Ein sehr bekanntes Beispiel hierfür ist der Big Mac Index, der von der britischen Zeitschrift *The Economist* seit 1986 in regelmäßigen Abständen berechnet wird. Der Big Mac Index gibt Aufschluss darüber, wie viel ein Big Mac in verschiedenen Ländern der Welt kostet. Da ein Big Mac als ein international standardisiertes Produkt gilt, welches weltweit - zumindest annähernd - dieselbe Qualität besitzt, wird der Index als Indiz für die Kaufkraftverhältnisse zwischen den verschiedenen Ländern der Welt herangezogen. Das Beispiel des Big Mac Index (Ein-Güter-Warenkorb) dient daher als Grundlage für die folgende numerische Illustration (vgl. hierzu auch ICP, 2008, S. 4):

Numerisches Beispiel 2.1:

Ein Big Mac koste in Deutschland €5,00 *und in den USA* \$4,00. *Die KKP zwischen beiden Ländern ergibt sich nun aus der Relation der Preise in beiden Ländern. Also beträgt die KKP zwischen beiden Ländern aus deutscher Sicht (Deutschland als Basisregion)*[3]

$$\text{KKP}^{\text{D,USA}} = \frac{\$4{,}00}{€5{,}00} = 0{,}80\ \frac{\$}{€} \qquad .$$

Das bedeutet, dass man für die Big Mac Menge, die man in Deutschland für einen Euro erhält, in den USA nur 0,80 *US-Dollar bezahlen müsste. Umgekehrt beträgt die KKP aus Sicht der USA (USA als Basisregion)*

$$\text{KKP}^{\text{USA,D}} = \frac{€5{,}00}{\$4{,}00} = 1{,}25\ \frac{€}{\$} \qquad .$$

[3] Die Wahl *einer bestimmten* Basisregion (hier Deutschland) dient hier (sowie in den nachfolgenden Beispielen) nur der vereinfachten Illustration von Kaufkraftparitäten. Tatsächlich existiert in interregionalen Vergleiche nicht *eine bestimmte* Basisregion, da sich jede Region sinnvoll mit jeder anderen vergleichen lässt. Dies macht *multilaterale* Vergleiche erforderlich, welche in Kapitel 4 im Detail erläutert werden.

Das wiederum heißt, dass für jeden US-Dollar, den man in den USA für Big Macs ausgibt, in Deutschland 1,25 *Euro nötig wären, um dieselbe Menge qualitativ gleicher Big Macs konsumieren zu können.*

Das Beispiel des Big Mac Index illustriert die Idee von KKPs in ihren einfachsten Zügen. In der Praxis interessiert man sich aber in der Regel für eine ganze Bandbreite verschiedener Güter (ganze Güterbündel bzw. Warenkörbe). Das grundlegende Prinzip der KKPs ändert sich dadurch aber nicht. Im Endeffekt bilden KKPs immer Relationen der Preise zweier Regionen, unabhängig davon, ob nur ein Gut, ganze Gütergruppen oder sogar die Preise aller Güter des BIPs betrachtet werden. Der einzige Unterschied im Mehrgüterfall besteht darin, dass die Bedeutung der einzelnen Güter im Warenkorb eine wichtige Rolle spielt. Die relative Bedeutung eines Gutes gegenüber anderen Gütern im Warenkorb wird häufig anhand der anteiligen Ausgaben des betrachteten Gutes bemessen. Überwiegen die Gesamtausgaben, die anteilig auf ein bestimmtes Gut entfallen, die Ausgaben anderer Güter, dann ist der Stellenwert dieses Gutes relativ groß (und umgekehrt). Es sind aber durchaus alternative Wege denkbar, die Bedeutung einzelner Güter oder Gütergruppen angemessen zu berücksichtigen, wie einige Beispiele im späteren Verlauf dieser Arbeit zeigen werden.

2.2 Kaufkraftparitäten vs. Wechselkurse

Der Wechselkurs zwischen zwei Ländern ist ein Ausdruck dafür, welcher monetäre Geldwert ausgedrückt in der Währung eines Landes aufgebracht werden muss, um im Gegenzug eine Geldeinheit der Währung eines anderen Landes zu erhalten. Wechselkurse werden - zumindest in der Theorie - aus dem Zusammenspiel von Angebot und Nachfrage von Währungen bestimmt. Angebot und Nachfrage nach Währungen anderer Länder entstehen in einer Welt freien Handelsverkehrs aus dem Bedürfnis heraus, Güter aus verschiedenen Ländern nachzufragen bzw. in anderen Ländern anzubieten. Die für diese Transaktionen benötigten Devisen sind letztlich ursächlich für gleichgewichtige Wechselkurse zwischen verschiedenen Währungsräumen.

In früheren internationalen Vergleichen war es daher üblich, wirtschaftliche Kennzahlen mit Hilfe von Wechselkursen zwischen den betreffenden Ländern vergleichbar zu machen. Ein solches Vorgehen ist grundsätzlich auch nicht weiter verwerflich, da der Wechselkurs - gemäß der *Theorie der Kaufkraftparität* - etwaige Preisniveau- bzw. Währungsunterschiede zwischen zwei Ländern nivelliert. Der Kaufkraftparitätentheorie zufolge stellt sich der Wechselkurs zweier Währungen langfristig so ein, dass er genau die Preisniveau- bzw. Kaufkraftunterschiede der dazugehörigen Länder widerspiegelt. Dies sei an einem kurzen Beispiel erläutert:

Numerisches Beispiel 2.2:
Betrüge der Wechselkurs zwischen den USA (Basisregion) und Deutschland (Vergleichsregion) beispielsweise $\mathrm{W}^{\mathrm{USA,D}} = 1{,}25\,€/\$$*, so erhielte man aus Sicht der Basisregion USA für jeden US-Dollar eine Menge von* 1,25 € *(Mengennotierung). Gleichzeitig bringt der Wechselkurs* $\mathrm{W}^{\mathrm{USA,D}}$ *aus Sicht der Vergleichsregion Deutschland zum Ausdruck, welcher Preis in Euro aufgebracht werden muss, um eine Einheit der amerikanischen Währung zu erhalten (Preisnotierung).*

Zudem sei angenommen, dass die Kaufkraftparität zwischen beiden Ländern $\mathrm{KKP}^{\mathrm{USA,D}} = 1{,}25\,€/\$$ *beträgt (vgl. Beispiel 2.1). Demnach entspräche der Wechselkurs genau dem Wert der Kaufkraftparität. Dies ist gleichbedeutend damit, dass der Warenkorb - in diesem Fall bestehend aus einem Big Mac - in beiden Ländern das gleiche kostet. Eine amerikanische Person bezahlt für einen Big Mac in der Basisregion USA* \$4,00*. Die gleiche Big Mac Menge würde eine amerikanische Person erhalten, wenn sie denselben Geldbetrag* (\$4,00) *zu einem Wechselkurs von* $\mathrm{W}^{\mathrm{USA,D}} = 1{,}25\,€/\$$ *in insgesamt* €5,00 *umtauschen und einen Big Mac in der Vergleichsregion Deutschland kaufen würde. Das Preisniveau bzw. die Kaufkraft beider Länder sind demzufolge vollkommen identisch. Gleichzeitig lässt sich hieraus schlussfolgern, dass das Preisniveau bzw. die Kaufkraft beider Länder voneinander abweichen, wenn Wechselkurs und Kaufkraftparität beider Länder nicht übereinstimmen, also* $\mathrm{W}^{\mathrm{USA,D}} \neq \mathrm{KKP}^{\mathrm{USA,D}} = 1{,}25\,€/\$$ *ist.*

Dass sich KKPs und Wechselkurse gemäß Kaufkraftparitätentheorie langfristig einander angleichen, lässt sich in der Realität nur selten beobachten. Vor allem kurzfristig stimmen KKPs und Wechselkurse in der Regel nicht überein. Tatsächlich unterliegen Wechselkurse starken Schwankungen, die unter anderem durch Währungsspekulationen, Zinssätze, Konjunkturentwicklungen, politisch motivierte Interventionen am Devisenmarkt (z.B. Chinas Wechselkurspolitik), Handelsbarrieren (z.B. Zölle fur Importe/Exporte), Interventionen oder sonstige Transaktionskosten hervorgerufen werden. Bereits Gustav Cassel beobachtete ungewöhnlich starke Abweichungen zwischen der Kaufkraftparität und den Wechselkursen von schwedischen Kronen gegenüber dem britischen Sterling. Die Erklärung hierfür liegt laut Cassel auf der Hand:

> *The explanation must* [...] *be the exceedingly severe hindrances which are put in the way of Sweden's imports and which surpass, considerably, those in the way of her exports. The result of these artificial conditions of Sweden's international trade has been unprecedented accumulation of assets in foreign countries together with a great import of Swedish securities from abroad. This involves an export of capital on a scale which, indeed, far surpasses the economic power of Sweden.*
> (Cassel, 1918, S. 414)

Aus diesem Grund sind Wechselkurse für sich genommen ungeeignet, um wirtschaftliche Kennzahlen verschiedener Länder vergleichbar zu machen. Sie erfüllen lediglich die Funktion eines Währungsumrechners, eignen sich jedoch nicht als Instrument zur Preisniveaubereinigung volkswirtschaftlicher Kennzahlen zwischen verschiedenen Ländern. Letztere Funktion wird aber gerade durch KKPs erfüllt, weshalb diese in den meisten Anwendungsfällen Wechselkursen vorzuziehen sind.[4]

2.3 Anwendungsbereiche von Kaufkraftparitäten

Der Bedarf an Kaufkraftparitäten ist unbestritten (Behrmann, Deml und Linz, 2010, S. 2f). Allerdings lassen Kaufkraftparitäten für sich genommen keine sehr aussagekräftigen Interpretationen zu. Sie stellen vielmehr ein Instrument dar, um volkswirtschaftliche Kennzahlen umzurechnen und so vergleichbar zu machen. Ihre funktionelle Aufgabe besteht daher in erster Linie darin, *regionale Preisniveaubereinigungen* realwirtschaftlicher Aggregate vorzunehmen. Solange diese Aggregate aus demselben Währungsraum stammen, bleibt dies die einzige Funktion von KKPs. Erst in internationalen Vergleichen mit unterschiedlichen Währungsräumen erfüllen KKPs gleichzeitig die Aufgabe eines *Währungsumrechners*.

Um eine Vorstellung davon zu bekommen, in welchen Situationen die Eigenschaften von Kaufkraftparitäten unverzichtbar sind, werden in diesem Abschnitt einige Beispiele aufgeführt, in denen KKPs bereits Anwendung finden oder sich generell einsetzen ließen.

Reales Produktionsvolumen und Wohlstandsniveau

In der Praxis werden KKPs häufig verwendet, um die *reale* wirtschaftliche Leistungskraft (gemessen am BIP) verschiedener Länder vergleichen zu können. Das BIP wird üblicherweise *nominal* in der jeweiligen Landeswährung angegeben. Um eine internationale Vergleichbarkeit herzustellen, müssen diese Daten zunächst in eine einheitliche Währung umgerechnet und um das landesspezifische Preisniveau bereinigt werden. Diese beiden Aufgaben übernehmen KKPs.

Die reale volkswirtschaftliche Größe eines Landes sagt aber noch nichts über das Wohlstandsniveau seiner Einwohner aus. Hierzu wird oftmals das Einkommen bzw. BIP pro Einwohner (Kopf) oder Erwerbstätigen als Wohlstandsmaß herangezogen. Erneut ist die nominale Höhe des Merkmals nicht sehr aussagekräftig, da das nominale Wohlstandsniveau keine Aussage darüber zulässt, wie viel eine Person sich von diesem Einkommen

[4]KKPs sind nicht immer das ideale Instrument, um internationale Vergleiche wirtschaftlicher Aggregate anzustellen. Wechselkurse eignen sich insbesondere um z.B. internationale Kapitalströme oder ausländische Verbindlichkeiten vergleichen zu können (ICP, 2008, S. 5).

leisten kann. Oder anders ausgedrückt: Das nominale Einkommen lässt keine Rückschlüsse auf die Kaufkraft des Einkommens in einem bestimmten Land zu. Auch hier dienen KKPs als Instrument zur Preisniveau- bzw. Währungsbereinigung.

Die Kaufkraft des Geldes und das Preisniveau in einer Region hängen unweigerlich miteinander zusammen. Das folgende Beispiel verdeutlicht diese Zusammenhänge:

Numerisches Beispiel 2.3:
Bezugnehmend auf Beispiel 2.1 sei zusätzlich angenommen, dass das durchschnittliche Einkommen einer Person in Deutschland €3.000 *beträgt, während sich das Einkommen einer Person in den USA auf* $2.500 *beläuft. Zudem betrage der Wechselkurs zwischen beiden Ländern* $\mathrm{W}^{\mathrm{D,USA}} = 1{,}20$ $/€ *(Mengennotierung des Euro). Aus dem Kehrwert ergibt sich entsprechend die Mengennotierung des US-Dollars (Preisnotierung des Euro)* $\mathrm{W}^{\mathrm{USA,D}} = 0{,}8\bar{3}$ €/$.

Würde man die beiden Einkommen mit Hilfe der Wechselkurse vergleichen, so könnte man schlussfolgern, dass die deutsche Person sehr viel wohlhabender sei als die amerikanische Person. Schließlich würde die deutsche Person zum vorherrschenden Wechselkurs umgerechnet €3.000 · 1,20 $/€ = $3.600 *erhalten, was das durchschnittliche Einkommen einer Person in den USA* ($2.500) *deutlich übersteigt.*

Dieser Eindruck ändert sich jedoch, wenn man das jeweilige Preisniveau der Länder zugrunde legt. Angenommen der Warenkorb bestünde nur aus einem einzigen Gut (dem Big Mac). Dann könnte sich eine deutsche Person von ihrem Einkommen real €3.000/€5 = 600 *Big Macs leisten. Das durchschnittliche Einkommen einer Person in den USA reicht hingegen aus, um* $2.500/$4 = 625 *Big Macs kaufen zu können. Real gesehen ist eine amerikanische Person also wohlhabender als eine deutsche Person, da sie sich von ihrem verfügbaren nominalen Einkommen mehr Big Macs leisten kann. Das verfügbare pro Kopf Einkommen in Deutschland besitzt demnach eine geringere Kaufkraft. Ursächlich hierfür ist das gegenüber dem amerikanischen Preisniveau höhere deutsche Preisniveau.*

Würde man das durchschnittliche Einkommen beider Ländern nicht anhand der nominalen Wechselkurse, sondern stattdessen anhand der realen Wechselkurse (KKPs) vergleichen, dann würde das deutsche Durchschnittseinkommen - umgerechnet zu einer Kaufkraftparität von 0,80 $/€ *- in den USA nur einen Realwert von* €3.000 · 0,80 $/€ = $2.400 *haben. Gemessen an den KKPs zwischen beiden Ländern verdient ein Deutscher demzufolge real weniger als ein Amerikaner, da die Kaufkraft eines deutschen Einkommens geringer ist als die eines amerikanischen Durchschnittseinkommens. Zu einem analogen Ergebnis kommt man, wenn das amerikanische Nominaleinkommen zur Kaufkraftparität* 1,25 €/$ *in Euro umgerechnet wird. Das deutsche Einkommen in Höhe von* €3.000 *hat (ausgedrückt in Euro) einen geringeren Realwert als das amerikanische Einkommen:* $2.400 · 1,25 €/$ = €3.125.

Wichtig ist an dieser Stelle anzumerken, dass es keinen Unterschied macht, ob man die realen Einkommensunterschiede zwischen einem Deutschen und einem Amerikaner anhand der Einkommen umgerechnet in Euro oder in US-Dollar vergleicht, oder aber in Form von real erhältlichen Konsumeinheiten (hier Anzahl an Big Macs) ausdrückt:

$$\frac{€3.000}{€3.125} = \frac{\$2.400}{\$2.500} = \frac{600 \text{ Big Macs}}{625 \text{ Big Macs}} = 0{,}96 \qquad .$$

Jede dieser Relationen bringt letztlich das gleiche Ergebnis zum Ausdruck: Der reale Wohlstand einer deutschen Person ist verglichen mit einer amerikanischen Person geringer.

Das Beispiel illustriert, wie sehr sich der reale Wert nominaler Größen ändern kann, abhängig davon, ob man diese anhand des Wechselkurses oder der Kaufkraftparität bewertet. Will man das Wohlstandsniveau zweier Regionen miteinander vergleichen, so ist letztlich das reale Einkommen ausschlaggebend, um den Wohlstand einer Region beurteilen zu können.

Preisniveau- bzw. Kaufkraftindex

Kaufkraftparitäten erfüllen aber auch einen eigenständigen Zweck. Sie sollen dabei helfen, das Preisniveau bzw. die Kaufkraft verschiedener Regionen beurteilen zu können. Das Preisniveau einer Region ist ein Maß dafür, *wie viele Geldeinheiten* einer bestimmten Region nötig sind, um *eine Mengeneinheit* eines Warenkorbs zu kaufen. Die Kaufkraft hingegen bringt zum Ausdruck, *wie viele Mengeneinheiten* eines Warenkorbs man für *eine Geldeinheit* dieser Region kaufen kann. Die Kaufkraft ist sozusagen ein Maßstab für den Wert des Geldes, während das Preisniveau vielmehr den allgemeinen Preis für einen Warenkorb repräsentiert. Preisniveau und Kaufkraft stehen daher stets in einem reziproken Verhältnis zueinander.

Sofern es sich um Regionen innerhalb eines Landes oder einer Währungsunion handelt, spiegeln KKPs unmittelbar die Preisniveau- bzw. Kaufkraftunterschiede zwischen den betrachteten Regionen wider. Anders verhält es sich dagegen, wenn zwei Regionen unterschiedliche Währungen besitzen. In diesem Fall ist der Aussagegehalt von KKPs eher gering, da die Währungsunterschiede mögliche Unterschiede im Preisniveau bzw. der Kaufkraft der verglichenen Regionen verschleiern. Preisniveau- bzw. Kaufkraftunterschiede lassen sich dann nur in Kombination mit den nominalen Wechselkursen identifizieren.

Angenommen es handle sich bei den zu vergleichenden Regionen um zwei Länder r und s. Inwiefern eine der Regionen ein vergleichsweise hohes/niedriges Preisniveau bzw. eine niedrige/hohe Kaufkraft relativ zur anderen Region besitzt, lässt sich anhand von Indizes beurteilen, die die Kaufkraftparität in Relation zum nominalen Wechselkurs setzen. Der sogenannte Preisniveauindex (PNI) (engl.: *price level index* (PLI); ICP, 2008, S. 4) zweier Regionen r und s lässt sich demnach definieren als

$$\mathrm{PNI}^{rs} = \frac{\mathrm{KKP}^{rs}}{\mathrm{W}^{rs}} \cdot 100\% \qquad , \tag{2.1}$$

während sich der Kaufkraftindex (KKI) aus dem umgekehrten Verhältnis ergibt, also

$$\mathrm{KKI}^{rs} = \frac{\mathrm{W}^{rs}}{\mathrm{KKP}^{rs}} \cdot 100\% \qquad , \tag{2.2}$$

wobei W^{rs} den Wechselkurs zwischen den Regionen r und s bezeichnet und Region r als Basisregion gilt. Sind Wechselkurs und Kaufkraftparität vollkommen identisch, so nehmen Preisniveauindex und Kaufkraftindex beide den Wert 100% an, was gleichbedeutend damit ist, dass zwischen beiden Regionen keine Preisniveau- bzw. Kaufkraftunterschiede vorliegen. Folglich spiegelt der Wechselkurs genau die in den KKPs ausgedrückten *rechnerischen* Preisniveauunterschiede zwischen beiden Regionen wider. Der betrachtete Warenkorb kostet demnach überall gleich viel. Man spricht in diesem Fall von einem *kaufkraftparitätischen Wechselkurs.*

Weist hingegen die KKP einen geringeren Wert als der Wechselkurs auf, so ergibt sich für den Preisniveauindex ein Wert kleiner als 100% und entsprechend für den Kaufkraftindex ein Wert größer als 100%. Dementsprechend ist das Preisniveau - bezogen auf einen bestimmten Warenkorb - in der Vergleichsregion s geringer als in der Basisregion r, d.h. in Region s muss man für den zugrunde gelegten Warenkorb weniger bezahlen als in Region r. Gleichzeitig bedeutet dies, dass der reale Wert, der für den Kauf des Warenkorbs nötigen Geldeinheiten, in Region s höher ist. Region r besitzt folglich eine geringere Kaufkraft als Region s. Umgekehrte Interpretationen erhält man, wenn die KKP zwischen beiden Regionen größer ist als der nominale Wechselkurs.

Aus der Verschiedenheit von KKPs und Wechselkursen lassen sich aber noch weitere Rückschlüsse ziehen. Ein PNI-Index kleiner 100% deutet auf ein geringeres Preisniveau in der Vergleichsregion gegenüber der Basisregion hin. Der nominale Wechselkurs spiegelt demnach nicht die tatsächlichen Preisunterschiede des Warenkorbs wider. Aus Sicht der Basisregion wäre es also theoretisch möglich, Währungseinheiten des Basislandes zum nominalen Wechselkurs in Währungseinheiten der Vergleichsregion umzutauschen, um den Warenkorb dann günstiger in der Vergleichsregion kaufen zu können. Die Basisregion hat somit die Möglichkeit, durch Arbitrage Kaufkraftgewinne zu erzielen. Arbitrage ist generell nur dann möglich, wenn der Wechselkurs zwischen zwei Ländern nicht deren Preisunterschiede widerspiegelt. Ist der Wechselkurs also größer als die zugehörige Kaufkraftparität (d.h. PNI $<$ 100% bzw. KKI $>$ 100%), gilt die Währung der Basisregion als überbewertet, weil sie in der Vergleichsregion eine höhere Kaufkraft besitzt als die Währung der Vergleichsregion. Im Gegensatz dazu ist die Währung der Basisregion unterbewertet, wenn sie in der Vergleichsregion eine geringere Kaufkraft hat als die Währung der Vergleichsregion, also der Kaufkraftindex einen Wert kleiner als 100% aufweist.

Diese Zusammenhänge wurden bereits im vorangegangenen Beispiel 2.3 angedeutet. Daher werden die numerischen Werte aus Beispiel 2.3 in den folgenden Illustrationen erneut aufgegriffen:

Numerisches Beispiel 2.4:
Anhand der Kaufkraftparitäten und Wechselkurse zwischen den Ländern Deutschland und USA erhält man für den Preisniveauindex (mit Basisregion USA) einen Wert von

$$\mathrm{PNI}^{\mathrm{USA,D}} = \frac{1{,}25\,€/\$}{0{,}8\bar{3}\,€/\$} \cdot 100\% = 150\% \qquad .$$

Demzufolge ist der Warenkorb bzw. ein Big Mac in der Vergleichsregion Deutschland um 50% teurer als im Basisland USA. Für den Kaufkraftindex erhält man hingegen einen Wert von

$$\mathrm{KKI}^{\mathrm{USA,D}} = \frac{0{,}8\bar{3}\,€/\$}{1{,}25\,€/\$} \cdot 100\% = 66{,}67\% \qquad .$$

Das bedeutet, der US-Dollar (Währung der Basisregion USA) besitzt einen geringen Wert, als der Euro (Währung der Vergleichsregion Deutschland). Angenommen ein Amerikaner tauscht einen bestimmten US-Dollar Betrag (z.B. \$100*) zum nominalen Wechselkurs* $0{,}8\bar{3}\,€/\$$ *in Euro um. Dann kann er sich von dem umgerechneten Euro-Betrag* ($\$100 \cdot 0{,}8\bar{3}\,€/\$ = 83{,}\bar{3}\bar{3}€$) *in Deutschland weniger Big Macs leisten, da die amerikanische Währung gemessen am zugrunde gelegten Warenkorb (Big Macs) eine geringere Kaufkraft besitzt als die deutsche Währung. Der US-Dollar ist gegenüber dem Euro unterbewertet. Betrachtet man dagegen Deutschland als Basisregion, so kommt man zu dem Ergebnis, dass der Euro gegenüber dem US-Dollar (jetzt Währung der Vergleichsregion USA) überbewertet ist.*

Das Beispiel zeigt, dass sich Preisniveau- bzw. Kaufkraftunterschiede zwischen zwei Ländern nur in Kombination von KKPs und Wechselkursen identifizieren lassen. KKPs alleine berücksichtigen zwar die Preisunterschiede zwischen zwei Ländern, bringen diese aber nicht zum Vorschein, da sie nicht frei von Währungsunterschieden sind. Diese werden erst in Verbindung mit Wechselkursen herausgerechnet. Besitzen die verglichenen Länder bzw. Regionen dagegen dieselbe Währung, würden die berechneten KKPs unmittelbar die Preisniveau- bzw. Kaufkraftunterschiede zwischen diesen Regionen offenbaren.

Preisniveau- bzw. Kaufkraftunterschiede zwischen zwei Ländern registrieren vor allem Touristen oder Geschäftsleute, wenn sie ihre eigene Währung in die Währung des Reiselandes umtauschen. Möchten sie im jeweiligen Land den heimischen Warenkorb oder einzelne Produkte aus diesem konsumieren, werden Touristen sehr schnell feststellen, ob sie für die getauschten Währungseinheiten mehr oder weniger Mengeneinheiten der jeweiligen Güter erwerben können, d.h. ob ihr Geld eine höhere (KKI $> 100\%$) oder geringere (KKI $< 100\%$) Kaufkraft besitzt.

Kaufkraftparitäten können aber nicht nur im internationalen Kontext Anwendung finden, wenngleich Vergleiche zwischen Ländern die Auswirkungen von KKPs (aufgrund unterschiedlicher Währungsräume) oftmals besser zu illustrieren vermögen. Auch innerhalb der Grenzen eines Landes sind KKPs unmittelbar von wirtschafts- und sozialpolitischer Relevanz.

Die politischen Anstrengungen eines Landes verfolgen in der Regel das Ziel, die Lebensverhältnisse innerhalb des Staatsgebietes anzugleichen. In vielen Ländern ist jedoch zu beobachten, dass die Bewohner bestimmter Regionen (gemessen am nominalen Einkommen) wohlhabender sind als in anderen Regionen. Der Osten Deutschlands gilt seit der Wiedervereinigung Deutschlands bis heute als ärmerer Teil Deutschlands, obschon die Politik seit Jahren eine Anpassung der Lebensverhältnisse zwischen Ost und West anstrebt. Ähnliche Zustände herrschen in anderen europäischen Staaten. In Italien herrscht beispielsweise ein ausgeprägtes Nord-Süd-Gefälle, während in Spanien das Baskenland als sehr viel wohlhabender gilt als der Rest des Landes. Derartige Ungleichgewichte führen in der aktuellen politischen Debatte einiger Länder sogar soweit, dass wohlhabendere Regionen - wie z.B. auch der Bundesstaat Bayern innerhalb Deutschlands - mehr oder minder ernsthaft mit einer Abspaltung vom Rest des Landes kokettieren.

Allerdings ist das nominale Einkommen allein auch in intranationalen Vergleichen kein befriedigendes Kriterium, um das Wohlstandsniveau in den unterschiedlichen Regionen eines Landes zu beurteilen. Genau wie in zwischenstaatlichen Vergleichen prägen auch innerhalb eines Landes unterschiedlich hohe Preisniveaus die tatsächlichen realen Lebensverhältnisse der Einkommensbezieher. Um die unmittelbare Relevanz interregionaler Vergleiche am Beispiel von Deutschland besser beurteilen zu können, werden im folgenden Verlauf einige konkrete Anwendungsfelder beschrieben (vgl. auch Auer, 2012, S. 1f):

Regionale Lohndifferenzierung/Ortszuschläge

Laut einer Studie des bayerischen Staatsministeriums für Wirtschaft, Verkehr und Technologie ist das Preisniveau in München wesentlich höher als in anderen Regionen Bayerns (Bayerisches Staatsministerium für Wirtschaft, Verkehr und Technologie, 2003). Real betrachtet sind die Bewohner Münchens (bei gleichem Nominaleinkommen) also ärmer als in anderen Gebieten des Freistaats, da ihr Einkommen eine geringere Kaufkraft hat.

Diese Studie veranlasste einen Polizisten aus Bayern eine Verfassungsbeschwerde einzureichen. In einem Bericht der Süddeutschen Zeitung vom 21.04.2006 vertritt der Beamte seine Sicht der Dinge: „'München ist ein teures Pflaster.' [...] 'Nach dem Alimentationsprinzip hat der Dienstherr seine Beamten angemessen zu bezahlen.'" (Süddeutsche Zeitung, 2006). Gemäß Alimentationsprinzip müssen Beamte eine angemessene Besoldung erhalten, um ihren Lebensunterhalt bestreiten zu können. Genau dieses Argument nimmt der Beamte aus München als Anlass, regionale Unterschiede der Lebenshaltungskosten zukünftig durch den Gesetzgeber in Form einer räumlichen Ballungsraumzulage auszugleichen.

Die Beschwerde wird zwar 2007 vom Bundesverfassungsbericht abgelehnt, weil unter anderem Lippe und Breuer (2009, S. 28ff) auf erhebliche statistische Mängel in der Studie verweisen, jedoch macht das Gericht in seiner Urteilsbegründung deutlich, dass grundsätzlich die Notwendigkeit besteht, die Besoldung der Beamten zukünftig an den realen Lebenshaltungskosten zu orientieren, „[...] um möglichen Verstößen gegen den Alimentationsgrundsatz angemessen begegnen zu können." (Bundesverfassungsgericht, 2007, Ziffer 71).

Regionale Differenzierung der Sozialleistungen

Sozialleistungen haben das Ziel, die Grundbedürfnisse der Menschen eines Landes sicherzustellen. Zu solchen zählen z.B. das Arbeitslosengeld, Wohngeld, Eltern- oder Kindergeld sowie das BAföG oder Renten. Die Höhe der staatlichen Transferzahlungen richtet sich nach der Höhe der nominalen Einkommen. Aus einem Bericht des Bundesamtes für Bauwesen und Raumordnung geht unter anderem hervor, dass die Lebensbedingungen in Deutschland - gemessen am verfügbaren nominalen Einkommen je Einwohner - ein ausgeprägtes Ost-West- sowie Stadt-Land-Gefälle erkennen lassen (Kawka, 2009, S. 5). Legt man die nominalen Einkommen als Bemessungsgrundlage für die Höhe der vom Staat gezahlten Sozialleistungen zugrunde, erweckt dies zwangsläufig den Anschein, dass die ostdeutschen Bewohner systematisch benachteiligt werden.

Eine Studie des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW) ergibt indes ein etwas anderes Bild. Die Studie zeigt, dass sich regionale Preisniveauunterschiede deutlich auf das regionale Armutsrisiko auswirken. Eine Person gilt als armutsgefährdet, wenn sie weniger als 60% des gesamtdeutschen Medianeinkommens bezieht. Bereinigt man die nominalen Einkommen um die Preisniveauunterschiede zwischen den Regionen, bewirkt dies, dass real gesehen weniger Menschen unterhalb der Armutsschwelle leben, da die reale Kaufkraft der Einkommensbezieher im Osten Deutschlands zunimmt. Goebel, Frick und Grabka (2009, S. 893f) finden bemerkenswerterweise heraus, dass allein 33 bis 46 Prozent der Armutslücke zwischen Ost und West durch Preisniveauunterschiede erklärt werden können. Zöge man folglich die realen Einkommensdisparitäten in Betracht, so ergäben sich massive Konsequenzen für die Höhe staatlich geleisteter Transferzahlungen.

Ein ähnliches Bild ergibt sich für Transferzahlungen, für die bundesweit einheitliche Regelsätze gelten, z.B. zur Sicherung des Lebensunterhalts (monatlich €351). Kawka (2009, S. 69f) berechnet auf Basis regionaler Preisindizes für verschiedene Regionen Deutschlands reale Regelsätze je Leistungsempfänger. Die Ergebnisse zeigen, dass die reale Kaufkraft der einheitlichen Leistungsbezüge im Osten deutlich über dem Niveau Westdeutschlands liegt. Demzufolge werden westdeutsche Leistungsbezieher durch eine vollkommene Angleichung sozialer Leistungen systematisch schlechter gestellt.

Länderfinanzausgleich

Der Finanzausgleich zwischen den Bundesländern sorgt in jüngster Zeit immer wieder für strittige Debatten zwischen den Repräsentanten der jeweiligen Länder. Erst im Frühjahr 2013 haben die Bundesländer Bayern und Hessen eine Klage gegen den Länderfinanzausgleich vor dem Bundesverfassungsgericht eingereicht.

Grund hierfür ist, dass der Länderfinanzausgleich eine finanzielle Umverteilung zwischen den Bundesländern vorsieht, um die unterschiedliche Finanzkraft der Bundesländer anzugleichen. Reichere Bundesländer (Geberländer) leisten Ausgleichszahlungen an ärmere Bundesländer (Nehmerländer). Typischerweise gehören vor allem Bayern, Baden-Württemberg und Hessen seit Jahren zu den Geberländern.

Die zur Deckung des Finanzbedarfs der Nehmerländer nötigen Ausgleichszahlungen werden vor allem aus den erzielten Steuereinnahmen (Einkommen-, Umsatz- und Körperschaftsteuern) in Bund und Ländern ermittelt. Demnach sind auch im Rahmen des Länderfinanzausgleichs die nominalen Einkommensunterschiede zwischen Geber- und Nehmerländern ausschlaggebend für die Höhe der zu leistenden Ausgleichszahlungen.

Verlässliche Kaufkraftparitäten könnten jedoch dabei helfen, die politische Spannung zwischen den Bundesländern einzudämmen. Würde man die realen Steuereinnahmen als Bemessungsgrundlage für die Ausgleichszahlungen zwischen den Bundesländern heranziehen, so ließen sich die Umverteilungsverhältnisse zwischen den Bundesländern an die realen Einkommensverhältnisse in den Bundesländern und Kommunen anpassen. Dadurch würden Geberländer entlastet und gleichzeitig Anreize für Nehmerländer geschaffen werden, stärkere Anstrengungen zu unternehmen, um langfristig ihren Finanzbedarf zu stabilisieren.

Die in diesem Abschnitt erläuterten Anwendungsbereiche von Kaufkraftparitäten sollen nur eine Idee davon vermitteln, wie groß der Bedarf an Kaufkraftparitäten sowohl auf internationaler als auch intranationaler Ebene ist. Verglichen mit der Expertise zu intertemporalen Preisvergleichen sind die Methodik und Datengrundlage im Kontext der interregionalen Preismessung noch deutlich weniger entwickelt. Dies zeigt nicht zuletzt ein im Jahr 2009 abgehaltener Workshop im Rat für Sozial- und Wirtschaftsdaten (RatSWD), dessen Thema treffenderweise „Regionale Preisindizes - Ein weißer Fleck“ lautete.

2.4 Herausforderungen interregionaler Preisvergleiche

Leider erweist sich die Berechnung verlässlicher Kaufkraftparitäten als keine einfache Aufgabe, da interregionale Preisvergleiche generell komplexere Anforderungen an die Methodik und Datengrundlage stellen als intertemporale Preisvergleiche. Gewisse Herausforderungen, die intertemporal keine oder nur eine untergeordnete Rolle spielen, sind für Preisvergleiche zwischen Regionen von entscheidender Bedeutung. Diese Unterschiede sind sowohl inhaltlicher als auch methodischer Natur. Dieser Abschnitt greift einige wesentliche Unterschiede zwischen beiden Perspektiven der Preismessung auf (vgl. u.a. Neubauer, 1996, S. 151f; Balk, 1996a, S. 199f; Lippe, 2007, S. 497ff).

Regionen unterliegen keiner natürlichen Ordnung

Ein Kernproblem interregionaler Vergleiche besteht darin, dass Regionen in der Regel keiner natürlichen Ordnung oder Reihenfolge unterliegen. Jede Region lässt sich sinnvoll mit jeder anderen beliebigen Region vergleichen. Ein Preisvergleich, P^{rs}, zwischen den Regionen r und s, mit Region r als Basisregion, erscheint ebenso sinnvoll wie ein Preisvergleich, P^{sr}, in welchem Region s die Rolle der Basisregion einnimmt. Intertemporale Vergleiche sind in der Regel nur dann zweckmäßig, wenn die Preise einer bestimmten Periode t mit den Preisen einer zeitlich späteren Periode, z.B. $t + 1$ oder $t + 4$, verglichen werden. Nur dann lassen sich aus den resultierenden Indexwerten sinnvolle Aussagen bezüglich der Preisentwicklungen für den betrachteten Zeithorizont treffen. Das Fehlen einer natürlichen Ordnung von Regionen führt letztlich dazu, dass die Anzahl sinnvoller Vergleiche im interregionalen Kontext wesentlich größer ist als im intertemporalen Gebrauch. Die verschiedenen Methoden, die im Rahmen dieser Arbeit vorgestellt werden, berücksichtigen diese wichtige Eigenschaft interregionaler Vergleiche.

Regionen sind unterschiedlich groß

Ein weiterer Unterschied zwischen interregionalen und -temporalen Vergleichen betrifft die Größe der zu vergleichenden Regionen bzw. Perioden. Während die Größe zweier Perioden in der Regel dieselbe Größe aufweist (z.B. Preisvergleiche zwischen zwei Jahren oder Monaten), sind Regionen meist von unterschiedlicher Größe. Die Größe einer Region kann sich dabei an verschiedenen Merkmalen ausrichten. Typischerweise unterscheiden sich Regionen vor allem im Hinblick auf ihre ökonomische Leistungsfähigkeit (z.B. gemessen am BIP eines Landes). Alternativ ließe sich die Größe einer Region aber anhand der Bevölkerungszahl oder ihrer flächenmäßigen Größe bewerten.

Mit der Größe einer Region ist unweigerlich die Frage verbunden, welche Bedeutung die Regionen relativ zueinander haben und wie sehr sich die Größe der Regionen auf die Preise in den Regionen und damit auch auf die Ergebnisse der Preisvergleiche auswirkt. Dementsprechend gilt es abzuwägen, die Preise aus unterschiedlich großen Regionen entweder gleich zu gewichten oder den Preisen größerer Regionen auch eine größere Bedeutung zukommen zu lassen und entsprechend höher zu gewichten. In intertemporalen Vergleichen taucht dieses Problem erst gar nicht auf, da jeder Periode dieselbe Bedeutung zuteil wird und daher die Preise aller potenziellen Perioden gleich zu gewichten sind.

Regionen sind ausschließlich diskrete Merkmale

Unabhängig davon, welche Regionen miteinander verglichen werden, sind Regionen immer als diskretes Merkmal aufzufassen. Das bedeutet, die Anzahl zu vergleichender Regionen ist stets abzählbar. Zeit ist dagegen generell ein stetiges Merkmal. Zwar werden in den meisten Fällen Preisvergleiche zwischen zwei Zeitpunkten angestellt, allerdings gibt es auch Fälle, in denen die Veränderungen der Preise (oder Mengen) zwischen diesen Zeitpunkten stetig aufgefasst werden. Der Divisia-Index ist das prominenteste Beispiel für einen solchen Index (Divisia, 1926). Eine Übertragung auf interregionale Preisvergleiche ist in diesem Fall aber weder sinnvoll noch ohne Weiteres zulässig.

Höhere Variation von Preisen und Mengen im interregionalen Kontext

Generell zielen sowohl interregionale als auch intertemporale Vergleiche von Preisen (oder Mengen) darauf ab, Preis- oder Mengenunterschiede zwischen zwei Regionen bzw. Perioden festzustellen. Ein ganz wesentlicher Unterschied hierbei ist aber, dass die Preise und Mengen verschiedener Regionen naturgemäß wesentlich stärker voneinander abweichen als Preise und Mengen, die im Zeitverlauf gemessen werden. Der Grund hierfür liegt auf der Hand: Die Verbrauchsstrukturen (konsumierte Gütermengen) weichen interregional meist stärker ab als im Zeitverlauf, was letztlich auf die Präferenzen der Konsumenten in den jeweiligen Regionen zurückzuführen ist. Aufgrund regionaler Konsumpräferenzen werden bestimmte Güter in einigen Regionen in einer deutlich größeren Menge konsumiert als in anderen Regionen. Regional bevorzugte Güter sind daher meist günstiger als in anderen Regionen. Dadurch unterliegen letztlich nicht nur die konsumierten Mengen, sondern auch die entsprechenden Preise der verschiedenen Regionen stärkeren Variationen als dies in intertemporalen Vergleichen zu beobachten ist.

Hinzu kommt, dass interregionale Preisvergleiche - anders als intertemporale Vergleiche - oftmals auch zwischen verschiedenen Ländern durchgeführt werden. Gewöhnlich weichen die Konsumpräferenzen *inter*national noch stärker voneinander ab, als dies in *intra*nationalen Vergleichen der Fall ist, wodurch die oben beschriebenen Zusammenhänge zusätzlich verstärkt werden. Erschwert werden Vergleiche auf internationaler Ebene zudem dadurch, dass die Güterpreise häufig in unterschiedlichen Währungen gemessen werden.

Aber nicht nur die Höhe der Abweichungen zwischen Preisen und Mengen verschiedener Regionen erschweren die Berechnung verlässlicher interregionaler Preisvergleiche, sondern auch die Strukturen derselbigen. Steigt der Preis eines Gutes zwischen zwei Zeitpunkten, so führt dies in der Regel dazu, dass die entsprechende konsumierte Menge dieses Gutes sinkt (und umgekehrt). Das bedeutet, dass die Relationen der Preise sowie Mengen eines Gutes aus beiden betrachteten Zeitpunkten meist negativ miteinander korreliert sind. In interregionalen Vergleichen müssen diese Zusammenhänge nicht ohne Weiteres gelten. Ist der Preis eines Gutes in einer Region höher als in einer anderen Region, hat dies nicht notwendigerweise Auswirkungen auf die konsumierten Mengen des Gutes in den jeweiligen Regionen. Wie viel in verschiedenen Regionen von einem bestimmten Gut konsumiert wird und wie teuer dieses Gut ist, ist in erster Linie von den Konsumpräferenzen der verglichenen Regionen abhängig. Folglich sind die Preis- und Mengenrelationen nicht zwangsläufig negativ miteinander korreliert, sondern können durchaus eine positive Korrelation aufweisen.

Interregionale Preisvergleiche als Mittel zur Bereinigung nominaler Kennzahlen

Im Allgemeinen erfüllen interregionale und intertemporale Preisvergleiche einen unterschiedlichen Zweck. Intertemporale Preisvergleiche dienen in der Regel dazu, die Entwicklung der Güterpreise eines Warenkorbs zwischen zwei Zeitpunkten zu messen. Die Ergebnisse dieser Messungen lassen sich als Schätzwerte für die Inflation im betrachteten Zeitraum heranziehen. Interregionale Preisvergleiche (Kaufkraftparitäten) sind dagegen eher ein Mittel zum Zweck. Sie werden meist dazu benötigt, nominale Kennzahlen real vergleichbar zu machen. KKPs übernehmen dabei die Funktion der Preisniveau- und Währungsbereinigung nominaler Größen (vgl. Kapitel 2.1).

Neben den erläuterten Unterschieden zwischen interregionalen und intertemporalen Preisvergleichen fallen insbesondere die Unterschiede im Datenerhebungsprozess sowie der Datenaufbereitung ins Gewicht. Einige Unterschiede und Probleme, die in diesem Zusammenhang in Erscheinung treten können, werden in Kapitel 9 aufgegriffen. die nachfolgenden Kapitel beschäftigen sich mit verschiedenen Möglichkeiten, wie sich bereits erhobene Daten sinnvoll aggregieren lassen.

Teil I

Methodische Grundlagen

Interregionale Vergleiche von Preisen und Mengen können sowohl bilateraler als auch multilateraler Natur sein. Bilaterale Vergleiche messen die Unterschiede von Preisen oder Mengen zwischen *genau* ($R = 2$) Regionen in einem bestimmten Zeitpunkt. Wesentlich ist hierbei, dass diese Vergleiche ausschließlich auf Informationen zu Preisen und Mengen dieser beiden Regionen basieren. Multilaterale Vergleiche unterscheiden sich zunächst dadurch, dass mehr als zwei ($R > 2$) Regionen simultan verglichen werden. Genau wie im bilateralen Fall werden auch in multilateralen Vergleichen Preise und Mengen zwischen Regionenpaaren untersucht. Der entscheidende Unterschied besteht jedoch darin, dass neben den Informationen der beiden betrachteten Regionen auch Informationen aller anderen Regionen in die Berechnungen einfließen können (vgl. hierzu Abschnitt 4.1).

In Teil I dieser Arbeit werden die methodischen Grundlagen zur Berechnung von Kaufkraftparitäten erarbeitet. Kapitel 3 beschäftigt sich zunächst mit gewöhnlichen bilateralen Preisindizes. Zwar eignen sich bilaterale Preisindizes nicht, um Preisvergleiche für $R > 2$ Regionen zu berechnen, jedoch sind sie ein wesentlicher Baustein einiger multilateraler Aggregationsmethoden. Die grundlegenden formalen Unterschiede zwischen bilateralen und multilateralen Vergleichen werden in Kapitel 4 thematisiert. In diesem Zusammenhang werden auch einige wünschenswerte Eigenschaften multilateraler Preisindizes aufgegriffen, die in bilateralen Vergleiche nicht erfüllt sind oder nur eine untergeordnete Rolle spielen. In den sich anschließenden Kapitel 5 bis 8 werden zahlreiche multilaterale Aggregationsmethoden vorgestellt. Insbesondere die Darstellungen in Kapitel 7 werden neue methodische Ansätze hervorbringen, die über den derzeitigen Forschungsstand hinausgehen.

Kapitel 3

Bilaterale Vergleiche

Bilaterale Preisvergleiche bzw. Indexzahlen werden schon lange in der wissenschaftlichen Diskussion thematisiert. Die Anfänge der Indextheorie gehen auf Fleetwood (1707) zurück, der die ersten Versuche unternahm, Preisentwicklungen eines gewissen Warenkorbs über viele Jahre zu untersuchen:

> *„[...] you may safely conclude, that V* l. *(5 £) in the Reign of Henry VI. was of somewhat better value, than X* l. *(10 £) now-a-days is. In the next place, to know somewhat more distinctly whereabouts an Equivalent to your ancient V* l. *(5 £) will come, you are [...] to observe how much Corn, Meat, Drink, or Cloth, might have been purchased 250 Years ago, with V* l. *(5 £) and to fee how much of the modern Money will be requisite to purchase, the same quantity of Corn, Meat, Drink, or Cloth, now-a-days. To this End, you must neither take a very dear Year, to your Prejudice, nor a very cheap one, in your own Favour, nor indeed any single Year, to be your Rule; but you must take the Price of every particular Commodity, for as many Years as you can (20, if you have them) and put them all together; and then find out the common Price; and afterwards take the same Course with the Price of Things, for these last 20 Years; and fee what Proportion they will bear to one another; for that Proportion is to be your Rule and Guide.“*
> (Fleetwood, 1707, S. 166f)

Dutot (1738) und Carli (1764) lieferten die ersten formalen Anregungen, wie sich allgemeine Preisentwicklungen von Waren durch Indexformeln ausdrücken und berechnen lassen. Ausführlichere historische Rückblicke zu den Anfängen der Indextheorie sowie spätere bedeutsame Erkenntnisse und Entwicklungen sind unter anderem in Crowe (1965, S. 97ff), Kendall (1969) und Diewert (1993) zu finden. In den vergangenen Jahrzehnten haben viele weitere Indextheoretiker versucht, eine angemessene Antwort auf die Frage zu finden, welche Indexformel die Unterschiede bzw. Veränderungen von Preisen und Mengen zwischen zwei Regionen oder Zeitpunkten am besten widerspiegelt. Eine eindeutige Antwort gibt es bis zum heutigen tage nicht.

Die grundlegende Herausforderung in diesem Zusammenhang lautet, in welcher Art und Weise die zugrunde liegenden Informationen verschiedener Güter zu einer Indexzahl aggregiert werden sollen. Bereits Fisher (1922, S. 451) erkannte frühzeitig, dass die Möglichkeiten, Daten in einer Indexzahl zu aggregieren, sehr begrenzt sind. Nach Fishers Auffassung können lediglich zwei Ansätze in Betracht gezogen werden, wie Indexzahlen konstruiert sein können. Die erste Methode versteht Indexformeln als Durchschnitt von Preisrelationen. Olt (1996, S. 65ff) formuliert Indexformeln daher allgemein als quasilineare Mittelwertfunktionen von Preisrelationen. Olts formaler Schreibweise zur Folge bilden sämtliche Indexformeln individuelle Preisrelationen aller betrachteten Güter zwischen zwei Situationen, die dann in geeigneter Weise zu einem gewichteten Durchschnitt zusammengefasst werden. Fisher (1922, S. 451f) bezeichnet dieses Vorgehen als *Average of Ratios* (AR). Auer (2013, S. 2) formuliert diese Herangehensweise alternativ als *Average of Price Changes*. Die zweite Methode beruht auf der Idee von Durchschnittswerten (engl.: *Unit Values*). Dieser Ansatz bildet - anders als der zuvor genannte - zunächst einen (isolierten) Durchschnittswert aller betrachteten Güter in einer bestimmten Region (oder Periode). Dieser Durchschnittswert lässt sich als durchschnittliches Preisniveau einer Region interpretieren. Erst im Anschluss werden zwei auf diese Weise gebildete durchschnittliche Preisniveaus unterschiedlicher Regionen (bzw. Perioden) in Relation zueinander gesetzt. Daher beschreibt Fisher (1922, S. 451f) diesen Ansatz auch als *Ratio of Averages* (RA), Auer (2013, S. 2) indes als *Change in Price Levels*.

Der AR-Ansatz hat in der Vergangenheit wesentlich mehr Aufmerksamkeit genossen als der RA-Ansatz, was laut Auer (2013, S. 4f) in gewissem Maße auf die frühen Bedenken Fishers zurückzuführen ist. Fisher (1922, S. 451ff) ist der Ansicht, dass es nicht angemessen ist, ein durchschnittliches Preisniveau für *heterogene* Güter zu berechnen, da diese in der Regel in unterschiedlichen physischen Maßeinheiten gemessen werden und daher nicht miteinander vergleichbar sind. Resultierende Indexzahlen sind nach Fishers Auffassung daher stets von der Wahl der Einheiten der betrachteten Güter abhängig, d.h. sie sind nicht kommensurabel. Fishers kritische Überlegungen wurden in den folgenden Jahrzehnten in zahlreichen Arbeiten gestützt. Eichhorn und Voeller (1976, S. 76f) sehen zentrale Anforderungen verletzt, welche ihrer Meinung nach für Preisindexfunktionen unabdingbar sind. Diese Mängel können zu systematischen Verzerrungen des Preisindexwertes führen. Zu weitgehend analogen Schlussfolgerungen kommen unter anderem auch die Ausführungen von Párniczky (1974, S. 233f), Balk (1996c), Lippe (2007, S. 18f), Balk (2008, S. 72ff) sowie Diewert und Lippe (2010, S. 693ff). Jedoch führen die meisten Kritiker des RA-Ansatzes gleichzeitig an, dass die Verwendung von Unit Value Indizes im Fall von homogenen Gütergruppen durchaus gerechtfertigt ist (vgl. u.a. Fisher, 1922, S. 743; Diewert, 1995, S. 22).

Auer (2013, S.5f) kritisiert die ablehnende Haltung gegenüber Unit Value Indizes. Auer argumentiert, dass sich die Bedenken gegenüber Unit Value Indizes meist an die formalen

Anforderungen *unilateraler* Preisindizes richten. Unilaterale Preisindizes basieren lediglich auf den Preisen und Mengen *einer* Region bzw. Periode. Allerdings sind die formalen Anforderungen an unilaterale Indizes laut Auer nicht vollkommen unwidersprochen. Auer (2009, S. 6f) demonstriert beispielsweise, dass die Forderung kommensurabler Indizes im Zusammenhang mit unilateralen Preisindizes keine angemessene Anforderung darstellt. Zudem liefern ungeeignete unilaterale Preisindizes laut Auer noch kein stichhaltiges Argument dafür, den RA-Ansatz als solches abzulehnen. Die auf Lehr (1885, S. 37f) und Davies (1924, S. 182f) zurückgehenden Indexvorschläge sind Beispiele für Unit Value Indizes, deren resultierende Indexwerte unabhängig von der Maßeinheit der Gütermengen sind und darüber hinaus auch die Aggregation heterogener Güter zulassen. Basierend auf diesen Überlegungen leitet Auer seinerseits einen verallgemeinerten Ansatz für bilaterale Unit Value Indizes, dessen Mitglieder sowohl kommensurabel sind, als auch die Aggregation heterogener Güter erlauben (vgl. Abschnitt 3.4.2).

Die Abschnitte 3.2 und 3.4 dieses Kapitels bringen die grundlegenden Unterschiede zwischen beiden Ansätzen zum Ausdruck. Dabei lassen sich viele bekannte Preisindexfunktionen genau einem der beiden Ansätze zuordnen. Es wird sich herausstellen, dass sich nur wenige Preisindizes beiden Ansätzen zuordnen lassen. Ehe jedoch die Unterschiede zwischen beiden Ansätzen konkretisiert werden, ist es nützlich, bilaterale Preisindexfunktionen zunächst allgemein zu definieren.

3.1 Allgemeine Definition bilateraler Preisindexfunktionen

Preis- oder Mengenindexformeln können allgemein als positive Funktionen in Abhängigkeit von Preis- und Mengenvariablen dargestellt werden. Angenommen es werden $i = 1, 2, \ldots, N$ Güter in beliebigen Regionen $r = 1, 2, \ldots, R$ betrachtet. Ferner existieren für alle Güter Preise $\mathbf{p^r} = (p_1^r, \ldots, p_N^r)' \in \mathbb{R}_{++}^N$ und Mengen $\mathbf{x^r} = (x_1^r, \ldots, x_N^r)' \in \mathbb{R}_{++}^N$. Das bedeutet, dass die Preise und Mengen aller Güter als strikt positiv angenommen werden ($p_i^r > 0,\ x_i^r > 0,\ \ \forall\ i = 1, 2, \ldots, N$). Die Funktion eines bilateralen Preisindex $\ddot{P}$ bildet die Preise und Mengen aller N Güter in einer Basisregion r und einer Vergleichsregion s in eine (einzige) positive Indexzahl ab. Formal kann $\ddot{P}$ dann für gegebene Regionen r und s ausgedrückt werden als

$$\ddot{P} : \mathbb{R}_{++}^{4N} \to \mathbb{R}_{++}, \qquad (\mathbf{p^r}, \mathbf{x^r}, \mathbf{p^s}, \mathbf{x^s}) \mapsto \ddot{P}\,(\mathbf{p^r}, \mathbf{x^r}, \mathbf{p^s}, \mathbf{x^s}) = \ddot{P}^{rs} \qquad . \tag{3.1}$$

Die Funktion (3.1) repräsentiert den Wert eines Preisindex für eine gegebene Konstellation von Preisen und Mengen $(\mathbf{p^r}, \mathbf{x^r}, \mathbf{p^s}, \mathbf{x^s})$ in der Basis- sowie der Vergleichsregion (vgl. u.a. Eichhorn und Voeller, 1976, S. 23; Balk, 1996a, S. 71).

Analog zu (3.1) gilt für eine Mengenindexfunktion $\ddot{X}$ für gegebene Regionen r und s

$$\ddot{X} : \mathbb{R}^{4N}_{++} \to \mathbb{R}_{++}, \qquad (\mathbf{x^r}, \mathbf{p^r}, \mathbf{x^s}, \mathbf{p^s}) \mapsto \ddot{X}\,(\mathbf{x^r}, \mathbf{p^r}, \mathbf{x^s}, \mathbf{p^s}) = \ddot{X}^{rs} \qquad . \tag{3.2}$$

Mengenindizes unterscheiden sich also lediglich dadurch von Preisindizes, dass Preis- und Mengenvektoren vertauscht werden. Aus diesem Grund beschränken sich die Erläuterungen im weiteren Verlauf dieses Kapitels in erster Linie auf Funktionen für Preisindizes. Für Mengenindexfunktionen gelten im Allgemeinen analoge Ausführungen. Die auf diese Weise konstruierten Preis- und Mengenindexfunktionen ermöglichen es, aggregierte Preis- und Mengenunterschiede zwischen zwei Situationen (Regionen oder Perioden) zu berechnen.

Generell lassen sich (beinahe) alle Preisindizes der Abschnitte 3.2 - 3.4 durch die allgemeine Definition in (3.1) beschreiben. Abhängig davon, wie die einzelnen Preisindexfunktionen konstruiert sind, sind sie dem AR- oder dem RA-Ansatz (in Einzelfällen beiden) zuzuordnen. Alle Preisindexfunktionen verfolgen das Ziel, die Preisunterschiede zwischen zwei Situationen zu messen. Da in dieser Arbeit der Fokus auf interregionalen Vergleichen liegt, beschränken sich die Erläuterungen und Definitionen im weiteren Verlauf auf Preisvergleiche zwischen Regionen.

Jede Indexformel ist durch gewisse Vor- und Nachteile gekennzeichnet. Welche Indexformeln letztendlich zu bevorzugen sind, wird daher häufig anhand von wünschenswerten Eigenschaften (Tests) beurteilt. Tests dienen dazu, die Eigenschaften von Preisindexfunktionen aufzuzeigen. Auf der einen Seite rücken solche Tests die Stärken bestimmter Preisindizes in den Vordergrund. Gleichzeitig decken sie aber auch die Schwächen von Preisindexfunktionen auf. Manche dieser Tests sind durchaus umstritten. Bis heute gibt es keinen Index, der die Vielzahl der in der Literatur vorgeschlagenen wünschenswerten Eigenschaften allesamt erfüllt. Dies liegt nicht zuletzt daran, dass sich einige Tests gegenseitig ausschließen, wie Eichhorn und Voeller (1983) in ihrer Arbeit demonstrieren. Für ausführliche Diskussionen der wünschenswerten Eigenschaften bilateraler Preisindizes sei hier exemplarisch auf die Arbeiten von Vogt (1979, S. 61ff), Eichhorn und Voeller (1983), Balk (1995), Olt (1996), Vogt und Barta (1997, S. 39ff) oder Auer (2001) verwiesen.

3.2 Der AR-Ansatz: Bilaterale Preisindizes als quasilineare Mittelwertfunktionen von Preismesszahlen

Viele Autoren haben sich damit beschäftigt, die allgemeine Formulierung von Preisindexfunktionen aus Gleichung (3.1) in sinnvollen Funktionen darzustellen. In der Literatur werden Preisindexfunktionen häufig als gewichteter Durchschnitt individueller Preisrelationen zwischen zwei Regionen (sogenannte Preismesszahlen) dargestellt (AR-Ansatz).

Viele der bekannten Preisindizes lassen sich daher gemäß Olt (1996, S. 65ff) allgemein als *quasilineare Mittelwertfunktionen* bzw. *quasilineare Mittel* von Preismesszahlen darstellen. Demzufolge kann die allgemeine Preisindexformel aus Gleichung (3.1) alternativ geschrieben werden als

$$\ddot{P}\left(\mathbf{p^r},\mathbf{x^r},\mathbf{p^s},\mathbf{x^s}\right) = f^{-1}\left[\sum_{i=1}^{N} \omega_i \cdot f\left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)\right] \tag{3.3}$$

wobei

- $\omega_i = \omega_i\left(\mathbf{p^r},\mathbf{x^r},\mathbf{p^s},\mathbf{x^s}\right), \quad \omega_i : \mathbb{R}_{++}^{4N} \to \mathbb{R}_{++}\ (i = 1, 2, \ldots, N),$
- $\sum_i \omega_i\left(\mathbf{p^r},\mathbf{x^r},\mathbf{p^s},\mathbf{x^s}\right) = 1 \quad \forall\left(\mathbf{p^r},\mathbf{x^r},\mathbf{p^s},\mathbf{x^s}\right) \in \mathbb{R}_{++}^{4N}$ und
- $f : \mathbb{R}_{++} \to \mathbb{R}_{++}$ eine stetige, streng monoton wachsende Funktion ist (vgl. hierzu auch Vartia und Vartia, 1984, S. 353f).

Diese sogenannten quasilinearen Mittel sind Spezialfälle quasilinearer Funktionen. Eichhorn (1974, S. 23f) definiert allgemeine quasilineare Funktionen $\Phi : \mathbb{R}_{++}^{N} \to \mathbb{R}_{++}$ als Funktionen, für die reellwertige Konstanten $(a_1, a_2, \ldots, a_N, c)$ mit $a_1, a_2, \ldots, a_N \neq 0$ und eine stetige, streng monoton steigende Funktion f sowie deren Umkehrfunktion f^{-1} existieren, sodass

$$f\left[\Phi(\mathbf{z})\right] = \sum_{i=1}^{N} a_i\, f(z_i) + c \tag{3.4a}$$

$$\Phi(\mathbf{z}) = f^{-1}\left[\sum_{i=1}^{N} a_i\, f(z_i) + c\right] \qquad , \tag{3.4b}$$

wobei $\mathbf{z} = (z_1, z_2, \ldots, z_N)$. Für den speziellen Fall, dass für alle a_i gilt, $a_i > 0$, $\sum_i a_i = 1$ und $c = 0$, reduziert sich die allgemeine Definition quasilinearer Funktionen aus Gleichung (3.4b) nach Eichhorn (1974, S. 24) zu einem quasilinearen Mittel, sodass

$$\Phi(\mathbf{z}) = f^{-1}\left[\sum_{i=1}^{N} \frac{a_i}{\sum_{j=1}^{N} a_j}\, f(z_i)\right] \tag{3.5}$$

(vgl. auch Aczél, 1966, S. 151). Mit $\omega_i = a_i / \sum_j a_j$ und $z_i = p_i^s / p_i^r$ ergibt sich dann wieder Gleichung (3.3).

An diesem Punkt bleibt die Frage zu klären, welche Arten quasilinearer Mittelwerte sich im Zusammenhang von Preisindexfunktionen besonders eignen. Um diese Frage zu beantworten, ist es hilfreich sich klar zu machen, dass die Form potenzieller quasilinearer Mittel in Gleichung (3.3) maßgeblich von der verwendeten Funktion f abhängig ist. Bislang ist lediglich bekannt, dass f eine stetige, streng monoton wachsende Funktion ist.

In Anlehnung an Hardy, Littlewood und Pólya (1934, S. 65), Bullen (2003, S. 266) und Hill (2006a, S. 31) lässt sich eine Klasse stetiger, streng monoton wachsender Funktionen allgemein wie folgt definieren:

$$y = f(z) = \begin{cases} z^{\rho} & \text{falls} \quad \rho \neq 0, \\ \ln z & \text{falls} \quad \rho = 0 \end{cases} \quad , \tag{3.6}$$

wobei $z > 0$ und $\rho \in \mathbb{R}$ ein beliebig wählbarer Parameter ist. Je nach Wahl des Parameters ρ ergeben sich unterschiedliche Funktionen $f(z)$. Für jede dieser potenziellen Funktionen aus (3.6) existiert eine Umkehrfunktion $f^{-1}(z)$.

Letztlich hängt die genaue Gestalt der quasilinearen Mittel bzw. bilateralen Preisindizes in Gleichung (3.3) damit in erster Linie von der Wahl des Parameters ρ ab. Dabei sind vor allem drei sehr gebräuchliche Mittelwerte von Interesse, die sich jeweils aus Spezialfällen des Parameters ρ ergeben. Setzt man beispielsweise für den Parameter $\rho = 1$ ein, so erhält man aus Gleichung (3.6) die Funktion $f(z) = z$ sowie deren Umkehrfunktion $f^{-1}(y) = y$. Einsetzen dieser Funktionen in Gleichung (3.3) liefert eine Klasse bilateraler Preisindizes, die sich als gewogene *arithmetische* Mittel von Preismesszahlen interpretieren lassen:

$$\ddot{P}_{\text{arith}}\left(\mathbf{p^r}, \mathbf{x^r}, \mathbf{p^s}, \mathbf{x^s}\right) = \sum_{i=1}^{N} \omega_i \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right) \quad . \tag{3.7}$$

Stattdessen ergibt sich für $\rho = -1$ die entsprechende Funktion $f(z) = z^{-1}$ sowie deren zugehörige Umkehrfunktion $f^{-1}(y) = y^{-1}$. Einsetzen dieser Funktionen in (3.3) liefert in diesem Fall gewogene *harmonische* Mittel von Preismesszahlen:

$$\ddot{P}_{\text{harm}}\left(\mathbf{p^r}, \mathbf{x^r}, \mathbf{p^s}, \mathbf{x^s}\right) = \left[\sum_{i=1}^{N} \omega_i \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)^{-1}\right]^{-1} \quad . \tag{3.8}$$

Für den Spezialfall $\rho = 0$ ist die Funktion in (3.6) als $f(z) = \ln z$ definiert. Für die zugehörige Umkehrfunktion gilt: $f^{-1}(y) = \exp y$. Einsetzen der entsprechenden Funktionen in (3.3) liefert eine Klasse gewogener *geometrischer* Mittel von Preismesszahlen:

$$\ddot{P}_{\text{geom}}\left(\mathbf{p^r}, \mathbf{x^r}, \mathbf{p^s}, \mathbf{x^s}\right) = \exp\left[\sum_{i=1}^{N} \omega_i \ln\left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)\right] = \prod_{i=1}^{N} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)^{\omega_i} \quad . \tag{3.9}$$

Auf analoge Weise ließen sich zahlreiche Variationen des Parameters ρ andere quasilineare Mittelwertfunktionen in Erwägung ziehen, jedoch haben sich im Kontext bilateraler Preisindexfunktionen die gewöhnlichen Mittelwertfunktionen in Gleichung (3.7), (3.8) und (3.9) bewährt.

Viele Vorschläge für Preisindizes können auf die Klassen gewogener arithmetischer sowie geometrischer Mittel zurückgeführt werden.[1] Aber nicht jede Indexformel lässt sich als arithmetische oder geometrische Mittelwertfunktion darstellen. Einige Indexformeln müssen gesondert klassifiziert werden, da sie keiner dieser Klassen direkt zugeordnet werden können. Welche der bekannten Indexformeln im Einzelnen als gewogene arithmetische oder geometrische Mittel darstellbar sind, wird in den folgenden Abschnitten beantwortet.

Prinzipiell unterscheiden sich die meisten Indexformeln neben der jeweiligen Klasse, vor allem in der Art und Weise, wie die einzelnen Güter im Warenkorb gewichtet werden, d.h. welche relative Bedeutung den einzelnen Gütern im Prozess der Aggregation zukommen soll. Abhängig davon, welche spezifischen Gewichte ω_i gewählt werden, resultieren zum Teil signifikant voneinander abweichende Werte aus den berechneten Indexzahlen. Auch Walsh (1901, S. 97ff) ging der Frage nach, mit Hilfe welcher Informationen die relative Bedeutung bestimmter Güter adäquat berücksichtigt werden kann. In seinen Augen existiert kein offenkundiger Grund dafür, dass in Vergleichen zwischen zwei Perioden (oder auch Regionen) die Informationen einer bestimmten Periode der einer anderen Periode als maßgebende Gewichtung vorzuziehen sind (Walsh, 1921, S. 90). Vielmehr gilt es laut Walsh das Problem zu lösen, wie die Informationen verschiedener Regionen geeignet gemittelt werden sollen. Die nachfolgenden Abschnitte konkretisieren diese Überlegungen und verschaffen einen Überblick über die wichtigsten und bekanntesten Indexformeln des AR-Ansatzes sowie deren spezifische Wägungsschemata.

3.2.1 Funktionsklasse der gewogenen arithmetischen Mittel von Preismesszahlen

Wählt man für die allgemeine Form einer quasilinearen Indexformel aus Gleichung (3.3) die Funktionsklasse gewogener arithmetischer Mittel von Preismesszahlen, so gilt gemäß Gleichung (3.7)

$$\ddot{P}_{\text{arith}}\left(\mathbf{p^r}, \mathbf{x^r}, \mathbf{p^s}, \mathbf{x^s}\right) = \sum_{i=1}^{N} \omega_i \cdot \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right) \quad , \tag{3.10}$$

wobei sich die Gewichte ω_i häufig aus den gewogenen Anteilen der einzelnen Güter am Gesamtwert aller Güter zusammensetzen. Eine Ausnahme stellt der auf Carli (1764) zurückgehende Preisindex dar. Der Carli-Preisindex gewichtet sämtliche Güter einheitlich mit $\omega_i = 1/N,\ \forall\, i$, sodass

$$\ddot{P}_{\text{Ca}}^{rs} = \sum_{i=1}^{N} \frac{1}{N} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right) \quad . \tag{3.11}$$

[1] Eine eindeutige Klassifizierung der existierenden Indexfunktionen ist im Allgemeinen nicht möglich, da sich viele Indexformeln mit einigen einfachen Umformungen derart umstellen lassen, dass sie einer alternativen Klasse, z.B. der Klasse harmonischer Mittel zugeordnet werden können (Balk, 2008, S. 62ff).

Der Carli-Index verwendet keinerlei Mengenangaben $\mathbf{x^r}$ oder $\mathbf{x^s}$. Daher ist $\ddot{P}^{rs}_{\text{Ca}}$ nichts anderes als das ungewogene Mittel aller N Preisrelationen p_i^s/p_i^r.

Der Preisindex nach Dutot (1738) ist ebenfalls unabhängig von den umgesetzten Gütermengen im Warenkorb. Jedoch gewichtet der Dutot-Index die Preisrelationen unter Verwendung der Preisinformationen aus der Basisregion, also

$$\ddot{P}^{rs}_{\text{Du}} = \frac{\sum\limits_{i=1}^{N} p_i^s}{\sum\limits_{i=1}^{N} p_i^r} = \sum_{i=1}^{N} \frac{p_i^r}{\sum_{j=1}^{N} p_j^r} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right) \quad . \tag{3.12}$$

In gewogener Form entsprechen die Gewichte somit dem Anteil der einzelnen Preise in der Basisregion, p_i^r, an der Summe der Preise aller Güter in dieser Region. Relativ teure Produkte in der Basisregion erhalten demzufolge eine höhere Gewichtung als preiswertere Produkte im Warenkorb. Häufig wird der Dutot-Index dahingehend kritisiert, nicht kommensurabel zu sein. Die Eigenschaft der Kommensurabilität (vgl. hierzu Gleichung B.0.3 in Anhang B) beinhaltet, dass Veränderungen der physischen Einheiten, in denen die Mengen $\mathbf{x^r}$ und $\mathbf{x^s}$ gemessen werden, auch Veränderungen der Preise pro Mengeneinheit nach sich ziehen und somit auch den Wert des Preisindex ändern (vgl. hierzu u.a. Swamy, 1965, S. 620; Eichhorn und Voeller, 1983, S. 5; Olt, 1996, S. 26). Ein Preisindex sollte aber gerade invariant gegenüber solchen Änderungen der Einheiten sein. Die Gewichte des Dutot-Index spiegeln definitionsgemäß Preisanteile der Preise der Basisregion wider. Ändern sich die Preise aufgrund geänderter Maßeinheiten der Mengen, so ändern sich *ceteris paribus* auch die Gewichte des Dutot-Preisindex. Da Preisveränderungen im Fall des Dutot-Index aber nicht durch entsprechende Mengenänderungen kompensiert werden können, sind die Gewichte nicht invariant gegenüber Änderungen der Mengeneinheiten und sind folglich nicht kommensurabel (Olt, 1996, S. 69f; Reinsdorf, 2007, S. 155). Aus diesem Grund neigt der Dutot-Index dazu, verzerrte Resultate für die Preisvergleiche zweier Regionen zu liefern.

Die meisten Indexfunktionen der Klasse gewogener arithmetischer Mittel sind hingegen abhängig von den Verbrauchsstrukturen in den jeweiligen Regionen. Häufig werden die Mengenangaben hierbei in Verbindung mit den Preisen der Basis- oder Vergleichsregion in Form von Ausgaben (Transaktionswerten) angegeben. Formal ausgedrückt bezeichnen die Ausgaben $v_i^r = p_i^r\, x_i^r$ den monetären Wert von x_i^r Mengeneinheiten des Gutes i im Warenkorb von Region r gemessen anhand der Preise derselben Region sowie $V^r = \sum_{i=1}^{N} v_i^r$ den Gesamtwert aller Güter im Warenkorb von Basisregion r. Gleichermaßen bezeichnet $v_i^{rs} = p_i^r\, x_i^s$ den monetären Wert von x_i^s Mengeneinheiten gemessen anhand der Preise der Basisregion r sowie $V^{rs} = \sum_{i=1}^{N} v_i^{rs}$ den entsprechenden aggregierten Gesamtwert aller Güter. Ferner bezeichnen v_i^r/V^r bzw. v_i^{rs}/V^{rs} die anteiligen Ausgaben des i-ten Gutes am Gesamtwert aller Güter. Balk (2008, S. 63) bezeichnet letztere als *hybride* Wertanteile, da die Preise und Mengen aus jeweils unterschiedlichen Regionen stammen. Im Rahmen dieser Arbeit werden die Ausgabenwerte v_i^{rs} für den weiteren Verlauf als *heterogene* Ausgaben definiert, während die Ausgabenwerte der Art v_i^r als *homogen* bezeichnet werden. Entsprechendes gilt für die Ausgabenanteile.

Auf Grundlage dieser Überlegungen können verschiedene gewogene arithmetische Mittel von Preismesszahlen abgeleitet werden. Zu den wohl bekanntesten Indexformeln zählen die nach Laspeyres (1871) sowie Paasche (1874) benannten Preisindizes. Wählt man als Gewichte die homogenen Ausgabenanteile der Basisregion, v_i^r/V^r, so resultiert der Laspeyres-Preisindex

$$\ddot{P}_{\mathrm{La}}^{rs} = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^s\, x_i^r}{\sum_{i=1}^{N} p_i^r\, x_i^r} = \sum_{i=1}^{N} \frac{v_i^r}{V^r} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right) \quad . \tag{3.13}$$

Werden hingegen die heterogenen Ausgabenanteile, v_i^{rs}/V^{rs}, herangezogen, so ergibt sich der Paasche-Index[2]:

$$\ddot{P}_{\mathrm{Pa}}^{rs} = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^s\, x_i^s}{\sum_{i=1}^{N} p_i^r\, x_i^s} = \sum_{i=1}^{N} \frac{v_i^{rs}}{V^{rs}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right) \quad . \tag{3.14}$$

Diesen beiden Indexzahlen gingen Überlegungen von Lowe (1823, S. 316) voraus, der seinerzeit den Ansatz konzipierte, Preisentwicklungen basierend auf konstanten Warenkörben zu messen. Gemäß Diewert (1993, S. 34) ist Lowe daher als „*father of the consumer price index*“ anzusehen und wird heutzutage in vielen statistischen Ämtern im Rahmen der offiziellen Preismessung eingesetzt. Lowes Index lässt sich formal schreiben als

$$\ddot{P}_{\mathrm{Lo}}^{rs} = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^s\, x_i^b}{\sum_{i=1}^{N} p_i^r\, x_i^b} = \sum_{i=1}^{N} \frac{v_i^{rb}}{V^{rb}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right) \quad , \tag{3.15}$$

wobei x_i^b die Mengen der Güter eines Warenkorbs einer beliebigen[3] Referenzregion b und $v_i^{rb} = p_i^r \cdot x_i^b$ die entsprechenden mit den Preisen der Basisregion r bewerteten monetären Ausgabenanteile bezeichnen. Der Zusammenhang zwischen Lowes Index und den zeitlich später folgenden Ansätzen nach Laspeyres (1871) und Paasche (1874) wird unmittelbar deutlich. Für $b = r$ resultiert $P_{\mathrm{Lo}} = P_{\mathrm{La}}$, $b = s$ liefert hingegen $P_{\mathrm{Lo}} = P_{\mathrm{Pa}}$.

[2]Ergänzend sei hier erwähnt, dass sich Paasches Index alternativ auch in der harmonischen Schreibweise

$$\ddot{P}_{\mathrm{Pa}}^{rs} = \sum_{i=1}^{N} \frac{N}{\frac{p_i^r}{p_i^s}\ \frac{v_i^s}{V^s}}$$

darstellen lässt, wobei dann die homogenen Ausgabenanteile v_i^s/V^s als Gewichte dienen.

[3]Im intertemporalen Kontext liegt die Referenzperiode b in der Regel zeitlich *vor* der Basisperiode. Es sind aber auch Alternativen denkbar, in denen sich der Mengenvektor $\mathbf{x}^b$ aus mehreren Perioden zwischen Basis- und Vergleichsperiode (in Form von Mittelwerten) zusammensetzt. Analoge Überlegungen gelten für den in Gleichung (3.16) definierten Young-Index (ILO, IMF, OECD, UNECE, Eurostat und The World Bank, 2004, S. 353).

Ersetzt man die heterogenen Ausgabenanteile v_i^{rb} durch die homogenen Ausgabenanteile in der Referenzregion b, $v_i^b = p_i^b \cdot x_i^b$, so ergibt sich der auf Young (1812) zurückgehende Preisindex

$$\ddot{P}_{\text{Yo}}^{rs} = \sum_{i=1}^{N} \frac{v_i^b}{V^b} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r} \right) \qquad . \tag{3.16}$$

Der Laspeyres-Preisindex ist folglich auch ein Spezialfall des Young-Index, da für $b = r$ unmittelbar $P_{\text{Yo}} = P_{\text{La}}$ folgt. Einsetzen von $b = s$ hingegen liefert den nach Palgrave (1886) benannten Preisindex:

$$\ddot{P}_{\text{Pal}}^{rs} = \sum_{i=1}^{N} \frac{v_i^s}{V^s} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r} \right) \qquad . \tag{3.17}$$

In der Literatur werden diese Indexformeln jedoch häufig dahingehend kritisiert, dass sie nur Informationen zu den Verbrauchsstrukturen *einer* der verglichenen Regionen berücksichtigen oder alternativ die Verbrauchsstrukturen einer *dritten* Region heranziehen. Es ist aber durchaus plausibel, die umgesetzten Mengen aus beiden Regionen in Betracht zu ziehen und diese in geeigneter Weise zu mitteln. Die auf die Arbeiten von Marshall (1887) und Edgeworth (1888), Walsh (1901) sowie Geary (1958) und Khamis (1972) zurückgehenden Ansätze verfolgen genau diese Idee. Ihre alternativen Indexformeln bilden Mittelwerte aus den Mengen $\mathbf{x^r} = (x_1^r, x_2^r, \ldots, x_N^r)$ und $\mathbf{x^s} = (x_1^s, x_2^s, \ldots, x_N^s)$ bzw. den Ausgaben $\mathbf{v^r} = (v_1^r, v_2^r, \ldots, v_N^r)$ und $\mathbf{v^{rs}} = (v_1^{rs}, v_2^{rs}, \ldots, v_N^{rs})$:

$$\ddot{P}_{\text{ME}}^{rs} = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^s \, (x_i^r + x_i^s)}{\sum_{i=1}^{N} p_i^r \, (x_i^r + x_i^s)} = \sum_{i=1}^{N} \frac{(v_i^r + v_i^{rs})}{\sum_{j=1}^{N} (v_j^r + v_j^{rs})} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r} \right) \tag{3.18}$$

$$\ddot{P}_{\text{Wa I}}^{rs} = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^s \sqrt{x_i^r \, x_i^s}}{\sum_{i=1}^{N} p_i^r \sqrt{x_i^r \, x_i^s}} = \sum_{i=1}^{N} \frac{\sqrt{v_i^r \cdot v_i^{rs}}}{\sum_{j=1}^{N} \sqrt{v_j^r \cdot v_j^{rs}}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r} \right) \tag{3.19}$$

$$\ddot{P}_{\text{GK}}^{rs} = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^s \, \frac{2}{1/x_i^s + 1/x_i^r}}{\sum_{i=1}^{N} p_i^r \, \frac{2}{1/x_i^s + 1/x_i^r}} = \sum_{i=1}^{N} \frac{\frac{v_i^r \, v_i^{rs}}{v_i^r + v_i^{rs}}}{\sum_{j=1}^{N} \frac{v_j^r \, v_j^{rs}}{v_j^r + v_j^{rs}}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r} \right) \qquad . \tag{3.20}$$

Während in Gleichung (3.18) die Mengen bzw. Ausgaben arithmetisch gemittelt werden, erfolgt im Falle des Walsh-Index in Gleichung (3.19) eine geometrische Mittelung. Letztgenannter zählt zu den wenigen *superlativen* Indexformeln.[4] Der Geary-Khamis (GK) Preisindex in Gleichung (3.20) wurde ursprünglich für multilaterale Vergleiche entwickelt,

[4]Dieses Prädikat erhalten nach Diewert (1976) nur solche Indexformeln, die *exakt* den Wert eines Lebenshaltungskostenindex wiedergeben und deren zum jeweiligen Preisindex korrespondierende Kostenfunktion (Einheitsausgabenfunktion) eine *flexible* Form besitzt. Als flexibel wird dabei eine Kostenfunktion bezeichnet, wenn diese eine Approximationen zweiter Ordnung für eine beliebige zweifach differenzierbare, linear homogene, positive Kostenfunktion liefern kann (vgl. Hill, 2006a, S. 27). Hintergrund dieser Auffassung von Preisindizes ist das Prinzip der Nutzenmaximierung, welches das Fundament der *ökonomischen Analyse* von Preisindizes bildet (vgl. hierzu u.a. auch Konüs, 1939; Samuelson und Swamy, 1974; Diewert, 1986).

jedoch kann aus diesem auch schnell auf den einfachen Fall eines bilateralen Index für $R = 2$ Regionen geschlossen werden (vgl. Anhang A.1).[5] Im Falle der bilateralen Version des GK-Preisindex werden die Mengen aus beiden Regionen harmonisch gemittelt (vgl. Geary, 1958, S. 98; Khamis, 1972, S. 98), wobei sich die Gewichte des GK-Index auch wie folgt umformen lassen (Selvanathan und Rao, 1994, S. 18):

$$\omega_i = \frac{2}{1/x_i^s + 1/x_i^r} = \frac{2x_i^r x_i^s}{x_i^r + x_i^s} = \frac{2v_i^r v_i^{rs}}{v_i^r + v_i^{rs}} \quad . \tag{3.21}$$

Die drei zuletzt genannten Preisindexformeln haben gemeinsam, dass die Gewichte ω_i neben den Mengen beider Regionen ausschließlich die Preise der Basisregion r einbeziehen, also letztlich durch $\omega_i = \omega_i\left(\mathbf{p^r}, \mathbf{x^r}, \mathbf{x^s}\right)$ charakterisiert sind. Die Gewichte der Indexzahlen nach Laspeyres und Paasche können ebenfalls derart dargestellt werden. Aus diesem Grund unterteilt Olt (1996, S. 67ff) die Funktionsklasse arithmetischer Mittel in drei weitere Unterklassen: diejenigen Indexformeln, die die Mengen mit Hilfe der Preise der Basisregion, p_i^r, bewerten, jene, die die Wertanteile auf Basis der Preise der Vergleichsregion, p_i^s, bewerten und jene, die keiner der zuvor genannten zugeordnet werden können. Eine solche zusätzliche Klassifizierung bleibt an dieser Stelle aus, da sie als obsolet erachtet wird. So kann beispielsweise der Paasche-Index sowohl in Form eines gewogenen arithmetischen Mittels mit den Gewichten $\omega_i = \omega_i\left(\mathbf{p^r}, \mathbf{x^r}, \mathbf{x^s}\right)$ ausgedrückt werden, als auch als harmonisches Mittel mit den zugehörigen Gewichten $\omega_i = \omega_i\left(\mathbf{p^s}, \mathbf{x^s}\right)$. Auer (2004, S. 386f) macht zudem darauf aufmerksam, dass sich Indexformeln unterschiedlich darstellen lassen, wenn alle Preise und Mengen der verglichenen Regionen gegeben sind.[6]

3.2.2 Funktionsklasse der gewogenen geometrischen Mittel von Preismesszahlen

Die Indexformeln der Funktionsklasse gewogener geometrischer Mittel von Preismesszahlen, mit $f(z) = \ln z$, werden in der englischsprachigen Literatur häufig auch als *log-change index numbers* bezeichnet (Theil, 1973; Sato, 1976; Vartia, 1976a). Diese Klasse kann allgemein ausgedrückt werden als

$$\ddot{P}_{\text{geom}}\left(\mathbf{p^r}, \mathbf{x^r}, \mathbf{p^s}, \mathbf{x^s}\right) = \prod_{i=1}^{N} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)^{\omega_i} \tag{3.22a}$$

$$\ln\left(\ddot{P}_{\text{geom}}\left(\mathbf{p^r}, \mathbf{x^r}, \mathbf{p^s}, \mathbf{x^s}\right)\right) = \sum_{i=1}^{N} \omega_i \cdot \ln\left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right) \quad . \tag{3.22b}$$

[5] Die bilaterale Form wird bereits bei Fisher (1922, S. 485) als Formel Nr.3153 geführt.

[6] Auer zeigt, dass mit Hilfe der Preis- und Mengeninformationen $(\mathbf{p^r}, \mathbf{p^s}, \mathbf{x^r}, \mathbf{x^s})$ beliebige homogene und heterogene Ausgabenanteile bestimmt werden können, sodass sich Indexformeln in drei unterschiedlichen Schreibweisen darstellen lassen: $P(\mathbf{r}, \mathbf{v^r}, \mathbf{v^s})$, $P(\mathbf{r}, \mathbf{v^r}, \mathbf{v^{rs}})$ und $P(\mathbf{r}, \mathbf{v^s}, \mathbf{v^{sr}})$, wobei $\mathbf{r} = (r_1, r_2, \ldots, r_N)$ mit $r_i = (p_i^s/p_i^r)$.

Ebenso wie die Klasse der arithmetischen Mittel von Preismesszahlen unterscheiden sich auch die Indexformeln dieser Klasse anhand ihrer spezifischen Gewichte ω_i. Die einfachste Variante ist auch hier die Gleichgewichtung der Güter mit $\omega_i = 1/N,\ \forall\, i$. Hieraus ergibt sich der von Jevons (1865) vorgeschlagene Index

$$\ln \ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}} = \sum_{i=1}^{N} \frac{1}{N} \ \ln \left(\frac{p_i^s}{p_i^r} \right) \qquad . \tag{3.23}$$

Genau wie der Index nach Carli, $\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{Ca}}$, handelt es sich hier um ein ungewogenes Mittel, da die Gewichte, $\omega_i = 1/N$, *güterunabhängig* sind, d.h. keine expliziten Informationen zu den einzelnen Güter enthalten sind. Eine Verallgemeinerung des Jevons-Index charakterisiert die nach Cobb und Douglas (1928) benannte Funktion. Diewert (2001, S. 21f) macht jedoch darauf aufmerksam, dass diese Funktion ursprünglich auf Konüs und Byushgens (1926) zurückgeht. Anders als der Jevons-Index ist der Cobb-Douglas-Preisindex ein gewogenes geometrisches Mittel der Preismesszahlen, jedoch ohne dabei die Verbrauchsstrukturen der jeweiligen Regionen einzubeziehen (vgl. auch Reinsdorf, 2007, S. 163):

$$\ln \ddot{P}^{rs}_{\mathrm{CD}} = \sum_{i=1}^{N} \alpha_i \ \ln \left(\frac{p_i^s}{p_i^r} \right) \qquad . \tag{3.24}$$

Zwar erlauben die Gewichte α_i eine differenzierte Berücksichtung der relativen Bedeutung der Güter, jedoch basiert diese nicht auf aktuell beobachteten Verbrauchsstrukturen, sondern auf mehr oder weniger willkürlich gewählten Konstanten (*regionenunabhängige* Gewichte), für welche die Bedingungen $\alpha_i > 0,\ \forall\, i$ und $\sum_i \alpha_i = 1$ erfüllt sein müssen.[7]

Alternativ zu konstanten, von Regionen unabhängigen Gewichten $\omega_i = \alpha_i$ existieren eine Reihe von Indexformeln, deren Gewichtungsschema auch Informationen zu den umgesetzten Mengen bzw. Ausgaben der Regionen r und s enthält. Zwei prominente Beispiele sind die logarithmierten Pendants nach Laspeyres und Palgrave[8]:

$$\ln \ddot{P}^{rs}_{\mathrm{logLa}} = \sum_{i=1}^{N} \frac{v_i^r}{V^r} \ \ln \left(\frac{p_i^s}{p_i^r} \right) \qquad , \tag{3.25}$$

$$\ln \ddot{P}^{rs}_{\mathrm{logPal}} = \sum_{i=1}^{N} \frac{v_i^s}{V^s} \ \ln \left(\frac{p_i^s}{p_i^r} \right) \qquad . \tag{3.26}$$

[7] Balk (2010, S. 727) nennt eine weitere Form des Cobb-Douglas-Preisindex, die als logarithmierte Variante des Young Index in Gleichung (3.16) interpretiert werden kann. Anders als der klassische Cobb-Douglas Index weist diese Version keine konstanten Gewichte α_i auf, sondern variable Gewichte in Abhängigkeit der Wertanteile $\mathbf{v^b}$ einer Referenzregion b, also $\ln P_{\mathrm{CD}^*} = \sum_{i=1}^{N} \frac{v_i^b}{V^b} \ \ln \left(\frac{p_i^s}{p_i^r} \right)$. Dieser Index ließe sich ebenso als geometrische Mittelwertfunktion des Young-Index interpretieren.

[8] Balk (2008, S. 69) verwendet die Bezeichnung eines logarithmierten Paasche-Index, obwohl genau genommen die Ähnlichkeit zu dem in Gleichung (3.17) definierten Palgrave-Index offensichtlicher erscheint.

Während Laspeyres die logarithmierten Preismesszahlen mit Hilfe der homogenen Ausgabenanteile der Basisregion r gewichtet, verwendet Palgrave die homogenen Ausgabenanteile der Vergleichsregion s. Jedoch erweisen sich diese Indexformeln aus ähnlichen Überlegungen wie schon die originären Indizes dieser Autoren als nachteilig, da lediglich die Mengen einer Region in die Berechnung einfließen. Eine logische Schlussfolgerung aus dieser Situation ist daher, die Gewichte beider Indexformeln mit Hilfe eines geeigneten Durchschnitts zu mitteln. Die erste Möglichkeit besteht darin, ein einfaches arithmetisches Mittel der Gewichte aus den Gleichungen (3.25) und (3.26) zu bilden (Balk, 2008, S. 72). Diese Variante führt zu dem wohl bekanntesten Preisindex dieser Funktionsklasse, benannt nach Törnqvist (1936):

$$\ln \ddot{P}^{rs}_{\text{To}} = \sum_{i=1}^{N} \frac{1}{2} \left(\frac{v_i^r}{V^r} + \frac{v_i^s}{V^s} \right) \ln \left(\frac{p_i^s}{p_i^r} \right) \quad . \tag{3.27}$$

Genau wie der Preisindex nach Walsh (1901) in Gleichung (3.19), wird auch der auf Törnqvist zurückgehende Index als *superlativer* Index bezeichnet.

Bildet man hingegen das geometrische Mittel der Gewichte aus den Gleichungen (3.25) und (3.26), so führt dies zu einem zweiten auf Walsh (1901) zurückgehenden Preisindex

$$\ln \ddot{P}^{rs}_{\text{Wa II}} = \sum_{i=1}^{N} \frac{\sqrt{(v_i^r/V^r)\ (v_i^s/V^s)}}{\sum_{j=1}^{N} \sqrt{(v_j^r/V^r)\ (v_j^s/V^s)}} \ln \left(\frac{p_i^s}{p_i^r} \right) \tag{3.28a}$$

$$= \sum_{i=1}^{N} \frac{\sqrt{v_i^r\ v_i^s}}{\sum_{j=1}^{N} \sqrt{v_j^r\ v_j^s}} \ln \left(\frac{p_i^s}{p_i^r} \right) \quad , \tag{3.28b}$$

wobei die geometrischen Mittel der Ausgabenanteile, (v_i^r/V^r) bzw. (v_i^s/V^s), durch Division mit $\sum_{j=1}^{N} \sqrt{(v_j^r/V^r)\ (v_j^s/V^s)}$ normalisiert werden, sodass sich die resultierenden Gewichte zu 1 addieren.[9]

Theil (1973) motiviert einen weiteren Index der Klasse gewogener geometrischer Mittel. Er macht darauf aufmerksam, dass die Preisindizes nach Törnqvist und Walsh-II in den Gleichungen (3.27) bzw. (3.28b) den Faktorumkehrtest[10] (vgl. hierzu Gleichung B.0.6 in

[9]Ein alternativer Vorschlag von Walsh (1901) zeichnet sich durch die Besonderheit aus, dass sich die Gewichte des Preisindex nicht zu 1 aufsummieren:

$$\ln \ddot{P}^{rs}_{\text{WV}} = \sum_{i=1}^{N} \frac{\sqrt{v_i^r\ v_i^s}}{\sqrt{V^r\ \ V^s}} \ln \left(\frac{p_i^s}{p_i^r} \right) \quad .$$

Da die Bedingungen von Gleichung (3.5) damit nicht erfüllt sind, zählt der Index $\ln \ddot{P}^{rs}_{\text{WV}}$ nicht zur Klasse quasilinearer Mittelwertfunktionen.

[10]Der Faktorumkehrtest gilt als erfüllt, wenn das Produkt eines Preisindex, $\ddot{P}^{rs}$, und einem durch Vertauschen der Preis- sowie Mengeninformationen symmetrisch gebildeter Mengenindex, $\ddot{X}^{rs}$, genau der Wertrelation V^s/V^r entspricht (vgl. u.a. Fisher, 1922, S. 72; Swamy, 1965, S. 620; Eichhorn und Voeller, 1983, S. 15f; Vogt und Barta, 1997, S. 44f).

Anhang B) nicht nur verletzen, sondern sogar systematische Abweichungen produzieren. Theil (1973, S. 499ff) beweist, dass durch die Kombination der Gewichte von Törnqvist und Walsh-II diese Abweichungen signifikant reduziert werden können, wenngleich Theils Vorschlag den Faktorumkehrtest ebenso nicht erfüllt:

$$\ln \ddot{P}^{rs}_{\mathrm{Th}} = \sum_{i=1}^{N} \frac{\sqrt[3]{1/2\,(v_i^r + v_i^s)\, v_i^r\, v_i^s}}{\sum_{j=1}^{N} \sqrt[3]{1/2\,(v_j^r + v_j^s)\, v_j^r\, v_j^s}} \ln\left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right) \quad . \tag{3.29}$$

Zwei weitere Preisindexfunktionen gehen auf Vartia (1976a) und Sato (1976) zurück. Beide haben unabhängig voneinander eine bis dahin wenig bekannte Mittelwertfunktion verwendet, die einige Jahre zuvor von Carlson (1972, S. 615) definiert wurde. Das sogenannte logarithmierte Mittel kann für zwei beliebige positive Zahlen x und y definiert werden durch

$$L(x,y) = \begin{cases} \frac{y-x}{\ln y - \ln x} & \text{für } x \neq y \\ x & \text{für } x = y \end{cases} \quad , \tag{3.30}$$

wobei für $L(x,y)$ die Eigenschaft $G(x,y) \leq L(x,y) \leq A(x,y)$ gilt[11] (vgl. auch Törnqvist, Vartia und Vartia, 1985, S. 44; Lorenzen, 1989, S. 61f). Die letztlich nach Vartia benannten Preisindizes Vartia-I und Vartia-II setzen diese logarithmierte Mittelwertfunktion als neue Gewichtungsstruktur ein. Der Vartia-I-Preisindex[12] kann dann bestimmt werden durch

$$\ln \ddot{P}^{rs}_{\mathrm{Va\,I}} = \sum_{i=1}^{N} \frac{L(v_i^s\,;\,v_i^r)}{L(V^s\,;\,V^r)} \ln\left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right) \tag{3.31a}$$

$$= \sum_{i=1}^{N} \left[\frac{(v_i^s - v_i^r)}{(\ln v_i^s - \ln v_i^r)} \bigg/ \frac{(V^s - V^r)}{(\ln V^s - \ln V^r)}\right] \ln\left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right) \quad , \tag{3.31b}$$

wobei für $v_i^s = v_i^r$ der Ausdruck $(v_i^s - v_i^r)/(\ln v_i^s - \ln v_i^r)$ gleich v_i^r gesetzt wird und für $V^s = V^r$ der Ausdruck $(V^s - V^r)/(\ln V^s - \ln V^r)$ gleich V^r gesetzt wird.

Im Falle des Vartia-II-Index lautet die Preisindexfunktion

$$\ln \ddot{P}^{rs}_{\mathrm{Va\,II}} = \sum_{i=1}^{N} \frac{L(v_i^s/V^s\,;\,v_i^r/V^r)}{\sum_{j=1}^{N} L(v_j^s/V^s\,;\,v_j^r/V^r)} \ln\left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right) \tag{3.32a}$$

$$= \sum_{i=1}^{N} \frac{\frac{[(v_i^s/V^s)-(v_i^r/V^r)]}{[\ln(v_i^s/V^s)-\ln(v_i^r/V^r)]}}{\sum_{j=1}^{N} \frac{[(v_j^s/V^s)-(v_j^r/V^r)]}{[\ln(v_j^s/V^s)-\ln(v_j^r/V^r)]}} \ln\left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right) \quad , \tag{3.32b}$$

wobei für $v_i^s/V^s = v_i^r/V^r$ der Term $[(v_i^s/V^s) - (v_i^r/V^r)]/[\ln(v_i^s/V^s) - \ln(v_i^r/V^r)]$ durch

[11] Die Mittelwertfunktionen $A(x,y)$ und $G(x,y)$ bringen das arithmetische bzw. geometrische Mittel zum Ausdruck und lassen sich formal durch $A(x,y) = (x+y)/2$ bzw. $G(x,y) = (x \cdot y)^{1/2}$ schreiben.

[12] Gemäß Balk (1996b, S. 358) stammt dieser Index ursprünglich von Montgomery (1937) und wurde erst später von Vartia eingeführt.

v_i^r/V^r ersetzt wird. Aus den Gleichungen (3.32a)-(3.32b) wird ersichtlich, dass die Gewichte normiert werden (Vartia, 1976b, S. 129), sodass sie sich zu 1 addieren. Diese Eigenschaft besitzen die Gewichte des Vartia-1-Preisindex hingegen nicht (Vartia, 1976b, S. 126), weshalb $\ln \ddot{P}^{rs}_{\mathrm{Va\,I}}$ genau wie $\ln \ddot{P}^{rs}_{\mathrm{WV}}$ keine echte quasilineare Mittelwertfunktion beschreibt. Beiden Indexformeln ist indes gemeinsam, dass sie den Faktorumkehrtest erfüllen, welchem viele bilaterale Indizes nicht genügen (Vartia, 1976a, S. 122f).

3.3 Bilaterale Preisindexfunktionen in Abhängigkeit von Laspeyres- und Paasche-Indizes

Einige andere bekannte Preisindexformeln können nicht unmittelbar als quasilineare Mittelwertfunktionen von Preismesszahlen dargestellt werden. Sie zeichnen sich vielmehr dadurch aus, dass sie als Funktionen der Preisindizes nach Laspeyres und Paasche aus den Gleichungen (3.13) und (3.14) definiert sind. Folglich setzen sich diese Indizes nur indirekt aus quasilinearen Mitteln zusammen.

Der bekannteste dieser Preisindizes ist der nach Fisher (1922, S. 220ff) benannte *Idealindex*.[13] Der Fisher-Index bildet das geometrische Mittel aus den Indexformeln nach Laspeyres und Paasche, sodass gilt:

$$\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{Fi}} = \sqrt{\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{La}} \cdot \ddot{P}^{rs}_{\mathrm{Pa}}} \qquad . \tag{3.33}$$

Fishers Index ist gemäß den Ergebnissen von Diewert (1976, S. 131ff) neben den Vorschlägen von Walsh und Törnqvist der dritte bekannte *superlative* Index.

Wählt man hingegen das arithmetische Mittel aus den Preisindizes nach Laspeyres und Paasche, so resultiert ein erstmalig von Drobisch (1871b, S. 425) vorgeschlagener Preisindex:

$$\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{Dr}} = \frac{1}{2}\left(\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{La}} + \ddot{P}^{rs}_{\mathrm{Pa}}\right) \qquad . \tag{3.34}$$

In den folgenden Jahren wurde dieser Index auch in den Arbeiten von Sidgwick (1883) und Bowley (1901, S. 227) beschrieben, jedoch nicht explizit als Idee Drobischs herausgestellt. Seither herrscht in der Literatur keine Einigkeit darüber, wem diese Entdeckung letztlich zuzusprechen ist (vgl. u.a. Fisher, 1922, S. 487; Olt, 1996, S. 69; Diewert, 2001, S. 11). Eine weitere Variante, Preisindizes als Funktionen von Laspeyres und Paasche darzustellen, besteht darin, das harmonische Mittel beider Indizes zu bilden. Die resultierende Indexformel

$$\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{Fi}_{\mathrm{Nr.8054}}} = \frac{2}{1/\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{La}} + 1/\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{Pa}}} = \frac{2\,\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{La}}\,\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{Pa}}}{\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{La}} + \ddot{P}^{rs}_{\mathrm{Pa}}} \tag{3.35}$$

[13] Ursprünglich wurde dieser Index bereits einige Jahre zuvor von Bowley (1899, S. 641) vorgeschlagen. Er ist aber letztlich nie nach ihm benannt worden. Bowley (1928, S. 223) selbst erkennt diesen Index später als Fishers Leistung an.

taucht bereits in Fishers Werk als Formel Nr.8054 auf (Fisher, 1922, S. 487).

Eine etwas komplexere Form geht auf Banerjee (1977, S. 24ff) zurück. Inspiriert durch die von Frisch (1936, S. 29) angeregte *double expenditure method*, leitet Banerjee (1977, S. 25) seinen „wahren Index“

$$\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{Ba}} = \ddot{P}^{rs}_{\mathrm{Pa}} \, \frac{\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{La}} + 1}{\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{Pa}} + 1} \tag{3.36}$$

her. Auch dieser Index beruht auf Laspeyres- und Paasche-Indizes.

Eine weitaus komplexere Variante solcher Preisindexfunktionen entstand aus den Überlegungen von Stuvel (1957). Gemäß des Faktorumkehrtests (vgl. Gleichung B.0.6 in Anhang B) lässt sich eine Wertmesszahl V^s/V^r multiplikativ in eine Preiskomponente (Preisindex) sowie eine Mengenkomponente (symmetrischer Mengenindex) zerlegen, wobei beide dieselbe funktionale Form aufweisen (vgl. u.a. Fisher, 1922, S. 72; Eichhorn und Voeller, 1983, S. 15f; Vogt und Barta, 1997, S. 44f). Statt eine multiplikative Zerlegung wie im Faktorumkehrtest zu unterstellen, trifft Stuvel die Annahme, die Preis- und Mengenänderungskomponente additiv miteinander zu verknüpfen. Angesichts dieser Betrachtung leitet Stuvel den folgenden nach ihm benannten Index ab (Stuvel, 1957, S. 123)

$$\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{St}} = \frac{(\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{La}} - \ddot{X}^{rs}_{\mathrm{La}})}{2} + \sqrt{\frac{(\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{La}} - \ddot{X}^{rs}_{\mathrm{La}})^2}{4} + \frac{V^s}{V^r}} \qquad , \tag{3.37}$$

wobei $\ddot{X}^{rs}_{\mathrm{La}} = \sum_{i=1}^{N} x_i^s \, p_i^r / \sum_{i=1}^{N} x_i^r \, p_i^r$ den Mengenindex nach Laspeyres bezeichnet. Verallgemeinerte Varianten des von Stuvel vorgeschlagenen Index gehen aus den Arbeiten von van Yzeren (1958) und Banerjee (1959) hervor. Die generalisierte Form kann dann im Vergleich zu Gleichung (3.37) geschrieben werden als

$$\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{St},\gamma} = \frac{(\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{La}} - \gamma \, \ddot{X}^{rs}_{\mathrm{La}})}{2} + \sqrt{\frac{(\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{La}} - \ddot{X}^{rs}_{\mathrm{La}})^2}{4} + \gamma \, \frac{V^s}{V^r}} \qquad , \tag{3.38}$$

wobei sich für den Spezialfall $\lim_{\gamma \to 0} \ddot{P}^{rs}_{\mathrm{St},\gamma} = \ddot{P}^{rs}_{\mathrm{Pa}}$ genau der Preisindex nach Paasche ergibt und für $\lim_{\gamma \to \infty} \ddot{P}^{rs}_{\mathrm{St},\gamma} = \ddot{P}^{rs}_{\mathrm{La}}$ der Preisindex nach Laspeyres resultiert. Balk (1996b, S. 358f) findet in einem weiteren Schritt heraus, dass die Familie der Stuvel-Indizes die nützliche Eigenschaft besitzt, *aggregationskonsistent* zu sein.[14]

Die bisher aufgeführten Indexzahlen erheben keinen Anspruch auf Vollständigkeit. Es soll lediglich ein Überblick über die bekanntesten und meist diskutierten Preisindexfunktionen der Klasse gewichteter Preismesszahlen (AR) gegeben werden. Gerade Fisher (1922,

[14]Erfüllt ein Preisindex die Eigenschaft der Aggregationskonsistenz, so erhält man aus der *einstufigen* Berechnung über alle N Güter dieselbe Indexzahl wie aus einer *zwei- oder mehrstufigen* Berechnung über disjunkte Güterteilmengen $N_k \subset N \;\forall\; k$. Auer (2004, S. 388ff) verweist auf verschiedene Formen der Aggregationskonsistenz und unterscheidet daher zwischen *schwach*, *spezifisch* oder *strikt* aggregationskonsistenten Preisindizes.

S. 461ff) formuliert zahlreiche weitere Vorschläge für Preisindexfunktionen. Letztlich erreichten diese jedoch nie den Bekanntheitsgrad und Stellenwert für die Indextheorie, wie der nach ihm benannte superlative *Fisher Idealindex*. Andere als Preisindizes vorgeschlagene Funktionen stammen unter anderem von Frisch (1930, S. 405), Wald (1939, S. 325), Iklé (1972, S. 194) oder Vogt (1977, S. 83), auf welche aber hier nicht mehr im Detail eingegangen werden soll.

3.4 Der RA-Ansatz: Bilaterale Unit Value Indizes

Die im vorangegangenen Abschnitt erläuterte Indexklasse quasilinearer Mittel beschreibt aggregierte Preisveränderungen zwischen zwei Regionen in Form eines gewichteten Durchschnitts individueller Preisrelationen. Eine mögliche alternative Darstellungsweise sind *Unit Value Indizes* (Durchschnittswertindizes). Die Ursprünge des Unit Value Index finden sich in den Arbeiten von Drobisch (1871a,c). Anders als die bisher betrachteten Preisindizes, werden Unit Value Indizes nicht als gewichtete Summe individueller Preismesszahlen dargestellt (AR-Ansatz), sondern spiegeln ein Verhältnis zweier durchschnittlicher Preisniveaus zwischen zwei Regionen wider (RA-Ansatz).

Der Einsatz des Unit Value Index war lange Zeit umstritten. Bis heute haben sich Zweifel gegenüber Drobischs Perspektive einer Indexzahl gehalten. Um das Für und Wider des Unit Value Index besser einordnen zu können, werden im folgenden Abschnitt 3.4.1 zunächst die Argumente der Befürworter sowie Gegner dieses Index konkretisiert. Im zweiten Abschnitt 3.4.2 werden verallgemeinerte Ansätze des ursprünglichen Unit Value Index vorgestellt. Im Zuge dessen wird eine verallgemeinerte Unit Value Indexfamilie hergeleitet, die Auer (2013) vorgeschlagen hat. Einige Mitglieder dieser Indexfamilie werden Inhalt von Abschnitt 3.4.3 sein. Eine entscheidende Schwachstelle der verallgemeinerten Unit Value Indizes im interregionalen Kontext wird in Abschnitt 3.4.4 thematisiert. Abschnitt 3.4.5 fasst die zentralen Ergebnisse des RA-Ansatzes zusammen.

3.4.1 Die wissenschaftliche Debatte über Unit Value Indizes

In der wissenschaftlichen Diskussion haben sich bereits zahlreiche Autoren mit der Frage beschäftigt, wann es gerechtfertigt ist, Unit Value Indizes gegenüber traditionellen Indexzahlen aus der Klasse quasilinearer Mittelwertfunktionen vorzuziehen. Die meisten Wissenschaftler stimmen mit dem Kompromiss überein, dass Unit Value Indizes einzig bei Vorliegen homogener Güter (z.B. verschiedene Weißbrotsorten) befürwortet werden können, diese jedoch für heterogene Güter (z.B. Brot, Milch, Apfel, T-Shirt, Benzin, usw.) entschieden abzulehnen und stattdessen alternative (z.B. superlative) Indexzahlen vorzuziehen sind (vgl. u.a. Walsh, 1921; Fisher, 1922, 1923; Diewert, 1976, 1995; Dalén, 1992; Balk, 1996c, 2005; Silver, 2010).

Die Debatte wird anfänglich durch die ablehnende Haltung Fishers gegenüber Unit Value Indizes angeregt.[15] Nach Fishers Auffassung ist die Konstruktion einer Indexzahl, die das Verhältnis zweier Durchschnitte abbildet, speziell im Kontext heterogener Güter ein äußerst instabiles Gerüst (Fisher, 1922, S. 451ff). Er kommt zu dem Schluss, dass „all true index numbers are averages of ratios" (Fisher, 1922, S. 456). Diese Ansicht vertritt jedoch nicht jeder. Young (1923) kritisiert Fishers pauschale Ablehnung gegenüber Unit Value Indizes. Seiner Meinung nach sollten nicht nur Fishers favorisierte Sichtweise *wahrer* Indexzahlen Berücksichtung finden, sondern „that all true index numbers are at once averages of ratios and ratios of aggregates." (Young, 1923, S. 359). Fishers Reaktion lässt nicht lange auf sich warten. Er bekräftigt abermals seine kritische Haltung gegenüber Unit Value Indizes bei Vorliegen von heterogenen Gütern und bezeichnet ein solches Vorgehen als absurd (Fisher, 1923, S. 743). Gleichzeitig befürwortet er jedoch die Anwendung solcher Indexzahlen für die Berechnung durchschnittlicher Preisniveaus von homogenen Gütern. Dieser Empfehlung stimmen auch Walsh (1901, S. 96), Davies (1924, S. 183) und Davies (1932, S. 59f) zu.

Auch Diewert (1995, S. 22) spricht sich für den Einsatz von Unit Value Indizes bei Vorliegen homogener Güter aus. Bilaterale Indexformeln, wie beispielsweise der Fisher-Index, weisen seiner Meinung nach bei homogenen Gütern sogar Nachteile bei der Bestimmung ihrer durchschnittlichen Preisentwicklung zwischen zwei Perioden auf (vgl. Diewert, 1995, S. 20; Silver, 2010, S. S216f). Laut Walsh (1921) wird ein bestimmtes Gut während einer Periode nicht nur einmal zu einem bestimmten Preis verkauft. Vielmehr liegen in der Regel mehrere beobachtete Preise innerhalb einer Periode vor, zu denen dieses Gut in verschiedenen Verkaufsstellen in variierender Häufigkeit verkauft wird. Folglich müssen die unterschiedlichen zur Verfügung stehenden Informationen eines (bestimmten) homogenen Gutes während einer Periode zunächst geeignet gemittelt werden. Walsh schlägt für die Mittelung eines solchen Gutes vor:

> *„Various quantities of it are sold at different prices, and the full value is obtained by adding all the sums spent (at the same stage in its advance towards the consumer), and the average price is found by dividing the total sum (or full value) by the total quantities."*
> *(Walsh, 1921, S. 88)*

Dies entspricht letztlich dem Vorschlag von Segnitz zur Bestimmung eines mittleren Preisniveaus einer bestimmten Ware. Nach Segnitz (1870, S. 184) ergibt sich ein Durchschnittspreis (*Unit Value*) einer bestimmten Ware aus der Summe der Ausgaben innerhalb eines

[15] Fisher (1922, S. 451ff) widmet dieser Thematik ein eigenes Kapitel im Anhang seines Werkes und veranschaulicht seine Bedenken anhand numerischer Illustrationen.

bestimmten Zeitraums, dividiert durch die insgesamt verkaufte Menge dieser Ware. Übertragen auf den Durchschnittspreis eines homogenen Gutes in einer bestimmten Region r kann dies formal geschrieben werden als

$$P_{\text{UV}}^{r} = \frac{\sum\limits_{i=1}^{N} p_i^r \, x_i^r}{\sum\limits_{i=1}^{N} x_i^r} = \frac{V^r}{\sum\limits_{i=1}^{N} x_i^r} \quad . \tag{3.39}$$

Drobisch geht seinerseits einen Schritt weiter und betrachtet ein durchschnittliches Preisniveau nicht nur in einem Zeitpunkt, sondern in zwei Zeitpunkten und setzt diese zueinander in Relation. Auf diese Weise leitet Drobisch (1871c, S. 39) einen Index her, der ein Verhältnis zweier durchschnittlicher Preisniveaus zum Ausdruck bringt (vgl. auch Drobisch, 1871a, S. 148f). Drobischs Unit Value Index kann im interregionalen Gebrauch dann formuliert werden als

$$\ddot{P}_{\text{UV}_{\text{Dr}}}^{rs} = \frac{P_{\text{UV}}^{s}}{P_{\text{UV}}^{r}} = \frac{V^s / \sum\limits_{i=1}^{N} x_i^s}{V^r / \sum\limits_{i=1}^{N} x_i^r} \quad , \tag{3.40}$$

wobei im Zähler das durchschnittliche Preisniveau in einer Vergleichsregion s und im Nenner das durchschnittliche Preisniveau in einer Basisregion r steht. Mit Hilfe weniger Umformungen lässt sich zeigen, dass Drobischs Index kein quasilineares Mittel im Sinne von Gleichung (3.3) ist:

$$\ddot{P}_{\text{UV}_{\text{Dr}}}^{rs} = \frac{\dfrac{\sum_{i=1}^{N} p_i^s \, x_i^s}{\sum_{i=1}^{N} x_i^s}}{\dfrac{\sum_{i=1}^{N} p_i^r \, x_i^r}{\sum_{i=1}^{N} x_i^r}} = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^s \, \dfrac{x_i^s}{\sum_{j=1}^{N} x_j^s}}{\sum_{i=1}^{N} p_i^r \, \dfrac{x_i^r}{\sum_{j=1}^{N} x_j^r}} \tag{3.41a}$$

$$= \sum_{i=1}^{N} \frac{p_i^s}{p_i^r} \underbrace{\frac{\dfrac{p_i^r \, x_i^s}{\sum_{j=1}^{N} x_j^s}}{\sum\limits_{j=1}^{N} \dfrac{p_j^r \, x_j^r}{\sum_{k=1}^{N} x_k^r}}}_{\omega_i} \quad . \tag{3.41b}$$

Aus Gleichung (3.41b) ist unmittelbar erkennbar, dass die Summe der Gewichte $\sum_i \omega_i$ nicht auf Eins normiert ist. Diese Eigenschaft ist jedoch eine notwendige Voraussetzung, wenn es sich bei einer Preisindexfunktion tatsächlich um ein quasilineares Mittel handeln soll. Aufgrund dessen ist Drobischs Preisindex lediglich durch eine quasilineare Funktion von Preismesszahlen gemäß Gleichung (3.4b) charakterisiert.

Die eigentliche Besonderheit bei Drobischs Vorschlag ist aber, dass er in seinen Ausführungen auch heterogene Güter zulässt. Anders als Segnitz beschränkt Drobisch seine Methode nicht auf ein bestimmtes homogenes Gut wie Roggen. Die Situation heterogener Güter ist jedoch ungleich schwieriger, da die vorliegenden Mengen in der Regel in unterschiedlichen Einheiten gemessen werden. Aus diesem Grund ist eine schlichte Aufsummierung aller Mengen, $\sum_{i=1}^{N} x_i^r$, nicht sinnvoll. Drobisch (1871c, S. 35) ist der Meinung diesem Problem begegnen zu können, indem er alle heterogenen Güter zunächst auf eine gemeinsame Gewichtseinheit bringt (z.B. einen Zentner). Entsprechend müssen auch die Güterpreise anschließend auf die umgerechnete, gemeinsame Gewichtseinheit angepasst werden (vgl. auch Drobisch, 1871a, S. 148).

Genau diese Herangehensweise hat jedoch bei vielen seiner Kollegen Unmut ausgelöst, da Drobisch bei seinen Ausführungen einen entscheidenden Punkt außer Acht lässt. Zwar ist es generell zulässig, die Mengen von heterogenen Gütern in eine gemeinsame Gewichtseinheit umzurechnen, sodass eine sinnvolle Aufsummierung, $\sum_{i=1}^{N} x_i^r$, möglich wird. Jedoch ändern sich durch diese Umrechnung auch die Ausgaben, $p_i^r\, x_i^r$, aller Güter. Je nachdem, welchen monetären Wert die verglichenen Güter besitzen, können die Ausgaben zum Teil erheblich voneinander abweichen. Beispielsweise wäre es theoretisch denkbar, die Menge von einem Sack Kartoffeln und einem Goldring in eine gemeinsame Gewichtseinheit von einem Kilogramm umzurechnen, jedoch sind die Ausgaben für ein Kilogramm Goldringe um ein Vielfaches höher als für ein Kilogramm Kartoffeln. Daher ist eine zweckmäßige Berechnung von Segnitz' Durchschnittwerts (3.39) bzw. Drobisch Unit Value Index (3.41a) nicht länger zulässig (vgl. Auer, 2010, S. 677).

Die Schwierigkeiten von Unit Value Indizes lassen sich laut Balk (2005, S. 678) zu einer einfachen Frage reduzieren: „Does it make (economic) sense to add up the quantities q_n^t of the elements $n = 1, \ldots, N$?“ Muss diese Frage mit *Nein* beantwortet werden, so liegen heterogene Güter vor. In solchen Fällen sollten seiner Meinung nach superlative Indexzahlen angewendet werden. Falls heterogene Güter dennoch als homogene Güter behandelt werden, so resultieren systematische Verzerrungen, welche unter der Bezeichnung *Unit Value Bias* bekannt sind. Silver und Webb (2002) versuchen diese Verzerrungen in ihrer Arbeit empirisch zu quantifizieren. Párniczky (1974) verfolgt dagegen die Idee, die Verzerrung des Drobisch-Index relativ zum Paasche-Index auszudrücken. Balk (2008, S. 72f), Silver (2009, S. 7ff) sowie Diewert und Lippe (2010) leisten ebenfalls wichtige Beiträge in diesem Kontext. Sie erweitern diesen Ansatz und vergleichen die Verzerrung des Drobisch-Index unter anderem relativ zu den Indexformeln nach Laspeyres und Fisher.

Handelt es sich um homogene Güter, dann kann Balks Frage hingegen mit *Ja* beantwortet werden. Homogene Güter sind hinreichend vergleichbar und weisen in der Regel dieselbe physische Maßeinheit auf. Dadurch vereinfacht sich der Unit Value Index zu einem reinen Vergleich der Preise zwischen zwei Regionen, da lediglich unterschiedliche

Preise desselben Gutes zwischen beiden Regionen gemessen werden. Balk (2005, S. 678) bezeichnet den Unit Value Index in solchen Situationen sogar als „target price index“.

3.4.2 Verallgemeinerte Ansätze von Unit Value Indizes

Es besteht mithin ein weitgehender Konsens für den Einsatz von Unit Value Indizes im Falle homogener Güter. Jedoch wurden bisher nur wenige Anstrengungen unternommen, diese Methode weiter zu entwickeln und zu prüfen, ob dieser Ansatz auch für heterogene Güter eine legitime Alternative darstellen kann. An dieser Stelle drängen sich die Fragen auf, anhand welcher Kriterien bestimmte Güter (oder Gütergruppen) überhaupt als hinreichend homogen angesehen werden können und ob es möglicherweise sinnvoll sein kann, Unit Value Indizes - entgegen der einhelligen Meinung - auch für heterogene Güter anzuwenden.

Haan (2002, 2004) nähert sich dieser Frage an, indem er Güter als homogen betrachtet, wenn diese aus Sicht eines Käufers denselben Zweck erfüllen. Er konkretisiert seine Überlegungen am Beispiel eines dauerhaften Gutes wie einem Fernseher. Im Laufe der Zeit werden von einem solchen Gut verschiedene Modelle angeboten, welche sich speziell hinsichtlich qualitativer Merkmale unterscheiden. Jedoch erzielt ein Konsument aus den unterschiedlichen Modellen dieses Gutes prinzipiell denselben Nutzen.

Der Ansatz von Haan (2004, S. 5ff) verfolgt die Idee qualitativ-angepasster Unit Value Indizes. Dadurch wird es möglich, unterschiedliche Modelle des gleichen (homogenen) Gutes in einem bestimmten Zeitpunkt durch bestimmte Qualitätsfaktoren[16], λ_i^t, anzupassen, sodass die umgesetzten Mengen verschiedener Modelle vergleichbar werden. Zu illustrativen Zwecken seien zunächst zwei Güter $i = 1$ (z.B. ein Vorgängermodell) und $i = 2$ (z.B. ein Nachfolgemodell) angenommen, deren Preise p_1^t bzw. p_2^t und Mengen x_1^t bzw. x_2^t verfügbar sind. Ferner sei angenommen, dass das Modell $i = 1$ als Referenzmodell diene und daher den Qualitätsfaktor $\lambda_1^t = 1$ besitzt, während Modell $i = 2$ durch den Qualitätsfaktor λ_2^t gekennzeichnet ist. Gemäß Haans Modell erzielt ein Konsument aus dem Kauf einer Einheit des Modells $i = 2$ denselben Nutzen wie aus dem Kauf von λ_2^t Einheiten des Modells $i = 1$. Mit anderen Worten: Dieser Ansatz unterstellt, dass ein Käufer indifferent ist, x_2^t Einheiten des Modells $i = 2$ oder $\lambda_2^t \cdot x_2^t$ Einheiten des anderen Modells $i = 1$ zu erwerben. Entsprechend muss auch der Preis des zweiten Modells um diesen Faktor qualitätsbereinigt werden: p_2^t/λ_2^t. Dadurch werden die Preise qualitativ besserer Modelle korrigiert, sodass sie mit den Preisen qualitativ schlechterer Modelle vergleichbar werden.

[16] Diese Qualitätsanpassungsfaktoren werden wiederum mit Hilfe einer hedonischen Regression aus einem semi-logarithmischen Regressionsmodell geschätzt (Haan, 2004, S. 7f). Hierzu müssen jedoch zusätzliche Hilfsinformationen zur Verfügung stehen, welche Indikatoren für die Qualität bestimmter Produkte widerspiegeln.

Der Durchschnittspreis der beiden Modelle lässt sich schließlich formulieren als

$$\ddot{P}^t_{\mathrm{UV_{adj}}} = \frac{p_1^t\, x_1^t + (p_2^t/\lambda_2^t)\, \lambda_2^t\, x_2^t}{x_1^t + \lambda_2^t\, x_2^t} = \frac{p_1^t\, x_1^t + p_2^t\, x_2^t}{x_1^t + \lambda_2^t\, x_2^t} \quad . \tag{3.42}$$

Ausgehend von (3.42) kann Haans Modell leicht für $i = 1, \ldots, N$ verschiedene Modelle verallgemeinert werden, wenn für jedes Gut die Qualitätsfaktoren λ_i^t verfügbar sind. Hierbei sei erwähnt, dass es hilfreich ist, stets ein beliebiges Modell $i = 1$ als Bezugspunkt (*numéraire*) zu wählen, für welches $\lambda_1^t = 1$ und somit $p_1^t/\lambda_1^t = p_1^t$ gilt (Haan, 2004, S. 6). Verglichen mit Segnitz' Durchschnittspreis aus Gleichung (3.39), definiert Haan (2004, S. 6) einen qualitätsangepassten Durchschnittspreis in einer bestimmten Periode t wie folgt:

$$\ddot{P}^t_{\mathrm{UV_{adj}}} = \frac{\sum_{i=1}^{N} (p_i^t/\lambda_i^t)\, \lambda_i^t\, x_i^t}{\sum_{i=1}^{N} \lambda_i^t\, x_i^t} = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^t\, x_i^t}{\sum_{i=1}^{N} \lambda_i^t\, x_i^t} = \frac{V^t}{\sum_{i=1}^{N} \lambda_i^t\, x_i^t} \quad . \tag{3.43}$$

Analoge Überlegungen können auch für das durchschnittliche Preisniveau innerhalb einer bestimmten Region r angestellt werden. Bildet man das Verhältnis zwischen dieser Region und einer anderen Region s, so resultiert ein qualitätsbereinigter interregionaler Unit Value Index (vgl. Dalén, 2001, S. 11; Haan, 2004, S. 6):

$$\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{UV_{adj}}} = \frac{V^s}{V^r} \, \frac{\sum_{i=1}^{N} \lambda_i^r\, x_i^r}{\sum_{i=1}^{N} \lambda_i^s\, x_i^s} \quad . \tag{3.44}$$

Auf diese Weise kann dem Problem Rechnung getragen werden, dass zwischen verschiedenen Regionen - speziell über Ländergrenzen hinweg - starke Unterschiede hinsichtlich der Qualität bestimmter homogener Güter vorliegen, z.B. technischer Produkte wie Fernseher, PCs, Notebooks oder ähnlicher langfristiger Konsumgüter.

Einen mit Haans Ansatz vergleichbaren Vorschlag liefert auch Silver (2010, S. S220). Jedoch unterscheidet sich diese Variante dahingehend, dass nur die Güterpreise angepasst werden, eine Korrektur der jeweiligen Mengen hingegen ausbleibt. Dadurch erhalten qualitativ hochwertige Modelle tendenziell eine zu geringe Gewichtung, weil gerade die Korrekturfaktoren in Haans Methode bewirken sollen, dass die Mengeneinheiten qualitativ besserer Modelle (ausgedrückt in Einheiten des schlechteren Vergleichsmodells) höher gewichtet werden.

Auer (2013, S. 7f) stellt ähnliche Überlegungen wie Haan (2002, 2004) an, geht aber noch einen Schritt weiter. Ausgangspunkt dieser Überlegungen ist die folgende Frage: Wie können die bisherigen Ansätze umgesetzt werden, wenn keinerlei Informationen über die Qualität, die Verpackungsgröße oder andere charakteristische Eigenschaften homogener

Güter verfügbar sind und lediglich Informationen zu Preisen und Mengen vorliegen? Und wie lassen sich diese Überlegungen auf vollkommen heterogene Güter übertragen?

Die Antwort auf diese Fragen liegt auf der Hand und wurde bereits vor einigen Jahrzehnten in den Arbeiten von Lehr (1885) und Davies (1924) erläutert. Lehr (1885, S. 37f) versucht die Entwicklung des Geldwertes zu erfassen. Ähnlich wie Drobisch verfolgt Lehr die Strategie, zunächst Durchschnittspreise in verschiedenen Perioden zu bilden und diese anschließend ins Verhältnis zueinander zu setzen. Lehr berücksichtigt hierbei alle relevanten Güter, die in einer Stadt oder Provinz angeboten und für die Preise gezahlt werden, *gemeinsam* in einem bestimmten Zeitpunkt. Für Lehr spielt es dabei keine Rolle, dass diese Güter vollkommen heterogener Natur sind, da es aus seiner Sicht nur entscheidend ist, sämtliche Güter in einer gemeinsamen Maßeinheit auszudrücken:

> „*Eine Handhabe hierfür bietet die jeweilige Gleichwerthigkeit. Man kann nämlich diejenigen Mengen von Waaren und Leistungen einander gleich setzen, welche als gleichwerthig zu betrachten sind. Als gleichwerthig aber haben wir in unserem Falle, in welchem es sich nur um die Begriffe Preis, Durchschnittspreis, Marktpreis handelt, diejenigen Mengen anzusehen, für welche gleich viel gezahlt wird. Ist der Preis eines Hektoliter Wein* = 60 *Mark, der eines Festmeter Buchenscheitholz* = 10 *Mark, so sind* 6 *Festmeter Holz einem Hektoliter Wein gleich zu setzen. Für eine Mark erhalten wir dann* 1/60 *Hektoliter Wein, ebenso auch* 1/10 *Festmeter Holz. Diese Mengen wollen wir als je eine 'Genußeinheit' bezeichnen* [...]“.
> (Lehr, 1885, S. 37)

Demnach ist eine „Genußeinheit“ nach Lehrs Auffassung diejenige Menge eines jeden Gutes, für die genau eine Geldeinheit bezahlt werden muss (vgl. auch Bortkiewicz, 1924b, S. 513).

Unabhängig von Lehr vertritt Davies (1924, S. 182ff) eine sehr ähnliche Sicht der Dinge. Davies sieht die Möglichkeit, unterschiedliche Waren mit verschiedenen physikalischen Einheiten miteinander zu kombinieren, sodass sämtliche Güter in eine gemeinsame Einheit umgerechnet werden können, „namely, a unit of value“ (Davies, 1924, S. 183f). Wenn sich die Einheiten aller Güter so modifizieren lassen, dass sie jene Menge zum Ausdruck bringen, welche man für eine Geldeinheit einer bestimmten Währung (z.B. einen Dollar oder Euro) erwerben kann, dann erhält man, so Davies, aus der Summe all dieser transformierten Mengeneinheiten die Gesamtmenge aller Güter des Warenkorbes, welche dem Wert je einer Geldeinheit entsprechen.

Letztlich werden in den Ausführungen von Lehr und Davies unabhängig voneinander einige zentrale, gemeinsame Elemente erkennbar:

- Heterogene Güter können nur verglichen werden, wenn sie in einer gemeinsamen (künstlichen) Standardwerteinheit darstellbar sind. Nur wenn sich die produktspezifischen Maßeinheiten solcher Güter in eine äquivalente Anzahl künstlicher Standardwerteinheiten transformieren lassen, ist eine sinnvolle Aggregation der Mengeneinheiten erlaubt. Die transformierte Menge eines beliebigen Gutes drückt dann jene Menge aus, welche jeweils dem Wert einer gemeinsamen Standardwerteinheit entspricht. Lehr (1885, S. 38) bezeichnet solche transformierten Mengeneinheiten als „Genußeinheit", Davies (1924, S. 183f) spricht hingegen von „unit of value" bzw. „dollar's worths".

- Preise enthalten Informationen darüber, welcher Wert (heterogenen) Gütern je produktspezifischer Mengeneinheit beigemessen wird. Sie sind ein Maß für die Wertigkeit einer produktspezifischen Mengeneinheit eines heterogenen Gutes.

- Wenn Preisdaten genutzt werden, um heterogene Güter in eine gemeinsame, künstliche Standardwerteinheit umzurechnen, dann sollten hierzu nicht nur die Preise *einer* Region, sondern die Preise aus *allen* betrachteten Regionen verwendet werden. Für diesen Zweck bietet sich erneut ein geeignetes Mittel an. In der Art und Weise, wie die Preise der Regionen letztlich gemittelt werden, liegt zugleich der entscheidende Unterschied zwischen den Ansätzen von Lehr und Davies.

Auer (2013) greift die Überlegungen von Lehr und Davies auf und definiert einen verallgemeinerten Ansatz für Unit Value Indizes, den sogenannten *Generalized Unit Value Index* (GUV-Index). Existieren Informationen zu Preisen und Mengen $(p_i^r, x_i^r, p_i^s, x_i^s)$ heterogener Güter $i = 1, \ldots, N$ in den Regionen r und s, dann können auf Grundlage dieser Angaben N Transformationsfaktoren $\ddot{\pi}_i = \ddot{\pi}_i(p_i^r, x_i^r, p_i^s, x_i^s)$ ermittelt werden, durch welche jedem Gut i eine bestimmte Anzahl numerischer Standardwerteinheiten für je *eine* produktspezifische, physische Mengeneinheit zugeordnet werden kann.

Ersetzt man in Gleichung (3.44) die Transformationsfaktoren λ_i^t durch $\ddot{\pi}_i$, so resultiert die Basisformel des GUV-Preisindex:

$$\ddot{P}^{rs}_{\text{GUV}} = \frac{P^s}{P^r} = \frac{\sum_{i=1}^{N} (p_i^s/\ddot{\pi}_i) \cdot (\ddot{\pi}_i \, x_i^s)}{\sum_{i=1}^{N} \ddot{\pi}_i \, x_i^s} \Bigg/ \frac{\sum_{i=1}^{N} (p_i^r/\ddot{\pi}_i) \cdot (\ddot{\pi}_i \, x_i^r)}{\sum_{i=1}^{N} \ddot{\pi}_i \, x_i^r} = \frac{V^s}{V^r} \; \frac{\sum_{i=1}^{N} \ddot{\pi}_i \, x_i^r}{\sum_{i=1}^{N} \ddot{\pi}_i \, x_i^s} \quad . \tag{3.45}$$

Die genaue Gestalt eines bestimmten Preisindex dieser Familie ist davon abhängig, welche Form die Transformationsfaktoren, $\ddot{\pi}_i$, annehmen. Je nachdem, wie die Transformationsfaktoren berechnet werden, resultieren unterschiedliche Indizes, die als Mitglieder der

GUV-Familie interpretierbar sind. Alle potenziellen Indizes dieser Familie haben gemeinsam, Preisvergleiche auf Grundlage des RA-Ansatzes anzustellen, also aus dem Verhältnis der durchschnittlichen Preisniveaus zweier Regionen. An diesem Punkt scheint es sinnvoll zu sein, die letzten Gedankengänge anhand eines Beispiels näher zu illustrieren:

Numerisches Beispiel 3.1:
Zur Veranschaulichung diene erneut der Fall zweier Güter. Gut $i = 1$ sei ein 2 kg schwerer Sack Kartoffeln, Gut $i = 2$ sei dagegen eine Spindel mit 20 DVD-Rohlingen. Damit diese vollkommen heterogenen Produkte überhaupt miteinander verglichen werden können, müssen sie zunächst mit Hilfe der Transformationsfaktoren $\ddot{\pi}_i$ in eine gemeinsame Standardwerteinheit umgewandelt werden. Zu diesem Zweck können beispielsweise die Preise beider Güter aus Region r herangezogen werden, da sie ein Anhaltspunkt für den monetären Wert einer physischen Einheit beider Güter darstellen. Es seien der Preis für einen Sack Kartoffeln $p_1^r = 2{,}5$ Geldeinheiten und der einer Spindel DVDs $p_2^r = 5$ Geldeinheiten. Interpretiert man die monetären Werte beider Güter als künstliche, gemeinsame Standardwerteinheiten, dann ergeben sich $\ddot{\pi}_1 = p_1^r = 2{,}5$ und $\ddot{\pi}_2 = p_2^r = 5$. Das bedeutet, dass eine (übliche) Mengeneinheit des ersten Gutes (ein 2 kg Sack Kartoffeln) äquivalent zu 2,5 Standardwerteinheiten ist. Hieraus kann gleichzeitig geschlossen werden, dass eine Standardwerteinheit $2\,kg/2{,}5 = 0{,}8\,kg$ Kartoffeln entspricht. In analoger Weise repräsentiert eine DVD-Spindel (mit 20 Rohlingen) fünf Standardwerteinheiten. Entsprechend ist eine Standardwerteinheit diesmal vergleichbar mit $20\,DVDs/5 = 4\,DVDs$. Hieraus lässt sich schlussfolgern, dass 0,8 kg Kartoffeln äquivalent sind zu 4 DVDs, da beide Güter den Wert einer künstlich generierten Standardwerteinheit symbolisieren. Einzig und allein durch diese Umrechnung in eine gemeinsame Standardwerteinheit, kann eine sinnvolle Aggregation der Mengen heterogener Güter gerechtfertigt werden, da sämtliche transformierte Mengeneinheiten einen äquivalenten Wert besitzen.

Wichtig ist es, an dieser Stelle deutlich zu machen, dass nicht die absoluten Werte der Transformationsfaktoren entscheidend sind, sondern vielmehr deren Relationen zueinander. Die Transformationsfaktoren geben für sich genommen lediglich Auskunft über den monetären Wert einer bestimmten Menge eines Gutes i. In Beispiel 3.1 betrug der Preis einer üblichen Einheit Kartoffeln (2 kg) $p_1^r = 2{,}5$ Geldeinheiten und der einer üblichen DVD-Spindel $p_2^r = 5$ Geldeinheiten. Damit kostet ein 2 kg schwerer Sack Kartoffeln nur die Hälfte einer DVD-Spindel, also $\ddot{\pi}_1/\ddot{\pi}_2 = 1/2$. An diesem Verhältnis ändert sich auch nichts, wenn man beide Transformationsfaktoren beispielsweise mit einer Konstanten $\kappa = 2$ multiplizieren würde, sodass $\ddot{\pi}_1^* = \kappa\ddot{\pi}_1 = 5$ und $\ddot{\pi}_2^* = \kappa\ddot{\pi}_2 = 10$. Die Relation zwischen beiden Faktoren bleibt von der Umskalierung unberührt, einzig deren inhaltliche Interpretation ändert sich.

Eine Vervielfachung der Transformationsfaktoren mit $\kappa = 2$ bewirkt lediglich, dass sich der Transformationsfaktor $\ddot{\pi}_1^*$ nicht länger auf eine Einheit der ursprünglichen Mengeneinheit des Gutes Kartoffeln (2 kg) bezieht, sondern nur auf einen halben Sack (bzw. 1 kg) Kartoffeln. Analoges gilt für eine DVD-Spindel. Durch die Vervielfachung reduziert sich die ursprüngliche Mengeneinheit ebenfalls um die Hälfte (10 DVDs statt 20 DVDs). Oder anders ausgedrückt: Durch die Veränderung der Transformationsfaktoren ändern sich auch die Standardwerteinheiten (0,4 kg Kartoffel entsprechen jetzt genau 2 DVDs). Da das Verhältnis der Transformationsfaktoren aber stets konstant bleibt, ändert sich auch der numerische Wert des GUV-Index (3.45) nicht. Der GUV-Index ist demzufolge invariant gegenüber beliebigen Vervielfachungen bzw. Umskalierungen der Transformationsfaktoren.

3.4.3 Mitglieder der Generalized Unit Value Indizes

Es bleibt die Frage zu klären, in welcher Weise die Transformationsfaktoren $\ddot{\pi}_i$ konkret berechnet werden können. Um eine Antwort auf diese Frage zu geben, werden in diesem Abschnitt diverse Vorschläge gemacht, wie Transformationsfaktoren grundsätzlich konzipiert sein können. Die nachfolgenden Ausführungen dieses Abschnitts basieren im Wesentlichen auf Auer (2013, S. 13ff), seine Überlegungen lassen sich auch auf die interregionale Ebene übertragen, sofern man annimmt, dass es sich bei den zu vergleichenden Regionen r und s um ähnliche Regionen handelt. Diese Annahme ist wichtig, wie sich an späterer Stelle noch herausstellen wird.

Wie das vorangegangene Beispiel 3.1 gezeigt hat, liegt es nahe, die Anzahl künstlicher Standardwerteinheiten für ein bestimmtes Gut an den monetären Wert dieses Gutes zu koppeln. Werden beispielsweise die Preise der Basisregion, p_i^r, für diesen Zweck verwendet, so resultiert für die Transformationsfaktoren

$$\ddot{\pi}_i = \ddot{\pi}_i(p_i^r) = p_i^r \qquad . \tag{3.46}$$

Einsetzen von (3.46) in die Basisformel der GUV-Indizes (3.45) liefert überraschenderweise den Paasche-Index, $\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{Pa}}$:

$$\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{GUV}} = \frac{V^s}{V^r} \frac{\sum\limits_{i=1}^{N} x_i^r\, p_i^r}{\sum\limits_{i=1}^{N} x_i^s\, p_i^r} = \frac{\sum\limits_{i=1}^{N} x_i^s\, p_i^s}{\sum\limits_{i=1}^{N} x_i^s\, p_i^r} = \ddot{P}^{rs}_{\mathrm{Pa}} \qquad . \tag{3.47}$$

Der Paasche-Index ist folglich ein Mitglied der GUV-Indizes und damit auch des RA-Ansatzes. Das ist insofern interessant, weil der Paasche-Index gemäß Gleichung (3.14) eigentlich als Indexfunktion des AR-Ansatzes gegolten hat.

Werden dagegen die Preise der Vergleichsregion, p_i^s, als Transformationsfaktoren eingesetzt, also

$$\ddot{\pi}_i = \ddot{\pi}_i(p_i^s) = p_i^s \qquad , \tag{3.48}$$

so kann gezeigt werden, dass sich der Laspeyres Preisindex, $\ddot{P}_{\text{La}}^{rs}$, ergibt:

$$\ddot{P}_{\text{GUV}}^{rs} = \frac{V^s}{V^r} \frac{\sum_{i=1}^{N} x_i^r\, p_i^s}{\sum_{i=1}^{N} x_i^s\, p_i^s} = \frac{\sum_{i=1}^{N} x_i^r\, p_i^s}{\sum_{i=1}^{N} x_i^r\, p_i^r} = P_{\text{La}} \qquad . \tag{3.49}$$

Damit ist der Laspeyres-Index neben dem Index von Paasche der zweite Index, der sowohl dem RA- als auch dem AR-Ansatz zugeordnet werden kann.

Jedoch ist es nicht zufriedenstellend, nur die Preise einer Region als Transformationsfaktoren einzusetzen. Schließlich spiegeln die Preisinformationen aus *nur einer* möglichen Region die für ein bestimmtes Gut typischen Preise nur unzureichend wider (Davies, 1924, S. 184f). Präziser wäre daher, die Preise beider Regionen geeignet zu mitteln. Naheliegend ist auch hier, das ungewogene arithmetische, geometrische sowie harmonische Mittel aus den Preisen beider Regionen zu bilden, sodass sich für eine spezifische Einheit eines heterogenen Produktes die folgenden Transformationsfaktoren ableiten lassen:

$$\ddot{\pi}_i = \ddot{\pi}_i(p_i^r, p_i^s) = \frac{(p_i^r + p_i^s)}{2} \qquad , \tag{3.50a}$$

$$\ddot{\pi}_i = \ddot{\pi}_i(p_i^r, p_i^s) = \sqrt{p_i^r \cdot p_i^s} \qquad , \tag{3.50b}$$

$$\ddot{\pi}_i = \ddot{\pi}_i(p_i^r, p_i^s) = \frac{2}{(1/p_i^r + 1/p_i^s)} \qquad . \tag{3.50c}$$

Durch Einsetzen des arithmetischen Mittels (3.50a) aus beiden Preisen in die Basisformel (3.45) der GUV-Indizes erhält man nach einigen einfachen Umformungen den bereits in Gleichung (3.36) definierten und nach Banerjee (1977, S. 27) benannten Preisindex:

$$\begin{aligned} \ddot{P}_{\text{GUV}}^{rs} &= \frac{V^s}{V^r} \frac{\sum_{i=1}^{N} x_i^r\, (p_i^r + p_i^s)/2}{\sum_{i=1}^{N} x_i^s\, (p_i^r + p_i^s)/2} = \frac{V^s}{V^r}\, \frac{V^r + V^{sr}}{V^s + V^{rs}} \\ &= \frac{1 + (V^{sr}/V^r)}{1 + (V^{rs}/V^s)} = \frac{P_{La} + 1}{(1/P_{Pa}) + 1} = P_{Pa}\, \frac{P_{La} + 1}{P_{Pa} + 1} = \ddot{P}_{\text{Ba}}^{rs} \qquad . \end{aligned} \tag{3.51}$$

Davies (1924) zieht in seinen Ausführungen hingegen das geometrische dem arithmetischen Mittel vor. „The reason for this requirement is that fluctuating prices tend to form a frequency curve that is positively skewed when plotted to an arithmetic scale, but that is normal when plotted to a logarithmic scale. A geometric mean would take this characteristic of the distribution into account“ (Davies, 1924, S. 184). Auch Walsh (1901, S. 117f) bevorzugt das geometrische gegenüber dem arithmetischen Mittel. Walsh argumentiert, dass letzteres Mittel dazu neigt, den Preisen (bzw. Mengen) der jeweils größeren Region ein höheres Gewicht zu verleihen. Mit Gleichung (3.50b) ergibt sich daher nach Einsetzen in (3.45) der Davies-Index, $\ddot{P}^{rs}_{\text{Da}}$:

$$\ddot{P}^{rs}_{\text{GUV}} = \frac{V^s}{V^r} \frac{\sum_{i=1}^{N} x_i^r \sqrt{p_i^r \cdot p_i^s}}{\sum_{i=1}^{N} x_i^s \sqrt{p_i^r \cdot p_i^s}} = \frac{\sum_{i=1}^{N} \sqrt{v_i^r\, v_i^{sr}}}{\sum_{i=1}^{N} \sqrt{v_i^{rs}\, v_i^s}} = \ddot{P}^{rs}_{\text{Da}} \quad . \tag{3.52}$$

Werden alternativ die Transformationsfaktoren in harmonischer Form aus Gleichung (3.50c) in die Basisformel eingesetzt, so resultiert ein GUV-Index, welcher bereits bei Fisher (1922, S. 485) in Formel Nr.3154 zu finden ist:

$$\ddot{P}^{rs}_{\text{GUV}} = \frac{V^s}{V^r} \frac{\sum_{i=1}^{N} x_i^r \left[2/(1/p_i^r + 1/p_i^s)\right]}{\sum_{i=1}^{N} x_i^s \left[2/(1/p_i^r + 1/p_i^s)\right]} = \frac{\sum_{i=1}^{N} (1/v_i^r + 1/v_i^{sr})^{-1}}{\sum_{i=1}^{N} (1/v_i^{rs} + 1/v_i^s)^{-1}} = \ddot{P}^{rs}_{\text{Fi}_{\text{Nr.3154}}} \quad . \tag{3.53}$$

Im Gegensatz zu den bislang aufgeführten *ungewogenen* Berechnungsvarianten der Transformationsfaktoren, ist es auch denkbar, den Preisen der jeweiligen Region ein spezifisches Gewicht zuzuordnen, welches den Anteil der Ausgaben für das Gut i in der jeweiligen Region r oder s an den Gesamtausgaben in beiden Regionen widerspiegelt. In Analogie zu den ungewogenen Varianten aus den Gleichungen (3.50a) bis (3.50c), lassen sich auch die *gewogenen* beobachteten Preise in arithmetischer, geometrischer sowie harmonischer Form darstellen. Die Transformationsfaktoren können dann definiert werden als

$$\ddot{\pi}_i = \ddot{\pi}_i(p_i^r, x_i^r, p_i^s, x_i^s) = \left[p_i^r\, \vartheta_i + p_i^s\,(1 - \vartheta_i)\right] \quad , \tag{3.54a}$$

$$\ddot{\pi}_i = \ddot{\pi}_i(p_i^r, x_i^r, p_i^s, x_i^s) = (p_i^r)^{\vartheta_i} \cdot (p_i^s)^{1-\vartheta_i} \quad , \tag{3.54b}$$

$$\ddot{\pi}_i = \ddot{\pi}_i(p_i^r, x_i^r, p_i^s, x_i^s) = \left[(1/p_i^r)\,\vartheta_i + (1/p_i^s)\,(1 - \vartheta_i)\right]^{-1} \quad , \tag{3.54c}$$

wobei für die Gewichte $\vartheta_i = p_i^r\, x_i^r/(p_i^r\, x_i^r + p_i^s\, x_i^s)$ gilt. Anders als die bisher betrachteten Varianten, basieren diese Transformationsfaktoren nicht nur auf den Preisen mindestens einer der Regionen, sondern beinhalten zusätzlich die Mengen der jeweiligen Regionen.

Eine alternative Sicht der Dinge wird von Lehr (1885, S. 38) postuliert. Nach seiner Auffassung ergibt sich der mittlere Preis, der für eine Mengeneinheit zwischen zwei Perioden bezahlt werden muss, aus dem Durchschnittswert bzw. Unit Value des Gutes. Der Durchschnittswert eines Gutes entspricht der Summe der Ausgaben, die für ein Gut in beiden Perioden anfallen, dividiert durch die in beiden Perioden insgesamt verkaufte Menge des Gutes. Analoge Gedanken lassen sich auch auf interregionale Sachverhalte übertragen. Dementsprechend sind die Transformationsfaktoren definiert als

$$\ddot{\pi}_i = \ddot{\pi}_i(p_i^r, x_i^r, p_i^s, x_i^s) = \frac{p_i^r\, x_i^r + p_i^s\, x_i^s}{x_i^r + x_i^s} \qquad . \tag{3.55}$$

Einsetzen dieser Variante in die Basisformel liefert den auf Lehr (1885, S. 39) zurückgehenden Index, $\ddot{P}^{rs}_{\text{Le}}$:

$$\ddot{P}^{rs}_{\text{GUV}} = \frac{V^s}{V^r} \frac{\sum_{i \in N} x_i^r \left[\left(v_i^r + v_i^s\right) / \left(x_i^r + x_i^s\right) \right]}{\sum_{i \in N} x_i^s \left[\left(v_i^r + v_i^s\right) / \left(x_i^r + x_i^s\right) \right]} = \ddot{P}^{rs}_{\text{Le}} \qquad . \tag{3.56}$$

Dieser misst, wie sehr „sich der Preis der Genußeinheit“ (Lehr, 1885, S. 39) zwischen zwei Regionen unterscheidet.

Grundsätzlich lässt sich die Klasse der GUV-Indizes noch erweitern. Durch alternative Varianten der Transformationsfaktoren $\ddot{\pi}_i$ ließe sich die GUV-Familie um weitere Mitglieder ergänzen. Allerdings muss an diesem Punkt die Frage aufgeworfen werden, ob die GUV-Indizes im interregionalen Gebrauch immer zweckmäßig sind. Ein wesentliches Problem aller bis hierhin vorgestellten Mitglieder der GUV-Indizes wird im folgenden Abschnitt näher erläutert.

3.4.4 Problematik bilateraler GUV-Indizes und mögliche Lösungswege

In Abschnitt 3.4.3 wurde die Annahme getroffen, dass es sich bei den verglichenen Regionen r und s um zwei ähnliche Regionen handelt. Wird diese Annahme vernachlässigt, birgt das Konzept der bilateralen GUV-Indizes zusätzliche Komplikationen. Handelt es sich bei den Regionen r und s beispielsweise um zwei Länder, liegen Güterpreise nicht selten in unterschiedlichen Währungen vor. Dadurch ergeben sich Probleme bei der Berechnung der Transformationsfaktoren, $\ddot{\pi}_i$, da diese in vielen Fällen nicht länger sinnvoll interpretierbar sind. Dies sei an einem kurzen Beispiel erläutert:

Numerisches Beispiel 3.2:
Man nehme an, ein Kilogramm Bananen (Gut i) koste in Deutschland $p_i^D = €2$ *und in Japan* $p_i^J = ¥250$*. Zöge man zur Berechnung des Transformationsfaktors beispielsweise das arithmetische Mittel (3.50a) beider Preise heran, so ergäbe sich für den Transformationsfaktor ein Wert von*

$$\ddot{\pi}_i = \frac{1}{2} = \left(p_i^D + p_i^J\right) = \frac{1}{2} = (€2 + ¥250) = 126\ (€ + ¥)$$

Eine sinnvolle Berechnung der Transformationsfaktoren ist nicht möglich. Zum einen kürzen sich die Währungsunterschiede nicht heraus. Zum anderen werden die Werte der Transformationsfaktoren von der „wertloseren“ Währung dominiert.

Das Beispiel verdeutlicht, dass Transformationsfaktoren, $\ddot{\pi}_i$, aufgrund von Währungsunterschieden wenig aussagekräftig sind und *verzerrt* sein können. Derartige Verzerrungen wirken sich unmittelbar auf die resultierenden Indexwerte der bilateralen GUV-Indizes aus. Aber selbst wenn zwei Regionen innerhalb eines Landes miteinander verglichen werden, schließt dies nicht zwangsläufig unverzerrte Transformationsfaktoren aus. Stammen die Güterpreise beispielsweise von einer ländlichen und einer städtischen Region, werden die Werte der Transformationsfaktoren in erster Linie durch die städtischen Preise beeinflusst.

Um diesem Problem angemessen zu begegnen, lassen sich im Grunde genommen zwei alternative Lösungswege in Erwägung ziehen. Die erste Alternative sieht vor, die Preise, p_i^r, mit dem Preisniveau, P^r, der jeweiligen Regionen zu bereinigen. Durch diesen Schritt werden die Preise auf ein vergleichbares Niveau gebracht und gleichzeitig mögliche Währungsunterschiede herausgerechnet. Überträgt man diese Idee auf den Fall der Transformationsfaktoren in (3.50a), dann ergeben sich mit

$$\ddot{\pi}_i = \frac{1}{2}\left(\frac{p_i^r}{P^r} + \frac{p_i^s}{P^s}\right) \tag{3.57}$$

Transformationsfaktoren aus dem arithmetischen Mittel der bereinigten Preise, p_i^r/P^r bzw. p_i^s/P^s, beider Regionen. Allerdings stellt sich die Frage, wie sich die Preisniveaus, P^r, der betrachteten Länder bestimmen lassen.

Eigentlich ist es gerade die Aufgabe eines GUV-Index, genau das herauszufinden. Das bedeutet aber zugleich, dass sich bilaterale GUV-Indizes auf Basis von preisbereinigten Transformationsfaktoren nicht länger explizit ausdrücken lassen. Einsetzen von (3.57) in die Basisformel des GUV-Index (3.45) macht dies deutlich:

$$\ddot{P}^{rs}_{\text{GUV}} = \frac{P^s}{P^r} = \frac{V^s}{V^r} \frac{\sum\limits_{i=1}^{N} x_i^r \left(p_i^r/P^r + p_i^s/P^s\right)/2}{\sum\limits_{i=1}^{N} x_i^s \left(p_i^r/P^r + p_i^s/P^s\right)/2} \quad . \tag{3.58}$$

Das Konstruktionsprinzip des GUV-Index sieht vor, Preisvergleiche als Relation zweier Preisniveaus zu berechnen. In (3.58) werden aber genau diese Preisniveaus benötigt, um die regionalen Preise der Regionen, p_i^r und p_i^s, zu bereinigen.

Der GUV-Index in (3.58) zeigt, dass es auf Basis preisbereinigter Transformationsfaktoren nicht möglich ist, einen bilateralen Vergleich explizit zu berechnen. Stattdessen wäre es nötig, sowohl die Preisniveaus, P^r und P^s, als auch die Transformationsfaktoren, $\ddot{\pi}_i$, aller i Güter simultan über ein Gleichungssystem (iterativ) herzuleiten. Es ist fraglich, ob derart konstruierte Preisindizes eine plausible Berechnungsgrundlage für bilaterale Preisvergleiche sind? Es wird sich im Verlauf dieser Arbeit herausstellen, dass genau dieses

Konzept die Grundlage einer Klasse von Aggregationsmethoden im multilateralen Kontext bildet und in interregionalen Preisvergleichen bereits seit geraumer Zeit praktiziert wird (vgl. hierzu Kapitel 7).

Alternativ ließe sich das Plausibilitätsproblem bilateraler GUV-Indizes beheben, wenn nicht einzelne güterspezifische Transformationsfaktoren $\ddot{\pi}_i$ die Aufgabe übernehmen würden, heterogene Gütermengen, x_i^r, zu homogenisieren. Stattdessen wäre es auch denkbar, Transformationsfaktoren unmittelbar als Transformationsfaktor*relationen* zwischen zwei beliebigen Gütern zu definieren. Um diese Idee besser nachvollziehen zu können, ist es hilfreich, diesen Gedanken etwas zu vertiefen.

Aus den Erläuterungen in Abschnitt 3.4.2 geht hervor, dass im Grunde genommen nicht die absolute Höhe der Transformationsfaktoren, $\ddot{\pi}_i$, ausschlaggebend ist. Vielmehr sind die Relationen der Transformationsfaktoren, $\ddot{\pi}_j/\ddot{\pi}_i$, verschiedener Güter i und j entscheidend. Die Relation zweier Transformationsfaktoren ergibt sich hierbei aus dem Verhältnis zweier separater Transformationsfaktoren $\ddot{\pi}_i$ und $\ddot{\pi}_j$. Bildet man beispielsweise die Relation zweier Transformationsfaktoren aus Gleichung (3.50a)

$$\frac{\ddot{\pi}_j}{\ddot{\pi}_i} = \frac{1/2\ (p_j^r + p_j^s)}{1/2\ (p_i^r + p_i^s)} \qquad , \tag{3.59}$$

so ist zu erkennen, dass die Preise der betrachteten Regionen nicht zwangsläufig vergleichbar sind. Mögliche Währungsunterschiede in den Preisen der Güter kürzen sich nicht heraus.

Genau dieses Problem ließe sich aber beheben, indem man die Transformationsfaktoren, $\ddot{\pi}_j/\ddot{\pi}_i$, nicht länger als Relation *zweier* separater Transformationsfaktoren $\ddot{\pi}_i$ und $\ddot{\pi}_j$ berechnet, sondern für jedes Güterpaar $i, j = 1, \ldots, N$ *einen* Transformationsfaktor, $\ddot{\pi}_{ij}$, ermittelt. Statt separate Transformationsfaktoren $\ddot{\pi}_i$ aller N Güter als geeignetes Mittel der *Güterpreise*, p_i^r und p_i^s, der Regionen r und s zu bestimmen, ließen sich die Transformationsfaktoren $\ddot{\pi}_{ij}$ alternativ als geeignetes Mittel der *Preisrelationen* eines Güterpaares, p_j^r/p_i^r und p_j^s/p_i^s, der Regionen r und s definieren. Gleichung (3.59) ließe sich dann z.B. wie folgt formulieren:

$$\ddot{\pi}_{ij} = \frac{1}{2}\left(\frac{p_j^r}{p_i^r} + \frac{p_j^s}{p_i^s}\right) \qquad . \tag{3.60}$$

Der Vorteil einer solchen Berechnungsweise wäre, dass sich Währungsunterschiede sofort herauskürzen würden. Dabei widerspricht diese Vorgehensweise nicht dem eigentlichen Gedanken der GUV-Indizes, Transformationsfaktoren als Werkzeug zur Homogenisierung heterogener Mengen, x_i^r, einzusetzen.

Allerdings unterscheiden sich die Transformationsfaktoren in Gleichung (3.60) und Gleichung (3.59) in einem entscheidenden Punkt. Während die Gesamtheit aller separat berechneten Transformationsfaktoren, $\ddot{\pi}_i, \ \forall\ i = 1, \ldots, N$, intern konsistent ist, verletzen die Transformationsfaktoren $\ddot{\pi}_{ij}$, $\forall\, i,j = 1,\ldots,N$ aus Gleichung (3.60) diese bedeutende Eigenschaft. Die interne Konsistenz der Transformationsfaktoren ermöglicht es, beliebige Konstellationen dreier Güter, $i,j,k = 1,\ldots,N$, transitiv miteinander zu verbinden. Formal bedeutet dies, dass sich die Relationen der Transformationsfaktoren $\ddot{\pi}_i$ und $\ddot{\pi}_j$ auch als Produkt zweier anderer Transformationsfaktorrelationen berechnen lassen:

$$\frac{\ddot{\pi}_j}{\ddot{\pi}_i} = \frac{1/2\;(p_j^r + p_j^s)}{1/2\;(p_i^r + p_i^s)} = \frac{1/2\;(p_k^r + p_k^s)}{1/2\;(p_i^r + p_i^s)} \cdot \frac{1/2\;(p_j^r + p_j^s)}{1/2\;(p_k^r + p_k^s)} = \frac{\ddot{\pi}_k}{\ddot{\pi}_i} \cdot \frac{\ddot{\pi}_j}{\ddot{\pi}_k} \qquad . \tag{3.61}$$

Es lässt sich leicht zeigen, dass die Transformationsfaktoren $\ddot{\pi}_{ij}$ diese Eigenschaft nicht erfüllen:

$$\ddot{\pi}_{ij} = \frac{1}{2}\left(\frac{p_j^r}{p_i^r} + \frac{p_j^s}{p_i^s}\right) \neq \frac{1}{2}\left(\frac{p_k^r}{p_i^r} + \frac{p_k^s}{p_i^s}\right) \cdot \frac{1}{2}\left(\frac{p_j^r}{p_k^r} + \frac{p_j^s}{p_k^s}\right) = \ddot{\pi}_{ik} \cdot \ddot{\pi}_{kj} \qquad . \tag{3.62}$$

Dieses Ergebnis ist nicht sehr zufriedenstellend. Es gibt allerdings einen Weg, dieses Problem zu lösen. Hierzu bedarf es aber eines Konzeptes, welches erst im multilateralen Kontext näher erläutert wird. Aus diesem Grund sei an dieser Stelle auf die weiterführenden Ausführungen in Kapitel 7.7 verwiesen. Es wird sich jedoch nützlich erweisen, die grundlegende Idee paarweiser Transformationsfaktoren im Sinne von Gleichung (3.60) bereits im bilateralen Zusammenhang aufgegriffen zu haben. Im folgenden Abschnitt werden die wichtigsten Erkenntnisse bilateraler GUV-Indizes kurz resümiert.

3.4.5 Ein kurzes Zwischenfazit

Die bisherigen Ausführungen haben gezeigt, dass die Preisunterschiede zwischen zwei Regionen nicht nur als gewichtetes Mittel von Preisrelationen (AR-Ansatz), sondern auch als Verhältnis durchschnittlicher Preisniveaus (RA-Ansatz) gemessen werden können. Mit Hilfe bilateraler GUV-Indizes wird es möglich, den RA-Ansatz nicht nur bei homogenen Gütern, sondern auch im Fall heterogener Güter sinnvoll umzusetzen. Ausschlaggebend für diese Erkenntnis ist, Drobischs Unit Value Index (3.40) um Transformationsfaktoren, $\ddot{\pi}_i$, zu erweitern. Diese erlauben es, die physischen Maßeinheiten beliebiger heterogener Güter in eine gemeinsame künstliche Standardwerteinheit umzurechnen, um sie auf diese Weise vergleichbar zu machen. Die resultierenden transformierten Gütereinheiten lassen sich anschließend sinnvoll aggregieren. Die zentralen Erkenntnisse und Schlussfolgerungen aus dem Konzept der GUV-Indizes werden an diesem Punkt noch einmal in Kürze zusammengefasst.

Einige bekannte Indexformeln sind Mitglieder der GUV-Familie

In Kapitel 3.4.3 wurden verschiedene Möglichkeiten vorgestellt, wie Transformationsfaktoren (im Fall ähnlicher Regionen) sinnvoll berechnet werden können. Im Zuge dessen hat sich herausgestellt, dass verschiedene bekannte Preisindizes Mitglieder der GUV-Familie sind. Neben den bekannten Indexformeln von Laspeyres, Paasche und Banerjee, konnten auch die weniger bekannten Indizes von Davies und Lehr als Mitglieder dieser Klasse identifiziert werden.

Neben Preis- und Mengeninformationen sind keine weiteren Hilfsmerkmale notwendig

Der Ansatz der GUV-Indizes ist eng verwandt mit dem in Gleichung (3.44) dargestellten Vorschlag von Haan (2002, 2004). Beide Methoden ergänzen den ursprünglichen Unit Value Index von Drobisch (3.40) um bestimmte Faktoren, die der Verschiedenheit von Gütern Rechnung tragen sollen. Prinzipiell unterscheiden sich diese beiden Ansätze nur in der Art und Weise, wie diese Faktoren berechnet werden. Während die Transformationsfaktoren $\ddot{\pi}_i = \ddot{\pi}_i(p_i^r, x_i^r, p_i^s, x_i^s)$ lediglich die zur Verfügung stehenden Preise und Mengen ausnutzen, müssen die Korrekturfaktoren λ_i in Haans Modell mit Hilfe von hedonischen Regressionsmethoden geschätzt werden. Für letztere sind daher zusätzliche Hilfsmerkmale notwendig, welche Informationen über die Qualität bestimmter homogener Gütermodelle enthalten, anhand derer die Korrekturfaktoren geschätzt werden können. Demnach sind sehr viel mehr Informationen zu einzelnen Güter erforderlich, die in der Praxis jedoch nur selten zur Verfügung stehen. Die GUV-Indizes hingegen basieren einzig und allein auf den grundlegenden Informationen, die ohnehin für die Berechnung aller Indexzahlen nötig sind, nämlich den Preisen und Mengen aller Güter.

Alle GUV-Indizes erfüllen die Kommensurabilität

Viele Kritiker argumentieren, dass der klassische Unit Value Index von Drobisch essentielle Tests und wünschenswerte Eigenschaften wie die Tests auf Kommensurabilität, strikte Monotonie (vgl. Gleichung B.0.4 in Anhang B) und lineare Homogenität (vgl. Gleichung B.0.2 in Anhang B) sowie den Identitätstest (vgl. Gleichung B.0.1 in Anhang B) nicht erfüllt. Auer (2013, S. 19ff) demonstriert jedoch in seinen Untersuchungen, dass alle Mitglieder der GUV-Indizes kommensurabel sind und somit auch im Zusammenhang heterogener Güter eine vollkommen legitime Index-Alternative darstellen. Daher scheint der am häufigsten vorgetragene Kritikpunkt gegenüber Unit Value Indizes infolge der Verallgemeinerung nicht länger begründet zu sein.

Zudem zeigen Auers Überprüfungen der Indexfamilie, dass alle Varianten der GUV-Indizes den Identitätstest (vgl. auch Olt, 1996, S. 31; Balk, 1996c, S. 105) erfüllen. Die Eigenschaft linearer Homogenität (vgl. auch Balk, 1995, S. 72; Vogt und Barta, 1997, S. 48) erfüllen hingegen nur die Indizes von Laspeyres, Paasche und Davies, während Banerjee, Lehr und die GUV-Variante aus Gleichung (3.50c) dieser Forderung nicht nachkommen.

Den Test strikter Monotonie (vgl. auch Olt, 1996, S. 31; Auer, 2001, S. 7) erfüllen nur die Laspeyres, Paasche und Banerjee Indizes. Davies, Lehr und der GUV-Index aus Gleichung (3.50c) verletzen diese Eigenschaft hingegen. Nichtsdestotrotz offenbaren Auers Ergebnisse, dass GUV-Indizes im Allgemeinen viele der als wichtig erachteten Tests erfüllen und daher aus der Testtheorie eine verlässliche Alternative zu den populären Indexformeln des AR-Ansatzes darstellen.

GUV-Indizes nur für Preisvergleiche zwischen ähnlichen Regionen anwendbar

In Abschnitt 3.4.4 wurde erörtert, welche Komplikationen sich für bilaterale GUV-Indizes ergeben, wenn die Preise zweier Regionen r und s in unterschiedlichen Währungen gemessen werden. Das Prinzip der bilateralen GUV-Indizes basiert auf der Berechnung von Transformationsfaktoren, mit deren Hilfe Güterpreise und -mengen in gemeinsame Standardwerteinheiten umgerechnet werden. Die Berechnung aussagekräftiger Transformationsfaktoren wird jedoch durch Währungsunterschiede erheblich erschwert. Diese Problematik tritt umso mehr in Erscheinung, je „wertloser“ eine der beiden Währungen ist, da die $\ddot{\pi}_i$-Faktoren von den Preisen des Landes mit der wertloseren Währung dominiert werden. Infolge dessen ergeben sich Indexwerte, die oftmals keine zweckmäßigen Ergebnisse für die Kaufkraftparität zwischen zwei Ländern liefern.

Dennoch wird sich zeigen, dass sich das Konstruktionsprinzip bilateraler GUV-Indizes grundsätzlich für interregionale Preisvergleiche eignet. Einige multilaterale Preisindizes (vgl. Kapitel 7) nutzen genau dieses Prinzip aus, um transitive Preisvergleiche für alle potenziellen Regionenpaare zu bestimmen. Hierzu ist es nötig, die Berechnung der Transformationsfaktoren - ähnlich wie in (3.57) oder (3.60) gesehen - zu erweitern.

Die bislang vorgestellten Instrumente zur Berechnung von Kaufkraftparitäten haben sich auf Situationen beschränkt, in denen lediglich $R = 2$ Regionen gleichzeitig miteinander verglichen werden (*bilaterale* Vergleiche). Interregionale Vergleiche umfassen aber typischerweise mehr als zwei ($R > 2$) Regionen, die simultan miteinander verglichen werden. Derartige Vergleiche werden als *multilaterale* Vergleiche bezeichnet. Da Regionen jedoch keiner natürlichen Ordnung unterliegen (vgl. hierzu Kapitel 2.4), müssen bei der Berechnung interregionaler Preisvergleiche spezifische multilaterale Preisindizes herangezogen werden, die genau diese Besonderheit interregionaler Preisvergleiche berücksichtigen. Wie multilaterale Preisindizes im Allgemeinen definiert sind und welchen spezifischen Anforderungen sie genügen sollen, wird Gegenstand des folgenden Kapitels sein.

Kapitel 4

Multilaterale Vergleiche

Multilaterale Vergleiche unterscheiden sich von bilateralen Vergleichen prinzipiell darin, dass in einem bestimmten Zeitpunkt mehr als zwei Regionen gleichzeitig betrachtet werden. Der multilaterale Charakter interregionaler Vergleiche verlangt daher, dass nicht nur *ein* bilateraler Vergleich für $R = 2$ Regionen existiert, sondern bilaterale Vergleiche für *alle* potenziellen Regionenpaare für $R > 2$ notwendig werden. Angenommen man möchte das reale Einkommen pro Kopf zwischen den Ländern der Währungsunion vergleichen: Entscheidend ist dann, für all diese Länder Kaufkraftparitäten bestimmen zu können. Andernfalls ließen sich keine verlässlichen Aussagen über das relative Einkommensniveau der jeweiligen Regionen treffen (ILO, IMF, OECD, UNECE, Eurostat und The World Bank, 2004, S. 495).

Generell existieren multilaterale Vergleiche sowohl im interregionalen als auch im intertemporalen Kontext (vgl. u.a. Balk, 1996a, S. 199; Hill, 2001, S. 168). Jedoch treten im Rahmen interregionaler Vergleiche einige praktische und theoretische Probleme in den Vordergrund, die im intertemporalen Kontext nicht von entscheidender Bedeutung sind. In Kapitel 2.4 wurden bereits die entscheidenden Unterschiede zwischen der interregionalen und intertemporalen Ebene erläutert. Ein Kernproblem stellt hierbei die Abwesenheit einer natürlichen Ordnung zwischen verschiedenen Regionen dar. Anders als Preisvergleiche im zeitlichen Verlauf, unterliegen geographisch abgrenzbare Einheiten keiner natürlichen Ordnung im Sinne einer chronologischen (zeitlichen) Abfolge. Jede beliebige Region lässt sich sinnvoll mit jeder anderen Region vergleichen. Im Kontext intertemporaler Vergleiche erscheinen hingegen bestimmte Vergleiche weniger sinnvoll.

Intertemporale Vergleiche zeichnen sich für gewöhnlich dadurch aus, dass eine bestimmte Basisperiode definiert wird und lediglich separate, bilaterale Vergleiche zwischen dieser und zeitlich nachfolgender Perioden plausibel erscheinen. Auf diese Weise können beispielsweise bilaterale Preisindizes $\ddot{P}^{01}, \ddot{P}^{02}, \ddot{P}^{03}, \ldots$ mit fixer Basisperiode $t = 0$ oder Preisindizes mit zeitlich aufeinander folgenden Perioden $\ddot{P}^{01}, \ddot{P}^{12}, \ddot{P}^{23}, \ldots$ mit variabler Basisperiode berechnet werden. Dagegen erscheint ein Vergleich einer Periode mit einer zeitlich vorausgehenden Periode (z.B. $\ddot{P}^{10}$) weniger sinnvoll, da dadurch das eigentliche Ziel, eine *Preisentwicklung* zwischen zwei Zeitpunkten messen zu wollen, verfehlt wird.

Jedoch tritt häufig das Problem auf, dass intertemporale Indizes mit zeitlich weit auseinander liegenden Perioden (z.B. $\ddot{P}^{04}$) zu systematischen Verzerrungen tendieren.[1] Solche Verzerrungen können kompensiert werden, indem mehrere Preisindizes mit aufeinander folgenden Perioden in Form von sogenannten *Kettenindizes* indirekt miteinander verbunden werden[2], z.B. durch $P^{01} \cdot P^{12} \cdot P^{23} \cdot P^{34}$. Verkettungen bilateraler Indizes werden in der Literatur kontrovers diskutiert. Aufgrund der Tatsache, dass nicht alle Vergleiche zwischen zwei Perioden sinnvoll erscheinen, sind Kettenindizes *pfadabhängig*. Das bedeutet, die numerischen Ergebnisse multilateraler Indizes sind intertemporal nicht nur von der Wahl der Indexformel abhängig, sondern auch von der Art und Weise, wie die Zeitperioden dieser Indizes miteinander verlinkt werden (Hill, 2001, S. 168). Dies ist dem Umstand geschuldet, dass bilaterale Indizes in der Regel nicht transitiv[3] sind. Vor allem Lippe (1999, S. 396ff) kritisiert die Verwendung von Kettenindizes in der amtlichen Statistik vehement, da Kettenindizes seiner Meinung nach aus mehreren Gründen fehlkonstruiert sind, wodurch Schätzungen der tatsächlichen Preisentwicklung signifikant verzerrt sein können (vgl. auch Lippe, 2001, S. 166ff; Lippe, 2005, S. 501ff; Lippe, 2007, S. 132ff).

Im Gegensatz dazu existiert keine Rechtfertigung dafür, geographisch abgrenzbare Regionen einer natürlichen Reihenfolge unterzuordnen, ohne dass dies einem wertenden Urteil der betreffenden Regionen gleichkommt (Rao, 2001a, S. 10). Jede Region gilt als äquivalent, das bedeutet, jede Region lässt sich sinnvoll mit jeder anderen beliebigen Region vergleichen. Beispielsweise ist sowohl ein Vergleich der Regionen A-B plausibel, genauso erscheint aber auch ein Vergleich der Regionen C-A angemessen zu sein. Es wird schnell deutlich, dass die Abwesenheit einer natürlichen Reihenfolge eine wesentlich höhere Anzahl sinnvoller Vergleiche zwischen R Regionen zulässt. In multilateralen Vergleichen ist es erforderlich, für alle potenziellen Regionenpaare simultan aussagekräftige Preisvergleiche berechnen zu können.

Aufgrund der Abwesenheit einer natürlichen Ordnung interregionaler Preisvergleiche sind spezielle multilaterale Aggregationsmethoden erforderlich, die es ermöglichen, Preisvergleiche zwischen jedem beliebigen Regionenpaar $r, s = 1, \ldots, R$ abzuleiten. Unabdingbar für diese Methoden ist die Transitivitätseigenschaft. Durch diese Eigenschaft ist gewährleistet, dass jeder indirekte Vergleich zwischen zwei beliebigen Regionen r und s über ein oder mehrere beliebige Brückenregionen $l = 1, \ldots, R$ genau dasselbe Ergebnis liefert,

[1] Auf der einen Seite wird die Entwicklung neuer Produkte über die Zeit nicht angemessen wider gespiegelt. Auf der anderen Seite werden Verzerrungen aufgrund von Substitutionseffekten in längeren Zeitintervallen wahrscheinlicher (Hill, 2001, S. 168).

[2] Forsyth und Fowler (1981) und Szulc (1983) zeigen jedoch, dass verkettete, bilaterale Indizes die verzerrenden Effekte auch verstärken können, wenn die Relationen von Preisen und Mengen starken Schwankungen unterliegen, z.B. im Falle von saisonalen Produkten.

[3] Die Eigenschaft der Transitivität wird in Abschnitt 4.2.1 detailliert erläutert.

wie der direkte Preisvergleich zwischen diesen Regionen. Erst dadurch ist die interne Konsistenz aller potenziellen bilateralen Preisvergleiche gewährleistet.

Im folgenden Abschnitt 4.1 werden multilaterale Preisindizes zunächst allgemein formal definiert und gegenüber bilateralen Preisindizes abgegrenzt. Im darauf folgenden Abschnitt 4.2 werden einige zentrale, wünschenswerte Eigenschaften vorgestellt, die im multilateralen Kontext einen besonderen Stellenwert einnehmen. Erst in den darauf folgenden Kapiteln 5 bis 8 werden konkrete multilaterale Methoden thematisiert.

4.1 Allgemeine Definition multilateraler Preisindizes

Laut Balk (2008, S.41) sind multilaterale Preisindizes definitionsgemäß Funktionen der Preise und Mengen aller betrachteten Regionen in einem Vergleich. Das bedeutet, dass - anders als in bilateralen Vergleichen - nicht nur Preis- und Mengeninformationen der unmittelbar verglichenen Regionen r und s berücksichtigt werden, sondern auch die Informationen aller übrigen Regionen ($t = 1, \ldots, R;\ t \neq r, s$). Diese verbale Definition findet in der einschlägigen Literatur allgemeine Akzeptanz. Umso erstaunlicher ist daher, dass man bislang vergeblich nach einer konkreten formalen Definition multilateraler Vergleiche bzw. Preisindizes sucht. Auer (2012, S. 31f) versucht dieses Versäumnis erstmals aufzuarbeiten.

Es seien $r = 1, \ldots, R$ Regionen, die miteinander verglichen werden sollen. In jeder dieser Regionen liegen dieselben $i = 1, \ldots, N$ Güter zugrunde. Ferner sei angenommen, dass zu allen Gütern sowohl Preise $\mathbf{p}^r = (p_1^r, \ldots, p_N^r)' \in \mathbb{R}_{++}^N$ als auch umgesetzte Mengen $\mathbf{x}^r = (x_1^r, \ldots, x_N^r)' \in \mathbb{R}_{++}^N$ bekannt sind. Dann lassen sich die Preisvektoren $\mathbf{p}^r$ aller Regionen in der Matrix $\mathbf{P}$ zusammenfassen:

$$\mathbf{P} = \left[\mathbf{p}^1\ \mathbf{p}^2 \cdots \mathbf{p}^R\right] = \begin{bmatrix} p_1^1 & p_1^2 & \cdots & p_1^R \\ p_2^1 & p_2^2 & \cdots & p_2^R \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_N^1 & p_N^2 & \cdots & p_N^R \end{bmatrix} \quad . \tag{4.1}$$

Analog können die Mengenvektoren $\mathbf{x}^r$ in der Matrix $\mathbf{X}$ zusammengefasst werden:

$$\mathbf{X} = \left[\mathbf{x}^1\ \mathbf{x}^2 \cdots \mathbf{x}^R\right] = \begin{bmatrix} x_1^1 & x_1^2 & \cdots & x_1^R \\ x_2^1 & x_2^2 & \cdots & x_2^R \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_N^1 & x_N^2 & \cdots & x_N^R \end{bmatrix} \quad . \tag{4.2}$$

Für das innere Produkt zweier Vektoren $\mathbf{p}^r$ und $\mathbf{x}^r$ ergeben sich homogene aggregierte Ausgaben aller Güter $V^r = \mathbf{p}^r \cdot \mathbf{x}^r = \sum_{i=1}^N p_i^r\, x_i^r$. Entsprechend liefert das innere Produkt der Vektoren $\mathbf{p}^r$ und $\mathbf{x}^s$ heterogene aggregierte Ausgaben $V^{rs} = \mathbf{p}^r \cdot \mathbf{x}^s = \sum_{i=1}^N p_i^r\, x_i^s$.

Gemäß Auer (2012, S. 32) bildet ein multilateraler Preisindex, P, die Preise und Mengen aller N Güter aller R Regionen in R^2 bilaterale Vergleichskennzahlen P^{rs} ab, sodass P definiert werden kann als

$$P : \mathbb{R}_{++}^{N\times 2R} \to \mathbb{R}_{++}^{R^2}, \quad (\mathbf{P}, \mathbf{X}) \mapsto P(\mathbf{P}, \mathbf{X}) = \begin{bmatrix} P^{11} & P^{12} & \cdots & P^{1R} \\ P^{21} & P^{22} & \cdots & P^{2R} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P^{R1} & P^{R2} & \cdots & P^{RR} \end{bmatrix} \quad . \tag{4.3}$$

Aus dieser allgemeinen formalen Definition multilateraler Preisindizes geht nicht hervor, wie die Informationen $\mathbf{P}$ und $\mathbf{X}$ aller R Regionen in die bilateralen Vergleichskennzahlen, P^{rs}, abgebildet werden. Dies ist davon abhängig, wie die Funktion eines multilateralen Preisindex im Detail konzipiert ist (vgl. hierzu Kapitel 5 - 8). Entscheidend ist an diesem Punkt, dass ein multilateraler Preisindex gemäß (4.3) bilaterale Vergleiche für sämtliche Regionenpaare hervorbringt.

Jeder einzelne bilaterale Vergleich, P^{rs}, unterscheidet sich dabei von der allgemeinen Definition bilateraler Preisindizes aus Gleichung (3.1) dahingehend, dass nicht nur Informationen der beiden verglichenen Regionen r und s in die Berechnung einfließen dürfen, sondern auch die Informationen aller anderen Regionen. Formal lassen sich die bilateralen Vergleiche der Matrix in (4.3) dann wie folgt schreiben:

$$\begin{aligned} &\tilde{P} : \mathbb{R}_{++}^{N\times 2R} \to \mathbb{R}_{++} \quad , \\ &\quad \left(\mathbf{p^r}, \mathbf{x^r}, \mathbf{p^s}, \mathbf{x^s}, \mathbf{P}^{-(\mathbf{r},\mathbf{s})}, \mathbf{X}^{-(\mathbf{r},\mathbf{s})}\right) \mapsto \tilde{P}\left(\mathbf{p^r}, \mathbf{x^r}, \mathbf{p^s}, \mathbf{x^s}, \mathbf{P}^{-(\mathbf{r},\mathbf{s})}, \mathbf{X}^{-(\mathbf{r},\mathbf{s})}\right) = P^{rs} \quad , \end{aligned} \tag{4.4}$$

wobei $\mathbf{P}^{-(\mathbf{r},\mathbf{s})}$ die Preis- und $\mathbf{X}^{-(\mathbf{r},\mathbf{s})}$ die Mengenvektoren aller Regionen mit Ausnahme der Regionen r und s kennzeichnet. Die Indizierung $^{-(\mathbf{r},\mathbf{s})}$ deutet also an, welcher Vektor der Matrizen $\mathbf{P}$ und $\mathbf{X}$ fehlt.

Um einen bilateralen Vergleich im multilateralen Kontext von den gewöhnlichen bilateralen Preisindizes abzugrenzen, bietet es sich an, die allgemeine Definition eines bilateralen Preisindex aus Gleichung (3.1) kurz zu wiederholen:

$$\ddot{P} : \mathbb{R}_{++}^{4N} \to \mathbb{R}_{++}, \quad (\mathbf{p^r}, \mathbf{x^r}, \mathbf{p^s}, \mathbf{x^s}) \mapsto \ddot{P}(\mathbf{p^r}, \mathbf{x^r}, \mathbf{p^s}, \mathbf{x^s}) = \ddot{P}^{rs} \quad . \tag{4.5}$$

Während der bilaterale Preisindex in (4.5) also die Preis- und Mengeninformationen aus lediglich $R = 2$ Regionen in eine einzige Indexzahl abbildet, generiert der multilaterale Index aus den Preis- und Mengeninformationen von R Regionen R^2 bilaterale Vergleiche, wobei in jeden dieser bilateralen Vergleiche die Informationen aller Regionen einfließen. Aus diesen Überlegungen ist schnell zu erkennen, dass der multilaterale Index für den speziellen Fall von $R = 2$ Regionen vier bilaterale Vergleichskennzahlen $(P^{11}, P^{12}, P^{21}, P^{22})$ anstatt lediglich einer Indexzahl erzeugt.

4.2 Wünschenswerte Eigenschaften multilateraler Vergleiche

Die vorangegangenen Erläuterungen haben gezeigt, dass multilaterale Methoden simultane Preisvergleiche zwischen allen potenziellen Regionenpaaren erforderlich machen. Das hat unweigerlich zur Folge, dass die Zahl paarweiser Vergleiche schnell sehr groß wird. Angenommen man interessiert sich für Preisvergleiche zwischen allen 16 Bundesländern (NUTS-1-Ebene)[4], so wären insgesamt $16^2 = 256$ paarweise Vergleiche nötig, die simultan berechnet werden müssten. Im Falle einer tieferen geografischen Untergliederung Deutschlands in die 39 Regionen auf der NUTS-2-Ebene steigt die Zahl separater Vergleiche schon auf $39^2 = 1521$.

Damit die Gesamtheit aller potenziellen Vergleiche aussagekräftige und zweckmäßige Ergebnisse zulässt, sollten multilaterale Preisindizes bestimmten Anforderungen genügen. Dabei rücken in multilateralen Vergleichen einige wünschenswerte Eigenschaften in den Vordergrund, die in bilateralen Vergleichen eher eine untergeordnete Rolle spielen. Drechsler (1973, S. 18ff) versucht in seiner Arbeit erstmals ein geeignetes Anforderungsprofil multilateraler Vergleiche aufzustellen. Viele Publikationen anderer Autoren orientieren sich an Drechslers Pionierarbeit. Einige Autoren schlagen abgewandelte Anforderungsprofile vor, indem sie Drechslers Eigenschaften durch alternative wünschenswerte Eigenschaften ergänzen (vgl. u.a. Kravis, Kenessey, Heston und Summers, 1975, S. 46f; Eurostat, 1978, S. 27ff; Eurostat, 1982a, S. 34ff; Kravis, Heston und Summers, 1982, S. 71ff; Gerardi, 1982, S. 395ff; Pilat und Rao, 1991, S. 14ff). Einige als zentral erachtete Eigenschaften werden in den folgenden Abschnitten genauer erörtert.

4.2.1 Transitivität

Die Transitivitätseigenschaft ist ein außerordentlich wichtiger Bestandteil multilateraler Vergleiche. Der Transitivitätstest verlangt, dass ein *direkter* Vergleich zwischen zwei beliebigen Regionen stets zum selben Resultat führen muss, wie ein *indirekter* Vergleich über ein oder mehrere, beliebige Verbindungsregionen $l = 1, \ldots, R$. Formal ausgedrückt wird ein multilateraler Preisindex P genau dann als transitiv bezeichnet, wenn für alle bilateralen Vergleiche P^{rs} beliebiger Regionen r, s die Beziehung

$$P^{rs} = P^{rl} \cdot P^{ls} \tag{4.6}$$

erfüllt ist, wobei r die Basisregion, s die Vergleichsregion und $l = 1, \ldots, R$ eine Verbindungsregion bezeichnet.

[4]NUTS ist die Abkürzung für *Nomenclature of territorial units for statistics.*

Aus dieser Transitivitätsbeziehung ergeben sich zwei wichtige Implikationen. Einsetzen von $l = r$ in (4.6) liefert die Beziehung

$$P^{rs} = P^{rr} \cdot P^{rs} \Leftrightarrow P^{rr} = 1 \qquad . \tag{4.7}$$

Für den bilateralen Vergleich einer Region r mit sich selbst resultiert demzufolge stets der Indexwert 1. Dies stellt eine geeignete Normierung für alle bilateralen Vergleiche dar. Wählt man beispielsweise eine beliebige Region r als Basisregion und vergleicht diese Region mit allen Regionen $l = 1, 2 \ldots, r, \ldots, R$, dann erhält man bilaterale Vergleiche $P^{r1}, P^{r2}, \ldots, P^{rr}, \ldots, P^{rR}$. Da bei diesem Vorgehen für *eine* Region immer $P^{rr} = 1$ resultiert, kann diese Region als Bezugspunkt für alle anderen Regionen angesehen werden.

Setzt man hingegen $r = s$ in Gleichung (4.6) ein, so erhält man eine zweite bedeutende Implikation

$$P^{rr} = P^{rl} \cdot P^{lr} \qquad , \tag{4.8}$$

woraus mit (4.7) unmittelbar

$$P^{rl} = \frac{1}{P^{lr}} \tag{4.9}$$

folgt. Gleichung (4.9) ist nichts anderes als der aus der intertemporalen Preismessung bekannte Zeitumkehrtest (vgl. u.a. Fisher, 1922, S. 22; Balk, 1995, S. 73; Vogt und Barta, 1997, S. 44). Im interregionalen Kontext ließe sich der Test treffender als *Ortsumkehrtest* bezeichnen (Lippe und Breuer, 2009, S. 34).[5] Dieser Test besagt, dass eine beliebige bilaterale Vergleichskennzahl, P^{rs}, unabhängig davon ist, welche Region als Basisregion gewählt wird. Durch Vertauschen der Basis- und Vergleichsregion ergibt sich das jeweilige Gegenstück, P^{sr}, unmittelbar aus dem Kehrwert von P^{rs} (und umgekehrt). Gleichzeitig ist aus (4.9) zu schließen, dass alle bilateralen Vergleiche implizit auch ortsumkehrbar sind, wenn sie den Transitivitätstest erfüllen.

Diese Implikationen haben grundlegende Auswirkungen auf multilaterale Preisindizes. Durch sie nimmt die Matrix aller bilateralen Vergleiche eine spezifische Struktur an:

$$P = \begin{bmatrix} 1 & P^{12} & \cdots & P^{1R} \\ P^{21} & 1 & \cdots & P^{2R} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P^{R1} & P^{R2} & \cdots & 1 \end{bmatrix} \qquad . \tag{4.10}$$

Während die Matrix auf der Hauptdiagonalen nur Einsen aufweist, sind die Matrixelemente oberhalb und unterhalb der Hauptdiagonalen durch eine Art *reziproke Symmetrie* charakteristiert. Aufgrund der Forderung ortsumkehrbarer Preisindizes können die

[5] Im Englischen ist dieser Test besser unter der Bezeichnung *Country Reversal Test* bekannt (Eichhorn und Voeller, 1983, S. 15). Da aber nicht nur Länder sondern generell Regionen oder Orte miteinander verglichen werden, ist die Bezeichnung Ortsumkehrtest allgemeingültiger.

Matrixelemnete oberhalb der Hauptdiagonalen daher aus den Kehrwerten der Elemente unterhalb der Hauptdiagonalen gebildet werden (und umgekehrt).

Die Transitivitätseigenschaft stellt somit sicher, dass die Gesamtheit aller paarweisen Vergleiche der Matrix (4.10) intern konsistent ist (Rao und Timmer, 2003, S. 497), d.h. jeder beliebige bilaterale Vergleich kann durch geeignete Kombinationen anderer bilateraler Vergleiche indirekt reproduziert werden. Dies hat zudem zur Folge, dass es nicht länger nötig ist, R^2 bilaterale Vergleiche zu berechnen. Es genügt bereits die Kenntnis von $R(R-1)/2$ bilateralen Vergleichen, um sämtliche Einträge der Matrix (4.10) zu berechnen. Dadurch würde sich die Anzahl zweckmäßiger Vergleiche im Beispiel eines Preisvergleichs innerhalb Deutschlands auf NUTS-1-Ebene (Bundesländer) bzw. NUTS-2-Ebene auf 120 bzw. 741 reduzieren.

Eine alternative, wenngleich äquivalente Formulierung des Transitivitätstests wird u.a. von Rao und Banerjee (1986, S. 304) sowie Cuthbert und Cuthbert (1988, S. 45f) erläutert. Angenommen ein multilateraler Preisindex erfüllt den Transitivitätstest gemäß (4.6). Dann kann für jede Region $r = 1, \ldots, R$ ein individuelles Preis- bzw. Kaufkraftniveau $P^1, P^2, \ldots, P^R$ gefunden werden, sodass sich die paarweisen Vergleiche P^{rs} der Matrix (4.10) in der Form

$$P^{rs} = \frac{P^s}{P^r} \qquad (r, s = 1, \ldots, R) \tag{4.11}$$

darstellen lassen.

Die Äquivalenz von (4.6) und (4.11) lässt sich leicht zeigen. Da alle R Preisniveaukennzahlen in Gleichung (4.11) transitiv sind, lässt sich das Preisniveau einer beliebigen Region $l = 1, \ldots, R$ auf 1 normieren. Es sei angenommen, dass Region $l = 1$ diese Funktion übernimmt. Für alle übrigen Regionen $\{2, \ldots, R\}$ ergeben sich damit bilaterale Vergleichskennzahlen $P^{12}, P^{13}, \ldots, P^{1R}$ (vgl. Cuthbert und Cuthbert, 1988, S. 46). Für einen bilateralen Vergleich P^{rs} erhält man aus Gleichung (4.6) und Ausnutzen der Beziehung in Gleichung (4.9) schließlich

$$P^{rs} = P^{r1} \cdot P^{1s} = \frac{P^{1s}}{P^{1r}} = \frac{P^s}{P^r} \qquad . \tag{4.12}$$

Gleichung (4.12) offenbart, dass es prinzipiell genügt, die Preisniveaus aller Regionen $r = 1, \ldots, R$ zu kennen. Allerdings ist das Preisniveau P^r einer Region r für sich genommen nicht sehr aussagekräftig. Zweckmäßig sind nur die Relationen zweier Preisniveaus (P^s/P^r) zueinander, da diese letztlich die Kaufkraftparität zwischen den Regionen r und s widerspiegeln. Dass die Transitivitätsbeziehung aus (4.11) interregionale Preisvergleiche drastisch vereinfacht, betont u.a. van Yzeren (1956, S. 4). Schließlich genügt es, Kenntnis von $R - 1$ Preisniveaus zu haben, um die Kaufkraftparitäten zwischen allen betrachteten Regionen berechnen zu können.

Die besondere Bedeutung der Transitivitätseigenschaft ist vermutlich (auch) der Grund dafür, dass multilaterale Vergleiche häufig implizit als transitiv angesehen werden. In manchen Publikationen werden die Begriffe *multilateral* und *transitiv* sogar als äquivalente Bezeichnungen verwendet (vgl. z.B. Hill, 1997, S. 49), wenngleich diese Sichtweise nicht vollkommen richtig ist. Schließlich werden Kettenindizes im intertemporalen Kontext auch als multilaterale Methoden bezeichnet (vgl. Hill, 2001, S. 168), sie sind jedoch im Allgemeinen nicht transitiv. Entscheidend für den Zusammenhang zwischen multilateralen und zugleich transitiven Preisvergleichen ist aber die fehlende natürliche Ordnung der betrachteten Regionen. Jede Region lässt sich sinnvoll mit jeder anderen Region vergleichen. Damit die Gesamtheit all dieser Vergleiche intern konsistent sind, müssen die Preisvergleiche zwingend transitiv sein. Daher müssen auch die methodischen Instrumente zur Berechnung multilateraler Vergleiche transitiv sein.

4.2.2 Basisinvarianz

Eine andere in der Literatur häufig anzutreffende Eigenschaft ist die *Basisinvarianz*. Die Forderung der Basisinvarianz ist erfüllt, wenn multilaterale Preisindizes unabhängig von der Wahl einer bestimmten Referenzregion (Basis) sind. Die Wahl einer (beliebigen) Referenzregion sollte nicht den Status einer *zentralen* Bezugsregion einnehmen, sondern lediglich die Funktion eines *numéraire* erfüllen. Diese Eigenschaft ist eng verknüpft mit der zuvor erläuterten Eigenschaft der Transitivität. Multilaterale Preisindizes, welche die Eigenschaft der Basisinvarianz erfüllen, sind im Allgemeinen gleichzeitig auch transitiv. Diese Beziehung gilt allerdings nicht im Umkehrschluss: Transitive Preisindizes sind nicht notwendigerweise auch basisinvariant. Allerdings wird der Zusammenhang zwischen beiden Eigenschaften in der Literatur meist nur unzureichend aufgearbeitet.

In bilateralen Vergleichen ($R = 2$) ist die Forderung der Basisinvarianz gleichbedeutend mit dem in Gleichung (4.9) formulierten Ortsumkehrtest (vgl. Maaß, 1978, S. 148; Kravis, Heston und Summers, 1982, S. 71f). In multilateralen Vergleichen macht die Forderung der Basisinvarianz eine allgemeinere Darstellungsweise erforderlich. Maaß (1978, S. 148f) versucht diese Zusammenhänge formal auszudrücken. Sei l^* eine spezifische zentrale Referenzregion.[6] Dann können für alle paarweisen Vergleiche, P^{rs}, zweier Regionen $r, s = 1, \dots, R$ Vergleichskennzahlen definiert werden als

$$P^{rs(l^*)} = P^{rl^*} \cdot P^{l^*s} = \frac{P^{l^*s}}{P^{l^*r}} \qquad , \tag{4.13}$$

[6] Grundsätzlich ist nicht näher bestimmt, ob die Referenzregion eine Region aus der Menge aller betrachteten Regionen ($l^* \in \{1, \dots, R\}$) ist (*interne* Region) oder aber eine *künstliche* Region darstellt, die entweder nicht Element aller betrachteten Regionen ist ($l^* \notin \{1, \dots, R\}$) oder aus dem Durchschnitt mehrerer Regionen hervorgeht.

wobei die zusätzliche Indizierung (l^*) zum Ausdruck bringt, dass alle bilateralen Vergleiche zwischen zwei beliebigen Regionen r und s über die Referenzregion l^* zustande kommen. Im Unterschied zu Gleichung (4.6) wird laut Maaß (1978, S. 149) in Gleichung (4.13) eine „künstliche" Transitivität geschaffen, da die Ergebnisse der Kaufkraftparitäten, $P^{rs(l^*)}$, davon beeinflusst werden, welche Region als Referenzregion definiert wird. Lippe (2007, S. 511) spricht in diesem Zusammenhang von *schwacher* Transitivität, wenn die Lösungen multilateraler Indizes von der Wahl einer bestimmten Verbindungsregion, l^*, abhängig sind und somit die Basisinvarianz verletzen.

Wenn die Ergebnisse der bilateralen Vergleiche hingegen unabhängig von der gewählten Referenzregion wären, dann sollte für alle $l^* = 1, \ldots, R$ gelten:

$$P^{rs(1)} = P^{rs(2)} = \ldots = P^{rs(R)} = P^{rs} \qquad . \tag{4.14}$$

Für jeden bilateralen Vergleich resultiert derselbe Indexwert: P^{rs}. Aus (4.14) lässt sich unmittelbar erkennen, dass Gleichung (4.6) und (4.13) für $P^{rs(l^*)} = P^{rs}$, $\forall\, l^*$ vollkommen identisch sind. Letztlich stellt die Basisinvarianz sicher, dass jede Region eines multilateralen Vergleichs gleich behandelt wird. In diesem Fall spricht Lippe (2007, S. 511) von *strikter* Transitivität.

Multilaterale Preisindizes, die nicht basisinvariant sind, spielen für multilaterale Vergleiche im Grunde genommen keine Rolle. Nichtsdestotrotz existieren Beispiele, in denen die Ergebnisse eines multilateralen Preisvergleich von der Wahl einer bestimmten Referenzregion abhängen. Lippe (2007, S. 534ff) fasst diese Art von Indizes unter dem Begriff *Central Country Method (CCM)* zusammen, Kravis, Heston und Summers (1982, S. 75f) sprechen dagegen von *Selective Sets of Binary Comparisons*. Lippe (2007, S. 534) demonstriert die Konsequenzen aus der Verletzung der Basisinvarianz beispielhaft anhand eines Laspeyres-Index, $P_{\text{La}}^{rs(l^*)}$, der über eine spezifische Referenzregion (l^*) berechnet wird. Mit Gleichung (4.13) ergibt sich dann:

$$P_{\text{La}}^{rs(l^*)} = \frac{P_{\text{La}}^{l^*s}}{P_{\text{La}}^{l^*r}} = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^s\, x_i^{l^*}}{\sum_{i=1}^{N} p_i^{l^*}\, x_i^{l^*}} \Bigg/ \frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^r\, x_i^{l^*}}{\sum_{i=1}^{N} p_i^{l^*}\, x_i^{l^*}} = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^s\, x_i^{l^*}}{\sum_{i=1}^{N} p_i^r\, x_i^{l^*}} = P_{\text{Lo}}^{rs} \qquad . \tag{4.15}$$

Dabei stellt sich heraus, dass $P_{\text{La}}^{rs(l^*)}$ letztlich nichts anderes als ein Lowe-Index (3.15), P_{Lo}^{rs}, mit der Referenzregion $b = l^*$ ist. Es ist leicht zu erkennen, dass $P_{La}^{rs(l^*)} = P_{Lo}^{rs}$ von den Mengen $x_i^{l^*}$ der Referenzregion (l^*) abhängig ist und daher nicht basisinvariant sein kann. Je nach Wahl der Referenzregion l^* resultiert ein anderer Indexwert für $P_{\text{La}}^{rs(l^*)}$.[7]

Obschon die Ergebnisse des Laspeyres-Index, $P_{\text{La}}^{rs(l^*)}$, von einer bestimmten Referenzregion abhängig sind, erfüllen sie dennoch den Transitivitätstest. Angenommen man interessiert sich für einen multilateralen Vergleich dreier beliebiger Regionen r, s und t.

[7] Lippe (2007, S. 535f) zeigt, dass ähnliche Überlegungen wie in (4.15) auch für die Indizes nach Paasche oder Fisher angestellt werden können.

Ferner sei l^* eine beliebige gemeinsame Referenzregion aller bilateralen Vergleiche. Dann lässt sich zeigen, dass die Laspeyres-Indizes gemäß Gleichung (4.15) transitiv im Sinne von Gleichung (4.6) sind:

$$P_{La}^{rs(l^*)} = P_{Lo}^{rs} = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^s \, x_i^{l^*}}{\sum_{i=1}^{N} p_i^r \, x_i^{l^*}} = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^t \, x_i^{l^*}}{\sum_{i=1}^{N} p_i^s \, x_i^{l^*}} \Bigg/ \frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^t \, x_i^{l^*}}{\sum_{i=1}^{N} p_i^r \, x_i^{l^*}} = \frac{P_{Lo}^{ts}}{P_{Lo}^{tr}} = \frac{P_{La}^{ts(l^*)}}{P_{La}^{tr(l^*)}} \quad . \tag{4.16}$$

Allerdings wird die Transitivität in Gleichung (4.16) künstlich durch Definition einer bestimmten Referenzregion erzeugt. Das Beispiel des Laspeyres-Index, $P_{La}^{rs(l^*)}$, macht deutlich, dass allein aus der Tatsache, dass ein Preisindex transitiv ist, noch nicht geschlossen werden kann, dass dieser auch basisinvariant ist.

4.2.3 Charakteristizität

Der Begriff *Charakteristizität* wurde erstmals von Drechsler (1973, S. 19) eingeführt und wird seither in der Literatur weitgehend so übernommen. Im Allgemeinen fordert diese Eigenschaft, dass einzelne bilaterale Vergleiche, P^{rs}, ausschließlich auf Basis der Preis- und Mengeninformationen berechnet werden sollen, welche charakteristisch für die betrachteten Regionen sind. Anders ausgedrückt bedeutet dies, dass nur die Informationen der beiden zugrunde liegenden Regionen in die Berechnung eines Preisindex einfließen dürfen. Drechsler veranschaulicht diese Forderung anhand des folgenden Beispiels:

> *„In a Netherlands-Belgium quantity comparison, for instance, this requirement is completely satisfied if Dutch prices, Belgian prices or average Dutch-Belgian prices are used as weights. Average EEC weights are not fully characteristic for a Netherlands-Belgium comparison, and average European weight even less. [...] their use would amount the to the same as if in the case of the computation of a 1971-1970 inter-temporal index 1920 (or 2020) prices were used.“*
> *(Drechsler, 1973, S. 19)*

Drechsler konstatiert, dass die Eigenschaften *Transitivität* auf der einen Seite und *Charakteristizität* auf der anderen Seite inkompatibel miteinander sind:

> *„To be characteristic requires that each bilateral comparison ignore the 'outside world'. However, the 'outside world' is always something else from bilateral comparison to bilateral comparison; and if one uses different weights, i.e. different yardsticks in each bilateral comparison, one cannot expect the requirement of circularity to be met.“*
> *(Drechsler, 1973, S. 20)*

Eine formale Beweisführung ist an dieser Stelle nicht nötig. Es genügt auf die allgemeinen Definitionen bilateraler sowie multilateraler Preisindexfunktionen zurück zu blicken. Aus Gleichung (3.1) ist bekannt, dass bilaterale Preisindexfunktionen, $\ddot{P}^{rs}$, einzig aus den Preis- und Mengeninformationen der jeweils betrachteten Regionen berechnet werden. Somit sind bilaterale Preisindizes per definitionem maximal charakteristisch. Im Vergleich dazu werden multilaterale Preisindizes gemäß Gleichung (4.3) auf Basis der Informationen aller Regionen bestimmt. Das heißt, dass in jeden paarweisen Vergleich P^{rs} zweier Regionen r und s nicht nur die Informationen dieser beiden Regionen einfließen, sondern gleichzeitig auch die aller anderen Regionen $l = 1, \ldots, R;\ \ l \neq r, s$. Balk (2008, S. 235f) zeigt formal, weshalb diese beiden Eigenschaften nicht in Einklang zu bringen sind. Wenn multilaterale Vergleiche zwingend transitiv sein sollen, dann muss, so Balk, die Eigenschaft maximaler Charakteristizität geopfert werden. Bereits an früherer Stelle wurde erläutert, dass alle im weiteren Verlauf vorgestellten multilateralen Methoden den Transitivitätstest erfüllen. Dies impliziert, dass keine dieser Methoden vollkommen charakteristisch ist. Tatsächlich versuchen die in dieser Arbeit vorgestellten Methoden den Grad der Charakteristizität lediglich zu optimieren.

4.2.4 Repräsentativität

Die Eigenschaft der *Repräsentativität* versucht der Bedeutung einzelner Güter in einer bestimmten Region gerecht zu werden. Ein Gut gilt in einer bestimmten Region als repräsentativ, wenn dieses Gut einen hohen Anteil der Gesamtausgaben aller Güter ausmacht. Diese Eigenschaft ist deshalb so bedeutend, weil repräsentative Produkte in der Regel günstiger sind als weniger repräsentative Produkte. Daher prägen repräsentative Güter das vorherrschende Preisniveau einer Region stärker, als Güter die kaum eine Rolle im Warenkorb einer Region spielen. Weil repräsentative Güter die *wahren* Verbrauchsstrukturen und damit auch das Preisniveau einer Region besser widerspiegeln, bezeichnet Maaß (1978, S. 148) solche Güter auch als *Preisrepräsentanten*. Wird dieses Kriterium bei der Berechnung von Preisvergleichen vernachlässigt, können signifikante Verzerrungen der berechneten Preisniveaus resultieren (Eurostat, 2006, S. 36f). In der Praxis spielt die Repräsentativität von Gütern insbesondere für Preisvergleiche innerhalb elementarer Güterkategorien eine wichtige Rolle.[8]

Es sei an dieser Stelle angemerkt, dass die Begriffe Repräsentativität und Charakteristizität nicht synonym zu verwenden sind. Es ist wichtig, beide Termini voneinander zu

[8]Elementare Güterkategorien (engl.: *Basic Heading*) bilden die unterste Ebene der Güteraggregation (Elementarebene) und vereinen in der Regel mehrere, meist homogene, Güter. Für die einzelnen Güter innerhalb dieser Kategorie stehen keine Angaben zu den jeweils umgesetzten Mengen der jeweiligen Güter zur Verfügung. Für die Güterkategorien als solches hingegen sehr wohl. Aus diesem wird die Berechnung von Preisvergleichen häufig in zwei Stufen durchgeführt: der Aggregation unterhalb und oberhalb der elementaren Güterkategorien (vgl. Kap. 4.3).

unterscheiden. Ein Preisvergleich wird genau dann als charakteristisch bezeichnet, wenn dieser *ausschließlich* Güterinformationen (Preise und Mengen) der beiden zu vergleichenden Regionen r und s beinhaltet. Dagegen bezeichnet man einen Preisvergleich als repräsentativ, wenn in diesem berücksichtigt wird, ob die zugrunde gelegten Güter typisch für die Konsumgewohnheiten in mindestens einer der beiden Regionen sind. Angenommen man vergleicht die Preise und umgesetzten Mengen einer bestimmten Güterauswahl zwischen zwei beliebigen Regionen. Einige dieser Güter sind in Region r oder in Region s repräsentativ, andere in beiden und wiederum andere in keiner der beiden Regionen. Während ein charakteristischer Preisvergleich auf Grundlage aller Güterinformationen $i = 1, \ldots, N$ berechnet wird, die aus genau diesen beiden Regionen stammen, schließt ein repräsentativer Vergleich nur jene Produkte in die Berechnung mit ein, die in einer Region bzw. in beiden Regionen repräsentativ sind. Die Anzahl repräsentativer Güter ist somit eine Teilmenge aller Güter.

4.2.5 Unverzerrtheit (Gerschenkron-Effekt)

Ein bekanntes Phänomen der intertemporalen Indextheorie besteht darin, dass für Preisindizes tendenziell höhere Werte resultieren, wenn die Mengen bzw. Ausgaben der Basisperiode als Gewichte herangezogen werden. Dieser Zusammenhang ist dadurch zu erklären, dass Preise und Mengen in der Regel negativ korreliert sind. Konsumenten tendieren im Zeitverlauf dazu, relativ mehr (weniger) Gütereinheiten von Produkten zu kaufen, die verhältnismäßig preiswert (teuer) sind (Lippe, 2007, S. 515). Teure Güter werden durch preiswertere Güter substituiert. Diese Wechselwirkung zwischen Preisen und Mengen hat weitreichende Konsequenzen für die Indizes von Laspeyres und Paasche.

Der Laspeyres-Index (3.13) berücksichtigt nur die Ausgabenanteile der Basisperiode. Steigt nun der Preis eines Gutes i von Periode $t = 0$ zu Periode $t = 1$, so steigt auch der Wert der Preisrelation (p_i^1/p_i^0). Umgekehrt verhält es sich mit den Mengen des entsprechenden Gutes. Tendenziell sinkt die Menge von Gut i infolge der Preisveränderung im Zeitverlauf. Da der Laspeyres-Index die Preisrelationen, (p_i^1/p_i^0), nur mit Ausgabenanteilen der Basisperiode gewichtet, erhalten *Preissteigerungen* ein zu hohes Gewicht, wodurch die eigentliche Preisentwicklung häufig *überschätzt* wird. Gleichzeitig werden *Preisrückgänge* zu gering gewichtet, da der von den sinkenden Preisen induzierte Mengenanstieg nicht erfasst wird. Auch in diesem Fall wird die Preisentwicklung überschätzt.

Der Paasche-Index (3.14) - geschrieben in harmonischer Gewichtung - gewichtet die Preisrelationen, (p_i^1/p_i^0), dagegen nur auf Basis der Mengen der Berichtsperiode (Vergleichsperiode), was dazu führt, dass die Preisentwicklung häufig *unterschätzt* wird. Zwar berücksichtigt Paasches Index den durch einen Preisanstieg bzw. -rückgang hervorgerufenen Rückgang bzw. Anstieg der entsprechenden Gütermengen, jedoch geht man in diesem

Fall fälschlicherweise davon aus, dass die Mengen, die nach der Substitution konsumiert wurden, bereits in der Basisperiode (sprich *vor* der Substitution) konsumiert wurden. Ein Preisanstieg wird daher meist zu gering gewichtet, umgekehrt wird ein Preisrückgang zu hoch gewichtet.

Insgesamt gesehen resultieren infolge von Substitutionseffekten in der Regel für den Laspeyres Index höhere Werte als für den Paasche Index. Aufgrund ihres einseitigen Gewichtungsschemas sind weder der Laspeyres- noch der Paasche-Index in der Lage, Mengen- bzw. Preisveränderungen angemessen zu berücksichtigen. Dieses „Phänomen“ wird üblicherweise als Substitutionsverzerrung oder *Gerschenkron-Effekt* bezeichnet. Der Ökonom Alexander Gerschenkron (1947, S. 219ff) stellte in seinen Untersuchungen zur Entwicklung industrieller Produktion in der Sowjetunion fest, dass intertemporale Mengenindexzahlen eine signifikante Verzerrung nach oben aufwiesen, wenn in der Berechnung ausschließlich die Preise neuer Industriegüter aus dem ersten Jahr ($t = 0$) als Gewichte für die Schätzung des industriellen Produktionswachstums herangezogen wurden (Laspeyres-Indizes). Gerschenkron führte diese Beobachtung darauf zurück, dass die Produktion neuer Industriegüter generell im ersten Jahr relativ ineffizient und mit hohen Kosten verbunden ist.

Formal lassen sich Gerschenkrons Beobachtungen leicht nachvollziehen. Ähnlich wie der Preisindex von Laspeyres berücksichtigt auch der Laspeyres Mengenindex (gewogene Schreibweise)

$$\ddot{X}^{rs}_{\mathrm{La}} = \sum_{i=1}^{N} \frac{v_i^0}{V^0} \left(\frac{x_i^1}{x_i^0} \right) \tag{4.17}$$

nur die Ausgabenanteile, v_i^0/V^0, der Basisperiode. Da aber gerade die Ausgaben neuer Industriegüter in der Basisperiode besonders hoch sind, wird das Produktionswachstum, (x_i^1/x_i^0), dieser Güter sehr hoch gewichtet. Dagegen wird das Produktionswachstum älterer Industriegüter, deren Produktionskosten wesentlich niedriger ausfallen, zu gering gewichtet. Letztlich führt die Berechnung des Laspeyres-Mengenindex zu einer Überschätzung des Produktionsveränderung. Würde man stattdessen den Paasche-Mengenindex zur Berechnung der Produktionsentwicklung heranziehen, ließen sich genau umgekehrte Schlüsse ziehen.

Auf ganz ähnliche Zusammenhänge stößt Gerschenkron auch in interregionalen Vergleichen. Gerschenkron untersucht einige Jahre später die Entwicklung produzierter Mengen in den USA und der Sowjetunion. Die aggregierte Produktionsentwicklung erfasst Gerschenkron in Form von Mengenindizes:

> *„Industrialization may be defined as a process of changing scarcity relations. The quantity of highly fabricated goods is likely to increase more rapidly than the goods of low fabrication, and the former tend continually to become cheaper*

in terms of the latter. This implies that, in using weights of a less advanced country, a relatively high weight is imputed to the more rapidly expanding component of total output. Conversely, using weights of a more advanced country means imputing a relatively low weight to the more rapidly expanding component of total output."
(Gerschenkron, 1962, S. 250f)

Diese Überlegungen lassen sich leicht auf Preisindizes übertragen. Hierzu nehme man an, dass die höher entwickelte Region (*more advanced country*) den Status der Basisregion r einnimmt, während die weniger entwickelte Region als Vergleichsregion s fungiert. Die höher entwickelte Region produziert - wie in den Untersuchungen Gerschenkrons - eine größere Menge von Gütern mit einem hohen industriellen Fabrikationsgrad (*highly fabricated goods*) als die Vergleichsregion. Gleichzeitig sind die Preise für diese hochwertigeren Güter in der Basisregion geringer als in der Vergleichsregion, da die Produktionskosten geringer sind. Güter mit einem geringeren industriellen Fabrikationsgrad werden dagegen in einem größeren Umfang und zu geringeren Preisen von der Vergleichsregion s produziert.

Zöge man nun die Preisindexfunktion von Laspeyres (3.13) zur Berechnung der Preisunterschiede zwischen beiden Regionen heran, so würden die Preisunterschiede zwischen beiden Regionen überschätzt werden, da die größeren Preisrelationen, (p_i^s/p_i^r), also die Preisrelationen derjenigen Güter mit einem hohen industriellen Fabrikationsgrad (große Produktionsmenge in Basisregion), stärker gewichtet werden. Die kleineren Preisrelationen, also die Preisrelationen derjenigen Güter mit einem geringen industriellen Fabrikationsgrad (geringe Produktionsmenge in Basisregion), werden dagegen weniger stark gewichtet. Im Unterschied zu Laspeyres würde der Paasche-Index die Preisunterschiede beider Regionen unterschätzen, da dieser lediglich die Produktionsmengen der Vergleichsregion berücksichtigt. Während die Preisrelationen der Güter mit einem hohen industriellen Fabrikationsgrad zu gering gewichtet werden, fallen die Preisrelationen der Güter mit einem geringen industriellen Fabrikationsgrad stärker ins Gewicht.

Im Endeffekt resultieren infolge des Gerschenkron Effekts nach oben verzerrte Laspeyres-Indizes und nach unten verzerrte Paasche-Indizes. Zwar ist es laut Drechsler (1973, S. 20) in gewissem Maße willkürlich, in diesem Zusammenhang von verzerrten Indizes zu sprechen, da es keinen formalen Beweis hierfür geben kann. Dennoch scheint diese Bezeichnung intuitiv sinnvoll zu sein. Für die meisten bekannten bilateralen und auch multilateralen Methoden resultieren Indexwerte, welche zwischen den Indizes nach Laspeyres und Paasche liegen, da deren Gewichte nicht nur Informationen aus einer Region berücksichtigen. Daher ist es in der Literatur im Allgemeinen anerkannt, von unverzerrten Indexzahlen zu sprechen, wenn deren Berechnungsergebnisse zwischen denen des Laspeyres- und Paasche-Index liegen. Hingegen spricht man von verzerrten Indizes, wenn sie dazu neigen, sehr ähnliche Resultate wie Laspeyres oder Paasche zu liefern.

Diese Überlegungen gelten im Allgemeinen auch für multilaterale Vergleiche, wenngleich multilaterale Vergleiche dadurch erschwert werden, dass die Informationen von $R > 2$ Regionen in die Berechnungen einfließen. Verzerrungen dieser Art treten besonders dann auf, wenn die verglichenen Regionen sich erheblich hinsichtlich ihrer Größe (z.B. gemessen am Bruttoinlandsprodukt) unterscheiden.

4.2.6 Additivität

In praktischen Anwendungen erweist es sich häufig als nützlich, wenn nicht nur Gesamtaggregate (z.B. das BIP), sondern auch Teilaggregate (z.B. einzelne Komponenten des BIPs, wie die Konsum- oder Investitionsausgaben) zwischen verschiedenen Regionen verglichen werden können. Theoretisch sind sehr viele verschiedene Untergliederungen eines Gesamtaggregates denkbar. Unabhängig davon, in wie viele Teilaggregate ein Gesamtaggregat unterteilt wird, wäre es wünschenswert, wenn die Summe der Teilaggregate genau zu demselben Wert führt, wie das Gesamtaggregat. Genau dies fordert die Eigenschaft *additiver* multilateraler Vergleiche.

Formal lässt sich die Forderung additiver Vergleiche wie folgt herleiten. Der Gesamtwert eines Aggregates einer Region r ergibt sich aus der Summe der Ausgaben der einzelnen Güter $i = 1, \ldots, N$ dieser Region ($V^r = \sum_{i=1}^{N} p_i^r x_i^r$). Möchte man die (nominalen) Wertunterschiede zwischen zwei Regionen r und s vergleichen, so lassen sich diese als Wertmesszahl V^s/V^r ausdrücken. Häufig wird in diesem Zusammenhang gefordert, dass sich die Wertmesszahl in eine Preis- und Mengenkomponente zerlegen lässt. Erst dadurch ist es möglich zu beurteilen, welcher Anteil der Wertunterschiede auf Preisunterschiede zurückgeführt werden kann und welcher Anteil durch die Unterschiede der umgesetzten Mengen in zwei Regionen zu erklären ist (Reichelt, 1988, S. 1). Formal ist diese Forderung gleichbedeutend damit, dass sich die Wertmesszahl, V^s/V^r, zweier Regionen r und s als Produkt aus den entsprechenden bilateralen Vergleichskennzahlen, P^{rs} bzw. X^{rs}, schreiben lässt, also

$$\frac{V^s}{V^r} = P^{rs} \cdot X^{rs} \qquad . \tag{4.18}$$

Multilaterale Preisindizes erfüllen die Transitivitätsbedingung, sofern die Vergleichskennzahlen P^{rs} auch als Relation der regionalen Preisniveaukennzahlen, P^s/P^r, darstellbar sind. Selbiges muss auch für die bilateralen Vergleichskennzahlen X^{rs} gelten. Einsetzen von (4.11) in (4.18) liefert nach wenigen Umformungen

$$X^{rs} = \frac{V^s/P^s}{V^r/P^r} = \frac{V^s/P^s}{V^l/P^l} \cdot \frac{V^l/P^l}{V^r/P^r} = X^{rl} \cdot X^{ls} \qquad , \tag{4.19}$$

wobei $l = 1, \ldots, R$ erneut die Funktion einer beliebigen Verbindungsregion einnimmt. Damit folgt aus der Transitivität der bilateralen Vergleichskennzahlen P^{rs}, dass auch die bilateralen Vergleichskennzahlen X^{rs} transitiv sind. Analog zu (4.11) lassen sich dann für alle Regionen $r = 1, \ldots, R$ individuelle Mengenniveaukennzahlen $X^1, X^2, \ldots, X^R$ finden, sodass für alle paarweisen Vergleiche X^{rs}

$$X^{rs} = \frac{X^s}{X^r} \qquad (r, s = 1, \ldots, R) \tag{4.20}$$

gilt. Dadurch kann die multilaterale Zerlegung in (4.18) auch in Form von

$$\frac{V^s}{V^r} = \frac{P^s}{P^r} \cdot \frac{X^s}{X^r} \tag{4.21}$$

geschrieben werden. Alle Relationen in Gleichung (4.21) sind transitiv. Aus diesem Grund existiert für alle Regionen ein gemeinsamer Proportionalitätsfaktor κ, sodass für eine beliebige Region r

$$V^r = \kappa\, P^r\, X^r \qquad (r = 1, \ldots, R) \tag{4.22}$$

gilt. Folglich ergibt sich der nominale Gesamtwert, V^r, einer Region r im multilateralen Kontext aus dem Produkt des Preis- und Mengenniveaus dieser Region sowie dem gemeinsamen Proportionalitätsfaktor κ. Um den realen Wert des Gesamtaggregates beurteilen zu können, ist es nötig den nominalen Wert, V^r, um das Preisniveau von Region r zu bereinigen. Umstellen von Gleichung (4.22) liefert

$$\kappa\, X^r = \frac{V^r}{P^r} \qquad (r = 1, \ldots, R). \tag{4.23}$$

Demnach ergibt sich der reale Wert eines Gesamtaggregates, $\kappa\, X^r$, in multilateralen Vergleichen stets aus dem mit der Preisniveaukennzahl, P^r, bereinigten Nominalwert, V^r, des Gesamtaggregates. Anhand dieser Realwerte ist es beispielsweise möglich, das reale Produktionsniveau verschiedener Regionen oder Länder zu vergleichen. Möchte man dagegen nur einzelne Bestandteile des realen Gesamtaggregates vergleichen, muss sich das Gesamtaggregat, $\kappa\, X^r$, in mehrere reale Teilaggregate zerlegen lassen. Allerdings darf eine solche Zerlegung nicht den Realwert des Gesamtaggregates verändern, unabhängig davon, welche Unterteilung des Gesamtaggregates vorgenommen wird. Additiv ist ein multilateraler Vergleich letztlich nur dann, wenn die Summe aller denkbaren realen Teilaggregate stets dem Realwert des Gesamtaggregates entspricht.

Formal ausgedrückt erfüllt ein multilateraler Preisindex die Eigenschaft der Additivität, wenn sich der Realwert bzw. die Mengenniveaukennzahl, X^r, einer Region r aus der Summe der Einzelmengen x_i^r aller Güter $i = 1, \ldots, N$ in dieser Region ergibt. Laut Hill (1997, S. 50) verlangt die Additivität, dass die Einzelmengen aller R Regionen mit Hilfe eines für alle Regionen *gemeinsamen* Preisvektors $\pi = (\pi_1, \ldots, \pi_N)'$ vergleichbar gemacht werden. Für die Mengenniveaukennzahl einer beliebigen Region r bedeutet dies dann

$$X^r = \kappa \sum_{i=1}^{N} \pi_i \, x_i^r \qquad (r = 1, \ldots, R), \tag{4.24}$$

wobei κ eine frei wählbare Konstante bezeichnet (Hill, 1997, S. 50). Diese erfüllt lediglich den Zweck, die R Mengenniveaukennzahlen geeignet normieren zu können.

Die Bedeutung von (4.24) wird klar, wenn man die Menge von N Gütern in k disjunkte Teilmengen (Subgruppen) N_k zerlegt, so dass $N = \cup_{k=1}^{K} N_k$. Für jede dieser Teilmengen lässt sich analog zu (4.24) eine Mengenniveaukennzahl

$$X_{(k)}^r = \kappa \sum_{j=1}^{N_k} \pi_j \, x_j^r \qquad (r = 1, \ldots, R) \tag{4.25}$$

für jede Region r berechnen. Bildet man anschließend die Summe aus allen k Mengenniveaukennzahlen

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^{K} X_{(k)}^r &= \sum_{k=1}^{K} \kappa \sum_{j=1}^{N_k} \pi_j \, x_j^r \\ &= \kappa \sum_{j=1}^{N_1} \pi_j \, x_j^r + \kappa \sum_{j=1}^{N_2} \pi_j \, x_j^r + \ldots + \kappa \sum_{j=1}^{N_K} \pi_j \, x_j^r & (4.26) \\ &= \kappa \sum_{i=1}^{N} \pi_i \, x_i^r = \kappa \, X^r \qquad (r = 1, \ldots, R), & (4.27) \end{aligned}$$

erhält man wieder die Mengenniveaukennzahl in (4.24). Die einzelnen Mengenniveaukennzahlen der Subgruppen lassen sich demzufolge additiv zu der ganzheitlichen Mengenniveaukennzahl X^r aggregieren. Sakuma, Rao und Kurabayashi (2009) bezeichnen die Eigenschaft der Additivität in (4.24) als Matrixkonsistenz. Aus ihrer Sicht ist die Eigenschaft der Additivität nur dann erfüllt, wenn die Normierungskonstante den Wert $\kappa = 1$ annimmt. Balk (2008, S. 244) spricht in diesem Fall von strikt additiven multilateralen Vergleichen.

Neben den bisher erläuterten Eigenschaften, regt Diewert (1986, S. 35ff) zusätzliche wünschenswerte Eigenschaften für multilaterale Vergleiche an. Viele dieser Eigenschaften wurden ursprünglich als Tests bilateraler Indexfunktionen formuliert. Verglichen mit den bisherigen Eigenschaften multilateraler Preisindizes handelt es sich bei den meisten dieser Eigenschaften eher um mathematisch formalisierte Anforderungsapparate, denen multilaterale Preisindizes genügen sollen. Neben Diewert setzen sich auch die Arbeiten von Eichhorn und Voeller (1983), Balk (1989, S. 305ff), Balk (1996a, S. 210ff), Diewert (1999, S. 14ff) und Balk (2008, S. 251ff) intensiver mit dieser Thematik auseinander. Im Rahmen dieser Arbeit werden diese Eigenschaften nicht weiter vertieft.

Die in diesem Abschnitt behandelten Eigenschaften multilateraler Vergleiche haben haben deutlich gemacht, dass multilaterale Preisindizes nicht alle Eigenschaften simultan erfüllen können. Beispielsweise können multilaterale Vergleiche nicht transitiv *und* charakteristisch zugleich sein. Folglich kann es keine Methode für multilaterale Vergleiche geben, welche alle Bedingungen erfüllt. Vielmehr ist die Wahl einer bestimmten Methode das Ergebnis aus einem Kompromiss, bei welchem es gilt, die Auswahl wünschenswerter Eigenschaften zu optimieren. Die verschiedenen - in den Kapiteln 5 bis 8 behandelten - multilateralen Preisindizes (Aggregationsmethoden) werden dies zeigen. Hierzu ist es zunächst hilfreich, die verschiedenen multilateralen Verfahren geeignet zu klassifizieren. Der folgende Abschnitt widmet sich dieser Aufgabe. Darüber hinaus gehen die folgenden Ausführungen auf die verschiedenen Aggregationsebenen multilateraler Vergleiche ein.

4.3 Aggregationsebenen und Klassifizierung multilateraler Methoden

In der amtlichen Statistik dienen multilaterale Aggregationsmethoden dazu, die verfügbaren Preis- und Ausgabendaten *aller* betrachteten Regionen in geeigneter Weise zu aggregieren, um schließlich Aussagen über die Kaufkraftparitäten zwischen sämtlichen Regionen treffen zu können. Hierbei wird eine Auswahl repräsentativer und vergleichbarer Waren und Dienstleistungen in Betracht gezogen, die nach Möglichkeit ein breites Spektrum des (tatsächlich) konsumierten Warenkorbs abdecken soll. In internationalen Vergleichen orientiert sich die Auswahl der Güter im Warenkorb meist an den einzelnen Ausgabenkomponenten des Bruttoinlandsprodukts. Für jedes Land werden Preise und Ausgaben für sämtliche Güter im Warenkorb benötigt. Liegen diese Daten einmal vor, erfolgt die sich anschließende Aggregation aller Güterdaten jedoch nicht in einem einzelnen Berechnungsschritt, sondern ist vielmehr als zweistufiger Aggregationsprozess zu verstehen: Der Aggregation *unterhalb* und *auf* der Elementarebene.

Üblicherweise bezeichnet die Elementarebene die niedrigste Ebene der Güterklassifizierung, für die noch explizite Ausgabengewichte eines Warenkorbs verfügbar sind. Im englischen Sprachgebrauch ist diese Ebene unter dem Namen *Basic Heading Level* bekannt. Ein *Basic Heading* ist eine Güterkategorie, die durch eine Ansammlung mehrerer homogener Güter charakterisiert ist. Für jedes dieser homogenen Güter sind sehr detaillierte Produktinformationen bekannt. Ein mögliches Beispiel für eine solche homogene Güterkategorie ist das Gut Reis. Reis ist nicht gleich Reis, sondern liegt in den meisten Ländern in vielfältigen Varianten in den Verkaufsregalen, angefangen von Basmatireis und Jasminreis über Risottoreis und Patna-Reis bis hin zu Sushi-Reis und vielen mehr. Für jede dieser Reissorten liegen in der Regel lediglich Preisinformationen vor. Unbekannt sind dagegen die Informationen darüber, in welcher Menge die einzelnen Reissorten in verschiedenen Ländern konsumiert werden. Das bedeutet es gibt keine expliziten Ausgabengewichte für die einzelnen homogenen Güter einer Güterkategorie, an denen sich ermessen ließe, welche relative Bedeutung den einzelnen Gütern innerhalb der Güterkategorie zukommt. Erst für die gesamte Güterkategorie Reis steht diese Information zu Verfügung.

Insgesamt besteht die Elementarebene aus mehreren solcher Güterkategorien. Für jede einzelne dieser Kategorien existieren Informationen über die Höhe der Ausgaben in den betrachteten Regionen. Sie sind in der Regel ein Anhaltspunkt dafür, welche Bedeutung die einzelnen Güterkategorien in den betrachteten Regionen haben. Je mehr Ausgaben anteilig auf eine bestimmte Güterkategorie entfallen, desto größer ist der Stellenwert dieser Güterkategorie in der betreffenden Region. Auf der Elementarebene stehen folglich *explizite Ausgabengewichte* zur Verfügung, die der relativen Bedeutung der einzelnen Güterkategorien Rechnung tragen (Dalén, 1992, S. 129f).

Der Güteraggregation unterhalb der Elementarebene fehlt ein solches Kriterium. Die einzelnen Produkte innerhalb der Güterkategorien besitzen zunächst denselben Stellenwert. Wie aber lässt sich der Stellenwert solcher Güter adäquat messbar machen? Eurostat (2012, S. 189) verwendet in diesem Zusammenhang den Begriff von *Quasi-Ausgabengewichten*. Quasi-Ausgabengewichte berücksichtigen die Repräsentativität der homogenen Güter innerhalb der Güterkategorien. Repräsentative Güter sind typischerweise preiswerter als weniger repräsentative Güter. Daher wirken sich repräsentative Güter mindernd auf das Preisniveau einer Region aus. So ist beispielsweise zu vermuten, dass Sushi-Reis vor allem in Japan einen besonderen Stellenwert einnimmt, während Risottoreis eher in Italien als repräsentative Reissorte gelten dürfte. Patna-Reis ist dagegen in Indien die weiter verbreitete Reissorte, wohingegen Jasminreis typischer für den thailändischen Reiskonsum sein dürfte. Dementsprechend ist zu erwarten, dass die jeweiligen Reissorten in den Ländern besonders preiswert sind, in denen sie als typisches Konsumgut gelten.

Letztendlich stehen auf und unterhalb der Elementarebene unterschiedliche Güterinformationen zur Verfügung. Diese Informationen gilt es mit Hilfe geeigneter Methoden zu aggregieren, sodass am Ende Kaufkraftparitäten für alle betrachteten Regionen resultieren. Dabei beginnt die Berechnung der KKPs mit der Aggregation der verfügbaren Informationen unterhalb der Elementarebene. Die in diesem Schritt resultierenden KKPs der einzelnen Güterkategorien sind wiederum zentraler Bestandteil für den weiteren Aggregationsprozess auf der Elementarebene. Da auf der Elementarebene jeweils explizite Ausgabengewichte für die einzelnen elementaren Güterkategorien bekannt sind, können zusammen mit den jeweiligen KKPs schließlich gewichtete Gesamt-KKPs für alle Regionen ermittelt werden. Für beide Aggregationsebenen stehen dabei zahlreiche multilaterale Aggregationsmethoden bereit.

Welche dieser multilateralen Aggregationsverfahren eingesetzt werden sollten, ist seit einiger Zeit Bestandteil der wissenschaftliche Debatte. Dabei sind multilaterale Methoden keineswegs eine neuartige Erscheinung. Die Historie interregionaler Preismessung geht weit zurück.[9] Bereits in den 50er Jahren wurde nach Methoden gesucht, die sich dazu eignen, die Kaufkraftparitäten zwischen verschiedenen Ländern adäquat wiederzugeben. Seither findet eine rege Diskussion zwischen den Wissenschaftlern der verschiedenen internationalen Institutionen (wie beispielsweise Eurostat, OECD oder der Weltbank), den nationalen statistischen Ämtern und den Universitäten statt, welche Methode denn nun die „beste" bzw. „angemessenste" sei. Eine Antwort auf diese Frage bleibt bis heute aus, was unter anderem daran liegt, dass die einzelnen Methoden unterschiedliche Anforderungsprofile wünschenswerter Eigenschaften erfüllen. Welches Verfahren man letztlich zur Berechnung interregionaler Preisvergleiche heranzieht, ist daher maßgeblich davon abhängig, welche Anforderungen der Anwender an eine multilaterale Methode stellt.

Grundsätzlich unterliegen die bekannten multilateralen Aggregationsmethoden bestimmten (allgemeinen) Konstruktionsprinzipien, die es erlauben, die Vielzahl der verschiedenen Methoden geeignet zu klassifizieren. Entsprechend dieser Konstruktionsprinzipien lassen sich die folgenden methodischen Ansätze ableiten:

- Gini-Eltetö-Köves-Szulc (GEKS) Ansatz
- Verkettungsansatz
- Standardisierungsansatz
- Regressionsansatz

Der *GEKS-Ansatz* verfolgt eine zweistufige Strategie. Auf der ersten Stufe werden alle potenziellen bilateralen Preisindizes $\ddot{P}^{rs}$ *direkt* über konventionelle bilaterale Preisindexfunktionen berechnet. Da bilaterale Indizes in der Regel nicht transitiv sind, müssen diese auf der zweiten Stufe nachträglich angepasst werden. Erst durch diese Anpassung resultiert aus den zunächst intransitiven bilateralen Vergleichen ein System transitiver bilateraler Vergleichskennzahlen P^{rs}. Die Anpassung erfolgt dabei stets unter der Prämisse, möglichst geringe Abweichungen von den ursprünglichen bilateralen Indexzahlen zu verursachen.

Im Gegensatz zum GEKS-Ansatz versucht der *Verkettungsansatz* nur bestimmte bilaterale Preisvergleiche für ausgewählte Regionenpaare zu berechnen. Welche Regionenpaare dies im Einzelnen sind, ist abhängig von der Verlässlichkeit bzw. Ähnlichkeit zweier Regionen. Wie verlässlich ein Preisvergleich zwischen zwei Regionen wiederum ist, kann anhand bestimmter Kriterien gemessen werden. Sind die verlässlichsten Paarvergleiche einmal identifiziert, werden die weniger verlässlichen Vergleiche aussortiert. Durch Verknüpfung der verlässlichsten Paarvergleiche entsteht ein Netzwerk aus bilateralen Verbindungen, in

[9]Balk (2008, S. 42ff) gelingt es, die historische Entwicklung multilateraler Methoden auf einigen wenigen Seiten darzulegen. Dabei ist Balk vor allem darauf bedacht, neben dem wesentlichen methodischen Rüstzeug auch die Argumentationen und Überlegungen der Schöpfer der jeweiligen Methoden angemessen zu dokumentieren.

welchem sämtliche Regionen miteinander verkettet sind. Weniger verlässliche bilaterale Paarvergleiche werden dabei indirekt durch multiplikative Verkettung der verlässlichen Vergleiche ermittelt. Dieses Vorgehen stammt ursprünglich aus der Graphentheorie und baut auf dem Prinzip sogenannter Spannbäume (engl.: *Spanning Trees*) bzw. Gerüste auf. Erstmalig bringt Hill (1999a,b) die Verkettung von Indexzahlen mit dem graphischen Konzept von Gerüsten in Verbindung.

Das dritte Konstruktionsprinzip basiert auf dem sogenannten *Standardisierungsansatz*. Anders als die beiden erstgenannten Konstruktionsprinzipien verzichtet dieser Ansatz darauf, zunächst intransitive bilaterale Preisvergleiche zu berechnen. Stattdessen wird für jede Region ein eigenes Preisniveau P^r aus dem Durchschnittswert der verfügbaren Preis- und Mengeninformationen aller Güter berechnet. Grundsätzlich baut dieses Prinzip daher auf der Idee bilateraler GUV-Indizes auf (vgl. Kapitel 3.4.2). In diesem Zusammenhang wurde bereits eingehend darauf hingewiesen, dass die Berechnung von Durchschnittswerten äußerst heterogener Güter nur dann zulässig ist, wenn sich diese sinnvoll aggregieren lassen. Der Standardisierungsansatz macht daher von der Idee Gebrauch, die heterogenen Güter des betrachteten Warenkorbs zunächst mit Hilfe von Transformationsfaktoren π_i in eine gemeinsame Standardeinheit umzurechnen. Anschließend werden die transformierten Preise und Mengen zu regionalen Preisniveaukennzahlen zusammengefasst. Die auf diese Weise entstandenen Preisniveaukennzahlen sind unmittelbar transitiv und bedürfen keiner nachträglichen Anpassung. Einige sehr prominente multilaterale Aggregationsverfahren, wie z.B. die Geary-Khamis-Methode, sind Vertreter dieses Ansatzes. Im Wesentlichen unterscheiden sich die einzelnen Mitglieder dieser Klasse nur darin, wie die Transformationsfaktoren im Einzelnen ermittelt werden.

Der *Regressionsansatz* hingegen schätzt die KKPs zwischen den Regionen auf Basis von Regressionsmodellen. Daher ist dieser Ansatz weniger als ein indextheoretisches Konzept zu verstehen. Vielmehr behandelt der Regressionsansatz die Berechnung von KKPs als inferenz-statistisches Schätzproblem. Der Vorteil dieser Herangehensweise besteht darin, dass für die geschätzten regionalen Preisniveaus gleichzeitig Varianzen resultieren, anhand derer sich die Verlässlichkeit der geschätzten Parameter beurteilen lässt.

Alle genannten Konstruktionsprinzipien haben gemeinsam, dass sie transitive Preisvergleiche für alle Regionenpaare produzieren. Aus Abschnitt 4.2 ist bereits bekannt, dass die Erfüllung der Transitivitätsbedingung gleichbedeutend damit ist, dass diese Vergleiche nicht vollkommen charakteristisch sind. In der Tat versuchen alle in den nachfolgenden Kapiteln vorgestellten Methoden den Grad der Charakteristizität lediglich zu optimieren. Dies gelingt einigen Methoden besser als anderen. Im Gegenzug erfüllen weniger charakteristische Methoden andere wünschenswerte Eigenschaften, die von Verfahren mit charakteristischeren Preisvergleichen überhaupt nicht erfüllt werden.

Welche Eigenschaften die jeweiligen Ansätze erfüllen, wird unter anderem Gegenstand der folgenden Kapitel sein. Darüber hinaus werden die unterschiedlichen Konstruktionsprinzipien multilateraler Methoden detailliert erläutert und die den jeweiligen Ansätzen zurechenbaren Vertreter näher vorgestellt. Hierbei gilt es zu beachten, dass für drei der vier Konstruktionsprinzipien formale Berechnungsmethoden für die Aggregation unterhalb und auf der Elementarebene existieren. Es bietet sich daher an, die Mitglieder der jeweiligen Ansätze innerhalb der einzelnen Kapitel entsprechend dieser beiden Aggregationsebenen zu unterteilen. Eine Zusammenstellung der meisten nachfolgend vorgestellten Methoden kann beispielsweise in den Arbeiten von van Yzeren (1983), Balk (1996a), Hill (1997), Diewert (1999), Lippe (2007, S. 516ff), Balk (2008, S. 252ff) oder Auer (2012) nachgeschlagen werden.

Kapitel 5

Der Gini-Eltetö-Köves-Szulc (GEKS) Ansatz

Die Erläuterungen aus Abschnitt 4.2 haben gezeigt, dass konventionelle bilaterale Preisindexfunktionen zwar perfekte Charakteristizität sicherstellen, aber im Gegensatz zu multilateralen Preisindizes nicht transitiv sind. Folgerichtig gilt daher

$$\ddot{P}^{rs} \neq P^{rs} = \frac{P^s}{P^r} \quad . \tag{5.1}$$

Bilaterale und multilaterale Indizes sind offenkundig unvereinbar, da sie nicht transitiv und charakteristisch zugleich sein können. Das Ziel muss daher lauten, einen Kompromiss zwischen beiden Anforderungen zu finden.

Einen Ausweg aus diesem Dilemma bietet der *GEKS-Ansatz*, der erstmalig von Gini (1931) vorgeschlagen wurden und erst einige Jahre später von den Autoren Eltetö und Köves (1964) sowie Szulc (1964) unabhängig voneinander erneut aufgegriffen wurde (vgl. auch Köves, 1983, S. 150ff).[1] Die GEKS-Methoden versuchen ein multilaterales System von Kaufkraftparitäten zu berechnen, das auf sämtlichen bilateralen Vergleichen bzw. Preisindizes basiert. Entscheidend ist hierbei, dass dieser Ansatz als zweistufiger Prozess aufgefasst werden muss. Im ersten Schritt werden für alle Regionenpaare r und s gewöhnliche bilaterale Indizes $\ddot{P}^{rs}$ berechnet. Folglich sind die Preisvergleiche bis zu diesem Zeitpunkt vollkommen charakteristisch. Erst in einem zweiten Schritt werden diese nachträglich korrigiert, sodass transitive Vergleichszahlen resultieren. Im Gegenzug wird der Verlust vollkommener Charakteristizität in Kauf genommen. Drechsler (1973, S. 28) beschreibt die GEKS-Methode daher wie folgt:

[1] Aus diesem Grund ist dieser Ansatz in der Literatur häufig unter der Bezeichnung der EKS-Methode zu finden. Da die ursprünglichen Überlegungen aber dem Verdienst Ginis zuzurechnen sind, wird dieser Ansatz im weiteren Verlauf als GEKS-Methode bezeichnet (Balk, 2008, S. 238). Biggeri, Ferrari und Lemmi (1987, S. 569) merken an, dass die GEKS-Methode bereits in Gini (1924) erstmalig auftaucht, wenngleich diese Arbeit in französischer Sprache verfasst wurde.

> „[...] a method by which circularity can be achieved paying the least possible price for it in respect of characteristicity. The least possible price here means that for the ensemble of the comparisons the deviations of the EKS indices from the binary [...] indices is minimized (least square method).“

Aus Drechslers Schilderungen ist bereits erkennbar, dass die GEKS-Methode letztlich auch als Minimierungsproblem im Sinne der Methode der kleinsten Quadrate (KQ-Methode) verstanden werden kann. Die KQ-Methode ist als Schätztechnik in Regressionsmodellen bekannt. Dass jedoch unmittelbare Zusammenhänge zwischen der GEKS-Methode sowie der KQ-Schätzung bestehen, wird in den folgenden Erläuterungen konkretisiert.

Die Grundidee des GEKS-Ansatzes ist es, bilaterale Indizes nachträglich zu *transitivieren.* Als Ausgangspunkt der weiteren Überlegungen dient Gleichung (5.1). Da $\ddot{P}^{rs} \neq P^s/P^r$, müssen bestimmte Faktoren ε^{rs} existieren, durch die die Diskrepanzen zwischen bilateralen und multilateralen Vergleichen für alle Regionenpaare ausgeglichen werden, sodass

$$\ddot{P}^{rs} = \frac{P^s}{P^r} \cdot \varepsilon^{rs} \qquad (r,s = 1,\ldots,R;\;\; r \neq s) \tag{5.2}$$

gilt. Durch Logarithmieren wird das multiplikative Modell aus Gleichung (5.2) in ein additives Modell

$$\ln \ddot{P}^{rs} = (\ln P^s - \ln P^r) + \ln \varepsilon^{rs} \qquad (r,s = 1,\ldots,R;\;\; r \neq s) \tag{5.3}$$

überführt. Gleichung (5.3) ist schließlich als Regressionsmodell[2] interpretierbar, welches die Abweichungen zwischen logarithmierten bilateralen und multilateralen Indizes ausdrückt. Umstellen und Quadrieren liefert die quadrierten logarithmierten Fehlerterme

$$(\ln \varepsilon^{rs})^2 = \Big(\ln \ddot{P}^{rs} - \ln P^s + \ln P^r\Big)^2 \qquad (r,s = 1,\ldots,R;\;\; r \neq s) \qquad , \tag{5.4}$$

sodass die Richtung der Abweichungen unerheblich wird. Um das gesamte Ausmaß aller Abweichungen zu quantifizieren, werden die Abweichungen aller Regionenpaare aufsummiert. Da es das Ziel sein muss, die Summe der Abweichungen zwischen den ursprünglichen ($\ln \ddot{P}^{rs}$) und den korrigierten ($\ln P^{rs} = \ln P^s - \ln P^r$) bilateralen Vergleichskennzahlen so gering wie möglich zu halten, lässt sich die Summe der kleinsten quadrierten Abstände als Minimierungsproblem formulieren:

$$\min_{P^1,\ldots,P^R} \sum_{r=1}^{R} \sum_{s=1}^{R} \Big(\ln \ddot{P}^{rs} - \ln P^s + \ln P^r\Big)^2 \qquad . \tag{5.5}$$

[2] Rao (2001b) und Rao und Timmer (2003) nutzen diese Darstellungsweise des GEKS-Ansatzes aus, um *verallgemeinerte* GEKS-Indizes zu definieren. Die Idee dieses Ansatzes wird an späterer Stelle in Abschnitt 5.1 erneut aufgegriffen.

Laut Kloek und Theil (1965, S. 542) existiert eine Lösung für das Optimierungsproblem in (5.5) unter der Nebenbedingung $\sum_{r=1}^{R} \ln P^r = 0, \; \forall \, r$.[3] Konkret lautet diese Lösung

$$\ln \widehat{P}^r = \frac{1}{R} \sum_{l=1}^{R} \ln \ddot{P}^{rl} \qquad , \tag{5.6}$$

wobei gemäß KQ-Methode alle $\ln \widehat{P}^r$ beste, unverzerrte Schätzer für die unbekannten Parameter $\ln P^r$ (logarithmierte Preisniveaus) sind. Die Fehlerterme $\ln \varepsilon^{rs}$ werden als normalverteilt angenommen, mit einem Erwartungswert von $E(\ln \varepsilon^{rs}) = 0$ sowie einer homoskedastischen Varianz $Var(\ln \varepsilon^{rs}) = \sigma^2$ (Rao und Timmer, 2003, S. 499). Aus (5.6) folgt für $(\ln \widehat{P}^s - \ln \widehat{P}^r)$

$$\begin{aligned} \ln \widehat{P}^s - \ln \widehat{P}^r &= \frac{1}{R} \sum_{l=1}^{R} \ln \ddot{P}^{sl} - \frac{1}{R} \sum_{l=1}^{R} \ln \ddot{P}^{rl} &\quad (5.7) \\ &= \frac{1}{R} \sum_{l=1}^{R} \left(\ln \ddot{P}^{sl} - \ln \ddot{P}^{rl} \right) &\quad (5.8) \\ &= \frac{1}{R} \sum_{l=1}^{R} \ln \left(\frac{\ddot{P}^{sl}}{\ddot{P}^{rl}} \right) &\quad (5.9) \end{aligned}$$

(vgl. Rao und Banerjee, 1986, S. 305f; Cuthbert und Cuthbert, 1988, S. 47f). Durch Exponieren von (5.9) erhält man dann ein multilaterales System von Vergleichskennzahlen, welches letztlich die Standardform der GEKS-Methode definiert:[4]

$$P^{rs}_{\text{GEKS}} = \frac{P^s}{P^r} = \prod_{l=1}^{R} \left(\frac{\ddot{P}^{sl}}{\ddot{P}^{rl}} \right)^{1/R} = \prod_{l=1}^{R} \left(\ddot{P}^{sl} \cdot \ddot{P}^{lr} \right)^{1/R} \qquad . \tag{5.10}$$

Die transitiven bilateralen Vergleichskennzahlen, P^{rs}_{GEKS}, der GEKS-Methode sind folglich ein ungewogenes geometrisches Mittel aller indirekten (verketteten) Vergleiche $(\ddot{P}^{sl} \cdot \ddot{P}^{lr})$ (*Brückenvergleiche*) zwischen den Regionen r, s und den jeweiligen Verbindungsregionen $l = 1, \ldots R$. Es wird schnell erkennbar, dass die GEKS-Paritäten nicht charakteristisch sein können, weil nicht nur Preise und Mengen der Regionen r, s in die Berechnung der

[3] Äquivalent hierzu ist $\prod_{r=1}^{R} P^r = 1$. Das bedeutet, dass für die generellen Preisniveaus aller Regionen ein eindeutiges proportionales Verhältnis bestimmt werden kann, sodass für *eine* bestimmte Konstellation das Produkt aller P^r Eins ergibt (Rao und Banerjee, 1986, S. 304f). Anders ausgedrückt sind also nicht die absoluten Preisniveaus entscheidend, sondern die Relationen aller P^r zueinander.

[4] Eine alternative Schreibweise dieser Formel ist

$$P^{rs}_{\text{GEKS}} = \left((\ddot{P}^{rs})^2 \cdot \prod_{\substack{l=1, \\ l \neq r,s}}^{R} \ddot{P}^{sl} \cdot \ddot{P}^{lr} \right)^{1/R}$$

(vgl. Kravis, Kenessey, Heston und Summers, 1975, S. 67; Kravis, Heston und Summers, 1982, S. 76).

Indizes eingehen, sondern zusätzlich Informationen aller Verbindungsregionen l. Unter der Prämisse transitiver Indizes wird die Forderung nach *perfekter* Charakteristizität durch die Zielsetzung ersetzt, einen möglichst hohen (*optimierten*) Grad der Charakteristizität zu realisieren (Balk, 2008, S. 239).

5.1 Aggregationsmethoden auf der Elementarebene

Bislang wurde nicht weiter spezifiziert, welchen Anforderungen die bilateralen Indexzahlen $\ddot{P}^{rs}$ genügen müssen. Gemäß Gini (1931, S. 10) und Rao und Banerjee (1986, S. 304) müssen diese lediglich ortsumkehrbar sein sowie $\ddot{P}^{rr} = 1,\ \forall\, r = 1, \ldots, R$ erfüllen. Einsetzen bilateraler Fisher-Indizes, $\ddot{P}^{rs}_{\text{Fi}}$, liefert beispielsweise die ursprüngliche Standardform der GEKS-Methode

$$P^{rs}_{\text{GEKS}_{\text{Fi}}} = \prod_{l=1}^{R} \left(\ddot{P}^{sl}_{\text{Fi}} \cdot \ddot{P}^{lr}_{\text{Fi}} \right)^{1/R} \qquad , \tag{5.11}$$

welche auf die namensgebenden Autoren dieses Ansatzes zurückzuführen ist. Von van Yzeren (1987, S. 62f) wird der Beweis erbracht, dass das Einsetzen von Laspeyres- bzw. Paasche-Indizes dieselben Resultate wie die Fisher-Indizes liefert, also $P^{rs}_{\text{GEKS}_{\text{Fi}}} = P^{rs}_{\text{GEKS}_{\text{La}}} = P^{rs}_{\text{GEKS}_{\text{Pa}}}$.

Caves, Christensen und Diewert (1982, S. 78ff) schlagen vor, den Fisher-Index durch einen Törnqvist-Index, $\ddot{P}^{rs}_{\text{To}}$, zu ersetzen, da dieser - wie auch Fishers Index - zu den superlativen Indizes zählt. Folgerichtig ergeben sich multilaterale - nach den Autoren benannte - CCD-Vergleichskennzahlen:[5]

$$P^{rs}_{\text{CCD}} = \prod_{l=1}^{R} \left(\ddot{P}^{sl}_{\text{To}} \cdot \ddot{P}^{lr}_{\text{To}} \right)^{1/R} \qquad . \tag{5.12}$$

Rein formal gesehen, können auch alternative bilaterale (nicht superlative) Preisindizes für $\ddot{P}^{rs}$ eingesetzt werden. Die GEKS-Methode fordert genau genommen nur, dass die verwendeten bilateralen Preisindizes charakteristisch und ortsumkehrbar sind.[6] Da viele bilaterale Preisindexformeln aus Kapitel 3 diesen Bedingungen genügen, lässt sich die Klasse potenzieller GEKS-Indizes deutlich erweitern.

Die bisherigen GEKS-Varianten in Gleichung (5.11) und (5.12) gewichten sämtliche Brückenvergleiche, $(\ddot{P}^{sl} \cdot \ddot{P}^{lr})$, gleich. Jeder Verbindungsregion $l = 1, \ldots, R$ wird dieselbe

[5] Rao und Selvanathan (1991, S. 298ff), Pilat und Rao (1991, S. 21f), Selvanathan und Rao (1992, S. 338) und Rao, Selvanathan und Pilat (1995, S. 354ff) leiten CCD-Indizes unter Verwendung eines stochastischen Ansatzes her.

[6] Alle anderen Einwände gegen bestimmte Indizes obliegen persönlichen Ansichten des Anwenders, die sich darauf stützen, welchen Tests bzw. wünschenswerten Eigenschaften oder ökonomischen Anforderungen bestimmte Indizes genügen sollen.

Bedeutung zugewiesen, unabhängig von der „Größe“ der jeweiligen Region. Denkbar ist aber auch, die Klasse der GEKS-Methode zu erweitern, indem man ein allgemeineres Gewichtungsschema zulässt. Dadurch ist es möglich, bestimmten Brückenvergleichen eine größere oder geringere Bedeutung zukommen zu lassen. In gewogener Schreibweise lässt sich die GEKS-Methode aus Gleichung (5.10) dann in Form von

$$P^{rs}_{\text{GEKS}} = \frac{P^s}{P^r} = \prod_{l=1}^{R} \left(\frac{\ddot{P}^{sl}}{\ddot{P}^{rl}} \right)^{\omega^l} = \prod_{l=1}^{R} \left(\ddot{P}^{sl} \cdot \ddot{P}^{lr} \right)^{\omega^l} \tag{5.13}$$

darstellen, wobei die Gewichte ω^l die Bedingung $\omega^l > 0,\ \forall\ l = 1, \ldots, R$ und die Normierungsbedingung $\sum_{l=1}^{R} \omega^l = 1$ erfüllen müssen.[7] Die normierten Gewichte lassen sich allgemein definieren als

$$\omega^l = \frac{g^l}{\sum\limits_{k=1}^{R} g^k} \quad . \tag{5.14}$$

Einsetzen der Gewichte $\omega^l = 1/R$ in (5.13) liefert die GEKS-Paritäten $P^{rs}_{\text{GEKS}_{\text{Fi}}}$ in (5.11) und P^{rs}_{CCD} in (5.12). Diewert (1986, S. 18f) bezeichnet diese Gewichte als *democratic weights*.

Alternativ können die Gewichte, ω^l, aber auch die *relative* Bedeutung einzelner Regionen widerspiegeln. Größere Regionen sind in der Regel dadurch charakterisiert, dass sie einen größeren Anteil an den Gesamtausgaben eines bestimmten Warenkorbs innehaben. Betrachtet man die Gesamtausgaben, $\mathbf{p^l} \cdot \mathbf{x^l},\ \forall\ l = 1, \ldots, R$, relativ zu den Gesamtausgaben aller Regionen, so werden Regionen mit einem geringeren Stellenwert gegenüber größeren Ländern diskriminiert (*plutocratic weights*). Formal ausgedrückt lassen sich die Gewichte der Verbindungsregionen, ω^l, dann wie folgt schreiben (Diewert, 1986, S. 19):

$$\omega^l = \frac{\mathbf{p^l} \cdot \mathbf{x^l}}{\sum_{k=1}^{R} \mathbf{p^k} \cdot \mathbf{x^k}}, \qquad \forall\ l \ \text{ mit } \ \mathbf{p^l} \cdot \mathbf{x^l} = \sum_{i=1}^{N} p_i^l\, x_i^l \quad . \tag{5.15}$$

Der ungewogenen und gewogenen Form der Gewichte ω^l ist gemeinsam, dass sie *güterunabhängig* sind. Das bedeutet, dass diesen Gewichten keine explizite Informationen zu den individuellen Gütern zu entnehmen sind. Sie bringen lediglich die relative Bedeutung der betreffenden Verbindungsregionen l zum Ausdruck.

[7] Gleichung (5.13) ist in Verbindung mit den Gewichten aus Gleichung (5.14) die Lösung des Minimierungsproblems

$$\min_{P^1,\ldots,P^R} \sum_{r=1}^{R} \sum_{s=1}^{R} g^r\ g^s\ \left(\ln \ddot{P}^{rs} - \ln P^s - \ln P^r \right)^2$$

(Balk, 2008, S. 238), wobei die absoluten Gewichte $g^r,\ \forall\ r$ die Bedeutung der einzelnen Regionen zum Ausdruck bringen.

Die bisher erläuterten Ansätze der GEKS-Methode gingen stets davon aus, GEKS-Indizes auf Basis eines gewogenen geometrischen Mittels zu bestimmen. Denkbar ist aber auch, das geometrische Mittel durch ein arithmetisches oder harmonisches Mittel zu ersetzen (vgl. Hill, 1997, S. 64f; Balk, 2008, S. 242f). Ausgehend vom allgemeinen GEKS-Modell, lässt sich Gleichung (5.13) zu

$$P^{rs}_{\text{GEKS}} = \frac{\prod_{l=1}^{R} (\ddot{P}^{sl})^{\omega^l}}{\prod_{l=1}^{R} (\ddot{P}^{rl})^{\omega^l}} \tag{5.16}$$

umformen. Ersetzt man das gewogene geometrische Mittel aller bilateralen Preisindizes in Gleichung (5.16) durch ein gewogenes arithmetisches Mittel, so erhält man

$$P^{rs}_{\text{WFBS}} = \frac{\sum_{l=1}^{R} g^l \; \ddot{P}^{sl}}{\sum_{l=1}^{R} g^l \; \ddot{P}^{rl}} \quad , \tag{5.17}$$

wobei die normierten Gewichte ω^l durch die unnormierten Gewichte g^l ersetzt werden (vgl. Gleichung (5.14)) und für die bilateralen Preisindizes, P^{rs}, dieselben Anforderungen wie im Standardfall der GEKS-Methode erfüllt sein müssen.

Laut Balk (2008, S. 242) kann dieses System multilateraler Indizes ursprünglich auf Fisher (1922, S. 304ff) zurückgeführt werden, weshalb er diese Methode als *Weighted Fisher Blended System* (WFBS) bezeichnet. Fisher versuchte eine Lösung für das Problem zu finden, mehrere bilaterale Indizes mit jeweils unterschiedlicher Basisperiode in einer einzigen Indexzahl zu „verschmelzen“. Zu diesem Zweck schlägt Fisher vor, einen (ungewogenen) Durchschnitt aller vorhanden Indizes zu berechnen, indem man sämtliche bilateralen Indizes gemäß seiner Formel Nr.7053 arithmetisch mittelt (Fisher, 1922, S. 487).

Wird das geometrische hingegen durch ein harmonisches Mittel ersetzt, so resultiert das ursprünglich von Diewert (1986, S. 28) benannte gewogene *Own Share System*

$$P^{rs}_{\text{WDOS}} = \frac{\left(\sum_{l=1}^{R} g^l \; (\ddot{P}^{sl})^{-1}\right)^{-1}}{\left(\sum_{l=1}^{R} g^l \; (\ddot{P}^{rl})^{-1}\right)^{-1}} \quad , \tag{5.18}$$

wobei g^l unnormierte Gewichte für die jeweiligen bilateralen Indizes darstellen (vgl. auch Diewert, 1988, S. 69; Diewert, 1999, S. 37f). Anzumerken bleibt an dieser Stelle, dass die

P^{rs}_{WDOS} leicht umgeformt werden können zu

$$P^{rs}_{\text{WDOS}} = \frac{\sum\limits_{l=1}^{R} g^l \ \ddot{P}^{lr}}{\sum\limits_{l=1}^{R} g^l \ \ddot{P}^{ls}} \qquad , \tag{5.19}$$

was wiederum einem arithmetischen Mittel gleichkommt, wenngleich Gleichung (5.17) und (5.19) keineswegs äquivalent sind. Auf analoge Weise kann man Gleichung (5.17) auch in harmonischer Form schreiben.

Rao und Timmer (2003, S. 499) versuchen ihrerseits den ursprünglichen GEKS-Ansatz auf eine andere Art zu modifizieren.[8] Laut ihres Ansatzes sollten bilaterale Vergleiche bestimmter Regionenpaare nur dann eine gewichtige Rolle spielen, wenn sie als hinreichend *verlässlich* zu erachten sind. Zu diesem Zweck verwenden sie für jedes Regionenpaar r und s individuelle Gewichte g^{rs}, die Indikatoren für die Verlässlichkeit der einzelnen paarweisen Vergleiche symbolisieren (vgl. auch Balk, 2009, S. 63; Rao, 2009, S. 93).

Wie verlässlich bestimmte Vergleiche gegenüber anderen sind, kann durch die Höhe der Varianz der Fehlerterme, $\text{Var}(\ln \varepsilon^{rs})$, quantifiziert werden. Die bisherigen parametrischen Modellüberlegungen aus Gleichung (5.3) gingen stets von der Annahme aus, dass die Varianz der transformierten Fehlerterme, $\ln \varepsilon^{rs}$, homoskedastisch verteilt ist, also $\text{Var}(\ln \varepsilon^{rs}) = \sigma^2$. Oder anders ausgedrückt: Alle paarweisen Vergleiche werden als gleich verlässlich angesehen. Will man jedoch die Informationen über mehr oder weniger verlässliche Regionenvergleiche ausnutzen, so muss man diese Annahme relativieren und heteroskedastische Varianzen der Fehlerterme akzeptieren.

Rao und Timmer formulieren daher einen verallgemeinerten GEKS-Ansatz, der im Grunde genommen als *GEKS-Regressionsansatz* interpretierbar ist. Unter dem Modell aus Gleichung (5.3) lassen sich modifizierte GEKS-Indizes bestimmen, indem die unbekannten Parameter bzw. Preisniveaukennzahlen, $\ln P^r$, des Modells

$$\begin{aligned} &\ln \ddot{P}^{rs} = \ln P^s - \ln P^r + \ln \varepsilon^{rs} \\ &\text{mit} \quad \text{E}(\ln \varepsilon^{rs}) = 0 \quad \text{und} \quad \text{Var}(\ln \varepsilon^{rs}) = \sigma^2 / g^{rs} \quad (r, s = 1, \ldots, R;\ r \neq s) \end{aligned} \tag{5.20}$$

mit Hilfe der *verallgemeinerten* Kleinst-Quadrate-Methode[9] bzw. im Fall des transformierten Modells

$$\begin{aligned} &\sqrt{g^{rs}} \ \ln \ddot{P}^{rs} = \sqrt{g^{rs}} \ \ln P^s - \sqrt{g^{rs}} \ \ln P^r + \ln \varepsilon^{rs^*} \\ &\text{mit} \quad \text{E}(\ln \varepsilon^{rs^*}) = 0 \quad \text{und} \quad \text{Var}(\ln \varepsilon^{rs^*}) = \sigma^2 \quad (r, s = 1, \ldots, R;\ r \neq s) \end{aligned} \tag{5.21}$$

[8]Rao (2001b, S. 7) merkt an, dass dieser Ansatz keineswegs neu ist, sondern bereits in ähnlicher Weise von Cuthbert und Cuthbert (1988, S. 36ff) angeregt und diskutiert wurde.

[9]Die verallgemeinerte KQ-Methode (engl.: *Generalized Least Squares Method* (GLS)) wird angewendet, wenn die Varianz der einzelnen Beobachtungen ungleich verteilt ist, also heteroskedastisch verteilte Störgrößen vorliegen.

mit Hilfe der (gewöhnlichen) KQ-Methode ermittelt werden (vgl. hierzu auch Rao und Selvanathan, 1991, S. 298f; Hill und Timmer, 2006, S. 368f). Große Werte für g^{rs} deuten darauf hin, dass bestimmte Vergleiche verlässlicher sind als andere, was sich wiederum in geringeren Varianzen der Fehlerterme niederschlägt (und umgekehrt). Rao (2009, S. 92) zeigt, dass auch für diese gewichtete Variante der GEKS-Methode eindeutige proportionale Verhältnisse für die unbekannten Parameter $\ln P^r$ bestimmt werden können, wenn eine vollständige Matrix aller Gewichte existiert.

Im Unterschied zur Standardform der GEKS-Methode aus Gleichung (5.13) können die verallgemeinerten GEKS-Indizes jedoch nicht explizit dargestellt werden, da die Gewichte keine güterunabhängigen Informationen enthalten. Vielmehr basieren die Gewichte g^{rs} auf bestimmten Indikatoren, die die individuelle Verlässlichkeit der betreffenden Regionenpaare abbilden. Rao und Timmer (2003, S. 500ff) und Rao (2009, S. 94ff) führen verschiedene solcher Indikatoren auf. Abhängig davon, ob man Preisniveaukennzahlen auf oder unterhalb der Elementarebene berechnen möchte, unterscheiden sich die verschiedenen Indikatoren grundlegend. Die folgenden Verlässlichkeitsindikatoren sind speziell für die Aggregation auf der Elementarebene relevant.

Paasche-Laspeyres Abstand (PLA)

Die Idee, den Abstand zwischen Paasche und Laspeyres (PLA) als Maß für die Verlässlichkeit bilateraler Vergleiche auszunutzen, taucht in dieser Form erstmalig bei Hill (1999a,b) auf (wenngleich in einem anderen Zusammenhang) und ist im Englischen eher unter der Bezeichnung *Paasche-Laspeyres-Spread* geläufig.

Spätestens seit Bortkiewicz (1923, S. 374ff) ist bekannt, dass die Abstände zwischen Laspeyres- und Paasche-Indizes ein Indiz dafür sind, wie hoch die Variabilität der Preis- (p_i^s/p_i^r) bzw. Mengenrelationen (x_i^s/x_i^r) ist und wie die Preis- und Mengenrelationen zweier Zeitpunkte miteinander korreliert sind. Bortkiewicz (1923, S. 376) zeigt, dass die Relation zwischen Paasche- und Laspeyres-Index sowohl für Preisindizes als auch für Mengenindizes in drei Komponenten zerlegt werden kann:

$$\frac{\ddot{P}^{rs}_{\text{Pa}}}{\ddot{P}^{rs}_{\text{La}}} = \frac{\ddot{X}^{rs}_{\text{Pa}}}{\ddot{X}^{rs}_{\text{La}}} = 1 + \varrho_{p,x}\,\frac{\sigma_p}{\ddot{P}^{rs}_{\text{La}}}\,\frac{\sigma_x}{\ddot{X}^{rs}_{\text{La}}} \qquad , \tag{5.22}$$

Dabei bezeichnen σ_p und σ_x die mit den Ausgaben der Basisregion, $v_i^r = p_i^r\,x_i^r$, gewichteten mittleren Standardfehler

$$\sigma_p = \frac{\sum_{i=1}^N v_i^r\left((p_i^s/p_i^r) - \ddot{P}^{rs}_{\text{La}}\right)^2}{\sum_{i=1}^N v_i^r} \quad ; \quad \sigma_x = \frac{\sum_{i=1}^N v_i^r\left((x_i^s/x_i^r) - \ddot{X}^{rs}_{\text{La}}\right)^2}{\sum_{i=1}^N v_i^r} \tag{5.23}$$

der Preis- und Mengenrelationen und $\varrho_{p,x}$ den entsprechenden gewichteten Korrelationskoeffizienten

$$\varrho_{p,x} = \frac{\sum_{i=1}^{N} v_i^r \left((p_i^s/p_i^r) - \ddot{P}_{\mathrm{La}}^{rs} \right) \left((x_i^s/x_i^r) - \ddot{X}_{\mathrm{La}}^{rs} \right)}{\sum_{i=1}^{N} v_i^r \, \sigma_p \, \sigma_x} \tag{5.24}$$

der Preis- und Mengenrelationen (vgl. auch Dikhanov, 1997, S. 8ff; van Ark, Monnikhof und Timmer, 1999, S. 344). Demnach ist der Abstand zwischen Laspeyres- und Paasche-Indizes maßgeblich davon abhängig, wie hoch die mittleren Standardfehler, σ_p und σ_x, der Preis- und Mengenrelationen sind und auf welchen Zusammenhang der Korrelationskoeffizient, $\varrho_{p,x}$, der Preis- und Mengenrelationen hindeutet.

Für gewöhnlich sind Preis- und Mengenrelationen negativ miteinander korreliert. Steigende Preisrelationen bedeuten, dass die Preise in einer Region oder Periode teurer sind, was im Normalfall mit abnehmenden Mengen in dieser Region bzw. Periode einhergeht. Die Mengenrelationen fallen demnach tendenziell. Negativ korrelierte Preis- und Mengenrelationen haben zur Folge, dass Laspeyres-Indizes größer sind als Paasche-Indizes. Als ungewöhnlich gelten dagegen Preis- und Mengenrelation, die positiv miteinander korreliert sind. Dies wäre gleichbedeutend damit, dass steigende Preise in einer Region bzw. Periode auch mit steigenden Mengen einhergehen. Folgerichtig würde in diesem Fall der Wert des Paasche-Index den des Laspeyres-Index übersteigen.

Hill (1999a, S. 137) definiert den PLA als Logarithmus der Relation zwischen Laspeyres- und Paasche-Preisindizes:

$$\mathrm{PLA}^{rs} = \left| \ln \left(\frac{\ddot{P}_{\mathrm{La}}^{rs}}{\ddot{P}_{\mathrm{Pa}}^{rs}} \right) \right| \quad . \tag{5.25}$$

Der PLA misst die Distanz zwischen zwei Regionen r, s und erfüllt die Eigenschaften

$$\mathrm{PLA}^{rr} = 0 \tag{5.26}$$

$$\mathrm{PLA}^{rs} = \mathrm{PLA}^{sr} \tag{5.27}$$

$$\mathrm{PLA}^{rs} \geq 0 \quad . \tag{5.28}$$

Große Distanzmaße deuten auf große Unterschiede in den Preisstrukturen der verglichenen Regionen hin und sollten demzufolge geringer ins Gewicht fallen als Vergleiche mit kleinen Distanzen. Daher ist es sinnvoll die Gewichte

$$g_{\mathrm{PLA}}^{rs} = \begin{cases} 1/\mathrm{PLA}^{rs} & \forall\, r, s \quad r \neq s \\ 0 & r = s \end{cases} \quad , \tag{5.29}$$

als reziproke PLAs zu definieren. Jedoch offenbart diese Vorgehensweise auch Schwächen. In Fällen, in denen das Verhältnis von Laspeyres- zu Paasche-Indizes gegen Eins geht (dies deutet auf minimale Abweichungen zwischen beiden Indizes hin), streben die Gewichte gegen Unendlich. Ein Beispiel hierfür liefern Rao und Timmer (2003, S. 503). Es sei an dieser Stelle noch angemerkt, dass die Gewichte, g^{rs}_{PLA}, in Fällen, in denen eine Vergleich zweier Regionen auf nur einem Gut ($N = 1$) basiert, gleich Null gesetzt werden (Rao und Timmer, 2003, S. 502), da der PLA (5.25) in diesen Situationen stets einen Wert von Null annimmt und das Gewicht (5.29) nicht definiert ist.

Ökonomische Distanz

Einen vollkommen anderen Ansatz verfolgen Selvanathan und Rao (1992, S. 340f). Sie verwenden eine Art *ökonomische Distanz*, um die Verlässlichkeit paarweiser Vergleiche messbar zu machen. Das Konzept basiert auf der Idee, die realen Pro-Kopf-Einkommen als Indikatoren für den wirtschaftlichen Entwicklungsstand von Regionen heranzuziehen. Weiterentwickelte Regionen zeichnen sich in der Regel durch höhere Pro-Kopf-Einkommen aus, was häufig mit einem höheren generellen Preisniveau einhergeht. Weichen die Entwicklungsstufen (und somit die Pro-Kopf-Einkommen) zwischen zwei Regionen stark voneinander ab, sind ähnliche Preisniveaus zwischen diesen Regionen eher unwahrscheinlich. Solche Vergleiche werden folglich als weniger verlässlich angesehen. Umgekehrt sind Vergleiche zwischen Regionen mit ähnlichen Entwicklungsstadien ein Indiz dafür, dass tendenziell homogenere Preisstrukturen zu erwarten sind. Folglich kann diesen Vergleichen ein höheres Gewicht zugewiesen werden (vgl. auch Rao, Selvanathan und Pilat, 1995, S. 355).

Es seien Y^r_{nom} die nominalen Pro-Kopf-Einkommen aller Regionen $r = 1, \ldots, R$. Da die nominalen Einkommen im Fall von Ländervergleichen in unterschiedlichen Währungen vorliegen, müssen diese mit Hilfe von Kaufkraftparitäten zunächst in eine einheitliche Währung umgerechnet werden, sodass reale Pro-Kopf-Einkommen $Y^r_{\text{real}} = Y^r_{\text{nom}}/P^r$ entstehen.[10] Es liegt nahe, die ökonomische Distanz zwischen zwei Regionen r und s als betragsmäßige Differenz der logarithmierten realen Einkommen zu definieren: Dann kann die ökonomische Distanz zwischen den Regionen r und s definiert werden als

$$\delta^{rs} = \left| \ln Y^s_{\text{real}} - \ln Y^r_{\text{real}} \right| \quad . \tag{5.30}$$

Je kleiner die Distanz der realen Einkommen ist, umso höher fallen auch die Gewichte

$$g^{rs}_{Y} = 1/\delta^{rs} \tag{5.31}$$

aus. Je höher das Gewicht, umso verlässlicher ist ein Vergleich der Regionen r und s und umso geringer ist Varianz des Fehlerterms, $\text{Var}(\ln \varepsilon^{rs^*})$, des betreffenden Regionenpaares.

[10]Damit es unerheblich ist, in welcher Währung die nominalen Einkommen umgerechnet werden, sollten die Kaufkraftparitäten transitiv sein (Rao, 2009, S. 99). Es liegt daher nahe, zunächst transitive Kaufkraftparitäten mit Hilfe der (einfachen) ungewichteten GEKS-Methode aus Gleichung (5.10) zu berechnen, sodass für alle unbekannten Parameter P^r Schätzwerte resultieren (Selvanathan und Rao, 1992, S. 341).

Similarity Indices

Unterschiede in den Strukturen der zugrunde liegenden Preis- und Mengendaten können neben dem PLA auch durch sogenannte *Similarity Indices*[11] (im Deutschen direkt übersetzt mit Ähnlichkeitsindizes) messbar gemacht werden. Kravis, Heston und Summers (1982, S. 348ff) verwenden solche Indizes in ihrer Arbeit, um Ähnlichkeiten in den Preis- und Mengenstrukturen zwischen verschiedenen Regionen zu berechnen. Im Gegensatz hierzu schlagen van Ark, Monnikhof und Timmer (1999, S. 350ff) eine modifizierte Variante dieser Indizes vor. Zur Messung der Ähnlichkeiten bzw. Unterschiede in den Preisstrukturen zwischen den Regionen r und s definieren sie *Price Similarity Indices* (SPI) als

$$SP^{rs} = \frac{\sum_{i=1}^{N}(p_i^s\, x_i^r)(p_i^r\, x_i^r)}{\sqrt{\sum_{i=1}^{N}(p_i^s\, x_i^r)^2 \quad \sum_{i=1}^{N}(p_i^r\, x_i^r)^2}} \qquad \text{bzw.} \tag{5.32a}$$

$$SP^{sr} = \frac{\sum_{i=1}^{N}(p_i^s\, x_i^s)(p_i^r\, x_i^s)}{\sqrt{\sum_{i=1}^{N}(p_i^s\, x_i^s)^2 \quad \sum_{i=1}^{N}(p_i^r\, x_i^s)^2}} \qquad , \tag{5.32b}$$

wobei für SP^{rs} die Mengen der Region r und für SP^{sr} die Mengen der Region s aller N Güter herangezogen werden. Diese modifizierte Variante stellt sicher, dass die jeweiligen Indizes einheitenunabhängig sind (Rao und Timmer, 2003, S. 503). Analog lassen sich auch *Quantity Similarity Indices* SQ^{rs} bzw. SQ^{sr} ableiten (van Ark, Monnikhof und Timmer, 1999, S. 353), um die Unterschiede in den Mengenstrukturen zum Ausdruck zu bringen.

Letztlich lassen sich hieraus Gewichte für die verallgemeinerte GEKS-Methode ableiten, indem man das geometrische Mittel aus SP^{rs} und SP^{sr} bildet, sodass

$$g_{\text{SPI}}^{rs} = \sqrt{SP^{rs}\, SP^{sr}} \qquad . \tag{5.33}$$

Im Gegensatz zum PLA besitzen die oben definierten *Similarity Indices* natürliche Grenzen. Liegen vollständig ungleiche Strukturen vor, nehmen die Indizes SP^{rs} bzw. SP^{sr} - und somit auch die Gewichte g_{SPI}^{rs} - den Wert 0 an, im Fall vollkommen gleicher Strukturen resultieren Werte von 1 (Rao und Timmer, 2003, S. 504). Rao und Timmer zeigen empirisch, dass beispielsweise die Preise und Mengen zwischen OECD-Ländern erwartungsgemäß ähnlichere Strukturen aufweisen als zwischen weniger entwickelten Ländern.

[11] Ausführliche Diskussionen zu wünschenswerten Eigenschaften von *Similarity Indices* bzw. *Dissimilarity Indices* sowie potenziellen Varianten dieser Indexmaße führen unter anderem Allen und Diewert (1981, S. 433), Sergeev (2001a, S. 4ff) und Diewert (2009, S. 185ff).

Folglich sind Vergleiche zwischen Regionenpaaren, deren Preise oder Mengen[12] ähnlichere Strukturen aufweisen, als verlässlicher anzusehen und erhalten dementsprechend ein größeres Gewicht.

5.2 Aggregationsmethoden unterhalb der Elementarebene

Generell bleibt die Grundstruktur der Berechnungsweise im GEKS-Ansatz auch unterhalb der Elementarebene erhalten. Sowohl für die traditionelle Variante des GEKS-Ansatzes aus Gleichung (5.10), als auch für den verallgemeinerten Regressionsansatz (5.21) von Rao (2001b, 2009) existieren mögliche Berechnungsvarianten, die den besonderen Gegebenheiten dieser Aggregationsebene Rechnung tragen.

Im Unterschied zu den Methoden auf der Elementarebene sind jedoch keine Informationen über die Ausgabengewichte der spezifischen Güter innerhalb der einzelnen Güterkategorien bekannt. Die meisten gewöhnlichen bilateralen Preisindexformeln, $\ddot{P}^{rs}$, aus Kapitel 3 können demnach nicht länger in den GEKS-Formeln verwendet werden, da diese eine explizite Mengenstruktur verlangen. Stattdessen kommen sogenannte Elementarindizes zum Tragen. Diesen fehlt eine explizite Mengenstruktur, weshalb sie grundsätzlich für einen Einsatz im GEKS-Ansatz in Frage kommen würden. Allerdings verlangt die GEKS-Methode zwingend, dass die bilateralen Preisindizes ortsumkehrbar sind. Diese Eigenschaft erfüllen jedoch nur sehr wenige der bekannten Elementarindizes.[13] Aus diesem Grund kommen die meisten Elementarindizes im Zusammenhang mit dem GEKS-Ansatz erst gar nicht in Betracht.

Aus Sicht der Testtheorie bilateraler Preisindizes spricht vieles für den Einsatz des sogenannten Jevons-Index (3.23), der bereits in Abschnitt 3.2.2 definiert wurde. Der vom gleichnamigen Ökonomen Jevons (1865) stammende Index wird formal als ungewogenes geometrisches Mittel aller Güterpreisrelationen zwischen zwei Regionen r und s berechnet:

$$\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}} = \prod_{i=1}^{N} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r} \right)^{1/N} \qquad (r, s = 1, \ldots, R) \qquad . \tag{5.34}$$

Neben dem für den GEKS-Ansatz entscheidenden Ortsumkehrtest, erfüllt der Jevons-Index auch alle weiteren zentralen wünschenswerten Anforderungen, unter anderem auch den Transitivitätstest (ILO, IMF, OECD, UNECE, Eurostat und The World Bank, 2004,

[12] Rao und Timmer (2003, S. 504f) stellen fest, dass generell Preisstrukturen ähnlicher sind, als die entsprechenden Mengenstrukturen, unabhängig davon, welche Ländern verglichen werden.

[13] In ILO, IMF, OECD, UNECE, Eurostat und The World Bank (2004, S. 360ff) werden die wichtigsten Elementarindizes vorgestellt. Darüber hinaus werden die zentralen Eigenschaften dieser Indizes im intertemporalen Kontext ausführlich erörtert.

S. 363f). Damit erübrigt sich aber eine nachträgliche Anpassung der bilateralen Vergleichskennzahlen, $\ddot{P}_{\mathrm{J}}^{rs}$, durch den GEKS-Ansatz, da die Vergleichskennzahlen des Jevons-Index bereits transitiv sind.

Wie an früherer Stelle bereits erwähnt wurde, treten im Zuge der Aggregation unterhalb der Elementarebene neben dem Fehlen expliziter Ausgabengewichte andere Herausforderungen zutage, die die Berechnungsprozesse erschweren. Auf der einen Seite werden nur im Ausnahmefall in allen Länder oder Regionen sämtliche Preisinformationen erfasst, da beispielsweise bestimmte Güter in manchen Regionen überhaupt nicht verfügbar sind. In der Praxis werden daher einige Zellen des Preistableaus der betrachteten Güter leer bleiben. Das bedeutet, dass zwischen einigen Regionenpaaren mehr Güterpreise in die Berechnungen einfließen können als zwischen anderen. Auf der anderen Seite ist es durchaus angebracht, die Repräsentativität der einzelnen Güter in den jeweiligen Regionen zu berücksichtigen, da repräsentative Güter generell preiswerter sind als weniger repräsentative Güter.

Im Laufe der Jahre wurde die Basisformel des Jevons Index daher mehrfach abgewandelt, um zusätzlich das Problem fehlender Preisinformationen oder Informationen zur Repräsentativität der Güter angemessen zu berücksichtigen. Vorreiter ist in diesem Zusammenhang Eurostat, die seit der Einführung des *Eurostat-OECD PPP Programme* in den frühen 1980er Jahren in regelmäßigen Abständen Kaufkraftvergleiche und Vergleiche des realen Bruttoinlandsprodukts zwischen den Mitgliedsstaaten der Europäischen Union sowie den Mitgliedsländern der OECD durchführen und seither modifizierte Jevons-Indexformeln einsetzen (vgl. u.a. Eurostat, 1982a,b, 2006, 2012). Bis heute haben sich drei unterschiedliche Versionen des Jevons-Index herausgebildet, die sich für die Berechnung bilateraler Vergleichskennzahlen im GEKS-Ansatz eignen.

Einfacher (ungewogener) Jevons-Index

Die erste Version des Jevons-Index ähnelt sehr der Standardform aus Gleichung (5.34). Der einzige Unterschied zwischen der ursprünglichen Form des Jevons-Index und der nachfolgenden Variante besteht darin, dass nicht für jedes Regionenpaar (r, s) ein vollständiges Set aller N Güterpreise (p_i^r, p_i^s) einzelner Güterkategorien vorliegt. Entsprechend macht es nur Sinn, diejenigen Preise beider Regionen miteinander zu vergleichen, für welche in beiden Regionen Preise erfasst wurden.

Es sei N^{rs} die Anzahl der Produkte in einer bestimmten Güterkategorie, die sowohl in Region r als auch in Region s preislich erfasst sind. Dann ergeben sich bilaterale Preisindexzahlen für alle Regionenpaare aus

$$\ddot{P}_{\check{\mathrm{J}}}^{rs} = \prod_{i=1}^{N^{rs}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r} \right)^{1/N^{rs}} \qquad (r, s = 1, \dots, R), \tag{5.35}$$

welche die KKPs zwischen zwei Regionen r und s für eine bestimmte elementare Güterkategorie zum Ausdruck bringen. Es ist sofort erkennbar, dass die bilateralen Vergleichskennzahlen aus (5.35) für den Fall $N^{rs} \neq N$ nicht transitiv sein können, da unter Umständen alle ermittelten bilateralen Vergleichskennzahlen auf einer anderen Güterzusammensetzung beruhen.[14] Daher lassen sich die bilateralen, $\ddot{P}^{rs}_{\tilde{\mathrm{J}}}$, in einem zweiten Schritt mit Hilfe der Standardform der GEKS-Prozedur aus Gleichung (5.10)

$$P^{rs}_{\tilde{\mathrm{J}}_{\mathrm{GEKS}}} = \prod_{l=1}^{R} \left(\ddot{P}^{rl}_{\tilde{\mathrm{J}}} \cdot \ddot{P}^{ls}_{\tilde{\mathrm{J}}} \right)^{1/R} \tag{5.36}$$

nachträglich korrigieren, sodass am Ende erneut ein vollständiges System transitiver GEKS-Vergleichskennzahlen, $P^{rs}_{\tilde{\mathrm{J}}_{\mathrm{GEKS}}}$, für alle Regionenpaare resultiert, das die Abstände zu den ursprünglichen bilateralen Indizes, $\ddot{P}^{rs}_{\tilde{\mathrm{J}}}$, minimiert.

Unter Umständen ist die Berechnung bilateraler Jevons Indizes gemäß (5.35) aber gar nicht erst möglich. Dieser Fall tritt ein, wenn für kein einziges Gut einer Güterkategorie in beiden betrachteten Regionen Preise vorliegen, das bedeutet wenn $N^{rs} = 0$ ist. Insbesondere für Güterkategorien mit einer sehr kleinen Gesamtanzahl von Gütern ist diese Situation nicht auszuschließen. Können nicht für alle Regionenpaare KKPs für die betreffende Güterkategorie ermittelt werden, ist die Matrix der bilateralen Vergleiche unvollständig. Eurostat (2006, S. 226f) wendet in solchen Fällen (im Zusammenhang mit Jevons* Indizes) ein Verfahren an, das Informationen anderer Region ausnutzt. Da eine Berechnung der betreffenden Vergleiche nicht möglich ist, werden die fehlenden Preisvergleiche aus dem geometrischen Mittel aller verfügbaren indirekten Brückenvergleiche geschätzt. Auf diese Weise lässt sich die Matrix vervollständigen, indem für die fehlenden Preisvergleiche die Preisinformationen genutzt werden, die in anderen berechneten bilateralen Vergleichen stecken. Diese Vorgehensweise wird auch bei den empirischen Berechnungen in Kapitel 10 angewendet.

Eurostat (1982b, S. 43ff) gibt jedoch zu bedenken, dass diese Vorgehensweise gewisse Nachteile mit sich bringt (vgl. auch Hill, 2008, S. 9). Die einfachen Jevons-Indizes aus Gleichung (5.35) tendieren nämlich dazu, für sehr unausgewogene Güterkonstellationen äußerst verzerrte Vergleichskennzahlen zu generieren. Gelten beispielsweise die verglichenen Produkte einer Güterkategorie allesamt nur in Region s als repräsentativ, so tendiert der Jevons-Index $\ddot{P}^{rs}_{\tilde{\mathrm{J}}}$ dazu, geringere KKPs zwischen beiden Regionen zu prognostizieren, als dies tatsächlich der Fall ist. Dies ist dem Umstand geschuldet, dass die Preise repräsentativer Güter erwartungsgemäß niedriger ausfallen, als die Preise nicht-repräsentativer Güter. Infolge dessen wird das Preisniveau von Region s unterschätzt. Natürlich ist der umgekehrte Fall ebenfalls denkbar, was einer Überschätzung des Preisniveaus von Region

[14] Der Vollständigkeit halber sei an dieser Stelle erwähnt, dass für den Fall $N^{rs} = N \quad \forall\, r, s = 1, \ldots, R$ dieselben bilateralen Vergleichskennzahlen resultieren wie aus Gleichung (5.34).

s gegenüber Region r gleichkommen würde. Um das Risiko verzerrter Vergleichskennzahlen zu reduzieren, bietet sich daher eine andere Variante der Jevons-Indizes an, die im Normalfall ausgewogenere Güterkonstellationen zwischen zwei Regionen ermöglicht.

Jevons**-Index*

Die Idee der Jevons*-Indizes ist es, repräsentative und nicht repräsentative Güter innerhalb der unterschiedlichen Güterkategorien gesondert zu kennzeichnen. Hierzu hat es sich bewährt, repräsentative Güter mit einem kleinen Stern (*) zu symbolisieren. Dadurch lassen sich die Güter, für die in zwei Regionen r und s Preise vorliegen, in verschiedene Gruppen unterteilen. Es bietet sich an dieser Stelle an, einige zusätzliche Notationen einzuführen, durch die sich die möglichen Gruppen repräsentativer und nicht-repräsentativer Güter klar voneinander abgrenzen lassen. Es sei N^{rs}, $\forall\ r, s = 1, \ldots, R$ als Anzahl aller Güter definiert, die entweder in Region r *oder* s als repräsentativ gelten und für die in *beiden* Regionen Preise erfasst worden sind. Ferner seien dann

- $N_{r^*\bullet}$ die Anzahl der Güter, die in Region r als repräsentativ gelten;
- $N_{\bullet s^*}$ die Anzahl der Güter, die in Region s als repräsentativ gelten;
- $N_{r^*s^*}$ die Anzahl der Güter, die sowohl in Region r, als auch in Region s als repräsentativ gelten;
- $N_{r^*\bar{s}}$ die Anzahl der Güter, die *nur* in Region r als repräsentativ gelten, *nicht* aber in Region s;
- $N_{\bar{r}s^*}$ die Anzahl der Güter, die *nur* in Region s als repräsentativ gelten, *nicht* aber in Region r;
- $N_{\bar{r}\bar{s}}$ die Anzahl der Güter, die weder in Region r, noch in Region s als repräsentativ gelten.

Hieraus lässt sich unter anderem schlussfolgern, dass $N_{r^*s^*}$, $N_{r^*\bar{s}}$ und $N_{r^*\bar{s}}$ jeweils Teilmengen von N^{rs} sind, deren Summe insgesamt wieder N^{rs} ergeben muss. Zudem gilt $(N_{r^*\bar{s}} + N_{r^*s^*}) = N_{r^*\bullet}$. Analoges gilt für $(N_{\bar{r}s^*} + N_{r^*s^*}) = N_{\bullet s^*}$.

Auf Grundlage dieser Notationen lassen sich nun bilaterale Vergleichskennzahlen für alle Regionenpaare herleiten. Im Grunde genommen ist der Jevons*-Index ein geometrisches Mittel aus zwei einzelnen Preisindizes. Der erste Teilindex bildet das Produkt aus den Preisrelationen aller Güter, die in Region r repräsentativ sind:

$$\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^*_{(r^*\bullet)}} = \prod_{i=1}^{N_{r^*\bullet}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)^{1/N_{r^*\bullet}} \qquad (r, s = 1, \ldots, R). \tag{5.37}$$

Dieser Index wird gerne in Verbindung mit dem Laspeyres-Index (3.13) gebracht, da er - genau wie der Laspeyres-Index $\ddot{P}_{\mathrm{La}}^{rs}$ - nur die Ausgabengewichte der Basisregion r in die Berechnung einbezieht. Allerdings ist in diesem Zusammenhang korrekterweise von Quasi-Ausgabengewichten (vgl. Kapitel 4.3) zu sprechen, da letztlich die Anzahl der repräsentativen Güter in Region r die Gewichtung darstellt. Eurostat (2006, S. 126) bezeichnet diesen Index daher als *Laspeyres type PPP*.

Der zweite Teilindex bildet hingegen nur Preisrelationen aller Güter, die in Region s als repräsentativ gekennzeichnet sind. Analog zu (5.37) gilt für diesen Index somit

$$\ddot{P}_{\mathrm{J}^*_{(\bullet\, s^*)}}^{rs} = \prod_{i=1}^{N_{\bullet\, s^*}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)^{1/N_{\bullet\, s^*}} \qquad (r,s=1,\ldots,R). \tag{5.38}$$

Entsprechend bezeichnet Eurostat (2006, S. 126) diesen Index als *Paasche type PPP*, da er - wie der Paasche-Index $\ddot{P}_{\mathrm{Pa}}^{rs}$ - nur (Quasi-)Ausgabengewichte der Vergleichsregion verwendet, konkret die Anzahl der repräsentativen Güter in Region s.

Bildet man nun das geometrische Mittel aus (5.37) und (5.38), so erhält man schließlich bilaterale Jevons*-Indizes:

$$\ddot{P}_{\mathrm{J}^*}^{rs} = \sqrt{\ddot{P}_{\mathrm{J}^*_{(r^*\bullet)}}^{rs} \cdot \ddot{P}_{\mathrm{J}^*_{(\bullet\, s^*)}}^{rs}} \qquad (r,s=1,\ldots,R), \tag{5.39}$$

Eurostat bezeichnet diese Indizes konsequenterweise als *Fisher type PPPs*, da diese aus dem geometrischen Mittel von Laspeyres- bzw. Paasche-ähnlichen Indizes hervorgehen. Die aus (5.39) entstandenen Jevons*-Indizes sind nicht transitiv. Daher bietet sich auch in diesem Fall an, aus der vollständigen Matrix paarweiser bilateraler Jevons*-Indizes mit Hilfe der GEKS-Prozedur multilaterale (transitive) Vergleichskennzahlen $P_{\mathrm{J}^*_{\mathrm{GEKS}}}^{rs}$ für alle Regionenpaare zu bestimmen. Der Berechnungsprozess ist dabei grundsätzlich derselbe wie in (5.36), also

$$P_{\mathrm{J}^*_{\mathrm{GEKS}}}^{rs} = \prod_{l=1}^{R} \left(\ddot{P}_{\mathrm{J}^*}^{rl} \cdot \ddot{P}_{\mathrm{J}^*}^{ls}\right)^{1/R} \qquad (r,s=1,\ldots,R). \tag{5.40}$$

Resümierend betrachtet scheint es jedoch treffender zu sein, den Jevons*-Index (5.39) als verwandte Indexfunktion des bilateralen Törnqvist-Index (3.27) anzusehen. Während die Standardformeln des Laspeyres- bzw. Paasche-Index Preisvergleiche als gewogenes arithmetisches (3.13) bzw. harmonisches (3.14) Mittel aller Preisrelationen berechnen, resultieren sowohl $\ddot{P}_{\mathrm{J}^*_{(r^*\bullet)}}^{rs}$ als auch $\ddot{P}_{\mathrm{J}^*_{(\bullet\, s^*)}}^{rs}$ aus einem (quasi-gewogenen) geometrischen Mittel aller Preisrelationen. In diesem Sinne bestünde eine präzisere Terminologie wohl darin, die betreffenden Indizes als geometrische Laspeyres- bzw. Palgrave-Elementarindizes zu bezeichnen (vgl. hierzu die Gleichungen (3.25) und (3.26)). Zu einem ähnlichen Schluss kommen auch Hill und Hill (2009, S. 201).[15] Umformulieren von Gleichung (5.39) liefert

$$\begin{aligned}
\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^*} &= \left[\prod_{i=1}^{N_{r^*\bullet}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r} \right)^{1/N_{r^*\bullet}} \cdot \prod_{i=1}^{N_{\bullet s^*}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r} \right)^{1/N_{\bullet s^*}} \right]^{1/2} \\
&= \prod_{i=1}^{N_{r^*\bullet}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r} \right)^{\frac{1}{2\,N_{r^*\bullet}}} \cdot \prod_{i=1}^{N_{\bullet s^*}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r} \right)^{\frac{1}{2\,N_{\bullet s^*}}} && (5.41) \\
&= \prod_{i=1}^{N^{rs}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r} \right)^{\frac{\omega_i^r + \omega_i^s}{2}} \qquad , && (5.42)
\end{aligned}$$

wobei sich $\omega_i^r = 1/N_{r^*\bullet}$ als anteiliges Gewicht repräsentativer Güter in Region r und $\omega_i^s = 1/N_{\bullet s^*}$ als entsprechendes Gewicht für repräsentative Güter der Region s interpretieren lässt. Die Ähnlichkeiten von Gleichung (5.42) zu Törnqvists Index (3.27) sind unverkennbar.

Spätestens an diesem Punkt wird deutlich, weshalb die Repräsentativität der Güter als Quasi-Ausgabengewichte interpretierbar sind. Als numerische Illustration diene ergänzend ein einfaches Beispiel:[16]

Numerisches Beispiel 5.1:
Es seien sieben Güter $N = \{1, 2, 3, 4, 5, 6, 7\}$ *betrachtet, die in drei Gütergruppen unterteilt sind. Die Güter* $N_{r^*\bar{s}} = \{1, 2, 3\}$ *sind nur in Region r repräsentativ, hingegen sind Güter* $N_{r^*s^*} = \{4, 5, 6\}$ *in beiden Regionen und Gut* $N_{\bar{r}s^*} = \{7\}$ *nur in Region s repräsentativ. Insgesamt hat Region r damit* $N_{r^*\bullet} = 6$ *repräsentative Güter inne, Region s indes nur* $N_{\bullet s^*} = 4$. *Aus Gleichung (5.41) kann gefolgert werden, dass die repräsentativen Güter von Region r jeweils ein Gewicht* $1/(2 \cdot N_{r^*\bullet}) = 1/(2 \cdot 6) = 1/12 = 8{,}33\%$ *erhalten, während auf die repräsentativen Güter von Region s jeweils ein Gewicht von* $1/(2 \cdot N_{\bullet s^*}) = 1/(4 \cdot 2) = 1/8 = 12{,}50\%$ *entfällt. Damit erhält jedes einzelne Produkt, das in Region s repräsentativ ist, ein* 50% *höheres Gewicht, als jedes einzelne der in Region r repräsentativen Güter.*

Da die Güter $i = 4, 5, 6$ *aber in beiden Region als repräsentativ gelten, bilden sie die Schnittmengen der ersten beiden Gütergruppen. Entsprechend erhält jedes einzelne Gut dieser Gruppe ein Gewicht* $8{,}33\% + 12{,}50\% = 20{,}83\%$. *Zusammengefasst entfallen demnach auf die jeweiligen Gütergruppen die folgenden gruppenspezifischen Gesamtgewichte:*

- ▶ $3 \cdot 8{,}33\% = 25\%$ *auf die Gütergruppe* $N_{r^*\bar{s}} = \{1, 2, 3\}$,
- ▶ $3 \cdot 20{,}83\% = 62{,}50\%$ *auf die Gütergruppe* $N_{r^*s^*} = \{4, 5, 6\}$,
- ▶ $1 \cdot 12{,}50\% = 12{,}50\%$ *auf die Gütergruppe* $N_{\bar{r}s^*} = \{7\}$.

[15] Auch Eurostat (2012, S. 191, Fussnote 11) erkennt diese etwas irreführend Terminologie und gesteht ein, dass es präziser wäre, in diesem Zusammenhang von *Törnqvist type PPPs* zu sprechen.

[16] Dieses Beispiel ist an die numerischen Illustrationen von Hill (2007, S. 11f) angelehnt.

Die numerischen Illustrationen zeigen unter anderem, dass den Gütern $i = 4, 5, 6$ das zweieinhalbfache Ausgabengewicht zugesprochen wird, wie den drei in Region r repräsentativen Gütern $i = 1, 2, 3$. Relativ gesehen besitzt die Gütergruppe $N_{r^*s^*}$ damit einen wesentlich höheren Stellenwert als die Gütergruppe $N_{r^*\bar{s}}$, obschon beiden Gruppen dieselbe Güteranzahl zugrunde liegt.

Das Beispiel 5.1 verdeutlicht, dass es trotz fehlender Ausgabeninformationen möglich ist, den jeweiligen Güter anhand ihrer Repräsentativität relative Gewichte zuzuordnen. Oder anders ausgedrückt: Jedem Gut ist ein eindeutiges Quasi-Ausgabengewicht zuordenbar. Verglichen mit den ungewogenen Jevons-Indizes aus (5.35), sind die Jevons*-Indizes daher als gewogene Jevons-Indizes interpretierbar. Letztere diskriminieren Regionen, die sehr viele repräsentative Güter besitzen, gegenüber Regionen, deren Anzahl repräsentativer Güter relativ gering ist. Aus diesem Grund scheinen Jevons*-Indizes grundsätzlich weniger verzerrt zu sein, was dazu führt, dass auch die multilateralen Vergleichskennzahlen $P^{rs}_{\mathrm{J}^*_{\mathrm{GEKS}}}$ geringere Verzerrungen aufweisen.

Absolut gesehen erhalten Regionen mit vielen repräsentativen Gütern aber weiterhin ein höheres Gewicht. Obschon die Jevons*-Indizes die Repräsentativität der Güter berücksichtigen, sind die meisten Preisvergleiche trotzdem nicht vollkommen unverzerrt. Die Jevons*-Methode ermöglicht nur, das Ausmaß möglicher Verzerrungen zu reduzieren, aber nicht vollständig aufzuheben. Denkbar wäre beispielsweise der Fall, dass die Menge der Güter, die in Region s aber nicht Region r repräsentativ sind ($N_{\bullet s^*}$) eine Teilmenge der Gütermenge ist, die in Region r aber nicht in s repräsentativ ist ($N_{r^*\bullet}$), also $N_{\bullet s^*} \subset N_{r^*\bullet}$. Zwar liegen für beide Regionen repräsentative Güter zugrunde, jedoch sind diejenigen Güter, die Region s repräsentativ sind, auch in Region r repräsentativ, also $N_{\bullet s^*} = N_{r^*r^*}$. Demzufolge gäbe es keine Gütergruppe, die ausschließlich Güter umfasst, die in Region s aber nicht in Region r repräsentativ sind.

Darüber hinaus impliziert die Jevons*-Methode einige weitere Nachteile. Ein Nachteil besteht darin, dass Güter, die in beiden Regionen nicht repräsentativ sind, von den Berechnungen der $\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^*}$ ausgeschlossen werden, selbst wenn für diese Güter Preise in den betreffenden Regionen vorliegen. Obschon diese Preisinformationen vorhanden sind, werden sie nicht für die weitere Berechnung genutzt, was nicht dem Gedanken einer effizienten Datenverwertung entspricht.

Des Weiteren resultieren nicht zwangläufig für alle Regionenpaare verlässliche, bilaterale Jevons*-Indizes. Idealerweise gibt es für jedes Regionenpaar *mindestens* ein Gut, das in einer der Regionen repräsentativ ist. Ist dies jedoch nicht der Fall, dann kann auf Basis von (5.39) keine bilaterale Indexzahl für das betreffende Regionenpaar berechnet werden, sodass die Matrix aller potenziellen bilateralen Jevons*-Indizes unvollständig bleibt. Und sogar für den Fall, dass für alle Regionenpaare mindestens ein repräsentatives Gut identifizierbar ist, bedeutet es nicht, dass die dazugehörigen Vergleichskennzahlen besonders verlässlich sind. Unter Umständen beruhen einige Vergleichskennzahlen auf nur sehr wenigen Güterpreisrelationen.

Um der Problematik fehlender oder unverlässlicher Vergleichskennzahlen adäquat entgegenzuwirken, werden unterschiedliche Vorgehensweisen praktiziert. Das von Eurostat (2006, S. 226f) bevorzugte Verfahren ermittelt fehlende bzw. unverlässliche Vergleichskennzahlen mit Hilfe eines geometrischen Mittels aller (vorhandenen) indirekten Vergleiche des betreffenden Regionenpaares (vgl. auch Hill, 2007, S. 13). Diese Vorgehensweise wurde bereits im Zusammenhang mit bilateralen $\ddot{P}^{rs}_{\tilde{\mathrm{J}}}$-Indizes erläutert. Alternativ dienen auch die Vergleichskennzahlen ähnlicher Güterkategorien als Näherungswerte für die fehlenden Vergleichskennzahlen (Eurostat, 2006, S. 131). Eine andere Möglichkeit nutzt einen verallgemeinerten GEKS-Ansatz aus, der auf Rao (2001b, S. 7ff) zurückgeht. Dieser Ansatz beruht im Grunde genommen auf demselben Prinzip, wie der gewichtete GEKS-Regressionsansatz im vorangegangenen Abschnitt, und wird an späterer Stelle dieses Abschnitt detaillierter erläutert. Abgesehen von den Schwierigkeiten, die mit fehlenden und unverlässlichen Vergleichskennzahlen einhergehen, gibt es noch eine weitere Variante des Jevons-Index, welche als nächstes erläutert wird.

Jevons-Sergeev(S)-Index

Sergeev (2003, S. 9ff) schlägt eine Modifikation des Jevons*-Index vor. Sergeevs Ziel ist es, potenzielle Verzerrungen weitestgehend zu kompensieren, indem er versucht, den Fokus der Gewichtung auf jene Güter zu legen, die in beiden Regionen repräsentativ sind. Folgt man der Argumentation Sergeevs, dann liefert gerade diese Gütergruppe unverzerrte Schätzwerte für die KKPs zwischen zwei Regionen in einer bestimmten Güterkategorie.

Sergeev unterscheidet grundsätzlich zwischen drei Gütergruppen: derjenigen Gruppe, in der nur Güter enthalten sind, die in beiden Regionen repräsentativ sind (N_{r*s^*}), sowie den beiden Gruppen, in denen nur Güter enthalten sind, die entweder in Region r ($N_{r^*\bar{s}}$) oder aber in Region s ($N_{\bar{r}s^*}$) repräsentativ und in der jeweils anderen nicht repräsentativ sind. Für jede dieser drei Gruppen wird anschließend ein separater Jevons-Index ermittelt, aus denen am Ende ein Gesamtindex gebildet wird. Formal ausgedrückt lauten die jeweiligen Teilindizes der drei Gruppen für beliebige Regionenpaare (r, s) dann wie folgt:

$$\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^S_{(r^*\bar{s})}} = \prod_{i=1}^{N_{r^*\bar{s}}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)^{1/N_{r^*\bar{s}}} \tag{5.43}$$

$$\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^S_{(r^*s^*)}} = \prod_{i=1}^{N_{r^*s^*}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)^{1/N_{r^*s^*}} \tag{5.44}$$

$$\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^S_{(\bar{r}s^*)}} = \prod_{i=1}^{N_{\bar{r}s^*}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)^{1/N_{\bar{r}s^*}} \quad . \tag{5.45}$$

Damit ergibt sich aus jedem Teilindex eine separate Kaufkraftparität für die betreffenden Regionen r und s. Während der Teilindex (5.44) unverzerrte Schätzwerte für die KKPs in der betrachteten Güterkategorie liefert, neigen die Teilindizes (5.43) und (5.45) dazu, verzerrte Schätzungen zu produzieren. Dabei tendiert der Teilindex, der nur Preisrelationen von Gütern in Betracht zieht, die in Region r, aber nicht Region s repräsentativ sind, die tatsächlichen KKPs zwischen den betreffenden Regionen zu überschätzen. Hingegen wird der Teilindex, der nur Güter berücksichtigt, die in Region s, aber nicht Region r repräsentativ sind, die KKPs zwischen beiden Regionen tendenziell unterschätzen.

Der Gesamtindex von Sergeev setzt sich schließlich aus dem gewogenen geometrischen Mittel aller drei Teilindizes zusammen:

$$\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^S} = \left(\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^S_{(r^*\bar{s})}}\right)^{\omega_{(r^*\bar{s})}} \cdot \left(\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^S_{(r^*s^*)}}\right)^{\omega_{(r^*s^*)}} \cdot \left(\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^S_{(\bar{r}s^*)}}\right)^{\omega_{(\bar{r}s^*)}} \quad . \tag{5.46}$$

Damit ist der Wert des Jevons-S-Index maßgeblich von der Art und Weise abhängig, wie die einzelnen Indexkomponenten gewichtet werden. Sergeev verwendet hierzu das folgende Gewichtungsschema:

$$\omega_{(r^*s^*)} = \frac{2\,N_{r^*s^*}}{2\,N_{r^*s^*} + N_{r^*\bar{s}} + N_{\bar{r}s^*}} \tag{5.47}$$

$$\omega_{(r^*\bar{s})} = \omega_{(\bar{r}s^*)} = 0{,}5\,\frac{N_{r^*\bar{s}} + N_{\bar{r}s^*}}{2\,N_{r^*s^*} + N_{r^*\bar{s}} + N_{\bar{r}s^*}} \quad . \tag{5.48}$$

Die Gewichte spiegeln im Grunde genommen die proportionalen Verhältnisse der jeweiligen Gütergruppen wider. Auffällig sind hierbei zwei Besonderheiten: Einerseits sieht Sergeevs Gewichtungsschema vor, die Güter, die in beiden Regionen repräsentativ sind, stärker zu gewichten, indem die Anzahl der Güter in dieser Gütergruppe nachträglich verdoppelt wird. Dadurch erhöht sich das relative Quasi-Ausgabengewicht und damit die Bedeutung dieser Gütergruppe gegenüber den anderen beiden Gütergruppen. Auf der anderen Seite erhalten die Teilindizes $\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^S_{(r^*\bar{s})}}$ und $\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^S_{(\bar{r}s^*)}}$ beide dasselbe Gewicht, ungeachtet dessen, wie viele Güter den jeweiligen Gütergruppen $N_{r^*\bar{s}}$ bzw. $N_{\bar{r}s^*}$ zugrunde liegen. Andernfalls würde einer der beiden Teilindizes ein größeres relatives Ausgabengewicht erhalten, woraufhin erneut verzerrte Schätzwerte für die KKPs der betreffenden Regionen resultieren würden. Aus diesem Grund ist es entscheidend, das relative Ausgabengewicht dieser beiden Gütergruppen anzugleichen, ohne dabei aber deren kombiniertes, proportionales Gesamtgewicht zu verändern. Nur so lassen sich verzerrte Preisniveauvergleiche vermeiden, die sich infolge unausgewogener Konstellationen repräsentativer Güter innerhalb einzelner Güterkategorien ergeben.

Wie sich dieses Gewichtungsschema auf das relative Ausgabengewicht der einzelnen Gütergruppen auswirkt, lässt sich anhand des Gewichtungsschemas der Jevons*-Indizes verdeutlichen. Interessanterweise lässt sich der Jevons*-Index aus Gleichung (5.39) in dieselben drei Teilindizes zerlegen, wie die des Jevons-S-Index in den Gleichungen (5.43)-(5.45). In Anhang A.2 wird ausführlich gezeigt, wie sich der Jevons*-Index mit Hilfe einiger Umformungen in dieselbe geometrisch gewogene Schreibweise dreier Teilindizes transformieren lässt, wie Sergeevs Indexvorschlag. Der Unterschied zwischen beiden Varianten besteht am Ende einzig und allein darin, wie die Einzelkomponeneten gewichtet werden. Verglichen mit Sergeevs Gewichtungsschema, unterstellen die Jevons*-Indizes das folgende implizite Gewichtungsschema:

$$\omega_{(r^*\bar{s})} = \frac{N_{r^*\bar{s}}}{2(N_{r^*s^*} + N_{r^*\bar{s}})} \quad , \tag{5.49a}$$

$$\omega_{(r^*s^*)} = \frac{N_{r^*s^*}}{2(N_{r^*s^*} + N_{r^*\bar{s}})} + \frac{N_{r^*s^*}}{2(N_{r^*s^*} + N_{\bar{r}s^*})} \quad , \tag{5.49b}$$

$$\omega_{(\bar{r}s^*)} = \frac{N_{\bar{r}s^*}}{2(N_{r^*s^*} + N_{\bar{r}s^*})} \quad . \tag{5.49c}$$

In der Verschiedenheit der Gewichte $\omega_{(r^*\bar{s})}$ und $\omega_{(\bar{r}s^*)}$ wird das Ausmaß möglicher Verzerrungen der Jevons*-Indizes deutlich. Je stärker die Anzahl der Güter, die nur in Region r repräsentativ sind, von der Anzahl der Güter die nur in Region s repräsentativ sind, abweichen, desto asymmetrischer fällt die Gewichtsverteilung dieser beiden Gütergruppen aus. Oder mit anderen Worten ausgedrückt: Je größer die betragsmäßige Differenz $|N_{r^*\bar{s}} - N_{\bar{r}s^*}|$, desto anfälliger sind die bilateralen Jevons*-Indizes, in eine bestimmte Richtung verzerrt zu sein.

Wie sich die beiden Gewichtungsschemata im Einzelnen auf die relativen Ausgabengewichte der beiden Jevons-Index-Varianten auswirken, lässt sich am besten anhand einer numerischen Illustration zeigen, wobei hierzu auf Beispiel 5.1 Bezug genommen wird:

Numerisches Beispiel 5.2:

Legt man die beiden Gewichtungsschemata aus (5.47)-(5.48) und (5.49a)-(5.49c) zugrunde, dann ergeben sich für die einzelnen Gütergruppen aus Beispiel 5.1 die folgenden Gesamtgewichte:

	Jevons*	Jevons-S
$\omega_{(r^*\bar{s})}$	25,0%	20,0%
$\omega_{(r^*s^*)}$	62,5%	60,0%
$\omega_{(\bar{r}s^*)}$	12,5%	20,0%

Zwar reduziert sich das Gewicht der Gütergruppe $N_{r^*s^*}$ insgesamt leicht, aber dafür werden die Gesamtgewichte der Gütergruppen $N_{r^*\bar{s}}$ und $N_{\bar{r}s^*}$ aneinander angeglichen. Dies bewirkt nicht nur, dass die bilateralen Preisindizes unverzerrt sind, sondern auch eine signifikante Steigerung des Gewichts der Gütergruppe $N_{\bar{r}s^*}$ gegenüber Gütergruppe $N_{r^*\bar{s}}$.

Wie stark sich die relativen Ausgabengewichte tatsächlich verschieben, wird noch deutlicher, wenn man sich die Einzelgewichte der jeweiligen Gruppen vergegenwärtigt:

	Jevons*	Jevons-S
$\omega_{(r^*\bar{s})}/N_{r^*\bar{s}}$	8,33%	6,67%
$\omega_{(r^*s^*)}/N_{r^*s^*}$	20,83%	20,0%
$\omega_{(\bar{r}s^*)}/N_{\bar{r}s^*}$	12,5%	20,0%

Betrachtet man die Einzelgewichte des Jevons-S-Index fällt auf, dass Gut $i = 7$ in Gütegruppe $N_{\bar{r}s^*}$ dasselbe relative Ausgabengewicht zukommt, wie jedem einzelnen Gut der Gütergruppe $N_{r^*s^*}$. Insgesamt gesehen deutet also auch der Vergleich der Einzelgewichte darauf hin, dass sich die relativen Ausgabengewichte in Richtung der $N_{\bar{r}s^*}$ Gütergruppe verschieben.

Die Jevons-S-Indizes sind - genau wie die Jevons*-Indizes - nicht transitiv, da die Gewichte der drei Teilindizes in der Regel für die jeweiligen Regionenpaare verschieden sind. Aus diesem Grund müssen die bilateralen Vergleichskennzahlen $\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^S}$ mit Hilfe der gewöhnlichen GEKS-Prozedur nachträglich korrigiert werden, damit für alle Regionenpaare transitive Vergleichskennzahlen $P^{rs}_{\mathrm{J}^S}$ resultieren:

$$P^{rs}_{\mathrm{J}^S_{\mathrm{GEKS}}} = \prod_{l=1}^{R} \left(\ddot{P}^{rl}_{\mathrm{J}^S} \cdot \ddot{P}^{ls}_{\mathrm{J}^S} \right)^{1/R} \quad . \tag{5.50}$$

Jedoch können auch im Zuge der Berechnung bilateraler Jevons-S-Indizes, $\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^S}$, gleich mehrere Probleme auftreten, wenn die Anzahl der Güter in den einzelnen Gütergruppen sehr klein ist oder sogar gar kein Gut für eine bestimmte Gruppe vorliegt. Hill (2007, S. 17) äußert sich sehr kritisch über den Nutzen des Jevons-S-Index, wenn die Teilindizes nur auf sehr wenigen Güterpreisrelationen beruhen, da Indizes, die nur auf einer Beobachtung basieren, häufig vollkommen erratische Indexwerte liefern.

Noch weitreichendere Konsequenzen treten zutage, wenn in einer oder mehreren Gruppen überhaupt keine Güter vorhanden sind. Sergeev (2004, S. 4f) führt die möglichen Szenarien auf, die bei der Berechnung von Jevons-S-Indizes auf Grundlage der drei Gütergruppen auftreten können, wenn einzelne Gütergruppen keine Güter enthalten. Tabelle 5.1 gibt einen Überblick über die möglichen Szenarien *eines* beliebigen Regionenpaares (r, s):[17]

[17] Die verschiedenen möglichen Szenarien aus Tabelle 5.1 beziehen sich auf ein einzelnes potenzielles Regionenpaar (r, s). Das bedeutet, dass ein Preisvergleich zwischen beispielsweise 10 Regionen nicht nur 8 mögliche Szenarien besitzt, sondern $R(R-1)/2 \cdot 8 = 45 \cdot 8 = 360$ mögliche Szenarien.

Tabelle 5.1: Mögliche Szenarien der Verteilung repräsentativer Güter

Szenario	$N_{r^*\bar{s}}$	$N_{r^*s^*}$	$N_{\bar{r}s^*}$
1	✓	✓	✓
2	✓	✓	-
3	✓	-	✓
4	-	✓	✓
5	✓	-	-
6	-	✓	-
7	-	-	✓
8	-	-	-

Szenario 1 ist unproblematisch, da für alle Gütergruppen Elemente registriert sind und demzufolge ein bilateraler Preisvergleich zwischen dem betreffenden Regionenpaar auf Basis des Jevons-S-Index ermittelt werden kann. In allen anderen Szenarien fehlt mindestens eine der Gütergruppen, weshalb die Berechnung des Jevons-S-Index entweder angepasst werden muss oder gar nicht erst zustande kommt.

In Szenario 2 und 4 ist entweder die erste oder die dritte Gütergruppe unbesetzt, während die Gruppe der Güter, die in beiden Regionen repräsentativ sind, jeweils Güter enthält. Würde man bei der Berechnung die jeweils fehlende Gruppe einfach ignorieren, so würden verzerrte Indexwerte für den gesuchten Regionenvergleich resultieren. Die Berechnung entspräche letztlich der eines Jevons*-Index. Aus diesem Grund werden in den Szenarien, in denen $N_{r^*\bar{s}} = 0$ oder $N_{\bar{r}s^*} = 0$ ist, nur die Güter der Gütergruppe $N_{r^*s^*}$ für die weitere Berechnung berücksichtigt. Alle anderen Güter werden ignoriert. Sehr effizient ist dieses Vorgehen natürlich nicht, schließlich werden nicht nur Informationen zu Gütern ignoriert, für die eigentlich Preise vorliegen (wie dies beim Jevons*-Index der Fall ist), sondern auch Informationen über die Repräsentativität der Güter. In diesem Fall gilt es abzuwägen, ob man unter Umständen verzerrte Preisvergleiche in Kauf nimmt und sämtliche Informationen zur Repräsentativität der Güter berücksichtigt, oder ob man stattdessen unverzerrte Preisvergleiche bevorzugt, aber weniger verlässliche Ergebnisse erhält und zugleich vorhandene Güterinformationen aufgibt.

Szenario 3 und 6 sind weniger problematisch. In Szenario 3 sind keine Güter in der Gütergruppe $N_{r^*s^*}$ vorhanden, dafür aber in den Gütergruppen $N_{r^*\bar{s}}$ und $N_{\bar{r}s^*}$. Da jede dieser Gütergruppen das passende Gegengewicht zur jeweils anderen ist, lassen sich unverzerrte Preisniveauvergleiche aus dem einfachen geometrischen Mittel der zugehörigen Teilindizes $\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^S_{(r^*\bar{s})}}$ und $\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^S_{(\bar{r}s^*)}}$ gewinnen. In Szenario 6 fehlen dagegen die Güterinformationen in diesen beiden Gruppen, während nur die Gütergruppe $N_{r^*s^*}$ Güter enthält. In diesem Fall wird nur der Teilindex $\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^S_{(r^*s^*)}}$ berechnet, der unmittelbar unverzerrte Ergebnisse liefert.

Als ungleich problematischer erweisen sich die Szenarien 5, 7 und 8. In keiner dieser Situationen ist es möglich, Jevons-S-Indizes zu ermitteln. In Szenario 5 bzw. 7 liegen nur

Repräsentativitätsinformationen zur ersten *oder* dritten Gütergruppe vor. Gleichzeitig ist die Menge der zweiten Gütergruppe leer. In diesen Fällen sind vollkommen verzerrte Preisvergleiche zu erwarten. Dies verstößt gegen das Prinzip der Jevons-S-Indizes, weshalb in diesen Fällen eine Berechnung bilateraler Vergleiche ausbleibt. In Szenario 8 enthält keine der drei Gütergruppen ein Gut. Alle drei Szenarien haben daher gemeinsam, keine Vergleichskennzahlen für die betreffenden Regionenpaare zu generieren. Erneut ist die Matrix bilateraler Preisvergleiche unvollständig. Analog zu den Indexvarianten $\ddot{P}^{rs}_{\tilde{\mathrm{J}}}$ und $\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^*}$, lassen sich die fehlenden Vergleiche aus dem geometrischen Mittel aller verfügbaren indirekten Vergleiche ermitteln.

Resümierend betrachtet offenbart Sergeevs Variante des Jevons-Index gewisse Schwachstellen. Zwar generieren Jevons-S-Indizes im Unterschied zu Jevons*-Indizes unverzerrte Preisvergleiche, allerdings muss hierfür in den meisten Fällen ein teurer Preis bezahlt werden. Die verschiedenen Szenarien in Tabelle 5.1 haben gezeigt, dass in bestimmten Fällen vorhandene Güterinformationen nicht genutzt werden. Preisvergleiche, die auf weniger Gütern gründen, sind jedoch im Normalfall weniger robust bzw. verlässlich. In anderen Fällen lassen sich erst gar keine Preisvergleiche berechnen. In jedem dieser Szenarien erweisen sich die $\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^*}$-Indizes als vorteilhafter, da sie generell mehr Güterinformationen berücksichtigen und sich damit häufiger Preisindizes berechnen lassen, in denen $\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^S}$-Indizes zu keinen Ergebnissen führen.

Die bislang geschilderten Ausführungen unterschiedlicher Varianten von Jevons-Indizes verfolgen den Gedanken, intransitive Vergleichskennzahlen im Zuge der standardmäßigen GEKS-Methodik nachträglich zu korrigieren, um anschließend transitive Vergleichskennzahlen zwischen allen Regionen unterhalb der Elementarebene zu erhalten. Ähnlich wie für die Aggregation auf der Elementarebene ist es aber auch möglich, ein verallgemeinertes GEKS-Verfahren anzuwenden (Rao, 2001b, 2009), um multilaterale Vergleiche für sämtliche Regionen zu generieren.

Der verallgemeinerte GEKS-Ansatz sieht vor, Preisniveaukennzahlen P^r mit Hilfe der Regressionsmodelle in Gleichung (5.20) bzw. (5.21) zu ermitteln. Hierbei werden sämtliche bilaterale Vergleiche $\ddot{P}^{rs}$ in das Modell einbezogen. Anders als die Standardform der GEKS-Methode berücksichtigt der als Regressionsansatz interpretierbare Ansatz der GEKS-Methode aber zusätzlich die Verlässlichkeit g^{rs} der einzelnen paarweisen Vergleiche.

Die Verlässlichkeit eines bilateralen Vergleichs wird - wie schon im Fall der Aggregation auf der Elementarebene - anhand ausgewählter Indikatoren gemessen. Rao (2009, S. 94ff) führt zwei solcher Verlässlichkeitsindikatoren auf, die jeweils davon ausgehen, dass nicht für jede Region sämtliche Güter preislich erfasst sind. Beide hängen eng mit den Varianten zweier modifizierter bilateraler Jevons-Indizes zusammen.

Anzahl preislich erfasster Güter

Ein möglicher Indikator, um die Verlässlichkeit bilateraler Vergleiche zu messen, ist die Anzahl der Güter, zu denen in den betreffenden Regionen Preise vorliegen. Offenbar beruht die Idee dieses Verlässlichkeitsmaßes auf der Möglichkeit, bilaterale Vergleiche mit gewöhnlichen Jevons-Indizes aus Gleichung (5.35) zu berechnen. Die Intuition dieses Vorgehens ist einfach nachzuvollziehen: Je mehr Güter in beiden Regionen preislich erfasst sind, umso verlässlicher ist der Preisvergleich zwischen den betreffenden Regionen. Entsprechend sollten verlässliche Vergleiche mit einem höheren Gewicht in die Berechnung transitiver Vergleichskennzahlen eingehen als weniger verlässliche Vergleiche.

Sei N^{rs} erneut die Anzahl der Güter, deren Preise sowohl in Region r als auch in Region s vorliegen und N die Anzahl aller Güter der betreffenden Güterkategorien. Dann ist der Anteil preislich erfasster Güter innerhalb einer Güterkategorie definiert durch

$$g_{\tilde{\mathrm{J}}}^{rs} = \begin{cases} \frac{N^{rs}}{N} & \forall\, r, s \quad r \neq s \\ 0 & r = s \end{cases} , \tag{5.51}$$

wobei $g_{\tilde{\mathrm{J}}}^{rs} = 1$, falls zu sämtlichen Gütern einer Güterkategorie in beiden Regionen Preise erfasst wurden, und $g_{\tilde{\mathrm{J}}}^{rs} = 0$, falls zu keinem Gut in beiden Regionen ein Preis vorliegt. Rao und Timmer (2003, S. 501) zeigen, dass auf diese Weise leicht die Gewichte aller Regionenpaare in einer (symmetrischen) Matrix zusammengefasst werden können.

Anzahl repräsentativer Güter

Ist zusätzlich bekannt, ob die einzelnen Güter in den betreffenden Regionen repräsentativ sind, lässt sich ein zweiter Verlässlichkeitsindikator ableiten. Die ursprüngliche Idee dieses Indikators ist in der Arbeit von Cuthbert und Cuthbert (1988, S. 36ff) zu finden. Rao (2009, S. 95f) greift diese Ausführungen erneut auf. Prinzipiell beruht dieser Ansatz auf dem Konzept der Jevons*-Methode.

Ausgehend von der Definition der Jevons*-Indizes in Gleichung (5.39), zeigen Cuthbert und Cuthbert (1988, S. 42f), dass für die logarithmierten bilateralen Jevons*-Indizes, $\ln \ddot{P}_{\mathrm{J}^*}^{rs}$, die Varianz

$$Var(\ln \ddot{P}_{\mathrm{J}^*}^{rs}) = \frac{\sigma^2}{4} \left[\frac{1}{N_{r^*\bullet}} + \frac{1}{N_{\bullet s^*}} + \frac{2\, N_{r^*s^*}}{N_{r^*\bullet} N_{\bullet s^*}} \right] \tag{5.52}$$

hergeleitet werden kann. Hieraus lässt sich schlussfolgern, dass die Varianz der logarithmierten bilateralen Vergleiche umso kleiner ist, je größer die Anzahl der Güter ist, die in Region r oder Region s als repräsentativ eingestuft werden. Das bedeutet letztlich, dass $\ln \ddot{P}_{\mathrm{J}^*}^{rs}$ präzisere Schätzwerte für die transitiven Vergleichskennzahlen $(\ln P^s - \ln P^r) = \ln P^s / \ln P^r$ liefert, je mehr Güter in den Gütergruppen $N_{r^*\bullet}$ und $N_{\bullet s^*}$ enthalten sind.

Aus diesem Grund schlägt Rao (2009, S. 97) die Gewichte

$$g_{\mathrm{J}^*}^{rs} = 1 \Big/ \left(\frac{1}{4} \left[\frac{1}{N_{r^*\bullet}} + \frac{1}{N_{\bullet s^*}} + \frac{2\, N_{r^* s^*}}{N_{r^*\bullet} N_{\bullet s^*}} \right] \right) \tag{5.53}$$

vor. Das Ausmaß der Verlässlichkeit einzelner Paarvergleiche ist demzufolge maßgeblich von der Anzahl aller Güter abhängig, die in Region r oder Region s repräsentativ sind. Je höher die Güteranzahl in den Gütergruppen $N_{r^*\bullet}$ und $N_{\bullet s^*}$ ist, umso größer werden die jeweiligen Gewichte $g_{\mathrm{J}^*}^{rs}$ und umso höher ist der Einfluss, den die zugehörigen bilateralen Vergleichskennzahlen, $\ddot{P}^{rs}$, auf die Berechnung transitiver Vergleichskennzahlen, P^{rs}, nehmen.

Ungeachtet dessen, wie verlässlich die Preisvergleiche einzelner Regionenpaare sind, baut das Konstruktionsprinzip der GEKS-Methode (auf und unterhalb der Elementarebene) auf der Idee auf, sämtliche Vergleiche in die Berechnung transitiver Vergleichskennzahlen einzubeziehen. Inwiefern ein solches Vorgehen zweckmäßig ist, darf angesichts zum Teil äußerst heterogener Regionen angezweifelt werden. Vor allem im Hinblick darauf, möglichst charakteristische Vergleiche zu generieren, erscheint es nicht sinnvoll zu sein, alle intransitiven Preisvergleiche zu verwenden. Die im folgenden Abschnitt beschriebene Methode verfolgt daher den Gedanken, bilaterale Preisindizes *selektiv* anhand gewisser Kriterien auszuwählen.

Kapitel 6

Verkettungsansatz

Der GEKS-Ansatz ist als zweistufiger Prozess zu verstehen, bei dem auf der ersten Stufe zunächst bilaterale Vergleiche mit Hilfe gewöhnlicher bilateraler Indexformeln berechnet werden. Generell kommen hierfür alle bilateralen Indexformeln in Frage, die ortsumkehrbar sind. Jedoch fällt die Wahl einer spezifischen Indexformel umso schwerer, je verschiedener die verglichenen Regionenpaare sind. Extrem unterschiedliche Konsumgewohnheiten sind gleichbedeutend mit sehr unterschiedlichen Mengenstrukturen in den betreffenden Regionen. Dies schlägt sich in der Regel in stark divergierenden Indexwerten der jeweiligen Indexformeln nieder. Mögliche Rückschlüsse über die Kaufkraftparitäten zwischen den betrachteten Regionen sind dementsprechend nicht sehr aussagekräftig bzw. verlässlich.

Die GEKS-Methode berücksichtigt diese Probleme aber in keinster Weise. Unabhängig davon, wie ähnlich die betrachteten Regionen sind, fließen auf der zweiten Stufe sämtliche bilateralen Vergleiche, $\ddot{P}^{rs}$, aller Regionenpaare in die Berechnung transitiver Vergleichskennzahlen P^{rs} ein. Der Verkettungsansatz versucht diesem Problem angemessen zu begegnen, indem nur besonders verlässliche bilaterale Vergleiche ausgewählt und anschließend miteinander verkettet werden.

Die Vorstellung, bilaterale Indizes miteinander zu verketten, ist kein vollkommen neues Konzept. Laut Hill (1999a, S. 135) kann die Historie verketteter bilateraler Vergleiche auf Marshall (1887) zurückdatiert werden. Tatsächlich spricht bereits Lehr (1885, S. 45ff) zwei Jahre zuvor (beinahe beiläufig) von der Möglichkeit, Preisveränderungen über mehrere aufeinander folgende Jahre mit Hilfe verketteter Indizes zu bestimmen. Seither wurden verkettete Indexzahlen im Kontext intertemporaler Preismessungen ausgiebig und (häufig) kontrovers diskutiert. Szulc (1983, S. 554ff) diskutiert beispielsweise das Für und Wider von Kettenindizes. Letztlich befürwortet Szulc verkettete Indizes im intertemporalen Kontext, wenn dadurch eine Glättung der Preisentwicklung zwischen der Basisperiode und der gewünschten Vergleichsperiode erzielt wird. Er fügt aber gleichzeitig hinzu, dass ein solcher Schritt nur dann sinnvoll ist, wenn die Veränderungen der Warenkörbe zwischen den betrachteten Zeitpunkten nur graduell sind und keine vollkommen unterschiedlichen

Warenkörbe miteinander verglichen werden (S. 557).[1] Wie bereits an früherer Stelle angedeutet, ist Lippe (2001, S. 166ff) vollkommen anderer Ansicht und verweist gleich auf mehrere Gründe, die aus seiner Perspektive gegen die Verwendung von Kettenindizes sprechen (vgl. hierzu Lippe, 1999, S. 396ff; Lippe, 2005, S. 501ff; Lippe, 2007, S. 132ff).

Verkettungen bilateraler Indizes werden vor allem dann eingesetzt, wenn die Preisentwicklung zwischen zeitlich weit auseinander liegenden Perioden berechnet werden soll. Da sich die Konsumgewohnheiten im Laufe der Zeit ändern, spiegeln gewöhnliche bilaterale Indexformeln in solchen Fällen häufig nur ein sehr verzerrtes Bild der tatsächlichen Preisentwicklung wider. Daher bietet es sich an, mehrere bilaterale Indizes mit aufeinander folgenden Zeitperioden zu verketten, damit Verzerrungen infolge verschobener Ausgabenstrukturen in den Warenkörben abgemildert werden.

Im Zusammenhang der interregionalen Preismessung hat das Prinzip verketteter Indizes lange Zeit wenig Beachtung gefunden, obschon zu erwarten ist, dass Warenkörbe zwischen Regionen sehr viel stärker variieren, als Warenkörbe zwischen zwei (weit auseinander liegenden) Zeitpunkten. Es dürfte demnach wenig überraschend sein, dass die repräsentativen Warenkörbe von Deutschland und Kenia vermutlich verhältnismäßig geringe Gemeinsamkeiten aufweisen. Um diesem Problem zu begegnen kann es zweckmäßig sein, mehrere bilaterale Vergleiche - nach dem Vorbild intertemporaler Kettenindizes - miteinander zu verknüpfen.

Anders als chronologisch aufeinander folgende Zeitpunkte, existiert im Fall von Regionen aber keine natürliche Ordnung. Für alle potenziellen Regionenpaare sind daher sinnvolle Vergleiche denkbar. Jeder Versuch, unterschiedliche Regionenpaare miteinander zu verketten, führt unweigerlich zu der Frage, in welcher Konstellation diese Regionen miteinander verknüpft werden sollen (Hill, 1999a, S. 135). Die Abwesenheit einer natürlichen Ordnung hat zur Folge, dass in Vergleichen zwischen R Regionen generell $R(R-1)/2$ potenzielle bilaterale Vergleiche denkbar sind. Dementsprechend kann die Zahl möglicher Vergleiche bereits für eine geringe Anzahl unterschiedlicher Regionen beträchtliche Dimensionen annehmen. Aber nicht jeder dieser Vergleiche liefert verlässliche Informationen über die Preisniveauverhältnisse zwischen zwei betreffenden Regionen. Vergleiche zwischen Regionen mit ähnlicheren ökonomischen Strukturen werden voraussichtlich größere Überschneidungen der konsumierten Warenkörbe aufweisen, als Regionenpaare, die kaum wirtschaftliche Gemeinsamkeiten besitzen. Diese Erkenntnis taucht bereits bei Drechsler (1973, S. 19f) auf, der versuchte, eine Antwort auf die Frage zu geben, auf Basis welcher Prinzipien bestimmte bilaterale Vergleiche aus allen verfügbaren Vergleichen auszuwählen seien. Laut Drechsler (1973, S. 20) ist es ein empirischer Befund, „that the smaller the differences in structures between the countries compared, the better the results one may

[1] Einige Jahre später überträgt Szulc (1996) diese Gedankengänge auf die Ebene interregionaler Vergleiche.

expect, i.e., the greater the comparability. Thus, one should pair the countries so that the structural differences within each pair should be as small as possible.“ Es ist daher durchaus sinnvoll, weniger verlässliche bilaterale Vergleiche auszuschließen.

Hill (1999a,b) schlägt in diesem Kontext ein multilaterales Verfahren vor, durch das es möglich ist, die bilateralen Vergleiche zwischen R Regionen in einer bestimmten Art und Weise miteinander zu verknüpfen. Hills Konzept ist an die Überlegungen von Köves (1983, S. 239f) angelehnt und stammt ursprünglich aus der Graphentheorie. Seine Erwägungen sehen vor, lediglich $(R-1)$ spezifische bilaterale Vergleiche zu berechnen, um dadurch sämtliche Regionen in einem sogenannten *Spanning Tree* miteinander zu verbinden. Das deutschsprachige Synonym *Gerüst* (Volkmann, 1996, S. 49) beschreibt ein solches graphisches System am treffendsten. Ein Spanning Tree bzw. Gerüst ist ein Graph, der alle R Regionen (*Knotenpunkte*) über *genau* ein *Pfadsystem* miteinander verbindet, *ohne* dabei einen geschlossenen Zyklus bzw. Kreis zwischen mehreren Regionen zu erzeugen.

Abbildung 6.1 illustriert in Anlehnung an Auer (2012, S. 41), welche unterschiedlichen Konstellationen denkbar sind, um $R = 4$ Regionen innerhalb eines Gerüsts miteinander zu verbinden. Die obere Grafik zeigt einen Tetraeder, in welchem alle Regionen bzw. Knotenpunkte $R = \{A, B, C, D\}$ in symmetrischer Weise miteinander verbunden sind. Dabei bezeichnet man eine direkte Verbindung zwischen zwei Regionen üblicherweise als *Kante* (engl.: *edge*). Jede Kante kennzeichnet einen bilateralen Vergleich, $\ddot{P}^{rs}$, zwischen zwei Regionen. Für jedes Regionenpaar existiert demzufolge eine direkte Verknüpfung über eine der Kanten. Insgesamt gibt es also $R(R-1)/2$ solcher Kanten. Das bedeutet aber auch, dass beispielsweise Region D sowohl über alle *direkten* Pfade ($D-A$, $D-B$, $D-C$) mit den anderen Regionen verbunden ist, als auch über mehrere *indirekte* Pfade (z.B. $D-C-A$). Auf diese Weise entstehen (mehrere) geschlossene Zyklen. Gerade dies schließt aber die Eigenschaft eines Gerüsts aus. Jeder Knoten (Region) darf nur über *genau* einen Pfad mit jedem anderen Knoten verknüpft sein. Ein Gerüst kann demzufolge nur *genau* $R-1$ Kanten besitzen.[2] Durch diese Eigenschaft ist die interne Konsistenz (Transitivität) aller Vergleiche (und damit des gesamten Gerüsts) sichergestellt (Hill, 2009, S. 220).

[2] Hill (1999a, S. 138) macht darauf aufmerksam, dass für weniger als $R-1$ Vergleiche nicht alle R Regionen miteinander verbunden sein können. Wenn mehr als $R-1$ bilaterale Vergleiche verwendet werden, muss zwangsläufig mindestens ein Regionenpaar über mehrere Pfade verbunden sein.

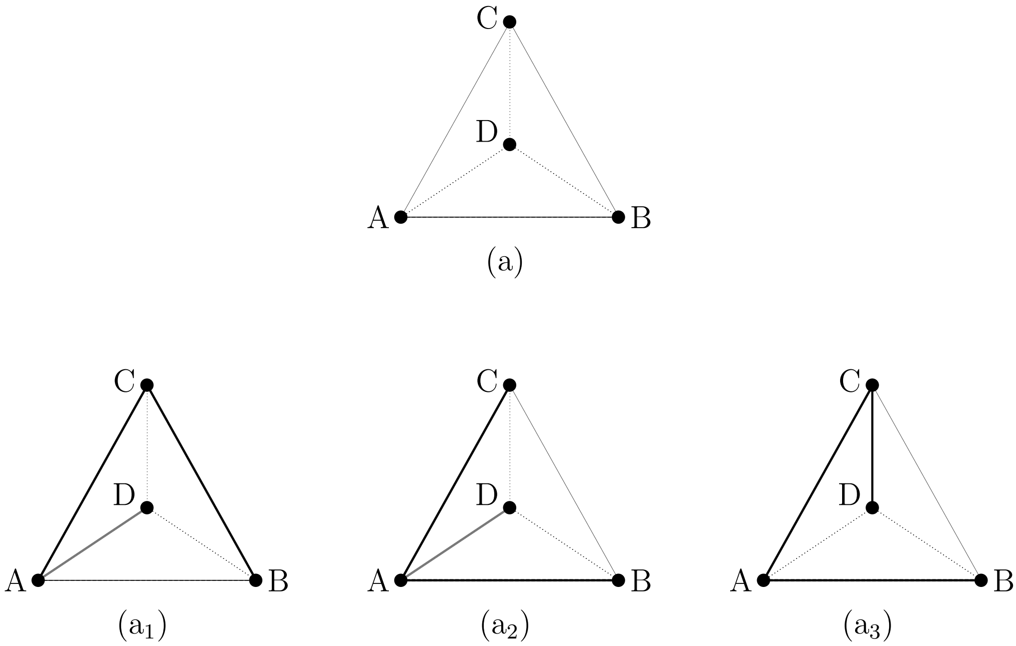

Abbildung 6.1: Drei exemplarische Gerüste für $R = 4$ Regionen

Natürlich gibt es mehrere Möglichkeiten, wie sich R Knoten über $R-1$ Kanten verbinden lassen. Im unteren Teil der Abbildung 6.1 sind drei weitere Tetraeder (a_1 - a_3) abgebildet. In jedem Tetraeder ist zusätzlich ein mögliches Gerüst eingezeichnet, welches durch dickere Linien hervorgehoben wird. Im Allgemeinen können für einen Vergleich mit R Regionen R^{R-2} solcher Gerüste definiert werden. Im vorliegenden Fall existieren demnach insgesamt $4^2 = 16$ mögliche Gerüste. Jedes individuelle Gerüst verbindet die 4 Regionen über ein alternatives Pfadsystem. Anhand der beispielhaften Gerüste in Abbildung 6.1 ist leicht zu erkennen, dass in keinem Gerüst ausschließlich direkte Pfade zwischen allen Regionen vorliegen können. Bestimmte Paarvergleiche sind nur indirekt über eine oder sogar mehrere andere Regionen möglich. Indirekte Vergleiche erfolgen dann über die multiplikative Verkettung der bilateralen Vergleiche, die zwischen diese Regionen geschaltet sind. Entscheidend ist hierbei, dass in jedem möglichen Gerüst unterschiedliche bilaterale Vergleiche die Berechnungsgrundlage aller Vergleiche bilden.

In Gerüst (a_3) setzt sich die Berechnungsgrundlage beispielsweise aus den bilateralen Vergleichen $\ddot{P}^{AB}$, $\ddot{P}^{AC}$ und $\ddot{P}^{CD}$ zusammen. Für den bilateralen Vergleich zwischen den Regionen B und D existiert kein direkter Pfad. Dieser kann daher nur indirekt über

$$\ddot{P}^{BD} = \ddot{P}^{BA}\ \ddot{P}^{AC}\ \ddot{P}^{CD} \tag{6.1}$$

generiert werden.

Jedes potenzielle Gerüst bringt ein multilaterales System hervor, mit dessen Hilfe sämtliche bilateralen Vergleichskennzahlen, P^{rs}, zwischen allen Regionenpaaren berechnet werden können. Hierbei ist ein bestimmtes Gerüst im Endeffekt nichts anderes als eine Vorschrift, in welcher Weise die Regionen miteinander zu verknüpfen sind. Wenn aber augenscheinlich mehrere Lösungswege zum selben Ziel führen, stellt sich die Frage, welcher Weg der Beste ist. Oder anders formuliert: Anhand welcher Kriterien kann man die unterschiedlichen Gerüste beurteilen und welches spezifische Gerüst sollte am Ende als „Bestes Gerüst“ ausgewählt werden?

Um eine angemessene Antwort auf diese Frage zu finden, ist es zunächst angebracht darüber nachzudenken, welche bilaterale Preisindexformel geeigneterweise Verwendung finden soll. Diese Wahl fällt nicht weiter schwer, sofern diese Indexformel die Eigenschaft besitzt, ortsumkehrbar zu sein. Verletzt ein bilateraler Index diesen Test, dann ergeben sich für die einzelnen direkten und indirekten Vergleiche Pfadabhängigkeiten. Das bedeutet, dass die Verbindungen zwischen den Knotenpunkten eines Gerüsts „richtungsabhängig“ sind. Zum besseren Verständnis kann dies leicht anhand eines einfachen Beispiels skizziert werden:

Numerisches Beispiel 6.1:
Angenommen der bilaterale Vergleich aus Gleichung (6.1) sei von Interesse. Wenn alle bilateralen Vergleiche ortsumkehrbar sind, also allgemein $\ddot{P}^{rs} = 1/\ddot{P}^{sr}$ erfüllt ist, dann gilt für den Preisvergleich zwischen B, D:

$$\ddot{P}^{BD} = \ddot{P}^{AB}\ \ddot{P}^{AC}\ \ddot{P}^{CD} = \frac{1}{\ddot{P}^{DC}}\ \frac{1}{\ddot{P}^{CA}}\ \frac{1}{\ddot{P}^{AB}} = \frac{1}{\ddot{P}^{DB}}$$

Da alle bilateralen Vergleiche unabhängig davon sind, welche Region als Basis gewählt wird, ist dies auch für den multiplikativ verketteten Vergleich unerheblich. Es spielt daher keine Rolle aus welcher „Richtung“ die Vergleiche angestellt werden. Im Endeffekt ergibt sich der Preisvergleich P^{BD} aus dem reziproken Wert des Vergleichs von P^{DB} (und umgekehrt).
Erfüllen die Indexformeln die Eigenschaft der Ortsumkehrbarkeit hingegen nicht, gilt also allgemein $\ddot{P}^{rs} \neq 1/\ddot{P}^{sr}$, dann folgt unmittelbar

$$\ddot{P}^{BD} = \ddot{P}^{AB}\ \ddot{P}^{AC}\ \ddot{P}^{CD} \neq \frac{1}{\ddot{P}^{DC}}\ \frac{1}{\ddot{P}^{CA}}\ \frac{1}{\ddot{P}^{AB}} = \frac{1}{\ddot{P}^{DB}} \qquad .$$

In diesem Fall macht es sehr wohl einen Unterschied, ob $\ddot{P}^{BD}$ oder $\ddot{P}^{DB}$ berechnet werden soll, da die jeweiligen bilateralen Vergleiche abhängig von der gewählten Basisregion sind.

Das Beispiel 6.1 illustriert, dass die multilateralen Vergleiche eines Gerüsts maßgeblich davon beeinflusst werden, ob die gewählte Preisindexformel ortsumkehrbar ist oder nicht. Aus diesem Grund kommen die Preisindizes nach Laspeyres und Paasche für diese Zwecke nicht in Frage, da sie bekanntermaßen den Ortsumkehrbarkeitstest (bzw. Zeitumkehrtest) nicht erfüllen (ILO, IMF, OECD, UNECE, Eurostat und The World Bank, 2004, S. 295).

Hill (1999a, S. 136) ergänzt, dass der verwendete bilaterale Preisindex auch den Faktorumkehrtest erfüllen muss, wenn auch der resultierende multilaterale Index diese Eigenschaft besitzen soll. Hill bevorzugt daher die Verwendung des superlativen Fisher-Index, $\ddot{P}_{\mathrm{Fi}}^{rs}$, da dieser beiden Bedingungen genügt.

Verzichtet man darauf, dass der multilaterale Preisindex den Faktorumkehrtest erfüllen soll, kommen generell alle bilateralen Preisindexfunktionen, $\ddot{P}^{rs}$, in Frage, die ortsumkehrbar sind. Dies gilt im Übrigen gleichermaßen für die Aggregation auf und unterhalb der Elementarebene. Genau wie die GEKS-Methode lässt sich der Verkettungsansatz prinzipiell auf beiden Aggregationsebenen anwenden. Die beiden Ebenen unterscheiden sich im Kontext des Verkettungsansatzes lediglich in zwei Aspekten: Zum einen hinsichtlich der Wahl der Preisindexfunktion und zum anderen bezüglich der Wahl eines geeigneten Gerüsts. Für die Wahl geeigneter bilateraler Preisindizes auf der Elementarebene eignen sich alle Indexfunktionen, die ein explizites Mengengerüst besitzen. Unterhalb der Elementarebene fehlen häufig einige Preisinformationen und die Repräsentativität der Güter spielt eine gewichtige Rolle. Daher bietet es sich an, auf die verschiedenen Varianten der Jevons-Indizes zurückzugreifen, die im Zuge des GEKS-Ansatzes bereits ausführlich vorgestellt wurden.

Problematischer als die Wahl geeigneter Preisindexfunktionen erweist sich dagegen die Wahl eines geeigneten Gerüsts. Die anfänglichen Bemühungen, geeignete Gerüste im interregionalen Kontext zu bestimmen, sind bereits in Kravis, Heston und Summers (1982, S. 101ff) zu finden. Kravis, Heston und Summers erkennen die Probleme, die mit einer größeren Anzahl zu vergleichender Regionen sowie mit einer steigenden Heterogenität der Regionen einhergehen. Aus diesem Grund versuchen sie mit Hilfe verschiedener Sensitivitätskriterien vergleichbare Regionen zu identifizieren, um auf diese Weise die Gesamtheit aller Regionen in möglichst homogene (Regionen-)Cluster zu unterteilen. Für jedes homogene Cluster werden dann (auf der ersten Stufe) *intra*regionale Vergleiche in Form einzelner Gerüste definiert, wobei eine beliebige Region jedes Clusters die Funktion einer zentralen Verbindungsregion einnimmt. Anschließend werden die homogenen Cluster jeweils über die frei gewählte Verbindungsregion zu einem vollständigen Gerüst miteinander verbunden (Kravis, Heston und Summers, 1982, S. 108 und S. 110). Kravis, Heston und Summers (1982, S. 102) heben vor allem den Vorteil hervor, dass auf diese Weise charakteristische Vergleiche zwischen den Regionen *innerhalb* eines Clusters gewonnen werden und nur für die *inter*regionalen Vergleiche *zwischen* den homogenen Clustern die Charakteristizität der Vergleiche zum größten Teil geopfert werden muss.

Hill (1999a,b) greift diese Überlegungen auf und entwickelt dieses Konzept systematisch weiter. Anders als Kravis, Heston und Summers verzichtet Hill darauf, zunächst regionale Cluster zu bilden. Stattdessen versucht Hill, idealerweise genau diejenigen bilateralen Verbindungen eines Gerüsts festzulegen, die die größte Verlässlichkeit aufweisen.

Durch dieses Vorgehen werden die jeweils optimalen Verbindungen zwischen den einzelnen Regionen identifiziert.

Die unterschiedlich hohen Verlässlichkeiten lassen sich auch graphisch ausdrücken. Abbildung 6.2 versucht diese Informationen angemessen zu integrieren. Im Unterschied zu Abbildung 6.1 sind die Kanten dieser Tetraeder nicht gleich lang, sondern weisen unterschiedliche Längen auf. Je verlässlicher ein paarweiser Vergleich ist, umso kürzer sollte die entsprechende Kante zwischen diesen beiden Regionen sein. Dadurch wird die „Nähe“ der betreffenden Regionen angemessener zum Ausdruck gebracht.

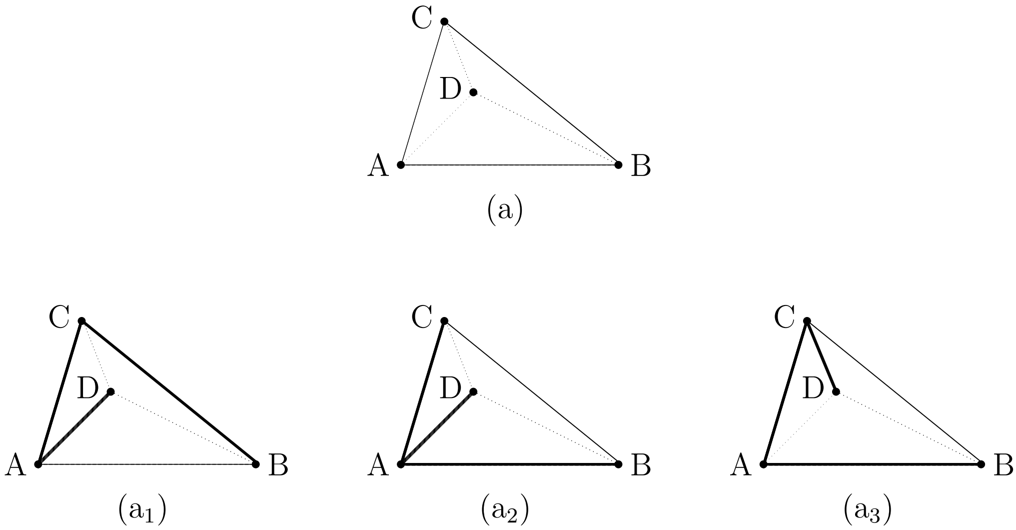

Abbildung 6.2: Drei exemplarische gewogene Gerüste für $R = 4$ Regionen

In diesem Kontext spricht man häufig davon, dass jeder Kante ein eigenes Gewicht zugeordnet wird (vgl. u.a. Wilson, 1996, S. 39 und S. 52; Hill, 1999b, S. 177; West, 2001, S. 95). Dadurch erhält man schließlich einen gewogenen Graphen (vgl. Abbildung 6.2 (a)), aus welchem nun ein optimales *gewogenes Gerüst* (vgl. Abbildung 6.2 (a_1-a_3)) auszuwählen ist. Kurze Kanten deuten auf kleine Abstände zwischen zwei Regionen hin und somit auf geringe Gewichte von Paarvergleichen. Damit ist auch klar, dass sich die Verlässlichkeit und das Gewicht eines Vergleichs reziprok zueinander verhalten. Je verlässlicher ein bilateraler Vergleich ist, umso kürzer sind die Abstände und umso geringer fällt auch das jeweilige Gewicht zwischen diesen Regionen aus (Hill und Timmer, 2006, S. 369).

Wie verlässlich ein bilateraler Vergleich ist, kann anhand bestimmter Kriterien bewertet werden, die sozusagen die *Abstände* bzw. *Gewichte* zwischen allen potenziellen paarweisen Vergleichen messen. Hierbei ist es möglich, zwischen Kriterien zu unterscheiden, die auf oder unterhalb der Elementarebene Verwendung finden können. Daher werden in den nachfolgenden beiden Abschnitten Verlässlichkeitskriterien aufgeführt, die - basierend auf den üblicherweise zur Verfügung stehenden Güterinformationen - auf der jeweiligen Aggregationsebene eingesetzt werden können.

6.1 Aggregationsmethoden auf der Elementarebene

Ein mögliches Abstandskriterium ist der bereits in Gleichung (5.25) definierte Paasche-Laspeyres Abstand (PLA):[3]

$$D_{\text{PLA}}^{rs} = \text{PLA}^{rs} = \left| \ln \left(\frac{\ddot{P}_{\text{La}}^{rs}}{\ddot{P}_{\text{Pa}}^{rs}} \right) \right| \qquad . \tag{6.2}$$

Je kleiner der PLA zwischen den Regionen r und s ist, umso verlässlicher ist die Aussagekraft eines bilateralen Vergleichs $\ddot{P}^{rs}$ zwischen diesen beiden Regionen und umso weniger sensitiv ist dieser Vergleich gegenüber der Wahl einer bestimmten bilateralen Indexformel. Die Begründung für diese Zusammenhänge ist nicht unmittelbar ersichtlich und bedarf einer genaueren Erläuterung. Laspeyres und Paasche werden typischerweise als obere und untere Grenzen bilateraler Preisindizes erachtet, was letztlich dem einseitigen Mengengerüst dieser Indizes geschuldet ist. Das Ausmaß der Spannweite zwischen Laspeyres und Paasche wird durch die Ähnlichkeit der Mengenstrukturen determiniert. Äußerst heterogene Mengenstrukturen zwischen zwei Regionen führen zu stark voneinander abweichenden Werten für Laspeyres und Paasche. Liegen hingegen sehr ähnliche Mengenstrukturen vor, wird der Abstand zwischen Laspeyres und Paasche entsprechend kleiner.

Die Divergenz zwischen den umgesetzten Mengen wirkt sich aber nicht nur auf Laspeyres und Paasche aus, sondern auch auf die meisten anderen bilateralen Indexformeln aus Kapitel 3, selbst wenn diese die Mengenstrukturen beider Regionen einbeziehen und folglich Indexwerte liefern, die für gewöhnlich zwischen denen von Laspeyres und Paasche liegen. Je heterogener die Mengenstrukturen, umso stärker weichen auch diese Indizes voneinander ab, wenngleich in einem geringeren Ausmaß als Laspeyres und Paasche. Das bedeutet aber auch, dass sich homogenere Mengenstrukturen nicht nur in kleineren Abständen zwischen Laspeyres und Paasche niederschlagen, sondern auch die Bandbreite anderer bilateraler Preisindizes reduziert wird. Je kleiner also der Abstand zwischen Laspeyres und Paasche wird, umso robuster werden auch die Ergebnisse aller anderen bilateralen Indexzahlen. Oder anders ausgedrückt: Kleinere Abstände zwischen Laspeyres und Paasche deuten darauf hin, dass die bilateralen Vergleiche zwischen zwei Regionen weniger sensitiv gegenüber der gewählten Preisindexformel sind. Der PLA weist demzufolge darauf hin, wie homogen die Mengenstrukturen in den betrachteten Regionen sind

[3] Der PLA aus den entsprechenden Mengenindizes nach Laspeyres, $\ddot{X}_{\text{La}}^{rs}$, und Paasche, $\ddot{X}_{\text{Pa}}^{rs}$, liefert dieselben Werte wie (6.2). Mit wenigen Umformungen wird dieser Zusammenhang deutlich:

$$\begin{aligned} \text{PLA}^{rs} &= \left| \ln \left(\frac{\ddot{P}_{\text{La}}^{rs}}{\ddot{P}_{\text{Pa}}^{rs}} \right) \right| = \left| \ln \frac{\mathbf{p}^s \cdot \mathbf{x^r}}{\mathbf{p}^r \cdot \mathbf{x^r}} - \ln \frac{\mathbf{p}^s \cdot \mathbf{x^s}}{\mathbf{p}^r \cdot \mathbf{x^s}} \right| = \left| \ln \mathbf{p}^s \cdot \mathbf{x^r} - \ln \mathbf{p}^r \cdot \mathbf{x^r} - \ln \mathbf{p}^s \cdot \mathbf{x^s} + \ln \mathbf{p}^r \cdot \mathbf{x^s} \right| \\ &= \left| \ln \frac{\mathbf{x}^s \cdot \mathbf{p^r}}{\mathbf{x}^r \cdot \mathbf{p^r}} - \ln \frac{\mathbf{x}^s \cdot \mathbf{p^s}}{\mathbf{x}^r \cdot \mathbf{p^s}} \right| = \left| \ln \left(\frac{\ddot{X}_{\text{La}}^{rs}}{\ddot{X}_{\text{Pa}}^{rs}} \right) \right| = \text{PLA}^{rs} \qquad . \end{aligned}$$

und fungiert daher als Indikator für die Verlässlichkeit der jeweiligen bilateralen Vergleiche. Die ursprünglichen Überlegungen Hills im Kontext minimaler Gerüste bauen alle auf diesem Abstandskriterium auf.

Neben dem PLA sind auch andere Kriterien denkbar. Gemäß Hill (2009, S. 222) ist die Standardabweichung der logarithmierten Preisrelationen, $\ln(p_i^s/p_i^r)$, aller Güter ein geeignetes Distanzmaß, um die Verlässlichkeit bilateraler Vergleiche zu bestimmen:

$$D_{\mathrm{H}}^{rs} = \sqrt{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left[\ln\left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right) - \frac{1}{N}\sum_{j=1}^{N}\ln\left(\frac{p_j^s}{p_j^r}\right)\right]^2} \quad . \tag{6.3}$$

Laut des *Hicks'schen Theorems zusammengesetzter Güter* gilt für eine Gütergruppe, deren Preise sich alle proportional um einen Faktor μ verändern, dass sich der gemeinsame Preis(-index) der Gütergruppe genauso verhält, wie die Einzelpreise (Hicks, 1946, S. 313). Unterscheiden sich demnach alle Preise der Region s um den Faktor μ von den Preisen der Region r, sprich $\mathbf{p}^r = \mu\,\mathbf{p}^s$, dann nimmt die Standardabweichung aller Preisrelationen den Wert Null an, also $D_{\mathrm{H}}^{rs} = 0$. In der Regel ist jedoch $\mathbf{p}^r \neq \mu\,\mathbf{p}^s$, also auch $D_{\mathrm{H}}^{rs} > 0$. Das bedeutet, je größer D_{H}^{rs}, umso weniger verlässlich sind die bilateralen Vergleiche und umso sensitiver sind die bilateralen Vergleiche gegenüber der Wahl einer Indexformel.

Allerdings weist Hills Distanzmaß eine große Schwäche auf. Internationale Preise liegen häufig in unterschiedlichen Währungen vor. Das Distanzmaß D_{H}^{rs} wird zwangsläufig immer dann sehr hohe Werte annehmen, wenn die Güterpreise zweier Regionen nicht in derselben Währung ausgedrückt werden. Beispielsweise ist zu erwarten, dass die Distanzmaße zwischen den Ländern der Euro-Währungsunion deutlich geringere Werte hervorbringen als zwischen Länderpaaren, deren Preise nicht in derselben Währung gemessen werden. Aus diesem Grund sind die Standardabweichungen der logarithmierten Preisrelationen kein sinnvolles Maß, um die verlässlichen von weniger verlässlichen Preisvergleichen zu unterscheiden. Zu diesem Zweck wäre ein Streuungsmaß geeignet, welches nicht von der Maßeinheit des betrachteten Merkmals abhängt.

Der Variationskoeffizient ist ein solches Maß. Der Variationskoeffizient ist ein relatives Streuungsmaß, das bedeutet, er ist unabhängig von der Maßeinheit eines Merkmals. Rechnerisch gesehen wird der Variationskoeffizient, ν, aus dem Verhältnis zwischen der Standardabweichung und dem Mittelwert eines Merkmals X gebildet, also

$$\nu = \frac{\sqrt{\mathrm{Var(X)}}}{\mathrm{E(X)}} \quad . \tag{6.4}$$

Im Grunde genommen misst der Variationskoeffizient nichts anderes als den Anteil der Standardabweichung am Mittelwert des betreffenden Merkmals. Oder anders ausgedrückt: Durch den Variationskoeffizienten wird die Standardabweichung eines Merkmals normiert, sodass sich die Streuung unterschiedlicher Merkmale miteinander vergleichen lässt. Häufig dient der Variationskoeffizient dazu, die Streuung eines Merkmals für unterschiedliche Gruppen, z.B. zwischen Männern und Frauen, zu analysieren.

Ebenso eignet sich ν aber auch, um die Standardabweichung der Preisrelationen unterschiedlicher Regionen- bzw. Länderpaare (mit unterschiedlichen Währungen) vergleichbar zu machen. Im Unterschied zu Hills Distanzmaß, D_{H}^{rs}, wird hier ein Distanzmaß definiert, welches die relative Streuung der Preisrelationen zweier beliebiger (internationaler) Regionen r und s zum Ausdruck bringt. Um negative Werte des Variationskoeffizienten zu vermeiden, bietet es sich an, den Absolutbetrag des Variationskoeffizienten als Distanzmaß zu definieren. Dann ergibt sich die relative Streuung aller logarithmierten Preisrelationen zweier Regionen aus

$$D_{\nu}^{rs} = \nu_{\ln \mathbf{r}}^{rs} = \left| \frac{\sqrt{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left[\ln\left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right) - \frac{1}{N}\sum_{j=1}^{N}\ln\left(\frac{p_j^s}{p_j^r}\right)\right]^2}}{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\ln\left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)} \right| \quad . \tag{6.5}$$

Ist die Standardabweichung relativ zum Mittelwert der logarithmierten Preisrelationen hoch, nimmt das Distanzmaß, D_{ν}^{rs}, hohe Werte an. Umgekehrt ergeben sich kleine Werte für D_{ν}^{rs}, wenn die Standardabweichung in Relation zum Mittelwert aller logarithmierten Preisrelationen gering ist. In diesem Fall gilt: Je geringer der Variationskoeffizient ist, desto geringer ist die relative Streuung der logarithmierten Preiserelationen eines Regionenpaares (r, s), und desto verlässlicher ist der Preisvergleich für das betreffende Regionenpaar (und umgekehrt).

Auch für D_{ν}^{rs} sind die Eigenschaften $D^{rr} = 0$ sowie $D^{rs} = D^{sr}$ erfüllt. In Anhang A.3 wird in Gleichung (A.3.8) und (A.3.13) bewiesen, dass auch für Hills Distanzmaß $D_{\mathrm{H}}^{rr} = 0$ und $D_{\mathrm{H}}^{rs} = D_{\mathrm{H}}^{sr}$ gilt. Da es sich bei dem Distanzmaß D_{ν}^{rs} letztlich nur um eine Normierung der Standardabweichung mit Hilfe der (absoluten) Mittelwerte aller Preisrelationen handelt, lassen sich auch für (6.5) unmittelbar $D_{\nu}^{rr} = 0$ und $D_{\nu}^{rs} = D_{\nu}^{sr}$ ableiten.

Als alternative Distanzmaße ließen sich auch die im Kontext des verallgemeinerten GEKS-Regressionsansatzes definierten *Similarity Price Indices* heranziehen, um die Verlässlichkeit der Preisvergleiche verschiedener Regionenpaare zu beurteilen. Diese Form von Indizes misst Ähnlichkeiten in den Preis- und Mengenstrukturen zwischen verschiedenen Regionen. Wie in diesem Zusammenhang bereits erwähnt, sind die in (5.32a) und (5.32b) definierten Indizes einheitenunabhängig und damit auch die aus diesen Indizes formulierten Gewichte in Gleichung (5.33). Je ähnlicher die Preis- und Mengenstrukturen zweier Regionen sind, desto verlässlicher sind die Preisvergleiche zwischen diesen Regionen und desto höher sind auch die Werte der Gewichte g_{SPI}^{rs}. Um eine gewisse Konsistenz mit den bisher erläuterten Gewichten zu wahren, ist es von Nutzen, die Gewichte im Kontext des Verkettungsansatz von Eins zu subtrahieren, sodass

$$D^{rs}_{\text{SPI}} = 1 - g^{rs}_{\text{SPI}} \qquad . \tag{6.6}$$

Dadurch ist sichergestellt, dass verlässliche Preisvergleiche durch kleine Distanzmaße widergespiegelt werden, genau wie im Fall von D^{rs}_{PLA}, D^{rr}_{H} und D^{rr}_{ν}. In Anhang A.3 wird gezeigt, dass auch für das Distanzmaß D^{rs}_{SPI} die Eigenschaften $D^{rr} = 0$ und $D^{rs} = D^{sr}$ erfüllt sind.

Diewert (2009) diskutiert eine Vielzahl weiterer Maße, welche die Ähnlichkeiten von Preis- oder Mengenstrukturen zum Ausdruck bringen. Dabei unterteilt er diese Maße in die Klassen ungewogener/gewogener absoluter sowie relativer Ähnlichkeitsindizes und formuliert für jede Klasse axiomatische Bedingungen. Auf detaillierte Ausführungen dieser Klassen wird an dieser Stelle verzichtet. Es bleibt anzumerken, dass für alle Abstandsmaße im Fall von $N = 1$ der Wert 0 resultiert. Sinnvolle Maße resultieren demnach nur für $N \geq 2$.

Auf der Suche nach einem optimalen Gerüst dienen die Distanzmaße als Indikatoren für besonders verlässliche bilaterale Vergleiche. Wenn sich besonders verlässliche Vergleiche durch möglichst geringe Distanzmaße auszeichnen, erscheint es intuitiv, jenes Gerüst als optimal zu bezeichnen, das die minimalen Abstände aufweist. Tatsächlich basieren die von Hill verwendeten Algorithmen genau auf diesem Prinzip. Er schlägt hierzu zwei unterschiedliche Methoden vor.

Hill (1999b, S. 113) bezeichnet die erste Methode als Methode der kürzesten Pfade (*Shortest Path Method*). Hintergrund dieser Methode ist ein auf Dijkstra (1959) zurückgehender Algorithmus. Die Idee des Dijkstra-Algorithmus besteht darin, ausgehend von einer frei wählbaren Startregion r, sukzessive alle Regionen über genau diejenigen Pfade miteinander zu verbinden, die in der Summe die kürzesten Distanzen bzw. kleinsten Gewichte zwischen der gewählten Startregion r und allen übrigen $(R-1)$ Regionen aufweisen. Auf diesem Wege entsteht für jede zu Beginn festgelegte Startregion r *ein* mögliches Gerüst.[4] Allerdings stellt ein solches Gerüst keine eindeutige Lösung dar. Schließlich lassen sich andere Gerüste finden, die sich einzig in der Wahl der zu Beginn festgelegten Startregion unterscheiden. Je nachdem, welche Startregion als Ausgangspunkt für den Dijkstra-Algorithmus gewählt wird, ergeben sich unter Umständen vollkommen andere Gerüste. Theoretisch resultieren auf diese Weise R unterschiedliche Gerüste, deren Summe aller Gewichte - bezogen auf die gewählte Startregion - jeweils minimal ist. Ziel sollte

[4]Für detaillierte Erläuterungen zum Ablauf des Dijkstra-Algorithmus sei an dieser Stelle auf den Originalbeitrag von Dijkstra (1959, S. 269) verwiesen. West (2001, S. 76ff), Krumke und Noltemeier (2009, S. 175ff) oder Cormen, Leiserson, Rivest und Stein (2007, S. 598ff) beweisen, dass Dijkstras Algorithmus ein Gerüst der kürzesten Pfade zwischen allen Knotenpunkten (Regionen) bezüglich eines festgelegten Knotens r (Startregion) liefert.

es aber sein, ein eindeutiges Gerüst zu identifizieren, um die Berechnung einer eindeutigen Lösung des multilateralen Vergleichs zwischen den R Regionen zu ermöglichen.

Aus diesem Grund nennt Hill (1999b, S. 117) eine zweite Methode, für die keine Startregion r festgelegt werden muss. Diese Methode berechnet *genau* ein Gerüst, das auf der minimalen Summe aller potenziellen Gewichte basiert und deswegen als *Minimalgerüst* (engl.: *Minimum Spanning Tree*) bezeichnet wird. In einem Vergleich zwischen R Regionen existieren insgesamt R^2 mögliche Verbindungen zwischen zwei Regionen, die in einer $(R \times R)$ Matrix zusammengefasst werden können. Da alle bislang vorgestellten Distanzmaße die Eigenschaften $D^{rr} = 0$ und $D^{rs} = D^{sr}$ erfüllen, resultiert eine *symmetrische* Matrix aller Distanzen bzw. Gewichte D^{rs}, deren Diagonaleinträge Nullen enthalten:

$$D_{R\times R} = \begin{bmatrix} 0 & D^{12} & \cdots & D^{1R} \\ D^{21} & 0 & \cdots & D^{2R} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ D^{R1} & \cdots & \cdots & 0 \end{bmatrix} \quad . \tag{6.7}$$

Das bedeutet, dass die Matrix lediglich $R(R-1)/2$ relevante Einträge enthält. Aus der Gesamtheit dieser Einträge müssen nun diejenigen $(R-1)$ Gewichte herausgefiltert werden, die die kleinstmögliche Summe aller Gewichte aufweisen. Auf diese Weise entsteht ein minimales Gerüst, das auf Basis des gewählten Distanzmaßes und den gegebenen Daten eine eindeutige, bestmögliche Lösung des multilateralen Vergleichs der betrachteten Regionen ermöglicht.

Um die einzelnen kleinsten Verbindungen zu identifizieren, verwendet Hill (1999b, S. 117) den nach seinem Erfinder benannten Kruskal-Algorithmus (Kruskal, 1956). Dieser Lösungsalgorithmus berechnet zunächst alle $R(R-1)/2$ relevanten Gewichte, D^{rs}, zweier Regionen r und s und ordnet diese Gewichte anschließend in einer aufsteigenden Reihenfolge an. Die Wahrscheinlichkeit von Bindungen (*Ties*), d.h. Gewichte mit demselben Rang, ist zu vernachlässigen, wenn die einzelnen Maße mit ausreichend vielen Dezimalstellen angegeben werden. Das erste Gewicht der geordneten Liste kennzeichnet dasjenige Regionenpaar, welches das geringste Gewicht bzw. den kleinsten gemessenen Abstand aufweist. Es stellt zugleich den ersten Pfad der $(R-1)$ nötigen Pfade des Minimalgerüsts dar. Anschließend wählt der Algorithmus das zweitkleinste Gewicht aus. Unabhängig davon, welche Regionenpaare die ersten beiden Gewichte betreffen, können zwei beliebige Pfade noch keinen geschlossenen Kreis bilden. Erst ab drei Pfaden ist dies möglich. Daher prüft der Algorithmus beim drittkleinsten Gewicht zunächst, ob der dazugehörige Pfad mit den vorangegangenen Pfaden einen geschlossenen Kreis bildet. Ist dies der Fall, so überspringt der Algorithmus dieses Gewicht und prüft ob das viertkleinste Gewicht einen geschlossenen Kreis erzeugt. Ist dies dann nicht mehr der Fall, so ist das vierte Gewicht der dritte Pfad des Minimalgerüsts. Auf diese Weise überprüft der Algorithmus die nächstgrößeren

Gewichte, bis schließlich exakt $(R-1)$ Pfade identifiziert sind. An dieser Stelle bricht der Algorithmus ab, da das Hinzufügen jedes weiteren Gewichtes einen geschlossenen Kreis erzeugen würde. Die so gewonnenen $(R-1)$ Pfade minimieren die Summe aller Gewichte, aus denen schließlich genau ein optimales Gerüst resultiert. In West (2001, S. 96) wird bewiesen, dass mit Hilfe des Kruskal Algorithmus stets dasjenige Gerüst gefunden wird, welches die Summe aller Gewichte minimiert.

Hill hat seinen Ansatz bereits in mehreren Studien als alternatives Verfahren zur Messung von Kaufkraftparitäten eingesetzt. In allen Studien lieferte die Methode minimaler Gerüste verglichen mit herkömmlichen multilateralen Verfahren sehr plausible Werte für die KKPs zwischen den Ländern (vgl. Hill, 1999a, S. 139ff; Hill, 1999b, S. 113ff; Hill, 2001, S. 175; Hill und Timmer, 2006, S. 374ff; Hill, 2009, S. 227ff). Er stellt darüber hinaus fest, dass die Ergebnisse seiner Methode ähnliche Ländercluster generieren, wie die früheren Versuche von Kravis, Heston und Summers (1982, S. 108; S. 110), mehrere Länder anhand bestimmter Kriterien zu gruppieren.

Laut Hill (1999a, S. 140) spricht vor allem ein Grund für die Berechnung interregionaler Kaufkraftparitäten mit Hilfe von Gerüsten: Der Grad charakteristischer Vergleiche wird erhöht. Hill begründet dies damit, dass Gerüste gerade so konstruiert sind, dass die Regionen in unmittelbarer Nachbarschaft möglichst ähnliche Verbrauchsstrukturen aufweisen. Für die direkt verbundenen Regionen ergeben sich ohnehin vollkommen charakteristische Vergleiche. Aber auch die Vergleiche, welche indirekt über ein oder mehrere Verkettungen verbunden sind, können charakteristischer sein, als Vergleiche aus anderen multilateralen Verfahren, da immer genau die Regionen miteinander verbunden werden, die die größte Verlässlichkeit und somit auch die größte Charakteristizität besitzen.

Hill behauptet zudem, dass sich multilaterale Vergleiche erheblich vereinfachen, wenn ein einmal identifiziertes minimales Gerüst zu einem bestimmten Zeitpunkt über mehrere nachfolgende Perioden hinweg als maßgebend unterstellt wird. Dann müsse jede Region einzig mit den direkten Nachbarregionen verglichen werden, was einen geringeren Datenaufwand nötig macht und damit zu erheblichen Kosteneinsparungen führen könnte. Auch der Berechnungsaufwand würde sich reduzieren, da nicht in jeder Periode die Kenntnis von $R(R-1)/2$ bilateralen Vergleichen (wie im Falle GEKS-Methode) benötigt wird, sondern nur von $(R-1)$ Vergleichen. Dies setzt jedoch voraus, dass die Verbindungen zwischen den jeweiligen Regionen dieses minimalen Gerüsts über die Zeit hinweg robust sind. Eine Annahme, die äußerst unplausibel erscheint, da neben den Preis- und Mengenstrukturen auch die Anzahl der verglichenen Region, R, zwischen verschiedenen Perioden variieren kann. Solche Veränderungen beeinflussen die Verlässlichkeit der ursprünglichen Vergleiche in der Regel maßgeblich. Jede Veränderung der Rangfolge der Gewichte führt auch zu anderen, abweichenden minimalen Gerüsten. Tatsächlich erkennt Hill dieses Problem, argumentiert jedoch, dass Veränderungen der Datenlage in der Regel nur kleinere Veränderungen in der Rangfolge der bilateralen Vergleiche bewirken. Daher resultieren trotz allem Gerüste, die ähnliche Cluster von Ländern generieren (Hill, 2009, S. 234). Hill (2009, S. 236) vergleicht hierzu die minimalen Gerüste verschiedener Perioden miteinander. Er zeigt, dass für die Summe aller PLAs eines minimalen Gerüsts aus den Jahren 1980 bzw. 1993, angewendet auf die Daten aus den Jahren 1985 bzw. 1996, zu keinen dramatischen Veränderungen führt. Umgekehrt macht er analoge Beobachtungen. Dennoch verdeutlichen Hills Beobachtungen, dass minimale Gerüste im Zeitverlauf nicht vollkommen robust sind und es daher weiterer Forschung in dieser Richtung bedarf.

6.2 Aggregationsmethoden unterhalb der Elementarebene

Die Idee des MST-Ansatzes lässt sich ohne Weiteres auf die Aggregation unterhalb der elementaren Güterebene übertragen (Hill, 2008, S. 16f). Die beiden Aggregationsebenen unterscheiden sich lediglich darin, welche Preisindexfunktionen zur Berechnung der bilateralen Preisniveauvergleiche eingesetzt werden und auf welchem Weg die Verlässlichkeit dieser Paarvergleiche beurteilt wird. Kruskals Lösungsalgorithmus, mit dessen Hilfe eindeutige minimale Gerüste identifizierbar sind, bleibt davon unberührt.

Das Ziel des MST-Ansatzes im Kontext der Aggregation unterhalb der Elementarebene sollte lauten, die besonderen Gegebenheiten der zur Verfügung stehenden Informationen (zu Preisen und Repräsentativität der Güter) auf dieser Aggregationsebene zu berücksichtigen. Aber gerade diese Zielsetzung erweist sich als äußerst schwierige Aufgabe. Anders als in Preisvergleichen auf der Elementarebene, treten in Preisvergleichen einzelner Güterkategorien Situationen auf, in denen für bestimmte Regionenpaare keine gemeinsamen Preisinformationen vorliegen. Folglich lassen sich für diese Regionenpaare weder Preisvergleiche ermitteln, noch - wie auch immer geartete - Distanzmaße D^{rs}. Dadurch wird die Schätzung minimaler Gerüste deutlich erschwert. In Einzelfällen kann es passieren, dass sich kein Gerüst berechnen lässt, da sich unter Umständen nicht alle Regionen über direkte oder indirekte Pfade verbinden lassen. Insbesondere in Güterkategorien mit wenigen Elementargütern ist diese Problematik nicht zu unterschätzen.

Hinzu kommt, dass die Gefahr von Bindungen steigt. Das bedeutet, dass die Distanzmaße mehrerer Regionenpaare denselben Wert aufweisen und dadurch keine eindeutige Rangfolge aller relevanten Preisvergleiche bestimmt werden kann. Genau dies verlangt aber der Kruskal-Algorithmus. Nur wenn jeder Pfad einen eigenen Distanzwert besitzt, der mit keinem anderen Pfad übereinstimmt, ist es möglich, genau diejenigen direkten Pfadverbindungen zu identifizieren, die die kleinsten Distanzwerte - also den kleinsten Rang der geordneten Reihe aller relevanten Distanzen - aufweisen.

Abgesehen davon spielt die Repräsentativität der Güter eine wichtige Rolle. Zwar tragen die Informationen zur Repräsentativität der Güter dazu dabei, dass einzelne Preisvergleiche weniger verzerrt sind, allerdings haben die Erläuterungen im Rahmen von Kapitel 5.2 auch gezeigt, dass durch die Berücksichtigung der Repräsentativität der Güter die Datenbasis für die Berechnung vieler Paarvergleiche zusätzlich ausgedünnt wird und somit die Gefahr unverlässlicher Preisvergleiche steigt.

Um die genannten Probleme im Einzelnen zu erörtern, muss zunächst die Frage beantwortet werden, welche bilateralen Preisindexfunktionen sich zur Messung aller relevanten Paarvergleiche heranziehen lassen. Grundsätzlich eignen sich die verschiedenen Varianten der modifizierten Jevons-Indizes aus den Gleichungen (5.35), (5.39) und (5.46), da sie die Probleme unvollständiger Preistableaus berücksichtigen und Informationen zur Repräsentativität der Güter in die Berechnungen einbeziehen. Obschon die paarweisen Vergleiche dieser Indexvarianten nicht transitiv sind, erfüllen sie dennoch allesamt den Ortsumkehrbarkeitstest. Zwar beruhen die unterschiedlichen Paarvergleiche unter Umständen auf vollkommen unterschiedlichen Güterkonstellationen, jedoch gehen in die Berechnung der Vergleichskennzahlen $\ddot{P}^{rs}$ und $\ddot{P}^{sr}$ stets dieselben Informationen eines Regionenpaares (r, s) ein. Aus diesem Grund ist für alle Regionenpaare stets $\ddot{P}^{rs} = 1/\ddot{P}^{sr}$ erfüllt.

Es bleibt daher nur die Frage zu klären, anhand welcher Kriterien sich angemessen beurteilen lässt, wie verlässlich die bilateralen Vergleiche tatsächlich sind. Gerade die Preisvergleiche innerhalb einzelner Güterkategorien beruhen auf Informationen, die für die verschiedenen Regionenpaare häufig nicht konsistent sind. Generell ist daher anzunehmen, dass Preisvergleiche umso verlässlicher sind, je mehr verfügbare Informationen in die Berechnung bilateraler Vergleichskennzahlen eingehen. Aus diesem Grund bietet es sich an, Kriterien heranzuziehen, die bereits im Rahmen der verallgemeinerten GEKS-Methode als Verlässlichkeitsindikatoren gedient haben.

Ein mögliches Kriterium, um den Abstand zweier Regionen zu beurteilen, ist daher die Anzahl der Güter, zu denen in beiden Regionen Preise vorliegen. Ein Vergleich, der auf vielen gemeinsamen Preisen beruht, gilt daher im Allgemeinen als verlässliches Maß für die KKPs zweier Regionen. Demzufolge sollte der Abstand bzw. das Gewicht zwischen den betreffenden Regionen umso geringer sein, je größer die Basis der tatsächlich erfassten Preise in den betrachteten Regionen ist. Aus diesem Grund lässt sich das in Gleichung (5.51) verwendete Gewicht in abgewandelter Form als Distanzmaß wie folgt definieren:

$$D_{N^{rs}}^{rs} = \begin{cases} 1 - \frac{N^{rs}}{N} & \forall\, r, s \quad r \neq s \\ 0 & r = s \end{cases} \quad . \tag{6.8}$$

Je größer die Anzahl der preislich erfassten Güter ist, umso größer ist der Anteil dieser Güter gemessen an der Gesamtzahl aller N Güter einer Güterkategorie und umso kleiner wird der Wert des Distanzmaßes. Kleine Werte für $D^{rs}_{N^{rs}}$ deuten somit auf besonders verlässliche Paarvergleiche hin. Jedoch wird anhand von (6.8) unmittelbar ein zuvor angesprochenes Problem erkennbar. Für bestimmte Regionenpaare werden im Regelfall dieselben Werte für $D^{rs}_{N^{rs}}$ resultieren. Die Werte der Distanzmaße lassen sich folglich in keine eindeutige Reihenfolge bringen, wodurch es nicht möglich ist, ein eindeutiges minimales Gerüst zu identifizieren. Dieses Risiko steigt, je größer die Anzahl der zu vergleichenden Regionen (R) ist und je kleiner die Gesamtzahl der Güter in einer Güterkategorie (N) sind.

Dieses Risiko lässt sich reduzieren, indem nicht für jedes Regionenpaar alle potenziellen N Güter einer Kategorie als Referenzwert für die Verlässlichkeit der bilateralen Vergleiche dienen. Vielmehr sind Vergleiche zwischen zwei Regionen gerade dann als verlässlich zu erachten, wenn die Anzahl der gemeinsamen Güterpreise zweier Regionen, N^{rs}, einen hohen Anteil an den maximal verfügbaren Preisen einer der beiden Regionen ausmacht. Es sei die Annahme getroffen, eine Güterkategorie umfasse insgesamt $N = 10$ Güter. Für $N^r = 5$ dieser zehn Güter wurden in Region r Preise erfasst, in Region s sogar nur $N^s = 4$. Lediglich für drei der Güter liegen in beiden Regionen gemeinsame Preisinformationen vor: $N^{rs} = 3$. Gemäß Gleichung (6.8) würde diesem Regionenpaar eine Verlässlichkeit in Höhe von $D^{rs}_{N^{rs}} = 1-3/10 = 0{,}7$ zugeordnet. Da die beiden Regionen aber ohnehin nur maximal $N^r = 5$ Güterpreise gemeinsam haben können, wäre es angemessener diesen Wert als Referenz für die Verlässlichkeit der beiden Regionen zu wählen. Dementsprechend würde dem betreffenden Regionenpaar ein Distanzwert in Höhe von $1 - 3/5 = 0{,}4$ zugewiesen werden, was somit eine höhere Verlässlichkeit zum Ausdruck bringt. Formal ließe sich ein solches Distanzmaß dann wie folgt definieren:

$$D^{rs}_{N^{rs}_{\max}} = \begin{cases} 1 - \frac{N^{rs}}{\max(N^r, N^s)} & \forall\, r, s \quad r \neq s \\ 0 & r = s \end{cases} \quad . \tag{6.9}$$

Die maximal mögliche Güteranzahl im Nenner von (6.9) ist für verschiedene Regionenpaare variabel. Dadurch wird einerseits vermieden, dass zwei Regionen nur dann als verlässlich angesehen werden, wenn sie besonders viele Güterpreise berichten. Andererseits verringert sich dadurch das Risiko, dass mehrere Gewichte den gleichen Rang aufweisen und sich in der Folge kein eindeutiges minimales Gerüst identifizieren lässt.

Jedoch lässt sich das Risiko von Gewichten mit gleichem Rang auch mit den Gewichten in (6.9) nicht gänzlich vermeiden. In bestimmten Situationen können für einige Gewichte weiterhin gleiche Werte resultieren. Um dieses Risiko zusätzlich zu reduzieren, ließe sich in Erwägung ziehen, die Gewichte in (6.8) und (6.9) zu kombinieren. Eine Möglichkeit bestünde darin, die Gewichte $D^{rs}_{N^{rs}}$ und $D^{rs}_{N^{rs}_{\max}}$ arithmetisch zu mitteln:[5]

$$D^{rs}_{A(N^{rs},N^{rs}_{\max})} = \begin{cases} \frac{1}{2}\left(D^{rs}_{N^{rs}} + D^{rs}_{N^{rs}_{\max}}\right) & \forall\, r,s \quad r \neq s \\ 0 & r = s \end{cases} \quad . \tag{6.10}$$

Da sowohl für die Gewichte $D^{rs}_{N^{rs}}$ als auch für die Gewichte $D^{rs}_{N^{rs}_{\max}}$ die Eigenschaften $D^{rr} = 0$ und $D^{rs} = D^{sr}$ erfüllt sind, gilt dies auch unmittelbar für das arithmetische Mittel aus beiden Gewichten.

Alternativ können die Distanzmaße auch Informationen zur Repräsentativität der Güter enthalten. Ähnlich wie im Fall der Gewichte des verallgemeinerten GEKS-Ansatzes aus Gleichung (5.53), ließe sich auch hier die Varianz logarithmierter Jevons*-Indizes als Indikator für die Verlässlichkeit bzw. die Distanz zwischen zwei beliebigen Regionen heranziehen. Jedoch wird der Ausdruck in (5.53) umso größer, je mehr repräsentative Güter einem Vergleich zugrunde liegen. Im Unterschied hierzu soll der Abstand bzw. das Gewicht eines Regionenvergleichs im Kontext des MST-Ansatzes aber möglichst gering sein. Bildet man daher das zu (5.53) reziproke Gewicht erhält man das Distanzmaß

$$D^{rs}_{\mathrm{J}^*} = \begin{cases} \frac{1}{4}\left[\frac{1}{N_{r^*\bar{s}}} + \frac{1}{N_{\bar{r}s^*}} + \frac{2\,N_{r^*s^*}}{N_{r^*\bar{s}}N_{\bar{r}s^*}}\right] & \forall\, r,s \quad r \neq s \\ 0 & r = s \end{cases} \quad , \tag{6.11}$$

dessen Werte umso kleiner sind, je mehr Güter in einer der beiden Regionen repräsentativ sind. Kleinere Abstände deuten damit auf sehr verlässliche Vergleiche der betreffenden Regionenpaare hin. Für den Fall, dass $N_{r^*\bar{s}} = 0$ oder $N_{\bar{r}s^*} = 0$, ist das Distanzmaß (6.11) nicht definiert. In diesen Fällen werden die Gewichte $D^{rs}_{\mathrm{J}^*} = \infty$ gesetzt, damit sie für den weiteren Rechenprozess keine Rolle mehr spielen.

Denkbar wäre auch ein Distanzmaß, welches in Anlehnung an den Paasche-Laspeyres-Abstand aus Gleichung (6.2) das Verhältnis der Laspeyres- und Paasche-ähnlichen Jevons-Indizes $\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^*_{(r^*\bullet)}}$ und $\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^*_{(\bullet\, s^*)}}$ aus Gleichung (5.49a) bzw. (5.49b) bildet. Demnach ließe sich ein weiteres Distanzmaß definieren, das im Folgenden als Jevons-Abstand (JA) bezeichnet wird:

$$D^{rs}_{\mathrm{JA}} = \begin{cases} \left|\ln\left(\frac{\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^*_{(r^*\bullet)}}}{\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^*_{(\bullet\, s^*)}}}\right)\right| & \forall\, r,s; \quad r \neq s \\ 0 & r = s \end{cases} \quad . \tag{6.12}$$

Der Logarithmus aus dem Verhältnis beider Indizes stellt sicher, dass $D^{rs}_{\mathrm{JA}} = 0$ und $D^{rs}_{\mathrm{JA}} = D^{sr}_{\mathrm{JA}}$ gilt (sofern dies die verfügbaren Daten eines bestimmten Regionenpaares

[5]Eine geometrische Mittelung wäre an dieser Stelle ungeeignet, da in diesem Fall immer dann der Wert Null resultiert, wenn $D^{rs}_{N^{rs}} = 0$ und/oder $D^{rs}_{N^{rs}_{\max}} = 0$ ist. Dadurch würde die Problematik von Paarvergleichen mit gleichem Rang (d.h. für mehrere Regionenpaare resultieren Distanzmaße mit $D^{rs}_{A(N^{rs},N^{rs}_{\max})} = 0$) tendenziell verschärft werden.

zulassen). Dies lässt sich unmittelbar aus den entsprechenden Beweisführungen für den PLA in Gleichung (A.3.7) und (A.3.12) in Anhang A.3 nachvollziehen. Genau wie im Fall des Distanzmaßes $D_{\mathrm{J}^*}^{rs}$, kann auch für D_{JA}^{rs} eine unzureichende Datengrundlage dazu führen, dass für bestimmte Regionenpaare gar keine Distanzwerte gemessen werden können. Zudem besteht für beide Maße die Gefahr, dass für einige Regionenpaare Distanzmaße mit demselben Wert resultieren, sodass es nicht ohne Weiteres möglich ist, ein eindeutiges Gerüst zu identifizieren.

Sofern es das zur Verfügung stehende Datenmaterial zulässt, können auf Grundlage der beschriebenen Distanzkriterien theoretisch für sämtliche Regionenpaare Abstände D^{rs} berechnet werden. Aus der Matrix aller paarweisen Distanzmaße werden anschließend mit Hilfe des Kruskal-Algorithmus all diejenigen Gewichte herausgefiltert, die ein minimales Gerüst zwischen allen Regionen aufspannen. Auf diese Weise resultiert schließlich ein multilaterales System transitiver Preisvergleiche, in welchem sowohl fehlende Preisinformationen als auch die Repräsentativität der Güter in den betrachteten Regionen berücksichtigt werden.

Resümierend betrachtet liefert der Verkettungsansatz sowohl auf als auch unterhalb der elementaren Güterebene transitive Preisvergleiche für alle potenziellen Regionenpaare. Diese Preisvergleiche haben in vielen Fällen das Potenzial, charakteristischere Vergleiche zu generieren als die meisten Varianten der GEKS-Methode. Zudem ist es möglich, durch geeignete Wahl der Gewichte D^{rs} die Repräsentativität einzelner Güter in elementaren Güterkategorien zu berücksichtigen. Genau wie für alle Varianten des GEKS-Ansatzes, resultieren auch im Verkettungsansatz Kaufkraftparitäten, die nicht additiv sind. Eine andere Klasse multilateraler Aggregationsmethoden, die genau dieses Problem vermeidet, wird im folgenden Kapitel vorgestellt.

Kapitel 7

Standardisierungsansatz

Der Standardisierungsansatz beruht auf einem grundlegend anderen Konstruktionsprinzip. Im Gegensatz zu den bisher erläuterten multilateralen Methoden, werden Kaufkraftparitäten im Standardisierungsansatz nicht aus ursprünglich (gewöhnlichen) bilateralen Preisindizes, $\ddot{P}^{rs}$, berechnet. Stattdessen verwendet dieser Ansatz eine Berechnungsmethodik, die eher an die Idee von Durchschnittswerten (Unit Values) erinnert.[1] Für jede Region wird ein eigenes Preisniveau P^r $(r = 1, \ldots, R)$ als Durchschnittswert aller betrachteten Güter $i = 1, \ldots, N$ in einer Region r berechnet. Aus diesen werden anschließend transitive bilaterale Vergleichskennzahlen $P^{rs} = P^s/P^r$ gebildet.

In Abschnitt 3.4.2 wurde bereits eingehend diskutiert, dass die Berechnung von Durchschnittswerten heterogener Güter nur dann sinnvoll ist, wenn eine sinnvolle Aggregation dieser Güter gewährleistet ist. In diesem Zusammenhang wurde unter anderem der Vorschlag gemacht, die Preise und Mengen der verschiedenen Güter mit Hilfe von Transformationsfaktoren $\ddot{\pi}_i$ in eine gemeinsame, künstliche *Standardwerteinheit* umzurechnen. Demselben Prinzip unterliegt der Standardisierungsansatz. Sämtliche Mitglieder dieser Klasse nutzen Transformationsfaktoren π_i $(i = 1, \ldots, N)$, um die Mengen heterogener Güter, x_i^r, vergleichbar zu machen. Im Gegensatz zu bilateralen Vergleichen fließen im multilateralen Fall jedoch nicht nur Informationen aus zwei Regionen r und s in die Berechnung der Transformationsfaktoren ein, sondern Informationen aller $r = 1, \ldots, R$ Regionen.

Mehrere bekannte multilaterale Methoden zählen zu den Mitgliedern des Standardisierungsansatzes. Der bekannteste Vertreter ist die auf Geary (1958) und Khamis (1970, 1972) zurückgehende Geary-Khamis (GK) Methode. Ein weiteres bekanntes Mitglied ist der von Gerardi (1974) vorgeschlagene Gerardi-Index. Allen ist gemeinsam, Preisniveaukennzahlen als *standardisierte* Durchschnittswerte zu berechnen, deren Preise und Mengen

[1] Aus diesem Grund bezeichnet Auer (2012, S. 43) diese Klasse multilateraler Preisindizes als Durchschnittswertansatz. Im Unterschied zu Auers Klassifizierung umfasst die Indexklasse dieses Kapitels aber auch Indizes, die allgemeinere Berechnungsweisen von Durchschnittswerten zulassen und deshalb als Standardisierungsansatz zusammengefasst werden.

mit Hilfe der Transformationsfaktoren π_i transformiert werden. Sie unterscheiden sich einzig und allein in der Art und Weise, wie die Transformationsfaktoren, π_i, berechnet werden.

Die folgenden beiden Abschnitte 7.1 und 7.2 beschäftigen sich zunächst mit der Grundstruktur sowie der Lösbarkeit des Standardisierungsansatzes. In Abschnitt 7.3 wird die GK-Methode vorgestellt. Im Zuge dessen werden auch die Eigenschaften dieser Methode näher beleuchtet. In Abschnitt 7.4 folgen einige weitere Vertreter des Standardisierungsansatzes, die sich als verwandte Ansätze der GK-Methode auffassen lassen und (genau wie die GK-Methode) die Eigenschaft der Additivität (4.24) erfüllen. Im Unterschied hierzu, sind die in Abschnitt 7.5 behandelten Mitglieder des Standardisierungsansatzes nicht additiv. Abschnitt 7.6 arbeitet die Zusammenhänge zwischen bilateralen GUV-Indizes und bekannten Methoden des Standardisierungsansatzes heraus. Hierbei zeigt sich, dass die meisten Vertreter des Standardisierungsansatzes eindeutige Lösungen für die Preisniveauvergleiche aller Regionen generieren, indem $(R + N)$ linear abhängige Gleichungen *simultan* gelöst werden. Daher werden die Mitglieder, die dieser Berechnungsweise unterliegen, als *Simultaneous Multilateral GUV-Indizes* klassifiziert. Abschnitt 7.7 widmet sich einer neuartigen Herangehensweise zur Berechnung von Transformationsfaktoren. Die aus diesem Ansatz resultierenden Preisniveauvergleiche lassen sich unter der Bezeichnung der *Stepwise Multilateral GUV-Indizes* zusammenfassen, da die Berechnung der Transformationsfaktoren in zwei Schritten erfolgt. Die Methoden dieses Abschnitts gehen weit über den derzeitigen Forschungsstand hinaus und eröffnen vollkommen neue Möglichkeiten interregionaler Preismessung.

7.1 Allgemeine Grundstruktur des Standardisierungsansatzes

Die Struktur des Standardisierungsansatzes lässt sich leicht anhand der in Abschnitt 3.4.2 behandelten bilateralen GUV-Indizes verdeutlichen. Unter Verwendung der Basisformel der GUV-Indizes (3.45) lassen sich die Kaufkraftparitäten zweier Regionen r und s durch die

$$\ddot{P}^{rs}_{\text{GUV}} = \frac{V^s}{V^r} \; \frac{\sum\limits_{i=1}^{N} \ddot{\pi}_i \, x_i^r}{\sum\limits_{i=1}^{N} \ddot{\pi}_i \, x_i^s} = \frac{\dfrac{V^s}{\sum\limits_{i=1}^{N} \ddot{\pi}_i \, x_i^s}}{\dfrac{V^r}{\sum\limits_{i=1}^{N} \ddot{\pi}_i \, x_i^r}} \tag{7.1}$$

berechnen, wobei die Transformationsfaktoren, $\ddot{\pi}_i$, nur Informationen der Regionen r und s beinhalten: $\ddot{\pi}_i = \ddot{\pi}_i(p_i^r, p_i^s, x_i^r, x_i^s)$. Die KKPs, $\ddot{P}^{rs}_{\text{GUV}}$, ergeben sich demnach aus dem Verhältnis zweier Durchschnittswerte. Die Transformationsfaktoren, $\ddot{\pi}_i$, übernehmen hierbei die Aufgabe, die heterogenen Gütermengen, x_i^r, in eine gemeinsame Standardwerteinheit umzurechnen, die denselben Wert besitzen (Standardwerteinheit).

Möchte man mehr als zwei Regionen miteinander vergleichen, ist das GUV-Prinzip in dieser Form nicht länger anwendbar. Der Grund hierfür ist, dass die (bilateralen) Transformationsfaktoren, $\ddot{\pi}_i = \ddot{\pi}_i(p_i^r, p_i^s, x_i^r, x_i^s)$, von den Preis- un Mengeninformationen des jeweils betrachteten Regionenpaares $r, s = 1, \ldots, R$ abhängig sind. Dadurch ergeben sich für jedes Regionenpaar unterschiedliche Transformationsfaktoren. Die Konsequenz dessen ist, dass die bilateralen GUV-Indizes, $\ddot{P}_{\text{GUV}}^{rs}$, im Unterschied zu bilateralen Vergleichskennzahlen im multilateralen Kontext, P^{rs}, nicht transitiv sein können, also

$$\ddot{P}_{\text{GUV}}^{rs} \neq \ddot{P}_{\text{GUV}}^{rt} \cdot \ddot{P}_{\text{GUV}}^{ts} \qquad (r, s, t = 1, \ldots, R). \tag{7.2}$$

Genau dieser Mangel wird durch multilaterale Transformationsfaktoren, π_i, im Standardisierungsansatz behoben. Im Gegensatz zu den bilateralen Transformationsfaktoren, $\ddot{\pi}_i$, werden die π_i-Faktoren für jedes Gut separat berechnet. Dadurch ist einerseits sichergestellt, dass die Transformationsfaktoren nicht länger für jedes Regionenpaar individuell berechnet werden, sondern *einheitlich* für alle potenziellen Regionenpaare gelten. Darüber hinaus bewirkt die separate Berechnung der Transformationsfaktoren, dass die Relationen beliebiger Transformationsfaktoren, (π_j/π_i), transitiv sind.

Ersetzt man die Transformationsfaktoren $\ddot{\pi}_i$ in Gleichung (7.1) durch die transitiven π_i-Faktoren, so erhält man für alle potenziellen Regionenpaare die bilateralen Vergleichskennzahlen, P^{rs}:

$$P^{rs} = \frac{P^s}{P^r} = \frac{V^s}{V^r} \frac{\sum_{i=1}^{N} \pi_i \, x_i^r}{\sum_{i=1}^{N} \pi_i \, x_i^s} \qquad (r, s = 1, \ldots, R). \tag{7.3}$$

Anders als im Fall der bilateralen GUV-Indizes, bewirkt die Transitivität der Transformationsfaktoren gleichzeitig, dass auch die Vergleichskennzahlen, P^{rs}, transitiv sind. Aus Gleichung (4.11) ist bekannt, dass sich transitive Vergleichskennzahlen, P^{rs}, auch als Relationen der Preisniveaukennzahlen, P^s/P^r, der betreffenden Regionen darstellen lassen. Für die bilateralen Vergleichskennzahlen in Gleichung (7.3) ist dies gleichbedeutend damit, dass für alle Regionen $r = 1, \ldots, R$ individuelle Preisniveaukennzahlen, P^r, in Form von

$$P^r = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^r \, x_i^r}{\sum_{i=1}^{N} \pi_i \, x_i^r} \qquad (r = 1, \ldots, R) \tag{7.4}$$

berechnet werden können.

Gleichung (7.4) bildet die Basisformel für die meisten Preisindizes im Standardisierungsansatz. In Analogie zu den bilateralen GUV-Indizes ergibt sich das Preisniveau einer

Region r folglich aus dem (transformierten) Durchschnittswert aller N Güter. Die Transformationsfaktoren, π_i, sind dabei ein Indikator für den (durchschnittlichen) Wert eines bestimmten Gutes. Sie wandeln die jeweiligen umgesetzten Mengen, x_i^r, dieser Güter in transformierte Mengen, $\pi_i\, x_i^r$, um, sodass diese in einer einheitlichen Standardwerteinheit ausgedrückt werden und eine sinnvolle Aufsummierung, $\sum_{i=1}^{N} \pi_i\, x_i^r$, erlauben. Je mehr Standardwerteinheiten die ursprüngliche Maßeinheit eines Gutes entspricht, umso wertvoller ist dasjenige Gut.

In der englischsprachigen Literatur werden die Transformationsfaktoren üblicherweise als „international prices“ bezeichnet. Dieser Terminus geht auf Geary (1958, S. 97) zurück und ist vermutlich dem Umstand geschuldet, dass sich Formel (7.4) auch als Paasche-Index, $P_{\mathrm{Pa}}^{\pi\, r}$, interpretieren lässt.[2] Das Preisniveau einer Region r ergibt sich demnach aus dem Verhältnis des Gesamtwertes aller umgesetzten Mengen x_i^r, bewertet zu den jeweiligen regionalen Preisen, p_i^r, dieser Region, relativ zu dem Gesamtwert derselben Mengen, bewertet zu den (durchschnittlichen) „internationalen“ Preisen π_i.

Es ist jedoch treffender, in diesem Zusammenhang von Transformationsfaktoren zu sprechen, da nicht nur die heterogenen Maßeinheiten aller Mengen in gemeinsame Standardwerteinheiten umgerechnet werden müssen, sondern auch eine Anpassung der entsprechenden Preise dieser Güter erforderlich ist. Dies wird klarer, wenn man (7.4) äquivalent als

$$P^r = \frac{\sum\limits_{i=1}^{N} (p_i^r/\pi_i)\; \pi_i\, x_i^r}{\sum\limits_{i=1}^{N} \pi_i\, x_i^r} \qquad (r = 1, \ldots, R) \tag{7.5}$$

schreibt. Jede Transformation der Mengen, $\pi_i\, x_i^r$, zieht unmittelbar auch eine Transformation der jeweiligen Preise, p_i^r/π_i, nach sich. Aus diesem Grund wird im weiteren Verlauf stets der Terminus *Transformationsfaktoren* verwendet.

Der Standardisierungsansatz besitzt zudem die besondere Eigenschaft, additive Preisvergleiche hervor zu bringen. Vor allem in praktischen Anwendungen erweist sich diese Eigenschaft als besonders nützlich. Laut Hills Definition (4.24) sind multilaterale Indizes nur dann additiv, wenn sich die Mengenniveaukennzahl X^r einer Region r als

$$\kappa\, X^r = \sum_{i=1}^{N} \pi_i\, x_i^r \tag{7.6}$$

schreiben lässt. Hierbei spielt es nur eine untergeordnete Rolle, wie die einzelnen π_i zustande kommen. Entscheidend ist, dass die N Güter in k Subgruppen zerlegt werden können. Für jede dieser k Gütersubgruppen existiert ein eigenes Mengenniveau $X_{(k)}^r = \sum_{j=1}^{N_k} \pi_j\, x_j^r$, deren Summe wiederum genau dem (realen) Gesamtmengenniveau X^r entsprechen muss.

[2] Die Kaufkraftparitäten zweier Regionen ließen sich also auch als Verhältnis zweier Paasche-Indizes, $P^s/P^r = P_{\mathrm{Pa}}^{\pi\, s}/P_{\mathrm{Pa}}^{\pi\, r}$, auffassen.

Der Standardisierungsansatz erfüllt genau diese Eigenschaft. Da sich gemäß (4.22) der nominale Gesamtwert aller Güter einer Region r ($V^r = \sum_{i=1}^{N} p_i^r\, x_i^r$) aus dem Produkt der Preisniveau- sowie Mengenniveaukennzahl dieser Region ergibt, gilt unter Ausnutzung von (7.4) für die Mengenniveaukennzahl (Realwert) im Standardisierungsansatz allgemein:

$$\kappa\, X^r = \frac{V^r}{P^r} = \sum_{i=1}^{N} p_i^r\, x_i^r \cdot \frac{\sum\limits_{i=1}^{N} \pi_i\, x_i^r}{\sum\limits_{i=1}^{N} p_i^r\, x_i^r} = \sum_{i=1}^{N} \pi_i\, x_i^r \qquad (r = 1, \ldots, R). \tag{7.7}$$

Das Mengenniveau in (7.7) entspricht genau Hills Forderung (7.6) und lässt sich demzufolge additiv zerlegen. Da (beinahe) alle Methoden im Standardisierungsansatz die Eigenschaft der Additivität erfüllen, bezeichnet Balk (2008, S. 244ff) die Vertreter dieser Klasse auch als *additive Methoden*. Laut der Ausführungen Hills unterscheiden sich additive (multilaterale) Methoden dabei einzig in der Wahl des „Preisvektors", $\pi = (\pi_1, \ldots, \pi_N)'$, voneinander (Hill, 2000, S. 149).

Tatsächlich unterscheiden sich die meisten multilateralen Preisindizes des Standardisierungsansatzes in erster Linie durch die Art und Weise, wie die Transformationsfaktoren π_i definiert werden. Allen Methoden ist dabei gemeinsam, dass die Transformationsfaktoren durch ein geeignetes gewogenes Mittel aller preisniveaubereinigten regionalen Preise, (p_i^r/P^r), berechnet werden. Hill (1997, S. 57ff) sowie Hill und Hill (2009, S. 206ff) fassen die Mitglieder dieser Klasse daher alternativ unter dem Begriff *Average Price Methods* zusammen. Wie die Berechnung der π_i-Faktoren im Detail aussieht, wird Gegenstand der Abschnitte 7.3 bis 7.7 sein. Im folgenden Abschnitt wird zunächst eine weitere elementare Gemeinsamkeit der Methoden im Standardisierungsansatz erläutert.

7.2 Eindeutige Lösbarkeit der Methoden im Standardisierungsansatz

Bislang wurde lediglich herausgestellt, weshalb es sinnvoll ist, die Preise und Mengen heterogener Güter mit Hilfe von Transformationsfaktoren in eine einheitliche Standardwerteinheit umzuwandeln. Ungeklärt blieb bis jetzt aber die Frage, ob es notwendig ist, die Preise und Mengen in eine *spezifische* Standardwerteinheit zu transformieren.

Es ist möglich, die Standardwerteinheit so zu wählen, dass sie mit der Maßeinheit eines beliebigen Gutes übereinstimmt. Wählt man beispielsweise die Maßeinheit von Gut $i = 1$ aus, so bewirkt der Transformationsfaktor $\pi_1 = 1$, dass eine Standardwerteinheit genau der ursprünglichen Maßeinheit dieses Gutes entspricht. Der Wert dieser Standardwerteinheit entspricht dann genau dem Preis dieses Gutes: $p_1^r/\pi_1 = p_1^r$. Gut 1 hat sozusagen die

Funktion eines numéraire. Zu klären bleibt aber die Frage, welches Gut die Funktion des Numéraire-Gutes übernehmen soll. Die Antwort auf diese Frage ist schnell gefunden: Es spielt keine Rolle, wie das folgende Beispiel illustriert (Auer, 2012, S. 45):

Numerisches Beispiel 7.1:
Es seien zwei Güter betrachtet, deren Transformationsfaktoren die Werte $\pi_1 = 1$ *und* $\pi_2 = 2$ *annehmen. Gut 1 ist demnach das Numéraire-Gut. Ebenso könnte aber auch Gut 2 als numéraire fungieren. Durch Multiplikation sämtlicher Transformationsfaktoren mit einer frei wählbaren Konstanten* κ *lässt sich die Standardwerteinheit aller Güter beliebig umskalieren. Multipliziert man beispielsweise die Transformationsfaktoren* π_1 *und* π_2 *mit einer Konstanten* $\kappa = 1/\pi_2 = 1/2$*, so resultieren die neuen, umskalierten Transformationsfaktoren* $(\pi_1^* = \kappa\,\pi_1 = 1/2)$ *und* $(\pi_2^* = \kappa\,\pi_2 = 1)$*. Die Standardwerteinheit entspricht nun der ursprünglichen Maßeinheit von Gut 2:* $\pi_2^*\, x_2^r = \kappa \cdot \pi_2 \cdot x_2^r = 2 \cdot 1/2\, x_2^r = x_2^r$.

Jedoch verändert eine solche Umskalierung nicht die Relationen zwischen den Transformationsfaktoren. Sowohl $\pi_1/\pi_2 = 1/2$ *als auch* $\pi_1^*/\pi_2^* = 1/2$ *sagen aus, dass Gut 2 nur halb so wertvoll ist wie Gut 1. Das bedeutet, dass die Relationen der* π_i*-Faktoren eindeutig bestimmt sind, unabhängig davon, welche Standardwerteinheit zur Transformation der Preise und Mengen gewählt wird.*

Das Beispiel 7.1 zeigt, dass die Transformationsfaktoren π_i $(i = 1, \ldots, N)$ neutral gegenüber der Wahl einer geeigneten Standardwerteinheit sind. Genau wie im bilateralen Fall der GUV-Indizes, sind nicht die absoluten Werte der Transformationsfaktoren π_i entscheidend, sondern deren Relationen (π_j/π_i) zueinander. Nur das Verhältnis zweier Transformationsfaktoren gibt Aufschluss darüber, wie wertvoll ein bestimmtes Gut relativ zu einem anderen Gut ist. Die Standardwerteinheit alleine erfüllt dann lediglich einen interpretatorischen Zweck.

Aber wie wirkt sich eine solche Umskalierung der Transformationsfaktoren auf das Preis- bzw. Mengenniveau einer Region aus? Auer (2012, S. 45f) veranschaulicht diese Implikationen, indem er auf die Beziehung zwischen den Preis- bzw. Mengenniveaukennzahlen vor und nach der Umskalierung hinweist. Einsetzen der umskalierten Transformationsfaktoren $\pi_i^* = \kappa\,\pi_i$ in (7.4) liefert

$$P^{r^*} = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^r\, x_i^r}{\sum_{i=1}^{N} \pi_i^*\, x_i^r} = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^r\, x_i^r}{\sum_{i=1}^{N} \kappa\,\pi_i\, x_i^r} = \frac{1}{\kappa}\, \frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^r\, x_i^r}{\sum_{i=1}^{N} \pi_i\, x_i^r} = \frac{1}{\kappa}\, P^r \qquad (r = 1, \ldots, R). \tag{7.8}$$

Entsprechend erhält man für die Mengeniveaukennzahlen in (7.7) durch Einsetzen der umskalierten Transformationsfaktoren

$$X^{r^*} = \sum_{i=1}^{N} \pi_i^* \, x_i^r = \sum_{i=1}^{N} \kappa \, \pi_i \, x_i^r = \kappa \sum_{i=1}^{N} \pi_i \, x_i^r = \kappa \, X^r \qquad (r = 1, \ldots, R). \tag{7.9}$$

Es zeigt sich, dass sich die Umskalierung sowohl auf die Preis- als auch Mengenniveaukennzahlen auswirkt. Die Relation zweier Preis- oder Mengenniveaukennzahlen bleibt von dieser Umskalierung hingegen unbeeinflusst, da sich der Skalierungsfaktor κ jeweils herauskürzt:

$$P^{rs^*} = \frac{P^{s^*}}{P^{r^*}} = \frac{P^s/\kappa}{P^r/\kappa} = \frac{P^s}{P^r} = P^{rs} \tag{7.10}$$

und

$$X^{rs^*} = \frac{X^{s^*}}{X^{r^*}} = \frac{\kappa \, X^s}{\kappa \, X^r} = \frac{X^s}{X^r} = X^{rs} \qquad . \tag{7.11}$$

Das bedeutet letztlich, dass eine Umskalierung der Standardwerteinheit keinerlei Einfluss auf die bilateralen Vergleichskennzahlen P^{rs} oder X^{rs} hat, sofern es sich stets um denselben Skalierungsfaktor κ handelt. Diese Erkenntnis hat einen entscheidenden Vorteil: Durch geeignete Wahl des frei wählbaren Skalierungsfaktors κ ist es möglich, das Preisniveau einer beliebigen Region r auf den Wert $P^r = 1$ zu normieren. Durch diese Normierung wird zugleich für die Preisniveaus aller anderen Regionen $s = 1, \ldots, R;\ s \neq r$ eine eindeutige Lösung definiert: $P^{rs} = P^s/P^r = P^s/1 = P^s$. Das Preisniveau von Region r dient folglich nur als Referenz für die Preisniveaus der übrigen Regionen.

Wie die Transformationsfaktoren im Einzelnen berechnet werden können, wird Thema der folgenden Abschnitte sein. Im Unterschied zum GEKS- und Verkettungsansatz werden die verschiedenen Methoden des Standardisierungsansatzes nicht in Aggregationsmethoden auf und unterhalb der Elementarebene unterteilt. Der Grund hierfür ist, dass unterhalb der Elementarebene keine Mengeninformationen der einzelnen Güter zur Verfügung stehen. Das Grundprinzip des Standardisierungsansatzes baut aber gerade auf der Idee auf, Mengeninformationen mit Hilfe von Transformationsfaktoren zu homogenisieren. Ohne Mengenangaben erübrigt sich dieses Prinzip.

Allerdings ist das Fehlen expliziter Mengeninformationen im Grunde gleichbedeutend damit, dass die einzelnen Preise unterhalb der Elementarebene den gleichen Stellenwert besitzen. Das bedeutet letztlich nichts anderes, als dass die Mengen aller Güter $i = 1, \ldots, N$ in jeder Region $r = 1, \ldots, R$ identisch sind. Der Einfachheit halber sei hier für alle Mengen $x_i^r = 1$ angenommen. Dadurch reduzieren sich die bilateralen Vergleichskennzahlen aus Gleichung (7.3) zu

$$P^{rs} = \frac{\sum\limits_{i=1}^{N} p_i^s \, x_i^s}{\sum\limits_{i=1}^{N} p_i^r \, x_i^r} \, \frac{\sum\limits_{i=1}^{N} \pi_i \, x_i^r}{\sum\limits_{i=1}^{N} \pi_i \, x_i^s} = \frac{\sum\limits_{i=1}^{N} p_i^s \cdot 1}{\sum\limits_{i=1}^{N} p_i^r \cdot 1} \, \frac{\sum\limits_{i=1}^{N} \pi_i \cdot 1}{\sum\limits_{i=1}^{N} \pi_i \cdot 1} = \frac{\sum\limits_{i=1}^{N} p_i^s}{\sum\limits_{i=1}^{N} p_i^r} = \ddot{P}_{\mathrm{Du}}^{rs} \qquad . \tag{7.12}$$

Sofern man eine mögliche Repräsentativität der Güter unberücksichtigt lässt, ergeben sich unterhalb der Elementarebene gemäß Gleichung (7.12) für alle Vergleichskennzahlen, P^{rs}, bilaterale Dutot-Indizes, $\ddot{P}^{rs}_{\text{Du}}$. In Kapitel 3.2.1 wurde bereits erläutert, dass Dutot-Indizes (3.12) nicht kommensurabel sind und dazu neigen, verzerrte Resultate für die Kaufkraftparitäten zweier Regionen zu liefern. Aus diesem Grund eignet sich der Standardisierungsansatz in dieser Form nicht zur Berechnung von KKPs unterhalb der Elementarebene und wird daher im Rahmen dieser Arbeit nicht weiter ausgeführt.

7.3 Die Geary-Khamis Methode

Die Geary-Khamis (GK) Methode ist einer der bekanntesten multilateralen Preisindizes im Kontext interregionaler Vergleiche und wurde bereits früh in verschiedenen Phasen des *International Comparison Programme* (ICP) angewendet (vgl. Kravis, Kenessey, Heston und Summers, 1975; Kravis, Heston und Summers, 1978, 1982). Die Bezeichnung dieser Methode geht auf die Verdienste von Geary (1958) und Khamis (1970, 1972) zurück, die das Konzept dieser Methode maßgeblich geprägt haben. Während Geary einige Jahre vor Khamis die Grundidee dieser Methode vorschlug, präzisiert Khamis diesen Ansatz speziell im Hinblick auf die Existenz eindeutiger, positiver Lösungen und hebt vor allem die besonderen Eigenschaften dieser Methode hervor.

Der GK-Preisindex berechnet die Transformationsfaktoren aller N Güter auf Basis der Formel

$$\pi_i^{\text{GK}} = \kappa \, \frac{\sum_{r=1}^{R} p_i^r \, x_i^r / P^r}{\sum_{r=1}^{R} x_i^r} \qquad (i = 1, \ldots, N). \tag{7.13}$$

Während im Nenner die Summe der umgesetzten Mengen eines bestimmten Gutes i in allen Regionen $r = 1, \ldots, R$ steht, drückt der Zähler die Summe aller Ausgaben, $p_i^r x_i^r$, aus. Da die regionalen Preise, p_i^r, unter Umständen unterschiedliche Währungen aufweisen oder aus Regionen mit unterschiedlich hohem Preisniveau stammen, können die Ausgaben nicht ohne Weiteres aufsummiert werden. Daher ist es notwendig, die Ausgaben jeder Region zuvor mit dem Preisniveau, P^r, der entsprechenden Region zu bereinigen, um eventuelle Währungs- oder Preisniveauunterschiede in den Preisen anzupassen. Balk (1996a, S. 206) interpretiert die π_i-Faktoren in Gleichung (7.13) daher als preisniveaubereinigte „unit values“ aller $i = 1, \ldots, N$ Güter.

Alternativ lassen sich die Transformationsfaktoren in (7.13) auch als *gewogenes arithmetisches Mittel* preisniveaubereinigter regionaler Preise, p_i^r / P^r, darstellen

$$\pi_i^{\text{GK}} = \kappa \sum_{r=1}^{R} \omega_i^r \, \frac{p_i^r}{P^r} \qquad (i = 1, \ldots, N), \tag{7.14}$$

wobei κ den Skalierungsfaktor bezeichnet und die Gewichte

$$\omega_i^r = \frac{x_i^r}{\sum_{t=1}^R x_i^t} \tag{7.15}$$

die umgesetzte Menge des i-ten Gutes symbolisieren, die anteilig auf Region r (im Verhältnis zur Gesamtmenge aller Regionen) entfällt. Sie spiegeln die relative Bedeutung des Gutes i in den jeweiligen Regionen wider und erfüllen die Normierungsbedingung $\sum_{r=1}^R \omega_i^r = 1$.

Insgesamt entsteht aus (7.4) und (7.13) ein Gleichungssystem aus $(N + R)$ linear homogenen Gleichungen, welche offensichtlich in einer wechselseitigen Beziehung zueinander stehen. Für die Berechnung der Transformationsfaktoren, π_i, benötigt man die unbekannten Preisniveaus, P^r, der einzelnen Regionen. Aus (7.4) ist aber bekannt, dass für die Berechnung der Preisniveaukennzahlen die Kenntnis der unbekannten Transformationsfaktoren, π_i, vorausgesetzt ist. Demzufolge müssen insgesamt $(R + N)$ Unbekannte ermittelt werden. Allerdings sind die $(R + N)$ Gleichungen linear abhängig voneinander, d.h. eine der Gleichungen ist redundant. Stellt man Gleichung (7.4) um und setzt $\kappa = 1$, so erhält man

$$\sum_{i=1}^N \pi_i\, x_i^r \equiv \sum_{i=1}^N p_i^r\, x_i^r / P^r \qquad (i = 1, \ldots, N). \tag{7.16}$$

Summiert man anschließend über alle Regionen auf, erhält man die Identitätsbeziehung

$$\sum_{r=1}^R \sum_{i=1}^N \pi_i x_i^r \equiv \sum_{r=1}^R \sum_{i=1}^N p_i^r\, x_i^r / P^r \qquad . \tag{7.17}$$

Demnach ist die Summe der Ausgaben über alle Regionen und Güter *identisch*, unabhängig davon, ob die Mengen, x_i^r, mit den Transformationsfaktoren, π_i, oder mit den preisniveaubereinigten regionalen Preisen, p_i^r/P^r, bewertet werden (Khamis, 1984, S. 186f). Dieselbe Beziehung kann auch aus Gleichung (7.13) hergeleitet werden. Umstellen von Gleichung (7.13)

$$\sum_{r=1}^R \pi_i\, x_i^r \equiv \sum_{r=1}^R p_i^r\, x_i^r / P^r \qquad (r = 1, \ldots, R) \tag{7.18}$$

und anschließendes Aufsummieren über alle Güter liefert schließlich dieselbe Beziehung wie in Gleichung (7.17). Das Gleichungssystem ist folglich nicht linear unabhängig.

Geary (1958, S. 97) schließt aus diesem Ergebnis, dass für alle unbekannten π_i und P^r *mindestens* eine nicht triviale Lösung existieren muss, d.h. eine Lösung, in der nicht alle Unbekannten den Wert Null annehmen. Mit anderen Worten: Es existiert keine eindeutige Lösung für die Unbekannten des Gleichungssystems. Das bedeutet, dass eine der Unbekannten überflüssig ist und daher willkürlich festgelegt werden kann. An dieser Stelle wird die Bedeutung des frei wählbaren Skalierungsfaktors κ besonders deutlich. Es liegt nahe, den Skalierungsfaktor so zu wählen, dass das Preisniveau einer beliebigen Region (angenommen der ersten Region $r = 1$) auf $P^1 = 1$ normiert wird.[3] Das Preisniveau dieser Region dient damit als Referenzniveau bzw. Referenzwährung. Alle übrigen unbekannten $(R-1)$ Preisniveaus sowie N Transformationsfaktoren ergeben sich dann aus den entsprechenden Gleichungen (7.4) und (7.13). Auf diese Weise erhält man aus Gearys Gleichungssystem positive Lösungen für alle Preisniveaukennzahlen und Transformationsfaktoren, die in einem *eindeutigen Verhältnis* zueinander stehen. Den Beweis für die Existenz solcher Lösungen liefert Khamis (1970, 1972) einige Jahre nach Geary. Er zeigt, dass unter bestimmten Bedingungen (notwendig wie hinreichend) positive, eindeutige Lösungen existieren (Khamis, 1972, S. 100f und S. 199ff), vorausgesetzt, dass die zugrunde liegenden Preise alle positiv ($p_i^r > 0$) und die Gütermengen alle nicht-negativ ($x_i^r \geq 0$) sind. Parallel prüft auch Rao (1971, S. 343ff) die Existenz solcher Lösungen.

Für sehr große R und M eignet es sich, konkrete numerische Lösungen für alle P^r sowie π_i iterativ herzuleiten (Maddison und Rao, 1996, S. 16). Zu diesem Zweck wählt man in einem ersten Schritt beliebige positive Startwerte[4] für die Preisniveaus, P^r, aller Regionen, wobei das Preisniveau einer Region mit $P^1 = 1$ als Referenz gewählt werden muss. Diese Startwerte werden in Gleichung (7.13) eingesetzt, sodass für alle Güter Transformationsfaktoren $\pi_1, \ldots, \pi_N$ resultieren. Diese werden im Anschluss wiederum in Gleichung (7.4) eingesetzt, aus denen man neue Preisniveaus $P^1, \ldots, P^R$ aller Regionen erhält. Normiert man die neu gewonnenen Preisniveaus, sodass erneut $P^1 = 1$ ist und alle anderen $P^2, \ldots, P^R$ proportional angepasst werden, und wiederholt den Iterationsprozess einige Male, dann konvergieren die unbekannten Parameter schließlich gegen die Lösungen des Gleichungssystems aus (7.13) und (7.4). Maddison und Rao (1996, S. 16ff) illustrieren ein solches iteratives Verfahren anhand eines einfachen Beispiels und zeigen, dass die unbekannten Parameter bereits nach wenigen Iterationen gegen ihre endgültigen Werte konvergieren.

Aus praktischer Sicht erscheint es recht mühevoll, explizite Darstellungen für π_i oder P^r zu formulieren. Es kann gezeigt werden, dass Einsetzen von π_i in (7.13) explizite Lösungen für P^r liefert. Umgekehrt lässt sich π_i durch Einsetzen von P^r in (7.13) explizit darstellen. Für den speziellen Fall von $R = 2$ Regionen ist es verhältnismäßig einfach, eine explizite Lösung abzuleiten. Mit Hilfe einiger Umformungen (vgl. Anhang A.1) erhält man letztlich die bilaterale GK-Preisindexformel aus Gleichung (3.20). Ungleich aufwendiger

[3] Alternativ könnte aber auch ein beliebiger Transformationsfaktor, π_i, mit Hilfe des Skalierungsfaktors auf Eins normiert werden. Ferner schlägt Balk (2008, S. 235) vor, wahlweise die Mengenniveaukennzahlen, X^r, zu normieren, sodass $\sum_{r=1}^{R} X^r = 1$. In diesem Fall repräsentiert die Mengenniveaukennzahl, X^r, den in Standardwerteinheiten ausgedrückten Mengenanteil von der Region r an der Gesamtmenge aller Regionen.

[4] Khamis (1972, S. 99) schlägt vor, als Startwerte für $P^1, \ldots, P^R$ entweder offizielle Wechselkurse einzusetzen oder Preisniveaukennzahlen zu verwenden, die aus gewöhnlichen bilateralen Indexformeln resultieren.

ist bereits die Herleitung expliziter Lösungen für den Fall von $R = 3$ Regionen (vgl. hierzu Cuthbert und Cuthbert, 1988, S. 116ff).

Die aus der GK-Methode hervorgehenden Vergleichskennzahlen, $P^{rs} = P^s/P^r$, erfüllen (wie alle multilateralen Methoden) den Transitivitätstest. Geary (1958, S. 99) verweist seiner Zeit darauf, dass diese zentrale Eigenschaft unmittelbar aus der Identitätsgleichung (7.17) seines Systems erkennbar sei: „The essential property of this system is, of course, the identity [...] which seems to be the analogue of the circular test (and a circular test which is fulfilled) in index number theory." Cuthbert (1999, S. 237f) argumentiert hingegen, dass die Identität vielmehr die additive Natur der GK-Methode beweist, da die linke Seite aus (7.17) nichts anderes als die Summe der Mengenniveaukennzahlen X^r aus Gleichung (7.7) über alle Regionen $r = 1, \ldots, R$ beinhaltet:

$$\sum_{r=1}^{R} X^r = \sum_{r=1}^{R} \sum_{i=1}^{N} \pi_i \, x_i^r \qquad . \tag{7.19}$$

Ein häufig angeführter Kritikpunkt der GK-Methode ist, dass die Vergleichskennzahlen P^{rs} nicht neutral gegenüber dem Gerschenkron-Effekt sind, da die Transformationsfaktoren dazu tendieren, nicht frei von Verzerrungen zu sein.[5] Ein Blick auf die Gleichungen (7.14) und (7.15) offenbart die Schwachstelle des GK-Ansatzes. Die Gewichte repräsentieren den Mengenanteil des i-ten Gutes, der auf die r-te Region entfällt. Dadurch erhalten wirtschaftlich größere Regionen, die tendenziell einen größeren Verbrauch aufweisen, ein deutlich höheres Gewicht bei der Berechnung der Transformationsfaktoren. Ist der mengenmäßige Verbrauch von Gut i in einer Region s hinreichend groß, so resultieren (bei entsprechender Wahl des Skalierungsfaktors, sodass $P^s = 1$) Transformationsfaktoren, π_i^{GK}, die im Extremfall annähernd den Preisen der dominanten Region s entsprechen:

$$\pi_i^{\mathrm{GK}} = \kappa \sum_{r=1}^{R} \omega_i^r \, \frac{p_i^r}{P^r} \approx p_i^s \qquad (i = 1, \ldots, N). \tag{7.20}$$

Hieraus ergeben sich weitreichende Konsequenzen für die Berechnung aller Preisniveaukennzahlen. Einsetzen dieser einseitig (in Richtung der großen Region s) verschobenen

[5] In diesem Zusammenhang von verzerrten Indizes zu sprechen, ist nicht vollkommen unstrittig, da es hierzu immer eine Referenz braucht. Streng genommen müsste also ein *wahres* Preisniveau existieren. Es gibt aber nicht *das* wahre Preisniveau, sondern nur das Bestreben, das tatsächliche (unbekannte) Preisniveau (bzw. die wahren Preisniveauunterschiede) bestmöglich zu schätzen. Im intertemporalen Kontext werden häufig die superlativen Indizes als bestmögliche Schätzung des wahren Preisniveaus aufgefasst, weil sie im Zeitverlauf konstante Nutzenfunktionen unterstellen. Im interregionalen Kontext ist eine solche Annahme aber wenig plausibel, da die Nutzenpräferenzen zwischen Regionen keineswegs als konstant angenommen werden können.

Transformationsfaktoren (7.20) in Gleichung (7.4) macht deutlich, dass sich das Preisniveau jeder Region r,

$$P^r = \frac{\sum_{i=1}^N p_i^r\, x_i^r}{\sum_{i=1}^N \pi_i\, x_i^r} \approx \frac{\sum_{i=1}^N p_i^r\, x_i^r}{\sum_{i=1}^N p_i^s\, x_i^r} = P_{\text{Pa}}^{sr} \quad (r = 1, \ldots, R), \tag{7.21}$$

letztlich aus einem Paasche-Index, P_{Pa}^{sr}, ergibt, wobei die dominante Region s den Status der Basisregion einnimmt. Paasche-Indizes neigen dazu, die tatsächlichen Kaufkraftparitäten zu unterschätzen, sofern Preise und Mengen negativ korreliert sind. Diese Zusammenhänge wurden in Abschnitt 4.2.5 erläutert. Güter, die in großem Umfang umgesetzt werden, sind in der Regel preiswerter als Güter, die nur in geringem Umfang konsumiert werden. Weil der Paasche-Index aus (7.21) jedoch nur die Mengen x_i^r der - verglichen mit der dominanten Region s - wirtschaftlich kleineren Regionen r in Betracht zieht, fallen die tatsächlichen KKPs (zwischen den wirtschaftlich stark heterogenen Regionen) zu gering aus. Aus diesem Grund unterschätzt die GK-Methode häufig das Preisniveau von Regionen, die über einen verhältnismäßig kleinen Mengenanteil verfügen.

Eine systematische Unterschätzung des tatsächlichen Preisniveaus kleinerer bzw. wirtschaftlich schwächerer Regionen suggeriert jedoch fälschlicherweise, dass die Kaufkraft in diesen Regionen besonders hoch ist. Ein geringes Preisniveau ist also gleichbedeutend damit, dass man für dieselbe Anzahl von Geldeinheiten (einer bestimmten Währung) eine größere Gütermenge kaufen kann. Im Endeffekt neigt die GK-Methode also dazu, die Kaufkraft kleinerer (weniger wohlhabenderer) Regionen systematisch zu *überschätzen*. Werden die mit Hilfe der GK-Methode ermittelten Kaufkraftparitäten beispielsweise dazu benötigt, die Einkommensdaten oder das Bruttoinlandsprodukt verschiedener Länder zu bereinigen, so werden die tatsächlichen Unterschiede des Einkommensniveaus bzw. des BIPs zwischen den betrachteten Regionen *unterschätzt*. Die Kluft zwischen ärmeren und reicheren Regionen wird dadurch geringer eingeschätzt, als diese in Wirklichkeit ist. Diese Zusammenhänge zeigen, weshalb die GK-Methode für gewöhnlich nicht neutral gegenüber dem Gerschenkron-Effekt ist.

Neben der ursprünglichen Methode von Geary und Khamis sind eine Reihe weiterer multilateraler Verfahren vorgeschlagen worden, die sich als verwandte Ansätze der GK-Methode interpretieren lassen. Die meisten dieser Ansätze haben gemeinsam, dass sie Preis- bzw. Mengenniveaukennzahlen der betrachteten Regionen gemäß (7.4) bzw. (7.7) formulieren und demzufolge additiv im Sinne von (4.24) sind.[6] Die einzelnen Methoden unterscheiden sich vor allem hinsichtlich der Berechnungsweise der Transformationsfaktoren und lassen sich daher dem Standardisierungsansatz zuordnen. Ein Ziel der meisten

[6] Abschnitt 7.5 befasst sich mit Aggregationsverfahren des Standardisierungsansatzes, die nicht additiv gemäß (4.24) sind. Der Grund hierfür ist, dass diese Ansätze die Preisniveaukennzahlen P^r nicht in Form von (7.4) berechnen.

dieser Methoden ist es, die Auswirkungen des Gerschenkron-Effektes abzuschwächen. Die folgenden Abschnitte erläutern diese Zusammenhänge im Detail.

7.4 Geary-Khamis verwandte Methoden

Aus Gleichung (7.14) ist bereits bekannt, dass die Transformationsfaktoren als gewogenes arithmetisches Mittel preisniveaubereinigter Preise darstellbar sind:

$$\pi_i = \kappa \sum_{r=1}^{R} \omega_i^r \, \frac{p_i^r}{P^r} \qquad (i = 1, \ldots, N), \tag{7.22}$$

wobei die Gewichte ω_i^r stets nicht-negativ ($\omega_i^r \geq 0$) sind und $\sum_{r=1}^{R} \omega_i^r = 1$ gilt. Für $\omega_i^r = x_i^r / \sum_{r=1}^{R} x_i^r$ ergeben sich dann die Transformationsfaktoren der GK-Methode. Der Nachteil dieser Gewichte ist jedoch, dass größere Regionen einen höheren Einfluss auf die π_i-Faktoren eines Gutes i haben und somit systematische Verzerrungen auftreten können. Um das Ausmaß solcher Verzerrungen zu reduzieren, ist es möglich, alternative Gewichte für die Berechnung der π_i-Faktoren zu verwenden. Cuthbert (1999, S. 239) modifiziert das Wägungsschema der GK-Methode, indem er allgemeinere Gewichtungsfaktoren zulässt. Sei β ein Mengenvektor mit positiven Ausprägungen $\beta^r > 0$, dann können allgemeine Gewichte

$$\omega_i^r = \beta^r \, x_i^r / \sum_{s=1}^{R} (\beta^s \, x_i^s) \tag{7.23}$$

definiert werden, sodass eine Klasse verallgemeinerter GK-Indizes (GGK) entsteht. Eine mögliche Spezifikation für β^r sind inverse Mengenniveaukennzahlen, $(X^r)^{-1}$, sodass

$$\beta^r = \frac{1}{(X^r)^\alpha} = \frac{1}{\left(\sum_{i=1}^{N} \pi_i \, x_i^r\right)^\alpha} \qquad , \tag{7.24}$$

wobei α im Bereich $0 \leq \alpha \leq 1$ definiert ist.

Falls $\alpha = 0$, reduzieren sich die Transformationsfaktoren zu (7.14) des gewöhnlichen GK-Modells. Je größer der Wert für α, umso mehr Bedeutung wird kleineren Regionen bei der Berechnung der Transformationsfaktoren beigemessen (Cuthbert, 2000, S. 424). Im Fall von $\alpha = 1$ resultiert schließlich eine Variante der Transformationsfaktoren, die aus einer von Iklé (1972, S. 194 und S. 203) vorgeschlagenen Methode stammt. Setzt man Gleichung (7.24) für $\alpha = 1$ in die Gewichte (7.23) ein und setzt diese wiederum in die π_i-Faktoren aus (7.22) ein, so ergeben sich die Transformationsfaktoren

$$\pi_i^{\text{Ikle}} = \kappa \sum_{r=1}^{R} \frac{x_i^r / X^r}{\sum_{s=1}^{R} x_i^s / X^s} \, \frac{p_i^r}{P^r} \qquad (i = 1, \ldots, N). \tag{7.25}$$

Im Unterschied zu den Gewichten der GK-Methode benutzt die Iklé-Methode (normierte) reale Mengen x_i^r/X^r. Das bedeutet, dass die umgesetzten Mengen der einzelnen Güter relativ zum Gesamtverbrauch der jeweiligen Region betrachtet werden. Dikhanov (1997, S. 7) befürwortet diese Art der Gewichtung, da „[...] the Iklé system can be seen as a 'democratic' Geary-Khamis system, in which each country exercises the same influence on the international price structure.“ Dikhanov (1997, S. 6) zeigt zudem, dass sich (7.25) mit Hilfe einiger Umformungen auch als harmonisches Mittel formulieren lässt:

$$\pi_i^{\text{Ikle}} = \kappa \left[\sum_{r=1}^{R} \frac{\vartheta_i^r}{\sum_{s=1}^{R} \vartheta_i^s} \left(\frac{p_i^r}{P^r} \right)^{-1} \right]^{-1} \qquad (i = 1, \ldots, N), \tag{7.26}$$

wobei durch die anteiligen Ausgaben $\vartheta_i^r = p_i^r\ x_i^r / \sum_{j=1}^{N} (p_j^r\ x_j^r)$ die relative Bedeutung der verschiedenen Güter zum Ausdruck gebracht wird. Diese (äquivalente) harmonische Schreibweise der Iklé-Transformationsfaktoren offenbart, dass die relative Bedeutung von Gut i in jeder Region r gegenüber allen anderen Regionen in die Berechnung der π_i^{Ikle}-Faktoren einfließt. Schließlich beinhalten die Gewichtungsfaktoren $\omega_i^r = \vartheta_i^r / \sum_{s=1}^{R} \vartheta_i^s$, wie hoch die relativen Gesamtausgaben von Gut i in Region r, ϑ_i^r, in Relation zu den relativen Gesamtausgaben des i-ten Gutes in allen anderen Regionen sind. Aufgrund dieses demokratischen Wägungsschemas wurde die Iklé Methode bereits 2005 im Rahmen des ICP für zwischenstaatliche Vergleiche in Afrika angewendet, um dadurch das Risiko systematischer Fehleinschätzungen des Pro-Kopf Einkommens zu vermeiden.

Zusammen mit Formel (7.4) zur Berechnung der regionalen Preisniveaus P^r bilden die Transformationsfaktoren, π_i^{Ikle}, erneut ein Gleichungssystem mit $(R + N)$ Unbekannten. Balk (1996a, S. 207f) beweist, dass auch in diesem Fall positive, eindeutige Lösungen für alle Unbekannten existieren.[7] Aufgrund der Verdienste Dikhanovs und Balks wird diese Methode in jüngeren Veröffentlichungen auch als *Iklé-Dikhanov-Balk* (IDB) Methode gekennzeichnet (vgl. Deaton und Heston, 2008, S. 17; Hill und Hill, 2009, S. 207; Diewert, 2010, S. S23f).

Hill (2000, S. S.149) schlägt seinerseits vor, die gewogene harmonische Mittelung in (7.26) optional durch ein gewogenes arithmetisches Mittel zu ersetzen. Dadurch lassen sich die Transformationsfaktoren wie folgt berechnen:

$$\pi_i^{\text{Hill}} = \kappa \sum_{r=1}^{R} \frac{\vartheta_i^r}{\sum_{s=1}^{R} \vartheta_i^s} \frac{p_i^r}{P^r} \qquad (i = 1, \ldots, N). \tag{7.27}$$

Da π_i^{Hill} das selbe Wägungsschema wie zuvor π_i^{Ikle} verwenden, bezeichnet Hill beide Methoden als „equally weighted additive methods“.[8] Cuthbert (2009, S. 166) bezeichnet Hills

[7] van Yzeren (1983, S. 42) beweist die Existenz eindeutiger Lösungen im einfachen Fall von $R = 2$ Regionen.

[8] Der Terminus *equally weighted* ist in diesem Zusammenhang etwas irreführend, da prinzipiell keine

Vorschlag dagegen als *Own Weight (OW) Index*. Hill (2000, S. 153ff) demonstriert empirisch, dass sein Konzept (ähnlich wie Iklés Ansatz) weniger von systematischen Verzerrungen in Folge des Gerschenkron-Effekts beeinträchtigt wird, als die ursprüngliche GK-Methode.

Eine von Sakuma, Rao und Kurabayashi (2009, S. 150ff) (SRK) vorgeschlagene Methode interregionaler Vergleiche basiert auf güterunabhängigen Gewichten (vgl. auch Sakuma, Rao und Kurabayashi, 2000, S. 9ff). Im Unterschied zur GK-Methode erhält nicht jedes Gut i einer Region r ein eigenes Gewicht ω_i^r. Stattdessen sind die Gewichte der SRK-Methode für alle N Güter identisch, wodurch sich die allgemeine Formel der Transformationsfaktoren anders als (7.22) wie folgt schreiben lässt:

$$\pi_i = \kappa \sum_{r=1}^{R} \omega^r \frac{p_i^r}{P^r} \qquad (i = 1, \ldots, N) \qquad . \tag{7.28}$$

Aus (7.15) ist bekannt, dass die GK-Transformationsfaktoren die preisniveaubereinigten Preise, p_i^r/P^r, auf Basis der Mengenanteile, $x_i^r / \sum_{s=1}^R x_i^s$, gewichten. Durch Multiplizieren mit den regionalen Preisen, p_i^r, in Zähler und Nenner erhält man Gewichte, die letztlich die anteiligen Ausgaben aller Güter zum Ausdruck bringen:

$$\omega_i^r = \frac{p_i^r \; x_i^r}{p_i^r \; \sum_{s=1}^R x_i^s} \qquad . \tag{7.29}$$

Bildet man in Zähler und Nenner von (7.29) die Summe über alle Güter $i = 1, \ldots, N$ einer Region r, so resultieren die *güterunabhängigen* Gewichte der SRK-Methode:

$$\omega_{\text{SRK}}^r = \frac{\sum_{i=1}^N p_i^r \; x_i^r}{\sum_{i=1}^N \left(p_i^r \; \sum_{s=1}^R x_i^s \right)} = \frac{V^r}{\sum_{i=1}^N \left(p_i^r \; \sum_{s=1}^R x_i^s \right)} \qquad (r = 1, \ldots, R). \tag{7.30}$$

Diese Gewichte geben Auskunft über den Anteil des Ausgabenvolumens der r-ten Region (V^r) am globalen Ausgabenvolumen. Ausschlaggebend ist hierbei, dass die Summe der global umgesetzten Mengen, $\sum_{r=1}^R x_i^r$, eines Gutes i nur mit den Preisen der r-ten Region, p_i^r, bewertet werden. Erst dadurch wird es überhaupt möglich, die Gewichte in (7.29) über alle Güter aufzusummieren. Infolge dessen verlieren die SRK-Gewichte aber Informationen über die relative Bedeutung der individuellen Güter. Übrig bleiben die Gewichte ω^r, die für alle N Güter identisch sind. Das bedeutet gleichzeitig, dass zur Berechnung aller Transformationsfaktoren (7.28) dieselben Gewichte ω_{SRK}^r $(r = 1, \ldots, R)$ herangezogen werden. Ein Nachteil dieser Gewichtung ist es, dass sich die Summe aller Gewichte nicht zwangsläufig zu Eins aufsummiert, also in der Regel $\sum_{r=1}^R \omega_{\text{SRK}}^r \neq 1$ gilt.

echte Gleichgewichtung stattfindet. Vielmehr ist diese Bezeichnung so zu verstehen, dass die Gewichte unabhängig von der Größe der betrachteten Regionen sind. Rao (2000) bezeichnet solche Verfahren daher treffender als „*size-neutral*“.

Die SRK-Methode weist jedoch - ähnlich wie der GK-Ansatz - den (weitaus gravierenderen) Nachteil auf, nicht neutral gegenüber dem Gerschenkron-Effekt zu sein, da größeren Regionen weiterhin ein größerer Einfluss eingeräumt wird. Balk (2008, S. 249) weist sogar darauf hin, dass das SRK-System unter Umständen noch anfälliger auf den Gerschenkron-Effekt reagieren könnte als die GK-Methode, wenngleich diese These bisher nicht empirisch nachgewiesen wurde (vgl. auch Cuthbert, 2009, S. 165f).

Wählt man an Stelle der SRK-Gewichte die güterunabhängigen Gewichte

$$\omega_{\text{SE}}^r = \frac{1}{\sum_{i=1}^N \left(\frac{p_i^r}{P^r} \sum_{s=1}^R x_i^s\right)} = \frac{P^r}{\sum_{i=1}^N \left(p_i^r \sum_{s=1}^R x_i^s\right)} \qquad (r = 1, \ldots, R), \tag{7.31}$$

führt dies zu einer von Sergeev (2009, S. 285ff) vorgeschlagenen *Standardised Structure Method* (Balk, 2008, S. 249f). Jede Region r erhält ein Gewicht ω_{SE}^r, welches das inverse globale Gesamtvolumen aller umgesetzten Mengen, $\sum_{s=1}^R x_i^s$, bewertet zu preisniveaubereinigten Preisen der r-ten Region, p_i^r/P^r, zum Ausdruck bringt. Die rechte Seite von (7.31) offenbart, dass sich nach Einsetzen dieses Wägungsschemas in (7.22) die Preisniveaus P^r herauskürzen, sodass sich die Transformationsfaktoren dann aus

$$\pi_i^{\text{SE}} = \kappa \sum_{r=1}^R \frac{p_i^r}{\sum_{j=1}^N \left(p_j^r \sum_{s=1}^R x_j^s\right)} \qquad (i = 1, \ldots, N) \tag{7.32}$$

ergeben. Dadurch vereinfacht sich die Berechnung der Preisniveaukennzahlen erheblich, da es nicht länger nötig ist, die unbekannten Lösungen des Gleichungssystems iterativ zu bestimmen. Einsetzen der Transformationsfaktoren (7.32) in (7.4) liefert sofort eindeutige Lösungen für alle P^r.[9]

Eine weitere Modifikation der Transformationsfaktoren geht auf die Anregungen von Gerardi (1974, 1982) zurück. Gerardi empfiehlt, die Transformationsfaktoren aller Güter mit Hilfe eines ungewogenen geometrischen Mittels zu bestimmen. Demzufolge können π_i^{GE} wie folgt definiert werden:

$$\pi_i^{\text{GE}} = \kappa \prod_{r=1}^R \left(\frac{p_i^r}{P^r}\right)^{1/R} \qquad (i = 1, \ldots, N). \tag{7.33}$$

Analog zu den bisher erläuterten Methoden werden auch in Gerardis Verfahren die regionalen Preise, p_i^r, mit Hilfe des jeweiligen Preisniveaus, P^r, in eine einheitliche Währung umgerechnet, sodass alle Preise vergleichbar werden. Interessanterweise macht es jedoch keinen Unterschied, ob die regionalen Preise preisniveaubereinigt werden oder nicht. Setzt

[9] Zu dieser Erkenntnis gelangt man im Übrigen immer dann, wenn die verwendeten Gewichte güterunabhängig sind, also für alle N Güter identisch sind. Dies gilt auch für die SRK-Methode.

man die Transformationsfaktoren zweier beliebiger Güter i und j zueinander ins Verhältnis, also (π_j/π_i), dann ergibt sich nach einigen Umformungen

$$\begin{aligned}\frac{\pi_j^{\mathrm{GE}}}{\pi_i^{\mathrm{GE}}} &= \frac{\kappa \ \prod_{r=1}^{R}\left(\frac{p_j^r}{P^r}\right)^{1/R}}{\kappa \ \prod_{r=1}^{R}\left(\frac{p_i^r}{P^r}\right)^{1/R}} \\ &= \frac{\prod_{r=1}^{R}\left(\frac{1}{P^r}\right)^{1/R}\prod_{r=1}^{R}\left(p_j^r\right)^{1/R}}{\prod_{r=1}^{R}\left(\frac{1}{P^r}\right)^{1/R}\prod_{r=1}^{R}\left(p_i^r\right)^{1/R}} \\ &= \frac{\prod_{r=1}^{R}\left(p_j^r\right)^{1/R}}{\prod_{r=1}^{R}\left(p_i^r\right)^{1/R}} = \prod_{r=1}^{R}\left(\frac{p_j^r}{p_i^r}\right)^{1/R} \qquad . \end{aligned} \tag{7.34}$$

Aus (7.34) wird deutlich, dass sich die Preisniveaukennzahlen P^r in Zähler und Nenner herauskürzen. Demnach sind die Relationen der Geradi-Transformationsfaktoren, $(\pi_j^{\mathrm{GE}}/\pi_i^{\mathrm{GE}})$, eindeutig bestimmbar, ohne das die Kenntnis der Preisniveaukennzahlen erforderlich ist. Entsprechend lassen sich die Transformationsfaktoren von Geradi, π_i^{GE}, direkt aus

$$\pi_i^{\mathrm{GE}} = \kappa \prod_{r=1}^{R}\left(p_i^r\right)^{1/R} \qquad (i = 1, \ldots, N) \tag{7.35}$$

berechnen. Dadurch vereinfacht sich der Rechenprozess erheblich, da eine gleichzeitige, iterative Berechnung der Unbekannten π_i und P^r entfällt. Stattdessen werden in einem ersten Schritt die Transformationsfaktoren aller Güter separat berechnet, ehe diese im sich anschließenden zweiten Schritt dazu dienen, die Preisniveaukennzahlen P^r $(r = 1, \ldots, R)$ aller Regionen gemäß (7.4) eindeutig zu bestimmen. Auf diese Erkenntnis wurde bereits in Eurostat (1982b, S. 51) - besser bekannt als „Hill-Report" - hingewiesen.[10] Hill (1997, S. 58) zur Folge sind die π_i-Faktoren in (7.33) und (7.35) äquivalent.[11]

Durch diesen vereinfachten Rechenprozess ist es möglich, unmittelbar bilaterale Vergleichskennzahlen des Geradi-Index, P_{GE}^{rs}, zu berechnen:

$$P_{\mathrm{GE}}^{rs} = \frac{P^s}{P^r} = \frac{V^s}{V^r}\,\frac{\sum_{i=1}^{N}\left[\prod_{t=1}^{R}\left(p_i^t\right)^{1/R}\right]x_i^r}{\sum_{i=1}^{N}\left[\prod_{t=1}^{R}\left(p_i^t\right)^{1/R}\right]x_i^s} \qquad . \tag{7.36}$$

Ersetzt man die ungewogene Gewichtung des Geradi-Index, $(\omega^r = 1/R)$, durch güterun-

[10] Hills Bericht umfasst darüber hinaus auch einen ausführlichen Vergleich zwischen der GK-Methode sowie der Gerardi-Methode (Eurostat, 1982b, S. 47ff).

[11] Khamis und Rao (1989) äußern dagegen Bedenken, da es ihrer Ansicht nach sehr wohl einen Unterschied macht, ob man den durchschnittlichen Preis eines Gutes i als geometrisches Mittel der nationalen Preise, (7.35), bestimmt oder aber als geometrisches Mittel des Produktes der preisniveaubereinigten nationalen Preise, (7.33), berechnet. Khamis und Rao zeigen, dass das Gerardi-Gleichungssystem mit (7.4) und (7.35) inkonsistent ist und nur die triviale Lösung $\pi_i^{\mathrm{GE}} = P^r = 0$ für alle i und r beinhaltet (Khamis und Rao, 1989, S. 85f).

abhängige Gewichte ω^r, so lassen die bilateralen Vergleichskennzahlen, P^{rs},in gewogener Form allgemeiner wie folgt zu formulieren:

$$P^{rs} = \frac{P^s}{P^r} = \frac{V^s}{V^r} \frac{\sum_{i=1}^{N} \left[\prod_{t=1}^{R} (p_i^t)^{\omega^t}\right] x_i^r}{\sum_{i=1}^{N} \left[\prod_{t=1}^{R} (p_i^t)^{\omega^t}\right] x_i^s} \quad . \tag{7.37}$$

Der vereinfachte Berechnungsprozess ergibt sich demnach für alle güterunabhängige Gewichte ω^r, für die keine Kenntnis der Preisniveaukennzahlen, P^r, erforderlich ist. Zum Beispiel könnten die Gewichte von Sakuma, Rao und Kurabayashi (2009, S. 150f) aus Gleichung (7.30) in (7.37) für ω^t $(t = 1, \ldots, R)$ eingesetzt werden.

Ferner ließe sich in Erwägung ziehen, güterunabhängige Gewichte als arithmetisches Mittel der Mengenanteile aller N Güter in einer bestimmten Region r zu formulieren:

$$\omega^r = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \frac{x_i^r}{\sum_{t=1}^{R} x_i^t} \qquad (r = 1, \ldots, R). \tag{7.38}$$

Für gewöhnlich sind die umgesetzten Mengen der meisten Güter in größeren Regionen sehr viel höher als in kleinen Regionen. Ähnlich wie die Gewichte der GK-Methode, birgt das Gewichtungsschema (7.38) daher die Gefahr, dass kleinen Regionen gegenüber großen Regionen ein vergleichsweise zu geringes Gewicht eingeräumt wird. Es ist anzunehmen, dass dadurch das Risiko steigt, verzerrte Werte für die Preisniveaukennzahlen, P^r, zu erhalten. Dieses Risiko ließe sich wiederum abmildern, indem das arithmetische Mittel in (7.38) beispielsweise durch ein harmonisches Mittel

$$\omega^r = \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \left(\frac{x_i^r}{\sum_{t=1}^{R} x_i^t}\right)^{-1}\right]^{-1} \qquad (r = 1, \ldots, R) \tag{7.39}$$

ersetzt würde. Schließlich gilt im Allgemeinen, dass für Merkmale mit positiven Ausprägungen das arithmetische Mittel größer ist als das geometrische Mittel, und dieses wiederum größer ist als das harmonische Mittel (Bullen, 2003, S. 71f).

Sowohl für die Gewichte in (7.38) als auch in (7.39) ist die Bedingung $\sum_{r=1}^{R} \omega^r = 1$ erfüllt. Dies sei beispielhaft anhand der Gewichte in Gleichung (7.38) gezeigt. Summiert man die Gewichte über alle R Regionen auf, so wird nach wenigen Umformungen deutlich, dass die Summe der Gewichte ω^r gleich Eins ist:

$$\sum_{r=1}^{R} \omega^r = \sum_{r=1}^{R} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \frac{x_i^r}{\sum_{t=1}^{R} x_i^t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \underbrace{\sum_{r=1}^{R} \frac{x_i^r}{\sum_{t=1}^{R} x_i^t}}_{=1} = \frac{1}{N} \underbrace{\sum_{i=1}^{N} 1}_{=N} = 1 \quad . \tag{7.40}$$

Auf analogem Wege ließe sich auch für die Gewichte in (7.39) zeigen, dass $\sum_{r=1}^{R} \omega^r = 1$ erfüllt ist.

Die in diesem Abschnitt behandelten Geary-Khamis verwandten Ansätze unterscheiden sich einzig und allein in der Art und Weise, wie die Transformationsfaktoren, π_i, berechnet werden. Die Berechnung der Preisniveaukennzahlen, P^r, basiert dagegen auf ein und derselben Formel in Gleichung (7.4). Genau dadurch ist sichergestellt, dass die Mengenniveaukennzahlen, X^r, additiv im Sinne von Hills Forderung (4.24) sind (vgl. hierzu auch Gleichung (7.7) in Abschnitt 7.1). Weicht die Berechnungsweise der Preisniveaukennzahlen von (7.4) ab, ist die Additivitätsbedingung nicht länger erfüllt. Im folgenden Abschnitt werden zwei solcher Methoden vorgestellt.

7.5 Nicht-additive Methoden des Standardisierungsansatzes

Eine mögliche nicht-additive Methode des Standardisierungsansatzes geht auf Rao (1980, 1990) zurück. Das nach ihm benannte *Rao-System* multilateraler Vergleiche ist letztlich eine geometrische Abwandlung der Methode von Iklé. An diesem Punkt ist es hilfreich, sich klar zu machen, dass nicht nur Iklés Transformationsfaktoren, π_i^{Ikle}, in Gleichung (7.26) als harmonisches Mittel darstellbar sind. Da das Preisniveau P^r einer Region r laut Gleichung (7.4) letztlich die Form eines Paasche-Index besitzt, kann auch P^r mit Hilfe einiger Umformungen als harmonisches Mittel geschrieben werden (vgl. u.a. Rao, 1980, S. 3; Balk, 1996b, S. 209):

$$\begin{aligned} P^r &= \frac{\sum_{i=1}^N p_i^r\, x_i^r}{\sum_{i=1}^N \pi_i\, x_i^r} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^N p_i^r\, x_i^r}{\sum_{i=1}^N \frac{\pi_i}{p_i^r} p_i^r\, x_i^r} \\ &= \frac{1}{\sum_{i=1}^N \frac{\pi_i}{p_i^r} \frac{p_i^r\, x_i^r}{\sum_{j=1}^N p_j^r\, x_j^r}} \\ &= \left(\sum_{i=1}^N \left(\frac{p_i^r}{\pi_i} \right)^{-1} \frac{p_i^r\, x_i^r}{\sum_{j=1}^N p_j^r\, x_j^r} \right)^{-1} \qquad (r = 1, \ldots, R). \qquad (7.41) \end{aligned}$$

Das bedeutet letztlich, dass sich Iklés Ansatz im Grunde genommen mit (7.26) und (7.41) vollständig in harmonischer Schreibweise formulieren lässt. Ersetzt man das gewogene harmonische Mittel in beiden Gleichungen durch ein gewogenes *geometrisches* Mittel, so resultiert ein auf Rao (1990) zurückgehendes Gleichungssystem:

$$\pi_i^{\text{Rao}} = \kappa \prod_{r=1}^{R} \left(\frac{p_i^r}{P_{\text{Rao}}^r} \right)^{\vartheta_i^r / \sum_{s=1}^{R} \vartheta_i^s} \qquad (i = 1, \ldots, N) \tag{7.42}$$

$$P_{\text{Rao}}^r = \prod_{i=1}^{N} \left(\frac{p_i^r}{\pi_i^{\text{Rao}}} \right)^{\vartheta_i^r} \qquad (r = 1, \ldots, R), \tag{7.43}$$

wobei $\vartheta_i^r = p_i^r\, x_i^r / \sum_{j=1}^{N} p_j^r\, x_j^r$. Im Unterschied zu Iklés Verfahren basieren sowohl π_i^{Rao} als auch P_{Rao}^r auf geometrischen Mitteln. Diese besitzen laut Rao (1990, S. 130) den Vorteil, weniger sensitiv auf Regionen mit extremen Verbrauchsstrukturen zu reagieren. Logarithmieren beider Gleichungen liefert schließlich das folgende logarithmierte Gleichungssystem:

$$\ln \pi_i^{\text{Rao}} = \ln \kappa \sum_{r=1}^{R} \frac{\vartheta_i^r}{\sum_{s=1}^{R} \vartheta_i^s} \ln \left(\frac{p_i^r}{P_{\text{Rao}}^r} \right) \qquad (i = 1, \ldots, N) \tag{7.44}$$

$$\ln P_{\text{Rao}}^r = \sum_{i=1}^{N} \vartheta_i^r \ln \left(\frac{p_i^r}{\pi_i^{\text{Rao}}} \right) \qquad (r = 1, \ldots, R) \quad . \tag{7.45}$$

Rao (1990, S. 130ff) beweist, dass auch für dieses *log-change system* positive, eindeutige Lösungen existieren. Aufgrund der log-linearen Struktur der Preisniveaukennzahlen des Rao-Systems, $\ln P_{\text{Rao}}^r$, ist die Additivitätsbedingung im Sinne von (4.24) nicht länger erfüllt (Rao, 2005, S. 576), was ein entscheidender Nachteil gegenüber den bisherigen Vertretern des Standardisierungsansatzes zu sein scheint.

Angesichts der Ähnlichkeiten zwischen den Systemen von Rao und Iklé, übertragen Hajargasht und Rao (2010, S. S37) diese Überlegungen auf ein alternatives, multilaterales Gleichungssystem, welches das gewogene geometrische bzw. harmonische Mittel durch ein gewogenes *arithmetisches* Mittel ersetzt:

$$\pi_i^{\text{HR}} = \kappa \sum_{r=1}^{R} \frac{\vartheta_i^r}{\sum_{s=1}^{R} \vartheta_i^s} \frac{p_i^r}{P_{\text{HR}}^r} \qquad (i = 1, \ldots, N) \tag{7.46}$$

$$P_{\text{HR}}^r = \sum_{i=1}^{N} \vartheta_i^r \frac{p_i^r}{\pi_i^{\text{HR}}} \qquad (r = 1, \ldots, R). \tag{7.47}$$

Die Existenz eindeutiger Lösungen für dieses Gleichungssystem beweisen Hajargasht und Rao in einer früheren Version ihrer Arbeit (Hajargasht und Rao, 2006, S. 6ff). Auch für das Gleichungssystem von Hajargasht und Rao ist die Additivität nicht erfüllt, da die Preisniveaukennzahlen, P_{HR}^r, nicht in Form von (7.4) ermittelt werden.

Die in Abschnitt 7.4 und 7.5 behandelten Methoden unterscheiden sich weitestgehend darin, wie die Transformationsfaktoren π_i berechnet werden. Je nach Wahl der Gewichte oder Art der Mittelung resultieren unterschiedliche Varianten von Gleichungssystemen. Die meisten der bisher vorgestellten Mitglieder dieser Klasse haben gemeinsam, dass sie Preisniveaukennzahlen und Transformationsfaktoren aus $(R + N)$ Gleichungen simultan berechnen. Für einige Preisindizes erübrigt sich der iterative Berechnungsprozess dagegen. Voraussetzung hierfür ist, dass die Gewichte güterunabhängig sind und keine Kenntnis der P^r-Kennzahlen erfordern. Die Preisindizes aus Abschnitt 7.4 erfüllen zudem die Eigenschaft, additiv im Sinne von Gleichung (4.24) zu sein. Diese Eigenschaft ist für die in diesem Abschnitt behandelten Preisindizes von Rao (1990) sowie Hajargasht und Rao (2010) nicht erfüllt, da die Preisniveaukennzahlen nicht in Form von Gleichung (7.4) berechnet werden. Genau dies setzt die Additivitätsbedingung (4.24) aber voraus.

Wie alle bislang erläuterten multilateralen Aggregationsmethoden, sind auch die Mitglieder des Standardisierungsansatzes basisinvariant, da die Relationen der aus den verschiedenen Gleichungssystemen resultierenden Preisniveaukennzahlen, P^s/P^r, unabhängig von der Wahl einer bestimmten Referenzregion sind. Inwiefern die Mitglieder des Standardisierungsansatzes mehr oder weniger charakteristisch sind als die Methoden des GEKS- und Verkettungsansatzes, lässt sich nicht mit Bestimmheit sagen, da es generell schwer fällt, die Charakteristizität quantitativ eindeutig zu messen. Es scheint intuitiv, dass bilaterale Vergleichskennzahlen, P^{rs}, der Methoden im GEKS- und Verkettungsansatz einen höheren Charakteristizitätsgrad aufweisen, da sie aus ursprünglich bilateralen Preisindizes, $\ddot{P}^{rs}$, ermittelt werden. Balk (2008, S. 239) ist daher der Ansicht, dass das Ziel, möglichst charakteristische Vergleichskennzahlen zu generieren, infolge der Minimierung der Abstände zwischen bilateralen Preisindizes, $\ddot{P}^{rs}$, und bilateralen Vergleichskennzahlen, P^{rs}, erreicht wird. Dadurch ist aber nicht ausgeschlossen, dass einzelne bilaterale Vergleichskennzahlen, P^{rs}, anderer Aggregationsmethoden charakteristischere Vergleiche generieren als die GEKS-Methode.

Die Mitglieder des Standardisierungsansatzes weisen prinzipiell sehr große Ähnlichkeiten mit den in Abschnitt (3.4) behandelten bilateralen GUV-Indizes auf. Allerdings sind bilaterale GUV-Indizes nicht zweckmäßig, wenn sehr unterschiedliche Regionen miteinander verglichen werden. In Kapitel 3.4.4 wurde auf diese Problematik eingehend hingewiesen. Der folgende Abschnitt dient daher dazu, die Gemeinsamkeiten zwischen bilateralen GUV-Indizes und den in Abschnitt 7.3 und 7.4 behandelten Aggregationsmethoden des Standardisierungsansatzes aufzudecken.

7.6 Multilaterale GUV-Indizes: Simultane Berechnungsweise

In Abschnitt 7.1 wurde bereits angedeutet, dass das Konstruktionsprinzip des Standardisierungsansatzes grundsätzlich sehr der Struktur bilateraler GUV-Indizes ähnelt. In beiden Fällen werden Preisniveaukennzahlen, P^r, in Form von Durchschnittswerten berechnet, wobei sowohl Preise als auch Mengen mit Hilfe von Transformationsfaktoren, $\ddot{\pi}_i$ bzw. π_i, in eine gemeinsame Standardwerteinheit umgerechnet werden. Im Grunde genommen unterscheiden sich die bilaterale und multilaterale Perspektive lediglich darin, *wie* die Transformationsfaktoren berechnet werden. Während die bilateralen Transformationsfaktoren, $\ddot{\pi}_i$, lediglich Informationen von zwei Regionen r und s enthalten, umfassen die π_i-Faktoren Informationen aller Regionen $r = 1, \ldots, R$. Die generelle Aufgabe der Faktoren bleibt aber dieselbe.

Die Abschnitte 7.3 und 7.4 haben bereits eine Vorstellung davon vermittelt, auf welche unterschiedlichen Weisen sich Transformationsfaktoren konstruieren lassen. Es wäre daher naheliegend, auch jene Transformationsfaktoren die im Zusammenhang bilateraler GUV-Indizes Verwendung finden, für multilaterale Preisvergleiche in Erwägung zu ziehen. Theoretisch würde es genügen, die bilateralen Transformationsfaktoren

$$\ddot{\pi}_i = \kappa\ \ddot{\pi}_i(p_i^r, p_i^s, x_i^r, x_i^s) \tag{7.48}$$

um die Preis- und Mengeninformationen aller R Regionen zu erweitern, sodass sich die multilateralen Transformationsfaktoren

$$\pi_i = \kappa\ \pi_i(\mathbf{p}_i, \mathbf{x}_i) \tag{7.49}$$

mit den güterspezifischen Preis- bzw. Mengenvektoren aller N Güter

$$\mathbf{p}_i = (p_i^1, p_i^2, \ldots, p_i^R)' \qquad \text{bzw.} \qquad \mathbf{x}_i = (x_i^1, x_i^2, \ldots, x_i^R)' \tag{7.50}$$

ergäben. Erneut erfüllt die Konstante κ den Zweck, den Wert eines beliebigen Transformationsfaktors in eine spezifische Standardwerteinheit umzuwandeln. Es sind also lediglich die Relationen zwischen den Transformationsfaktoren, (π_j/π_i), eindeutig definiert.

Getreu der Vorgabe von Gleichung (3.50a), ließen sich nun beispielsweise die Preisinformationen aller R Regionen arithmetisch mitteln, sodass die ungewogenen Transformationsfaktoren

$$\pi_i^{\text{arith}} = \kappa\ \frac{1}{R}\sum_{r=1}^{R} p_i^r \qquad (i = 1, \ldots, N) \tag{7.51}$$

entstünden. Auf analoge Vorgehensweise wären auch eine geometrische Mittelung gemäß (3.50b)

$$\pi_i^{\text{geom}} = \kappa \prod_{r=1}^{R} (p_i^r)^{1/R} \qquad (i = 1, \ldots, N) \tag{7.52}$$

oder eine harmonische Mittelung gemäß (3.50c)

$$\pi_i^{\text{harm}} = \kappa \, \frac{R}{\sum_{r=1}^{R} (p_i^r)^{-1}} \qquad (i = 1, \ldots, N) \tag{7.53}$$

aller Preise denkbar. Sogar Lehrs Transformationsfaktoren ließen sich im multilateralen Kontext anwenden. Da sich Lehrs Transformationsfaktoren laut (3.55) aus dem Durchschnittspreis zusammensetzen, der für ein bestimmtes Gut i in den betrachteten R Regionen aufgebracht werden muss, lautet das multilaterale Pendant dieser Faktoren wie folgt:

$$\pi_i^{\text{Lehr}} = \kappa \, \frac{\sum_{r=1}^{R} p_i^r \, x_i^r}{\sum_{r=1}^{R} x_i^r} \qquad (i = 1, \ldots, N). \tag{7.54}$$

Durch Einsetzen solcher Transformationsfaktoren in Formel (7.3) ließen sich dann unmittelbar bilaterale Vergleichskennzahlen P^{rs} für zwei beliebige Regionen r und s herleiten, welche die Form von verallgemeinerten GUV-Indizes besitzen würden.

Allerdings wurde im Zusammenhang bilateraler GUV-Indizes in Abschnitt 3.4.4 auch eingehend auf das Problem hingewiesen, dass regionale Preise häufig in unterschiedlichen Währungen erfasst werden oder aber aus Regionen stammen, die durch ein ausgeprägtes Preisniveaugefälle gekennzeichnet sind. Aus diesem Grund können Preise, p_i^r, oder auch Ausgaben, $v_i^r = p_i^r x_i^r$, aus unterschiedlichen Regionen nicht ohne Weiteres zusammengefasst werden. Die Besonderheit interregionaler Vergleiche macht es daher erforderlich, die in regionalen Preisen, p_i^r, enthaltenen Währungs- bzw. Preisniveauunterschiede vorab mit Hilfe der P^r $(r = 1, \ldots, R)$ zu bereinigen.

Eine solche Preisniveaubereinigung ist nicht neu, sondern wird in sämtlichen bisher behandelten Methoden des Standardisierungsansatzes praktiziert. Ergänzt man die allgemeinen multilateralen Transformationsfaktoren in (7.49) um den Preisniveauvektor $\mathbf{P} = (P^1, P^2, \ldots, P^R)'$, so ergeben sich *preisniveaubereinigte* Transformationsfaktoren:

$$\pi_i = \kappa \, \pi_i(\mathbf{p}_i, \mathbf{x}_i, \mathbf{P}) \qquad (i = 1, \ldots, N). \tag{7.55}$$

Die explizite Gestalt der π_i-Faktoren ist dann wiederum von der Wahl der Mittelungsart bzw. der Gewichtung der einzelnen preisniveaubereinigten Preise (p_i^r/P^r) abhängig.

Folgerichtig erhält man aus den Gleichungen (7.51), (7.52) und (7.53) für alle N Güter die entsprechenden preisniveaubereinigten π_i-Faktoren als ungewogenes arithmetisches, geometrisches oder harmonisches Mittel:

$$\pi_i^{\text{arith}} = \kappa \, \frac{1}{R} \sum_{r=1}^{R} \frac{p_i^r}{P^r} \tag{7.56a}$$

$$\pi_i^{\text{geom}} = \kappa \, \prod_{r=1}^{R} \left(\frac{p_i^r}{P^r} \right)^{1/R} \tag{7.56b}$$

$$\pi_i^{\text{harm}} = \kappa \, \frac{R}{\sum_{r=1}^{R} \left(\frac{p_i^r}{P^r} \right)^{-1}} \qquad . \tag{7.56c}$$

Formuliert man (7.56a)-(7.56c) in gewogener Schreibweise mit den Gewichten ω_i^r,

$$\pi_i^{\text{arith}} = \kappa \, \sum_{r=1}^{R} \omega_i^r \, \frac{p_i^r}{P^r} \tag{7.57a}$$

$$\pi_i^{\text{geom}} = \kappa \, \prod_{r=1}^{R} \left(\frac{p_i^r}{P^r} \right)^{\omega_i^r} \tag{7.57b}$$

$$\pi_i^{\text{harm}} = \kappa \, \left[\sum_{r=1}^{R} \omega_i^r \, \left(\frac{p_i^r}{P^r} \right)^{-1} \right]^{-1} \qquad , \tag{7.57c}$$

stellt man unmittelbar fest, dass die π_i-Faktoren der Methoden aus den Abschnitten 7.3 und 7.4 grundsätzlich genau auf diesen Formeln basieren. Setzt man beispielsweise die Gewichte $\omega_i^r = x_i^r / \sum_{s=1}^{R} x_i^s$ in Gleichung (7.57a) ein, so ergeben sich die Transformationsfaktoren der GK-Methode (7.14). Hingegen resultieren nach Einsetzen der Gewichte $\omega_i^r = \vartheta_i^r / \sum_{s=1}^{R} \vartheta_i^s$ mit $\vartheta_i^r = p_i^r \, x_i^r / \sum_{j=1}^{N} (p_j^r \, x_j^r)$ in Gleichung (7.57c) die Transformationsfaktoren aus Iklés Ansatz (7.26). Die π_i-Faktoren in (7.56b) entsprechen unmittelbar den Transformationsfaktoren von Gerardi (7.33). Für alle anderen Methoden des Standardisierungsansatzes lassen sich analoge Zusammenhänge festmachen. Durch geeignete Kombination der verschiedenen Mittelungsarten sowie potenzieller Gewichtungsfaktoren ω_i^r (vgl. die Abschnitte 7.3 und 7.4), lassen sich darüber hinaus viele weitere Transformationsfaktoren finden, die bisher in der Literatur keine Rolle spielten.

In Analogie zu den gewogenen Mitteln aus (7.57a)-(7.57c) müssen auch die Transformationsfaktoren von Lehr (7.54) preisniveaubereinigt werden. Hierzu ist es notwendig, mögliche Währungs- oder Preisniveauunterschiede aus den Ausgaben, $v_i^r = p_i^r \, x_i^r$, der R Regionen herauszurechnen. Die preisniveaubereinigten Faktoren lauten dann:

$$\pi_i^{\text{Lehr}} = \kappa \, \frac{\sum_{r=1}^{R} (p_i^r \, x_i^r) / P^r}{\sum_{r=1}^{R} x_i^r} \qquad (i = 1, \ldots, N). \tag{7.58}$$

Hierbei macht man eine interessante Feststellung. Werden Lehrs Transformationsfaktoren - wie in (7.58) zu sehen - preisniveaubereinigt, so resultieren dieselben Transformationsfaktoren, die auch die GK-Methode (7.13) verwendet.

Wie die verschiedenen Varianten multilateraler Transformationsfaktoren in (7.57a)-(7.57c) und (7.58) gezeigt haben, lassen sich die Überlegungen bilateraler GUV-Indizes leicht auf die multilaterale Ebene übertragen. Einsetzen solcher Transformationsfaktoren in die Basisformel (7.4) zur Berechnung transitiver Preisniveaukennzahlen P^r

$$P^r = \frac{\sum_{i=1}^N p_i^r\, x_i^r}{\sum_{i=1}^N \pi_i\, x_i^r} \qquad (r = 1, \ldots, R) \tag{7.59}$$

bzw. transitiver Vergleichskennzahlen P^{rs}

$$P^{rs}_{\text{MGUV}} = \frac{P^s}{P^r} = \frac{V^s}{V^r}\, \frac{\sum_{i=1}^N \pi_i\, x_i^r}{\sum_{i=1}^N \pi_i\, x_i^s} \qquad (r, s = 1, \ldots, R)) \tag{7.60}$$

liefert - neben vielen bekannten Vertretern - ein breites Spektrum potenzieller (neuer) Varianten multilateraler Preisindizes. Die Gesamtheit dieser Preisindizes ließe sich treffend unter der Bezeichnung *Multilateraler Verallgemeinerter Durchschnittswertindizes* (engl.: *Multilateral Generalized Unit Value Indices* (MGUV)) zusammenfassen, da sie Transformationsfaktoren verwenden, die ursprünglich aus den Transformationsfaktoren, $\ddot{\pi}_i$, der bilateralen GUV-Indizes abgeleitet worden sind. Alle Mitglieder dieser Klasse unterliegen aber letztlich dem Konzept des Standardisierungsansatzes. Die MGUV-Indizes sind somit eine Unterklasse des Standardisierungsansatzes.

Genau wie im Fall der Geary-Khamis Methode sowie deren verwandten Ansätzen, verbindet die meisten Varianten der MGUV-Indizes eine wichtige Gemeinsamkeit: Die Preisniveaukennzahlen, P^r, lassen sich nicht explizit formulieren, da die Transformationsfaktoren, π_i, in den meisten Fällen die Kenntnis eben dieser Preisniveaukennzahlen voraussetzen. Einsetzen der verschiedenen, preisniveaubereinigten Transformationsfaktoren (7.57a)-(7.57c) und (7.58) in (7.59) macht dies deutlich:

$$P^r_{\pi^{\text{arith}}} = \frac{\displaystyle\sum_{i=1}^N p_i^r\, x_i^r}{\displaystyle\sum_{i=1}^N \left[\sum_{r=1}^R \omega_i^r\, \frac{p_i^r}{P^r}\right]\, x_i^r} \tag{7.61}$$

$$P^r_{\pi^{\text{geom}}} = \frac{\displaystyle\sum_{i=1}^N p_i^r\, x_i^r}{\displaystyle\sum_{i=1}^N \left[\prod_{r=1}^R \left(\frac{p_i^r}{P^r}\right)^{\omega_i^r}\right]\, x_i^r} \tag{7.62}$$

$$P^r_{\pi^{\text{harm}}} = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^r \; x_i^r}{\sum_{i=1}^{N} \left[\left[\sum_{r=1}^{R} \omega_i^r \; \left(\frac{p_i^r}{P^r} \right)^{-1} \right]^{-1} \right] \; x_i^r} \tag{7.63}$$

$$P^r_{\pi^{\text{Lehr}}} = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^r \; x_i^r}{\sum_{i=1}^{N} \left[\frac{\sum_{r=1}^{R} (p_i^r \; x_i^r)/P^r}{\sum_{r=1}^{R} x_i^r} \right] \; x_i^r} \, . \tag{7.64}$$

Konkrete numerische Lösungen für alle unbekannten Werte von P^r und π_i müssen aus diesem Grund stets iterativ aus dem $(R+N)$-Gleichungssystem hergeleitet werden. Einzige Ausnahme sind die Preisniveaukennzahlen, die gewogene geometrisch gemittelte Transformationsfaktoren (7.57b) in Verbindung mit güterunabhängigen Gewichten, ω^r, verwenden. Wie in (7.34) für den Spezialfall (7.56b) gezeigt wurde, kürzen sich die Preisniveaukennzahlen, P^r, aus dem Verhältnis zweier Transformationsfaktoren, (π_j/π_i), heraus, wodurch sich die Berechnung bilateraler Vergleichskennzahlen in (7.37) erheblich vereinfacht.

Im Gegensatz dazu vereinfacht sich der Rechenprozess im Fall einer arithmetischen (7.57a) oder harmonischen (7.57c) Berechnung der Transformationsfaktoren nicht, da sich die Preisniveaukennzahlen P^r nicht herauskürzen. Daran ändert sich auch nichts, wenn statt ω_i^r güterunabhängige Gewichte, ω^r, verwendet werden. Gleiches gilt für Lehrs multilaterale π_i-Faktoren (7.58). Eine simultane Berechnung des Gleichungssystems bestehend aus N Transformationsfaktoren und R Preisniveaukennzahlen wird somit unumgänglich. Da die meisten Mitglieder der MGUV-Indizes durch eine simultane Berechnungsweise aller unbekannten Preisniveaukennzahlen und Transformationsfaktoren charakterisiert sind, wird die Klasse der MGUV-Indizes im weiteren Verlauf der Arbeit als *Simultaneous Multilateral GUV-Indizes* (kurz: Sim. MGUV-Indizes) bezeichnet.

Die verschiedenen möglichen Varianten der Sim. MGUV-Indizes haben gemeinsam, transitive Preisniveaukennzahlen, P^r, und Transformationsfaktoren, π_i, zu generieren. Die Transitivitätseigenschaft der Transformationsfaktoren ermöglicht es, Relationen (π_j/π_i) zwischen sämtlichen Güterpaaren $i, j = 1, \ldots, N$ zu bilden, unabhängig davon, welches Gut als Numéraire-Gut gewählt wird. Diese Eigenschaft ist von besonderer Bedeutung. Gerade aus inhaltlicher Sicht sind vor allem die Relationen zwischen den Transformationsfaktoren von Interesse, da es letztlich entscheidend ist, welchen Wert (gemessen in Standardwerteinheiten) ein Gut i relativ gesehen zu einem anderen Gut j besitzt. Dass überhaupt Relationen zwischen Transformationsfaktoren gebildet werden können, wird erst durch die separate Berechnung aller Transformationsfaktoren, π_i, möglich.

Damit im Zuge dieser Berechnungen stets zweckmäßige Transformationsfaktoren resultieren, ist es nötig, die Preise der verschiedenen Regionen oder Länder mit Hilfe der Preisniveaukennzahlen, P^r, zu bereinigen. Bliebe die Bereinigung aller Preise aus, wäre eine sinnvolle Aggregation aller Preisinformationen in der Regel nicht länger sichergestellt. Diese Maßnahme hat aber (bekanntermaßen) zur Folge, dass eine simultane Berechnung der unbekannten Kenngrößen P^r und π_i bei den meisten Simultaneous MGUV-Indizes erforderlich wird.

Zieht man es vor, die iterative Berechnungsmethodik zu umgehen, könnte ein alternativer Ansatz zur Bestimmung der Transformationsfaktoren in Betracht gezogen werden. Dieser Ansatz unterscheidet sich von den bislang aufgeführten Vertretern des Standardisierungsansatzes bzw. der Simultaneous MGUV-Indizes dahingehend, wie die Transformationsfaktoren definiert sind. Diese neuartige Herangehensweise geht über den derzeitigen Forschungsstand hinaus. Worin die grundlegenden Unterschiede zu den bisher verwendeten Transformationsfaktoren bestehen, wird Gegenstand des folgenden Abschnitts sein.

7.7 Multilaterale GUV-Indizes: Stufenweise Berechnungsweise

Um eine simultane Berechnung aller Preisniveaukennzahlen und Transformationsfaktoren zu vermeiden, wäre es erforderlich, Transformationsfaktoren zu berechnen, die keine Kenntnis der P^r-Kennzahlen voraussetzen, d.h. $\pi_i = \kappa\, \pi_i(\mathbf{p_i}, \mathbf{x_i})$. Wie aber lassen sich aussagekräftige (transitive) Transformationsfaktoren herleiten, ohne auf das Prinzip preisniveaubereinigter Güterpreise zurückzugreifen?

Generell symbolisiert das Verhältnis zweier beliebiger Transformationsfaktoren, (π_j/π_i), den durchschnittlichen Wert eines Gutes j gegenüber einem anderen Gut i bezogen auf eine gemeinsame Standardwerteinheit. Solche Wertrelationen existieren zwischen sämtlichen N Gütern gleichermaßen. Nur wenn sämtliche Wertrelationen in einem eindeutigen Verhältnis zueinander stehen, spricht man von transitiven Transformationsfaktoren. Für alle N Güter werden separate Transformationsfaktoren ermittelt, die automatisch transitiv sind.

Ein alternativer Vorschlag umgeht die Berechnung von N separaten Transformationsfaktoren. Das Ziel dieses Vorschlag ist es, eine simultane Berechnung aller P^r-Kennzahlen und π_i-Faktoren zu vermeiden. Zu diesem Zweck werden die Überlegungen aufgegriffen, die in Kapitel 3.4.4 im Zusammenhang bilateraler GUV-Indizes als möglicher Lösungsansatz angedeutet wurden, um zweckmäßige bilaterale GUV-Indizes berechnen zu können. Da in Kapitel 3.4.4 das für die folgenden Erläuterungen nötige methodische Rüstzeug fehlte, kann der Ansatz nun in Gänze erläutert werden.

Dieser Ansatz sieht vor, Transformationsfaktoren nicht länger separat für ein einzelnes Gut zu berechnen, sondern für alle potenziellen Güterpaare:

$$\widetilde{\pi}_{ij} = \widetilde{\pi}_{ij}(\mathbf{p_i}, \mathbf{p_j}, \mathbf{x_i}, \mathbf{x_j}) \qquad (i, j = 1, \ldots, N), \tag{7.65}$$

wobei im Fall $i = j$ stets $\widetilde{\pi}_{ii} = 1$ gelten muss. Für alle $i \neq j$ ergeben sich Transformationsfaktoren, $\widetilde{\pi}_{ij}$, aller Güterpaare.

In der bislang angewandten Berechnungsweise der Simultaneous MGUV-Indizes wurden zweckmäßige Transformationsfaktoren als (un-)gewogenes Mittel preisniveaubereinigter regionaler Preise, p_i^r/P^r, ermittelt. Werden dagegen Transformationsfaktoren für jedes Güterpaar bestimmt, so erübrigt sich die Preisniveaubereinigung der Güterpreise, da die regionalen Preise eines beliebigen Güterpaares, p_i^r und p_j^r, in Relation zueinander gesetzt werden können: p_j^r/p_i^r. Die Preisrelationen zweier Güter geben unmittelbar Aufschluss darüber, welchen Wert Gut j relativ zu Gut i (in einer Region r) besitzt.

Diese Vorgehensweise hat den Vorteil, dass Preise, die in unterschiedlichen Währungen gemessen werden oder durch regional stark abweichende Preisniveaus geprägt sind, keine rechnerischen Probleme mehr bereiten. Durch die Preisrelationen kürzen sich Währungs- oder Preisniveauunterschiede unmittelbar heraus. Übrig bleiben die „reinen“ monetär gemessenen Wertunterschiede der beiden Güter. Um die durchschnittlichen preislichen Wertunterschiede dieser Güter in allen R Regionen zu bestimmen, lassen sich dann wiederum geeignete Mittelungen einsetzen.

Es ist nahe liegend potenzielle Transformationsfaktoren, $\widetilde{\pi}_{ij}$, als (un-)gewogenes Mittel der Preisrelationen, p_j^r/p_i^r, aller Regionen ($r = 1, \ldots, R$) zu berechnen. Eine mögliche Variante besteht darin, $\widetilde{\pi}_{ij}$-Faktoren aus dem gewogenen arithmetischen Mittel aller Preisrelationen zweier beliebiger Güter zu bestimmen:

$$\widetilde{\pi}_{ij}^{\text{arith}} = \sum_{r=1}^{R} \omega_{ij}^r \frac{p_j^r}{p_i^r} \qquad (i, j = 1, \ldots, N). \tag{7.66}$$

Die Gewichte ω_{ij}^r geben erneut Auskunft über die relative Bedeutung des Güterpaars (i, j) in einer Region r. Durch Einsetzen der güterunabhängigen Gewichte $\omega_{ij}^r = \omega^r = 1/R$ erhält man beispielsweise die ungewogene Form des arithmetischen Mittels:

$$\widetilde{\pi}_{ij}^{\text{arith}} = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^{R} \frac{p_j^r}{p_i^r} \qquad (i, j = 1, \ldots, N). \tag{7.67}$$

Eine andere Möglichkeit bestünde darin, die Gewichte ω_{ij}^r in gewogener Form als Anteil der Ausgaben der Güter i und j an den Gesamtausgaben in einer Region r zu definieren, also

$$\omega_{ij}^r = \frac{v_i^r + v_j^r}{V^r} \qquad . \tag{7.68}$$

Dadurch wird in Betracht gezogen, welchen Stellenwert das Güterpaar (i,j) in den jeweiligen R Regionen einnimmt.

Ein Vergleich von (7.67) mit den preisniveaubereinigten (ebenfalls arithmetisch gemittelten) π_i-Faktoren aus Gleichung (7.56a) macht die Unterschiede zwischen den beiden erläuterten Berechnungsmethoden schnell deutlich:

$$\widetilde{\pi}_{ij}^{\text{arith}} = \frac{1}{R}\sum_{r=1}^{R}\frac{p_j^r}{p_i^r} \neq \frac{\kappa\,\frac{1}{R}\sum\limits_{r=1}^{R} p_j^r/P^r}{\kappa\,\frac{1}{R}\sum\limits_{r=1}^{R} p_i^r/P^r} = \frac{\pi_j^{\text{arith}}}{\pi_i^{\text{arith}}} \quad . \tag{7.69}$$

Beide Seiten von (7.69) produzieren in der Regel nicht dieselben Ergebnisse. Während die linke Seite von (7.69) die Transformationsfaktoren des Güterpaares i und j als ungewogenes arithmetisches Mittel aller R Preisrelationen berechnet, ergeben sich die durchschnittlichen Wertunterschiede auf der rechten Seite aus dem Verhältnis der getrennt voneinander berechneten Transformationsfaktoren π_i und π_j, die jeweils aus dem ungewogenen arithmetischen Mittel aller preisniveaubereinigten Preise, p_i^r/P^r bzw. p_j^r/P^r, hervorgehen.

Zu einem anderen Ergebnis kommt man, wenn man die ungewogenen geometrischen Varianten beider Berechnungsweisen miteinander vergleicht. Bildet man das Verhältnis zweier Transformationsfaktoren, π_i^{geom} und π_j^{geom}, die auf Basis von Gleichung (7.56b) berechnet werden, so stellt man nach wenigen Umformungen fest, dass aus diesem Verhältnis gerade das ungewogene geometrische Mittel aller R Preisrelationen resultiert:

$$\begin{aligned}
\frac{\pi_j^{\text{geom}}}{\pi_i^{\text{geom}}} &= \frac{\kappa\prod\limits_{r=1}^{R}\left(\frac{p_j^r}{P^r}\right)^{1/R}}{\kappa\prod\limits_{r=1}^{R}\left(\frac{p_i^r}{P^r}\right)^{1/R}} \\
&= \frac{\prod\limits_{r=1}^{R}\left((P^r)^{-1}\right)^{1/R}\prod\limits_{r=1}^{R}\left(p_j^r\right)^{1/R}}{\prod\limits_{r=1}^{R}\left((P^r)^{-1}\right)^{1/R}\prod\limits_{r=1}^{R}\left(p_i^r\right)^{1/R}} \\
&= \frac{\prod\limits_{r=1}^{R}\left(p_j^r\right)^{1/R}}{\prod\limits_{r=1}^{R}\left(p_i^r\right)^{1/R}} = \prod_{r=1}^{R}\left(\frac{p_j^r}{p_i^r}\right)^{1/R} = \widetilde{\pi}_{ij}^{\text{geom}} \quad .
\end{aligned} \tag{7.70}$$

Aus beiden möglichen Berechnungsprozeduren ergeben sich demnach dieselben Werte für die Transformationsfaktoren.[12] Auch diese Erkenntnis ist nicht neu, sondern wurde im Zusammenhang mit dem Gerardi-Index in Gleichung (7.34) bereits schon einmal festgestellt. Damit ist auch klar, dass die beiden Berechnungsweisen der Transformationsfaktoren keine vollkommen unterschiedlichen Ansätze sind. Vielmehr offenbart Gleichung (7.70), dass zwischen beiden Ansätzen eine enge Verbindung besteht. Der Geradi-Index ist ein Beispiel für den Zusammenhang beider Ansätze.

Zu ergänzen bleibt die allgemeine gewogene Schreibweise geometrisch gemittelter Transformationsfaktoren, $\widetilde{\pi}_{ij}^{\text{geom}}$:

$$\widetilde{\pi}_{ij}^{\text{geom}} = \prod_{r=1}^{R} \left(\frac{p_j^r}{p_i^r}\right)^{\omega_{ij}^r} (i, j = 1, \ldots, N). \tag{7.71}$$

Wahlweise könnte die Berechnung der Transformationsfaktoren, $\widetilde{\pi}_{ij}$, auch auf Basis einer gewogenen harmonischen Mittelung

$$\widetilde{\pi}_{ij}^{\text{harm}} = \left[\sum_{r=1}^{R} \omega_{ij}^r \left(\frac{p_j^r}{p_i^r}\right)^{-1}\right]^{-1} \qquad (i, j = 1, \ldots, N) \tag{7.72}$$

erfolgen.

Resümierend betrachtet ermöglicht diese Vorgehensweise also, Transformationsfaktoren zu ermitteln, für die keine Preisniveaubereinigung notwendig wird. Das wiederum wirkt sich auf den Berechnungsprozess der bilateralen Vergleichskennzahlen P^{rs} aus, da die Transformationsfaktoren, $\widetilde{\pi}_{ij}$, nicht mehr simultan mit den P^r-Kennzahlen berechnet werden müssen. Stattdessen können die $\widetilde{\pi}_{ij}$-Faktoren direkt in die allgemeine Formel der MGUV-Indizes (7.60) eingesetzt werden, sodass sich für alle Regionenpaare unmittelbar bilaterale Vergleichskennzahlen, P^{rs}, ermitteln lassen.

Allerdings weist dieser Ansatz eine entscheidende Schwachstelle auf: Die Transformationsfaktoren, $\widetilde{\pi}_{ij}$, sind nicht zwangsläufig transitiv. Wären die Transformationsfaktoren tatsächlich transitiv, dann müsste die Relation zweier (beliebiger) Transformationsfaktoren $(\widetilde{\pi}_{kj}/\widetilde{\pi}_{ki})$ stets unabhängig von der Wahl eines beliebigen *Verbindungsgutes* k sein. Oder anders ausgedrückt: Aus dem Verhältnis der Transformationsfaktoren $\widetilde{\pi}_{ki}$ und $\widetilde{\pi}_{kj}$ sollten sich Rückschlüsse über den Transformationsfaktor $\widetilde{\pi}_{ij}$ ziehen lassen. In Anlehnung an den Transitivitätstest aus Gleichung (4.6) müsste demnach gelten:

$$\widetilde{\pi}_{ij} = \frac{\widetilde{\pi}_{kj}}{\widetilde{\pi}_{ki}} = \widetilde{\pi}_{ik} \cdot \widetilde{\pi}_{kj} \qquad (i, j, k = 1, \ldots, N). \tag{7.73}$$

[12] Dies gilt darüber hinaus für alle geometrischen Abwandlungen, die güterunabhängige Gewichte ω^r verwenden.

Gleichung (7.73) ist aber im Allgemeinen *nicht* erfüllt. Hierzu sei angenommen, dass zur Berechnung der Transformationsfaktoren in (7.73) ein ungewogenes arithmetisches Mittel (7.67) verwendet wird. Gut k diene als Verbindungsgut, sodass sich für zwei Güter i und j die Transformationsfaktoren

$$\widetilde{\pi}_{ki}^{\text{arith}} = \frac{\pi_i}{\pi_k} = \frac{1}{R}\sum_{r=1}^{R}\frac{p_i^r}{p_k^r} \qquad (i,k = 1,\ldots,N) \tag{7.74}$$

$$\widetilde{\pi}_{kj}^{\text{arith}} = \frac{\pi_j}{\pi_k} = \frac{1}{R}\sum_{r=1}^{R}\frac{p_j^r}{p_k^r} \qquad (j,k = 1,\ldots,N) \tag{7.75}$$

ergeben. Einsetzen von (7.74) und (7.75) in (7.73),

$$\frac{\widetilde{\pi}_{kj}^{\text{arith}}}{\widetilde{\pi}_{ki}^{\text{arith}}} = \frac{\pi_j}{\pi_k}\cdot\frac{\pi_k}{\pi_i} = \frac{\frac{1}{R}\sum_{r=1}^{R}\frac{p_j^r}{p_k^r}}{\frac{1}{R}\sum_{r=1}^{R}\frac{p_k^r}{p_i^r}} \neq \frac{1}{R}\sum_{r=1}^{R}\frac{p_j^r}{p_i^r} = \widetilde{\pi}_{ij}^{\text{arith}} \qquad , \tag{7.76}$$

zeigt aber, dass die Transformationsfaktoren in diesem Fall *nicht* transitiv sind.[13] Die Ursache hierfür ist schnell gefunden. Die Relation aus den Transformationsfaktoren $\widetilde{\pi}_{kj}^{\text{arith}}$ und $\widetilde{\pi}_{ki}^{\text{arith}}$ ist nicht unabhängig von der Wahl des Verbindungsgutes k, weil zur Berechnung der einzelnen Faktoren - ähnlich wie im Fall bilateraler Preisindexfunktionen $\ddot{P}^{rs}$ - nur die Informationen des jeweils betrachteten Güterpaares einbezogen werden.

Aber warum resultieren im Zuge der herkömmlichen Berechnung preisniveaubereinigter Transformationsfaktoren dann überhaupt transitive Wertrelationen? Der Grund hierfür liegt auf der Hand: Weil für jedes Gut i ein separater Transformationsfaktor, π_i, ermittelt wird, wobei in jedem dieser Transformationsfaktoren die Informationen aller N Güter stecken.

Der Einsatz intransitiver Transformationsfaktoren hätte jedoch weitreichende Konsequenzen für die Berechnung bilateraler Vergleichskennzahlen P^{rs}, da auch diese nicht länger transitiv sein könnten. Aber speziell im interregionalen (multilateralen) Kontext ist die Forderung transitiver Preisvergleiche unverzichtbar. Nur wenn die Transitivitätsbedingung erfüllt ist, ist sichergestellt, dass die Gesamtheit aller paarweisen Vergleiche intern konsistent ist.

Einen Ausweg aus dieser Situation bietet ein Verfahren, das bereits dazu genutzt wurde, bilaterale Preisvergleiche, $\ddot{P}^{rs}$, nachträglich zu transitivieren: Das GEKS-Verfahren. Die Systematik der GEKS-Methode beruht im ursprünglichen Sinne darauf, intransitive bilaterale Preisvergleiche nachträglich zu korrigieren, sodass transitive (multilaterale)

[13] Gleiches lässt sich für die anderen Varianten der Transformationsfaktorrelationen nachweisen. Nur im Fall eines geometrischen Mittels (7.71) mit $\omega_{ij}^r = \omega^r$ ist die Transitivitätsbedingung erfüllt.

Vergleiche P^{rs} entstehen. Zu diesem Zweck wird das geometrische Mittel aller indirekten Brückenvergleiche, $(\ddot{P}^{sl}/\ddot{P}^{rl})$, über die Verbindungsregionen $l = 1, \ldots, R$ berechnet. Die hieraus resultierenden Vergleichskennzahlen P^{rs} stehen stets unter Maßgabe, dass die Abweichungen zu den ursprünglichen bilateralen Vergleichen, $(\ddot{P}^{rs} - P^{rs})$, minimiert werden.

Dasselbe Prinzip ist auch auf Transformationsfaktoren übertragbar. Ersetzt man gedanklich die indirekten Brückenvergleiche, $(\ddot{P}^{sl}/\ddot{P}^{rl})$, durch das Verhältnis der Transformationsfaktoren $\widetilde{\pi}_{kj}/\widetilde{\pi}_{ki}$, so lassen sich nachträglich korrigierte Transformationsfaktoren für alle Güterpaare $i, j = 1, \ldots, N$ wie folgt definieren:

$$\begin{aligned} \widetilde{\pi}_{ij}^{\text{GEKS}} &= \prod_{k=1}^{N} \left(\frac{\widetilde{\pi}_{kj}}{\widetilde{\pi}_{ki}} \right)^{1/N} \\ &= \prod_{k=1}^{N} \left(\widetilde{\pi}_{ik} \cdot \widetilde{\pi}_{kj} \right)^{1/N} \quad . \end{aligned} \tag{7.77}$$

Die GEKS-Prozedur liefert transitive Vergleichskennzahlen, $\widetilde{\pi}_{ij}^{\text{GEKS}}$, für alle Güterpaare. Im Unterschied zu den nicht-transitiven Vergleichskennzahlen, $\widetilde{\pi}_{ij}$, enthalten die nachträglich korrigierten $\widetilde{\pi}_{ij}^{\text{GEKS}}$-Faktoren Informationen aller potenziellen Verbindungsgüter $k = 1, \ldots, N$.

Die nachträglich angepassten Transformationsfaktoren, $\widetilde{\pi}_{ij}^{\text{GEKS}}$, geben letztlich Auskunft über die Relationen der Transformationsfaktoren, $(\widetilde{\pi}_{j}^{\text{GEKS}}/\widetilde{\pi}_{i}^{\text{GEKS}})$, zwischen zwei Gütern i und j. Die Erfüllung der Transitivitätsbedingung bedeutet gleichzeitig, dass die Relationen aller π_{i}^{GEKS} eindeutig festgelegt sind und folglich einzelne $\widetilde{\pi}_{i}^{\text{GEKS}}$-Faktoren für alle N Güter existieren. Einsetzen der transitiven Transformationsfaktoren in die Basisformel (7.60) der MGUV-Indizes,

$$P_{\text{MGUV}}^{rs} = \frac{P^s}{P^r} = \frac{V^s}{V^r} \frac{\sum_{i=1}^{N} \widetilde{\pi}_{i}^{\text{GEKS}} x_i^r}{\sum_{i=1}^{N} \widetilde{\pi}_{i}^{\text{GEKS}} x_i^s} \qquad (r, s = 1, \ldots, R), \tag{7.78}$$

liefert schließlich transitive Vergleichskennzahlen für alle Regionenpaare. Die aus (7.78) resultierenden Werte sind endgültige Ergebnisse für die interessierenden Preisvergleiche, da ein iterativ-konvergierender Berechnungsprozess an dieser Stelle entfällt.

In Abhängigkeit davon, mit welcher Formel die intransitiven Transformationsfaktoren, $\widetilde{\pi}_{ij}$, berechnet werden, resultieren unterschiedliche Varianten transitiver $\widetilde{\pi}_{i}^{\text{GEKS}}$-Faktoren und somit auch verschiedenartige Vergleichskennzahlen P_{MGUV}^{rs}. Auf diese Weise entsteht eine neue Klasse multilateraler Preisindizes. Die Mitglieder dieser Klasse lassen sich passenderweise als *Stepwise MGUV-Indizes* zusammenfassen. Letztlich wird diese Bezeichnung dem Berechnungsprinzip der Transformationsfaktoren gerecht. Die Transformationsfaktoren dieser MGUV-Klasse werden nicht - wie die meisten Methoden im Standardisierungsansatz - separat voneinander berechnet, sondern *stufenweise* in zwei getrennten Schritten.

Im ersten Schritt werden Transformationsfaktoren, $\widetilde{\pi}_{ij}$, für alle potenziellen Güterpaare $i, j = 1, \ldots, N$ als geeignetes Mittel aller R Preisrelationen, p_j^r/p_i^r, berechnet. Im zweiten Schritt werden diese (meist) intransitiven Transformationsfaktoren einer nachträglichen Korrektur unterzogen. Mit Hilfe des GEKS-Prinzips werden transitive Transformationsfaktoren, $\widetilde{\pi}_i^{\text{GEKS}}$, in gewisser Weise synthetisch erzeugt. Verglichen mit den klassischen Varianten der Simultaneous MGUV-Indizes bieten diese jedoch den Vorteil, dass sie keinerlei gesonderte Kenntnis der Preisniveaukennzahlen, P^r, erfordern und somit direkt in die Basisformel der MGUV-Indizes eingesetzt werden können.

Unter Verwendung der stufenweise hergeleiteten Transformationsfaktoren, $\widetilde{\pi}_i^{\text{GEKS}}$, lassen sich anschließend transitive Preisniveaukennzahlen, P^r, bzw. Vergleichskennzahlen, P_{MGUV}^{rs}, berechnen. Das Grundprinzip des Standardisierungsansatzes bleibt dabei erhalten, da die Berechnung der Kaufkraftparitäten im Grunde weiterhin auf Basis von Durchschnittswerten (Unit Values) erfolgt, wobei die Preise, p_i^r, und Mengen, x_i^r, mit Hilfe von Transformationsfaktoren in eine gemeinsame Standardwerteinheit umgerechnet und so vergleichbar gemacht werden.

Kapitel 8

Regressionsansatz

Im Gegensatz zu den bisherigen „stochastikfreien“ Ansätzen basiert dieser Ansatz weniger auf einem klassischen indextheoretischen Problem, sondern vielmehr auf einem klassischen Regressionsansatz. Andere multilaterale Aggregationsverfahren gehen implizit davon aus, dass die berechneten Kaufkraftparitäten bestmögliche Schätzwerte für die Messung von Preisniveauunterschieden liefern, ohne dabei mögliche Unsicherheiten bzw. zufällige Störeinflüsse in den Schätzungen zu berücksichtigen. Der Regressionsansatz dagegen hat den grundlegenden Vorteil gegenüber den bisherigen Methoden, dass Standardabweichungen für die zu schätzenden Preisniveaukennzahlen gewonnen werden können (Diewert, 2005, S. 562), welche als Maß für die Verlässlichkeit der geschätzten Kaufkraftparitäten dienen (vgl. auch Hill und Timmer, 2006, S. 370ff).

Insbesondere die *Country Product Dummy Methode* (CPD) hat einen großen Bekanntheitsgrad erlangt. Die CPD-Methode ist ein parametrischer Regressionsansatz zur Messung von KKPs zwischen verschiedenen Regionen oder Ländern. Die CPD-Methode wurde erstmalig von Summers (1973, S. 9ff) vorgeschlagen und diente ursprünglich dem Zweck, fehlende Preisinformationen innerhalb einzelner elementarer Güterkategorien zu schätzen. Gleichzeitig werden bei diesem Rechenprozess aber auch Preisniveaukennzahlen für die einzelnen Güterkategorien ermittelt. Aus diesem Grund wurde die CPD-Methode in den ersten Phasen des ICP als Hilfsmittel eingesetzt, um Preisdaten unterhalb der Elementarebene zu Preisniveaukennzahlen zu aggregieren (Kravis, Heston und Summers, 1982, S. 86ff). Die Grundstruktur dieser Methode wird im Folgenden näher erläutert.

Die Urform der CPD-Methode ist ein einfaches multivariates, ökonometrisches Instrument, welches die verfügbaren Preisinformationen aller Güter $i =, 1 \ldots, N$ in den betrachteten Regionen $r = 1, \ldots, R$ maximal ausnutzt, ohne dabei Mengeninformationen zu berücksichtigen. Hierbei unterliegt das CPD-Modell der Annahme, dass die verfügbaren Preise, p_i^r, aus einer Zufallsstichprobe stammen und sich aus drei Komponenten zusammensetzen (Rao, 2009, S. 103): Die erste Komponente beschreibt die Auswirkung, die das generelle Preisniveau, P^r, einer bestimmten Region auf die Güterpreise ausübt (*Preisniveaueffekt*). Je höher das Preisniveau einer Region ist, umso höher sind die absoluten Preise in den einzelnen Güterkategorien zu erwarten. Die zweite Komponente kennzeichnet die interregionalen Preise, π_i, der jeweiligen Güter innerhalb der Güterkategorien (*Gütereffekte*). Der interregionale Preis eines Gutes ist hierbei als Durchschnittspreis zu verstehen, der sich aus den verfügbaren Preisen aller Regionen zusammensetzt. Je höher der durchschnittliche Preis eines Gutes ist, umso höher ist der relative Wert dieses Gutes gegenüber anderen Gütern einer Kategorie. Dies impliziert aber auch die Annahme, dass die Struktur der relativen Güterpreise innerhalb einer Güterkategorie *zwischen* den Regionen konstant sind (Eurostat, 2006, S. 129). Die dritte Komponente ist ein stochastischer Fehlerterm, ε_i^r, der möglichen zufälligen Störeinflüssen Rechnung trägt, die nicht durch die ersten beiden Komponenten erfasst werden (*zufälliger Effekt*).

Das der CPD-Methode zugrunde liegende Basismodell kann dementsprechend als multiplikatives Zusammenspiel der drei beschriebenen Komponenten definiert werden:

$$p_i^r = P^r \cdot \pi_i \cdot \varepsilon_i^r \qquad . \tag{8.1}$$

Durch Logarithmieren von (8.1) lässt sich das multiplikative Modell in ein lineares, additives Modell

$$\ln p_i^r = \ln P^r + \ln \pi_i + \ln \varepsilon_i^r \tag{8.2}$$

überführen, wobei angenommen wird, dass die Störgrößen, $\ln \varepsilon_i^r$, unabhängig und identisch verteilt sind. Ferner wird angenommen, dass die Störgrößen in Modell (8.2) normalverteilt[1] sind, mit einem Erwartungswert $\mathrm{E}(\ln \varepsilon_i^r) = 0$ sowie konstanter Varianz $\mathrm{Var}(\ln \varepsilon_i^r) = \sigma^2$ (Rao, 2005, S. 573).[2]

Damit die einzelnen Parameter P^r $(r = 1, \ldots, R)$ und π_i $(i = 1, \ldots, N)$ geschätzt werden können, kann das Modell in (8.2) als lineares Regressionsmodell formuliert werden

$$\begin{aligned} \ln p_i^r &= \ln P^1\, D^1 + \ldots + \ln P^R\, D^R + \ln \pi_1\, D_1 + \ldots + \ln \pi_N\, D_N + \ln \varepsilon_i^r \\ \ln p_i^r &= \sum_{r=1}^{R} \ln P^r\, D^r + \sum_{i=1}^{N} \ln \pi_i\, D_i + \ln \varepsilon_i^r \qquad , \end{aligned} \tag{8.3}$$

wobei D^r und D_i regionen- bzw. güterspezifische Dummy-Variablen bezeichnen. Die

[1] Die Annahme normalverteilter Störgrößen im additiven Modell (8.2) geht damit einher, dass die Störgrößen, ε_i^r, im multiplikativen Modell (8.1) einer Lognormalverteilung folgen. Als lognormalverteilte Zufallsvariablen werden solche Variablen bezeichnet, deren Logarithmus einer Normalverteilung folgt.

[2] Aten (1996, S. 156ff) findet eindeutige Hinweise darauf, dass Regionen in geographischer Nähe sowie Regionen mit ausgeprägten Handelsbeziehungen zum Teil signifikante Zusammenhänge der relativen Preise aufweisen. Rao (2009, S. 112ff) relativiert daher die Annahme unabhängig und identisch verteilter Störgrößen und untersucht das CPD-Modell im Kontext autokorrelierter Störgrößen in Folge von geographisch (regional/räumlich) korrelierten Preisstrukturen (vgl. auch Rao, 2004, S. 8ff).

Dummy-Variable der r-ten Region besitzt die Eigenschaft, dass

$$D^r = \begin{cases} 1 & \text{wenn der Preis } p_i^r \text{ in Region } r \text{ erfasst wurde} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad , \tag{8.4}$$

während für die Dummy-Variable des i-ten Gutes

$$D_i = \begin{cases} 1 & \text{wenn der Preis } p_i^r \text{ zu Gut } i \text{ gehört} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \tag{8.5}$$

gilt. Demzufolge sind die logarithmierten Preise abhängig von $(R+N)$ exogenen Dummy-Variablen, die entweder Länder/Regionen (*Country*) oder Güter (*Product*) repräsentieren. Dieser Modellspezifikation verdankt die CPD-Methode ihren Namen.

Da das CPD-Modell in (8.3) ein gewöhnliches lineares Regressionsmodell mit normalverteilten Störgrößen darstellt, können die einzelnen Parameter $\ln P^r$ und $\ln \pi_i$ des Modells mit Hilfe der gewöhnlichen Kleinste-Quadrate-Methode geschätzt werden. Löst man Gleichung (8.2) nach den Störgrößen, $\ln \varepsilon_i^r$, auf und quadriert diese anschließend, so können die gesuchten Parameter, $\ln P^r$ und $\ln \pi_i$, durch Minimierung der Summe der quadrierten Abweichungen, $(\ln \varepsilon_i^r)^2$, bestimmt werden:

$$\min_{P^1,\dots,P^R,\pi_1,\dots,\pi_N} \sum_{r=1}^{R} \sum_{i=1}^{N} (\ln p_i^r - \ln P^r - \ln \pi_i)^2 \quad . \tag{8.6}$$

Jedoch sind die Lösungen des Minimierungsproblems nicht eindeutig (Rao, 2004, S. 5), sondern stehen in einem eindeutigen proportionalen Verhältnis zueinander. Daher ist es nötig, die Lösungen der Parameter zu normieren, sodass $\ln P^r = 0$ bzw. $P^r = 1$ für eine beliebige Region r gilt (vgl. Diewert, 2004, S. 6; Diewert, 2010, S. S15). Das bedeutet, dass eine beliebig wählbare Region als Referenzregion dient. Alle anderen $(R + N - 1)$ Parameter ergeben sich relativ zu dieser Referenzregion. Auf diese Weise resultieren schließlich beste, lineare, unverzerrte Schätzer für das durchschnittliche Preisniveau jeder Region, $(\widehat{\ln P^r})$, sowie durchschnittliche Preise aller Güter, $(\widehat{\ln \pi_i})$, welche die oben beschriebenen Preisniveau- bzw. Gütereffekte zum Ausdruck bringen.

Während $\exp(\widehat{\ln P^r}) = \widehat{P}^r$ das geschätzte Preisniveau einer Region r bezogen auf die Güter einer bestimmten Güterkategorie repräsentiert, lässt sich $\exp(\widehat{\ln \pi_i}) = \widehat{\pi}_i$ als geschätzter durchschnittlicher Preis eines bestimmten Gutes i innerhalb einer Güterkategorie interpretieren. Kombiniert man diese beiden Effekte, dann lassen sich fehlende Preisinformationen zu jedem Gut in jeder Region schätzen, indem man

$$\widehat{p}_i^r = \exp\left(\widehat{\ln P^r} + \widehat{\ln \pi_i}\right) = \widehat{P}^r \, \widehat{\pi}_i \tag{8.7}$$

ermittelt. Maddison und Rao (1996, S. 10) veranschaulichen dieses Vorgehen exemplarisch. Die Residuen,

$$\widehat{\varepsilon}_i^r = (\ln p_i^r - \widehat{\ln p_i^r}) \qquad , \tag{8.8}$$

spiegeln somit die Differenz zwischen den tatsächlich erfassten (logarithmierten) Preisen, $\ln p_i^r$, und den geschätzten (logarithmierten) Preisen, $\widehat{\ln p_i^r}$, wider. Ein negatives Residuum ($\widehat{\varepsilon}_i^r < 0$) deutet darauf hin, dass der tatsächlich beobachtete Preis niedriger ist, als der durch das Modell prognostizierte Preis. Das impliziert wiederum, dass das i-te Gut in Region r verglichen mit anderen Regionen relativ preiswert ist (Hill und Hill, 2009, S. 203). Umgekehrt verhält es sich für positive Residuen ($\widehat{\varepsilon}_i^r > 0$).

8.1 Aggregationsmethoden auf der Elementarebene

Das Standardmodell (8.2) der CPD-Methode ist dadurch charakterisiert, dass alle Preise, p_i^r, gleichgewichtet werden und somit jedem Gut i einer Region r dieselbe (ökonomische) Bedeutung beigemessen wird. Aus diesem Grund kann das Optimierungsproblem aus (8.6) als ungewogene Summe der (minimalen) quadrierten Abweichungen zwischen tatsächlich beobachteten und geschätzten Preisen interpretiert werden. Es scheint jedoch zweckmäßig zu sein, besonders wichtigen bzw. relevanten Gütern ein größeres Gewicht zuzuordnen, als Gütern, denen eine geringere Bedeutung beizumessen ist.

Rao (2004, S. 17) schlägt daher vor, Gewichte, ω_i^r, in das einfache CPD-Modell zu integrieren. Dadurch wird nicht die ungewogene Summe, sondern die gewogene Summe aller quadrierten Abweichungen minimiert. Im Gegensatz zu (8.6) lautet die Minimierung der Residuenquadrate dann

$$\min_{P^1,\ldots,P^R,\pi_1,\ldots,\pi_N} \sum_{r=1}^{R} \sum_{i=1}^{N} \omega_i^r \, (\ln p_i^r - \ln P^r - \ln \pi_i)^2 \qquad , \tag{8.9}$$

wobei die Gewichte, ω_i^r, den jeweiligen Preisen, p_i^r, zugeordnet sind und alle Gewichte die Bedingung $\omega_i^r \geq 0$ erfüllen. Demzufolge erhalten bedeutendere Güter ein größeres Gewicht in der Summe der quadrierten Abweichungen. Gleichung (8.9) ist äquivalent zu dem linearen *gewogenen* CPD-Modell (WCPD)

$$\sqrt{\omega_i^r}\, \ln p_i^r = \sum_{r=1}^{R} \ln P^r \sqrt{\omega_i^r}\, D^r + \sum_{i=1}^{N} \ln \pi_i \sqrt{\omega_i^r}\, D_i + \ln \varepsilon_i^r \qquad , \tag{8.10}$$

in welchem die endogene Variable, $\ln p_i^r$, sowie alle Dummy-Hilfsvariablen mit den Gewichten $\sqrt{\omega_i^r}$ multipliziert werden (Rao, 2005, S. 574f). Unter Anwendung einer gewichteten KQ-Analyse resultieren für alle unbekannten Parameter, $\ln P^r$ und $\ln \pi_i$, des verallgemeinerten CPD-Modells unverzerrte Schätzer $\widehat{\ln P^r}$ bzw. $\widehat{\ln \pi_i}$, da die Störgrößen, $\ln \varepsilon_i^r$, weiterhin als normalverteilt mit $N(0, \sigma^2)$ angenommen werden.

Eine mögliche Spezifizierung der Gewichte, ω_i^r, sind die anteiligen Ausgaben, $v_i^r = p_i^r \; x_i^r / \sum_{i=1}^{N} p_i^r \; x_i^r$, des i-ten Gutes in Region r. Definitionsgemäß beinhalten die Ausgaben für einzelne Güter indirekt auch Informationen über den Anteil der umgesetzten Mengen der jeweiligen Güterkategorien am insgesamt umgesetzten Warenkorb. Gewichte in Form von Ausgaben stellen daher eine Möglichkeit dar, die CPD-Methode auch im Zuge der Aggregation auf der Elementarebene einzusetzen. Rao (2005, S. 576) demonstriert, dass die Lösungen der geschätzten Kaufkraftparitäten, $\widehat{\ln P^r}$, und durchschnittlichen Preise, $\widehat{\ln \pi_i}$, des WCPD-Modells (8.10) mit den Gewichten $\omega_i^r = v_i^r$ mit jenen Lösungen des Rao-Systems aus den Gleichungen (7.42) und (7.43) übereinstimmen. Es kann gezeigt werden, dass für die Bedingungen erster Ordnung der Minimierung der gewichteten Residuenquadrate in (8.9) die Normalgleichungen

$$\widehat{\ln \pi_i} = \sum_{r=1}^{R} \frac{\omega_i^r}{\sum_{s=1}^{R} \omega_i^s} \left(\ln p_i^r - \widehat{\ln P^r} \right) \qquad (i = 1, \ldots, N) \tag{8.11}$$

$$\widehat{\ln P^r} = \sum_{i=1}^{N} \omega_i^r \left(\ln p_i^r - \widehat{\ln \pi_i} \right) \qquad (r = 1, \ldots, R) \tag{8.12}$$

resultieren. Exponieren der Normalgleichungen und Einsetzen von $\omega_i^r = v_i^r$ liefert unmittelbar die Äquivalenz zwischen gewichteter CPD-Methode sowie dem Rao-System (vgl. auch Rao, 2009, S. 106ff).

Bisher ging das Modell der CPD-Methode stets von der Annahme aus, dass die Störgrößen einer Normalverteilung mit $\ln \varepsilon_i^r \sim N(0, \sigma^2)$ folgen und zudem unabhängig und identisch verteilt sind. Ferner wurden die zu schätzenden Parameter stets mit Hilfe der KQ-Methode ermittelt. Es ist daher anzunehmen, dass durch Variation der getroffenen Verteilungsannahmen der Störgrößen sowie der angewendeten Schätzmethodik unterschiedliche Ergebnisse für die geschätzten Parameter resultieren.

Hajargasht und Rao (2010) treffen in ihrer Arbeit verschiedene Verteilungsannahmen hinsichtlich der Störgrößen, ε_i^r, im multiplikativen Basismodell aus Gleichung (8.1). Dabei bauen ihre Untersuchungen auf der Tatsache auf, dass Preise von Waren und Dienstleistungen im Allgemeinen positiv sind. Selbiges muss daher auch für die Störgrößen gelten. Außerdem folgen Preise (und damit auch die Störgrößen) in der Regel rechtsschiefen Verteilungen (Hajargasht und Rao, 2010, S. S38f).

Eine Möglichkeit zur Modellierung rechtsschiefer Verteilungen ist die Lognormalverteilung. Diese Verteilungsannahme wurde bereits im multiplikativen CPD-Modell (8.1) getroffen. Daher sind die bisher erläuterten Modelle der CPD-Methode von der Annahme lognormalverteilter Störgrößen, ε_i^r, ausgegangen. Weiterhin ist aus (8.11) und (8.12) bereits bekannt, dass das gewichtete Regressionsmodell in (8.10) äquivalent zu dem von Rao

(1990) vorgeschlagenen Rao-System in (7.42) und (7.43) ist. Dieses Resultat ist unabhängig davon, ob die zu schätzenden Parameter mit Hilfe einer gewichteten KQ-Schätzung oder alternativ durch eine gewichtete Maximum Likelihood Schätzung erfolgen (Rao, 2009, S. 109). Hajargasht und Rao (2010) bevorzugen das Schätzverfahren der gewichteten Maximum Likelihood Schätzung, da die KQ-Schätzung stets an die restriktive Annahme normalverteilter Störgrößen gebunden ist.

Eine mögliche Alternative zu lognormalverteilten Störgrößen, ε_i^r, sind Störgrößen, die einer Gamma-Verteilung folgen. Gamma-Verteilungen werden üblicherweise zur Modellierung positiver Zufallsvariablen eingesetzt und weisen (ebenso) einen rechtsschiefen Verlauf auf. Im Gegensatz zur Lognormalverteilung ist die Gamma-Verteilung jedoch durch eine flexiblere Form charakterisiert, da sie von zwei positiven Parametern $\alpha > 0$ und $\beta > 0$ determiniert wird. Unter dieser Verteilungsannahme folgen die Störgrößen des Modells (8.10) der Verteilung

$$\varepsilon_i^r = \frac{p_i^r}{P^r \ \pi_i} \sim \Gamma(\alpha \, , \, \beta) \qquad , \tag{8.13}$$

wobei im Fall von $\alpha = \beta$ für den Erwartungswert der Störgrößen einer gamma-verteilten Zufallsvariable $\mathrm{E}(\varepsilon_i^r) = 1$ gilt (Schaich und Münnich, 2001, S. 282). Hajargasht und Rao (2010, S. S40ff) zeigen, dass die gewichteten Maximum Likelihood Schätzer der Parameter P^r und π_i des CPD-Modells mit gamma-verteilten Störgrößen äquivalent zu Hajargashts und Raos multilateralem (arithmetischem) Gleichungssystem aus (7.46) und (7.47) im Kontext des Standardisierungsansatzes sind.

Hajargasht und Rao (2010, S. S42f) demonstrieren zudem, dass die gewichteten Maximum Likelihood Schätzer des CPD-Modells auch äquivalent zu Iklés (harmonischem) Gleichungssystem aus (7.26) und (7.41) sind, wenn die Störgrößen wahlweise einer inversen Gamma-Verteilung folgen, also wenn

$$(\varepsilon_i^r)^{-1} = \frac{P^r \ \pi_i}{p_i^r} \sim \Gamma(\alpha \, , \, \beta) \tag{8.14}$$

gilt. Da sich die Störgrößen in (8.14) reziprok zu jenen in (8.13) verhalten, ist die Annahme gamma-verteilter Störgrößen in (8.14) äquivalent zur Annahme, dass die Störgrößen in (8.13) einer inversen Gamma-Verteilung folgen (Hajargasht und Rao, 2010, S. S43). Damit vollziehen Hajargasht und Rao (2010) den Beweis, dass die Preisniveaukennzahlen und Transformationsfaktoren der Gleichungssysteme nach Iklé (1972), Rao (1990) und Hajargasht und Rao (2010) auch gewichtete Maximum Likelihood Schätzer des verallgemeinerten, gewogenen WCPD-Modells in Gleichung (8.10) sind. Gesetzt den Fall, die Gewichte im verallgemeinerten WCPD-Modell sind durch $\omega_i^r = v_i^r$ spezifiziert, so unterscheiden sich das klassische CPD-Modell (8.3) und das verallgemeinerte WCPD-Modell lediglich hinsichtlich der Verteilungsannahmen der Störgrößen. Demnach können für alle Modelle entsprechende Standardabweichungen ermittelt werden, die Auskunft über die Verlässlichkeit der geschätzten Parameter geben.

Darüber hinaus weisen Hajargasht und Rao (2010, S. S46ff) eine Verbindung zwischen der ursprünglichen GK-Methode und der CPD-Methode nach. Sie zeigen, dass die Preisniveaukennzahlen und Transformationsfaktoren aus dem GK-Gleichungssystem in (7.4) und (7.13) zugleich Schätzer des multiplikativen Basismodells (8.1) der CPD-Methode sind, die mit Hilfe der *Momentenmethode* geschätzt wurden. Ihre Untersuchungen sind der erste Versuch, Standardfehler für die Kaufkraftparitäten der GK-Methode zu ermitteln. Bereits Diewert (2005) untersucht den Zusammenhang zwischen traditionellen Indexmethoden und der verallgemeinerten CPD-Methode im bilateralen Fall mit $R = 2$ Regionen. Diewert demonstriert, dass sich gewogene CPD-Schätzer unter Verwendung spezifischer Gewichte zu bekannten bilateralen Indexformeln (z.B. Törnqvist, Geary-Khamis und Walsh) reduzieren.

Die Äquivalenz einiger Vertreter des Standardisierungsansatzes und der CPD-Methode (gegeben bestimmter Annahmen bzgl. der Störgrößen sowie der angewendeten Schätzverfahren) zeigt, dass eine Beziehung zwischen dem (stochastischen) Regressionsansatz der CPD-Methode sowie dem indextheoretischen Konzept der Methoden im Standardisierungsansatz existiert. Dabei stellt die Berechnung von Standardabweichungen einen elementaren Vorteil gegenüber indextheoretischen multilateralen Verfahren dar. Die Güte der auf Basis des stochastischen Ansatzes ermittelten Parameter sowie deren Standardabweichungen sind natürlich maßgeblich davon abhängig, ob die getroffenen Verteilungsannahmen der Störgrößen, ε_i^r, und das jeweils eingesetzte Schätzverfahren plausibel sind.

8.2 Aggregationsmethoden unterhalb der Elementarebene

Wie bereits zu Beginn dieses Kapitels angedeutet, erfüllt das Basismodell (8.2) der CPD-Methode sowohl den Zweck, fehlende Preisdaten anhand der vorhandenen Informationen zu schätzen, als auch die verfügbaren Preisinformationen direkt zu Preisniveaukennzahlen einzelner elementarer Güterkategorien (Basic Headings) zu aggregieren. Generell sind hierbei zwei Situationen voneinander zu unterscheiden: Solche Situationen, in denen Preise zu allen Gütern innerhalb einer Güterkategorie verfügbar sind, und solche, in denen diese Informationen unvollständig sind. Wenn das Preistableau vollständig ist, dann ergeben sich im Zuge der Aggregation unterhalb der Elementarebene aus der CPD-Methode dieselben KKPs wie aus der Berechnung bilateraler ungewogenener Jevons-Indizes in Gleichung (5.34). Den Beweis für diesen Zusammenhang zwischen beiden Methoden liefert Rao (2004, S. 4). Aus den Bedingungen erster Ordnung des Optimierungsproblems in (8.6) kann abgeleitet werden, dass sich die Kaufkraftparitäten zwischen zwei Regionen r und s als geometrisches Mittel der (Güter-)Preisrelationen zwischen diesen Regionen darstellen lassen (vgl. auch Diewert, 2004, S. 7f). Sind die Preisdaten hingegen nicht vollständig, dann produzieren diese beiden Verfahren voneinander abweichende Ergebnisse für die Kaufkraftparitäten.

Cuthbert und Cuthbert (1988, S. 55ff) regen eine modifizierte Variante des CPD-Modells an, in der zusätzlich berücksichtigt wird, ob die betrachteten Güter regional repräsentativ[3] sind. Bisher wurde stets angenommen, dass der Preis eines Gutes lediglich von Einflüssen des Preisniveaus einer Region, des durchschnittlichen Preises eines Gutes und zufälligen Störeinflüssen determiniert wird. Darüber hinaus beeinflusst aber auch die Repräsentativität eines Gutes in bestimmten Regionen maßgeblich dessen Preis. So kann der Preis desselben Gutes in bestimmten Regionen signifikant niedriger sein als in anderen Regionen, je nachdem, ob dieses Gut in einer Region als repräsentativ gilt. Genau dies würde aber der (impliziten) Annahme des Standardmodells widersprechen, nach welcher die Struktur der relativen Preise zwischen den Regionen dieselbe ist (Hill, 2007, S. 25).

Aus diesem Grund erscheint es angemessen, zwischen repräsentativen und nicht repräsentativen Gütern zu differenzieren (*Repräsentativitätseffekt*), um verzerrende Effekte auf die zu schätzenden Parameter zu vermeiden. Cuthbert und Cuthbert (1988, S. 55ff) argumentieren daher wie folgt:

> „[...] the standard CPD technique makes no allowance for characteristic / non characteristic bias of items. It is not difficult, however, to see how the CPD model could be extended to allow for the possibility of a differential price between characteristic ans non characteristic products, if information on the characteristic / non characteristic classification of items is available.“

Ihrer Ansicht nach ist es zweckmäßig, eine zusätzliche Dummy-Variable, D^*, zu definieren, welche die folgenden Eigenschaften besitzt:

$$D^* = \begin{cases} 1, & \text{wenn Gut } i \text{ in Region } r \textit{ nicht repräsentativ} \text{ ist} \\ 0, & \text{wenn Gut } i \text{ in Region } r \textit{ repräsentativ} \text{ ist} \end{cases} \quad . \tag{8.15}$$

Dann kann das bisherige Basismodell des CPD-Ansatzes um die zusätzliche erklärende Dummy-Variable, D^*, erweitert werden, sodass ein modifiziertes *Country Product Representativity Dummy* (CPRD) Modell (Hill, 2007, S. 26) angegeben werden kann durch:

$$\ln p_i^r = \sum_{r=1}^{R} \ln P^r \, D^r + \sum_{i=1}^{N} \ln \pi_i \, D_i + \ln \varrho D^* + \ln \varepsilon_i^r \qquad .^4 \tag{8.16}$$

[3]Cuthbert und Cuthbert (1988, S. 55) bezeichnen solche Güter in ihrer Arbeit als charakteristisch.

[4]In Analogie zum CPD-Basismodell werden die Parameter $\ln P^1 = 0$ und $\varrho = 0$ normiert, um eindeutige Lösungen für die restlichen Parameter zu identifizieren (vgl. Diewert, 2004, S. 35; Diewert, 2010, S. S16).

Signifikant positive Schätzwerte des Koeffizienten, $\ln \widehat{\varrho}$, deuten darauf hin, dass die Repräsentativität der Güter einen negativen Einfluss auf die Preise in den entsprechenden Güterkategorien haben. Gemäß (8.16) ist der zu erwartende Preis, $\widehat{p}_i^r$, eines Gutes daher nicht nur von dessen durchschnittlichem Preis, $\widehat{\ln \pi_i}$, und dessen generellem Preisniveau, $\widehat{\ln P^r}$, der jeweiligen Region abhängig, sondern zusätzlich von der Information über die Repräsentativität des Gutes:

$$\widehat{p}_i^r = \exp\left(\widehat{\ln P^r} + \widehat{\ln \pi_i} + \ln \widehat{\varrho}\right) = \widehat{P}^r \, \widehat{\pi}_i \, \widehat{\varrho} \quad . \tag{8.17}$$

Cuthbert und Cuthbert (1988, S. 73ff) kommen in ihren empirischen Untersuchungen tatsächlich zu dem Schluss, dass die Güterpreise bestimmter Güterkategorien zum Teil signifikant angepasst werden müssen, wenn Informationen zur Repräsentativität dieser Güter in das Modell integriert werden. Zwar sei die Bedeutung dieses Effekts in vielen Fällen eher zu vernachlässigen, jedoch haben ihre Untersuchungen auch gezeigt, dass die Preisunterschiede nicht repräsentativer Güter in bestimmten Güterkategorien einen maßgeblichen Einfluss auf die resultierenden KKPs der verglichenen Länder haben (Cuthbert und Cuthbert, 1988, S. 79).

Diewert (2010, S. S17 in Fussnote Nr.10) argumentiert darüber hinaus, dass das CPRD-Modell gegenüber dem GEKS-Modell unter Berücksichtigung repräsentativer Güter (vgl. Gleichung (5.39)) zu bevorzugen ist. Letzteres, so Diewert, weist den Nachteil auf, dass Güter, die in keiner der beiden Regionen als repräsentativ gelten, zu denen aber Preisinformationen vorliegen, keine weitere Berücksichtigung finden. Daher ist diese Methode statistisch ineffizient. Hingegen nutzt das CPRD-Modell sämtliche zur Verfügung stehenden Preisinformationen aus und ist daher als vollkommen effizient zu beurteilen. Auch Rao (2011, S. 24) verweist - ähnlich wie Diewert - auf die generellen Vorzüge von CPD-Modellen. Hill (2007, S. 27) gibt zu Bedenken, dass eine Unterscheidung in mehr als zwei Abstufungen (z.B. sehr repräsentativ, repräsentativ, weniger repräsentativ) die Ergebnisse des CPRD-Modells zusätzlich verbessern könnte.[5]

Im Gegensatz zum CPRD-Modell ergänzt Rao (2011, S. 24) das ursprüngliche CPD-Basismodell nicht durch eine zusätzliche Dummy-Variable, um die Repräsentativität der einzelnen Güter zu berücksichtigen, sondern nutzt hierzu das in Gleichung (8.10) hergeleitete gewogene CPD-Modell aus. Im Basismodell der CPD-Methode werden sämtliche Preisinformationen als gleich „wichtig“ erachtet, unabhängig davon, ob die betreffenden Güter in einer bestimmten Region repräsentativ sind oder nicht. Um dieses Defizit zubeheben, integriert Rao ein Repräsentativitätsgewicht. Dieses Gewicht ordnet repräsen-

[5] Für ergänzende Informationen sei an dieser Stelle auf Diewert (2004, S. 34ff), Hill (2007, S. 24ff), (Hill und Hill, 2009, S. 204f) und Diewert (2010, S. S15ff) hingewiesen.

tativen Gütern ein größeres Gewicht zu, als nicht-repräsentativen Gütern und ist wie folgt definiert:[6]

$$\omega_i^r = \begin{cases} 3, & \text{wenn Gut } i \text{ in Region } j \textit{ repräsentativ} \text{ ist} \\ 1, & \text{wenn Gut } i \text{ in Region } j \textit{ nicht repräsentativ} \text{ ist} \end{cases} \quad . \tag{8.18}$$

Für die zu schätzenden Parameter, $\ln P^r$ und $\ln \pi_i$, des mit (8.18) gewogenen CPD-Modells ergeben sich schließlich mit Hilfe der gewichteten KQ-Methode unverzerrte Schätzer für die Preisniveaukennzahlen aller R Regionen sowie die durchschnittlichen Preise aller N Güter.

In den vorangegangenen Kapiteln 5 bis 8 wurden wichtige Klassen multilateraler Aggregationsmethoden vorgestellt. In Verbindung mit den Darstellungen bilateraler Vergleiche in Kapitel 3 und den Erläuterungen in Kapitel 4 wurde damit in Teil I dieser Arbeit eine breite methodische Grundlage zur Berechnung von Kaufkraftparitäten gelegt.

Allerdings existieren noch weitere multilaterale Aggregationsmethoden, die nicht Bestandteil dieser Arbeit sind. Beispielhaft sei an dieser Stelle eine Klasse von Preisindizes erwähnt, die auf van Yzeren (1956) zurückgeht. Die Grundstruktur dieser Klasse lässt sich keinem der bisherigen Ansätze eindeutig zuordnen. Insgesamt schlägt van Yzeren (1956, S. 6ff) drei unterschiedliche Preisindizes vor. Folgt man den Darstellungen in Hill (1997, S. 55, S. 59 und S. 61f), so lassen sich die ersten beiden der drei Preisindizes als verwandte Methode des Standardisierungsansatzes auffassen, während der dritte Preisindex Gemeinsamkeiten zum GEKS-Ansatz aufweist. Auf eine detaillierte Beschreibung der Preisindizes dieser Klasse wurde hier verzichtet, da diese in der Praxis weniger gebräuchlich sind und auch in der wissenschaftlichen Diskussion multilateraler Preisindizes eher eine untergeordnete Rolle spielen. Darüber hinaus finden sich zwei Abwandlungen der van Yzeren Preisindizes bei Balk (2008, S. 243).

Im folgenden zweiten Teil dieser Arbeit werden die bislang erarbeiteten methodischen Konzepte in einer empirischen Untersuchung angewendet. Im Vordergrund der Untersuchungen steht dabei, wie stark sich die verschiedenen multilateralen Aggregationsmethoden auf die Berechnung von Kaufkraftparitäten auswirken und welchen praktischen Probleme die Aggregation vorhandener Daten erschweren. Grundlage der Berechnungen sind Daten aus dem Europäischen Vergleichsprogramm.

[6]Rao lässt nicht unerwähnt, dass man sich im Rahmen eines Treffens der *Techincal Advisory Group* (TAG) des ICPs auf diese Gewichtung geeinigt hat.

Teil II

Empirische Anwendung

Die Berechnung von Kaufkraftparitäten ist für sich genommen wenig aussagekräftig. Vielmehr dienen KKPs in erster Linie als Instrument, um eine Vielzahl ökonomischer Kenngrößen zwischen verschiedenen Regionen bzw. Ländern vergleichbar zu machen. In Abschnitt 2.3 wurden bereits einige zentrale Verwendungszwecke von KKPs eingehend diskutiert.

Ein wichtiges Maß für die wirtschaftliche Leistungskraft und die Entwicklung eines Landes ist das Bruttoinlandsprodukt (BIP). Das BIP misst den gesamten Produktionswert aller Waren und Dienstleistungen, die in einem Wirtschaftsgebiet innerhalb einer Periode von den im Inland ansässigen Produzenten erzeugt werden. Das BIP ist somit ein Maß für die volkswirtschaftliche Größe eines Landes. Ein häufig verwendeter Indikator für den wirtschaftlichen Wohlstand der Bewohner eines Landes ist zudem das BIP pro Kopf, wenngleich in der aktuellen wirtschaftlichen Diskussion die Eignung des BIPs pro Kopf als geeignetes Wohlstandsmaß einer Gesellschaft angezweifelt wird.[7]

Das BIP ist in seiner ursprünglichen Form ein *nominales* Maß für die ökonomische Leistung eines Landes, das bedeutet, dass der erwirtschaftete Gesamtwert nicht frei von Währungs- und Preisniveauunterschieden ist. Um das wirtschaftliche Leistungsniveau verschiedener Länder beurteilen bzw. vergleichen zu können, müssen die nominalen Werte der BIPs zunächst um das jeweils vorherrschende Preisniveau der einzelnen Länder bereinigt und in eine einheitliche Währung umgerechnet werden. Erst dann lassen sich anhand des *realen* Produktionsniveaus der Länder aussagekräftige Rückschlüsse über das wirtschaftliche Leistungs- bzw. Wohlstandsniveau zwischen den betrachteten Ländern treffen. Derartige Vergleiche werden häufig auch als reale *Volumenvergleiche* bezeichnet.

Das Ziel des zweiten Teils der Arbeit ist es, einen empirischen Überblick über die reale Kaufkraft sowie das reale Produktionsniveau von 37 Ländern in Europa zu geben. Zu diesem Zweck ist es notwendig, zunächst Kaufkraftparitäten zu berechnen, mit deren Hilfe die nominalen Kenngrößen in reale Werte umgerechnet und damit vergleichbar gemacht werden. Die in den Kapiteln 5 bis 8 vorgestellten multilateralen Aggregationsmethoden stellen das hierzu notwendige Rüstzeug bereit. Um einen möglichst umfassenden Vergleich der unterschiedlichen Aggregationsmethoden zu erhalten und deren Auswirkungen auf die Berechnungen von KKPs und realer Kennzahlen ermitteln zu können, werden die Berechnungen für einen Großteil der Methoden gegenübergestellt.

[7]Stiglitz, Sen und Fitoussi (2008) gehen in ihrem Bericht der Frage nach, inwieweit die klassischen Kriterien zur Messung des Wohlstands und des Fortschritts eines Landes angemessene Instrumente zur Beurteilung der Entwicklung einer Gesellschaft sind. Sie kommen u.a. zu dem Schluss, dass der Wohlstand eines Landes auch maßgeblich von der Lebensqualität (z.B. Verwirklichungschancen, Gesundheit, Umweltbedingungen oder subjektives Wohlbefinden der Einwohner) und der Nachhaltigkeit wirtschaftlicher Produktion (z.B. natürliche Ressourcen, Umweltbelastung) beeinflusst werden. In diesem Zusammenhang hat die Europäische Kommission die Initiative *Beyond GDP* ins Leben gerufen, welche das Ziel verfolgt, umfassendere Messinstrumente zu entwickeln, die den Wohlstand und Fortschritt eines Landes durch soziale und ökologische Aspekte ergänzen. Im Vordergrund steht dabei die Erkenntnis, dass klassische Indikatoren den gesamtgesellschaftlichen Wandel nicht mehr adäquat widerspiegeln und somit keine verlässliche Grundlage für politische Entscheidungsfindungen darstellen (Europäische Kommission, 2009).

Voraussetzung für die in Teil II durchgeführten Berechnungen sind möglichst umfassende und konsistente Daten, die Informationen zu den Komponenten des BIPs der betrachteten Länder enthalten. Im europäischen Raum ist das in den 1980er Jahren gegründete Europäische Vergleichsprogramm EVP (engl.: *European Comparison Programme* (ECP)), welches in Kooperation von Eurostat und der OECD geleitet wird, verantwortlich für die Erhebung solcher Daten. Entsprechend basieren die Berechnungen in den Kapiteln 10 und 11 auf Daten, die dem Autor von Eurostat freundlicherweise zur Verfügung gestellt wurden.

Die Klassifikation der erhobenen Daten für die einzelnen Komponenten des BIPs orientiert sich dabei an spezifischen Vorgaben. Die teilnehmenden Länder sind dazu angehalten, diese Vorgaben bei der Bereitstellung detaillierter Daten einzuhalten, um eine hinreichende Harmonisierung der Daten und damit letztlich auch der Ergebnisse zu gewährleisten. Aus diesem Grund werden in Kapitel 9 zunächst die im EVP zugrunde liegenden Daten analysiert. Im Vordergrund stehen hierbei insbesondere das Konzept, mit dem die benötigten BIP-Daten ermittelt werden, sowie die Anforderungen, welchen die Daten genügen sollen (vgl. Abschnitt 9.1.1 und 9.1.2). Abschnitt 9.2 beschäftigt sich mit möglichen Problemen, welche die Aggregation der erhobenen Daten erheblich erschweren können. Darüber hinaus wird in Abschnitt 9.3 detailliert erläutert, in welcher Form die von Eurostat bereitgestellten Daten unterhalb und auf der Elementarebene vorliegen.

In den Kapiteln 10 und 11 werden die in Kapitel 9 analysierten Daten mit Hilfe verschiedener multilateraler Aggregationsmethoden ausgewertet. Kapitel 10 vergleicht zunächst die verschiedenen Aggregationsmethoden unterhalb der Elementarebene. Im Anschluss daran werden in Kapitel 11 umfangreiche Berechnungen auf der Elementarebene durchgeführt. Im Vordergrund der Berechnungen steht dabei, wie sich die Wahl einer bestimmten Aggregationsmethode am Ende auf die KKP-Berechnungen sowie die Ergebnisse realer Kennzahlen auswirken.

Kapitel 9

Internationale Vergleiche im Europäischen Vergleichsprogramm

Das gemeinsam von Eurostat und der OECD geführte Europäische Vergleichsprogramm zur Messung von Kaufkraftparitäten vergleicht in regelmäßigen Abständen das Preis- bzw. Produktionsniveau zwischen den Mitgliedsstaaten der Europäischen Union und einigen Mitgliedsländern der OECD.[1] Das Programm koordiniert und kontrolliert die Erhebung und Aufbereitung der benötigten Daten sowie die Methodik zur Berechnung vergleichender Ergebnisse. Seit 2007 sind die Teilnehmerländer des EVPs gemäß einer Verordnung[2] der Europäischen Union gesetzlich dazu verpflichtet worden, die Informationen für die Berechnung von Kaufkraftparitäten bzw. Volumenvergleichen nach bestimmten Regeln und Vorgaben bereitzustellen.

9.1 Analyse der Daten im EVP

Damit im Zuge der Datenerhebung zwischen den teilnehmenden Ländern ein größtmöglicher Harmonisierungsgrad realisiert wird, ist jedes Land dazu aufgefordert, eine detaillierte Aufschlüsselung der einzelnen geschätzten Ausgabenbestandteile des BIPs zusammenzustellen. Die Zusammensetzung des BIPs kann jedoch auf Grundlage dreier unterschiedlicher Berechnungsmethoden erfolgen: der Entstehungs-, Verteilungs- und Verwendungsrechnung. Die *Entstehungsrechnung* (Produktionsansatz) ermittelt die wirtschaftli-

[1] Neben den 27 EU-Mitgliedsländern umfasst dieser Vergleich die vier EU-Beitrittskandidaten Kroatien, Mazedonien, Montenegro und die Türkei, die drei Staaten der Europäischen Freihandelsassoziation (EFTA) Island, Norwegen und die Schweiz sowie die drei westlichen Balkanstaaten Albanien, Bosnien & Herzegowina und Serbien (vgl. auch Tabelle 9.2).

[2] Verordnung (EG) Nr. 1445/2007 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 11. Dezember 2007 zur Festlegung gemeinsamer Regeln für die Bereitstellung der Basisinformationen für Kaufkraftparitäten sowie für deren Berechnung und Verbreitung (Amtsblatt Nr. L 336 vom 20/12/2007 S. 0001 - 0024), `http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:L:2007:336:0001:01:DE:HTML`.

che Leistungsfähigkeit eines Landes im Wesentlichen auf Grundlage der gesamten Bruttowertschöpfung (Produktionswert aller Waren und Dienstleistungen abzüglich der Vorleistungen) der einzelnen Wirtschaftssektoren innerhalb eines bestimmten Zeitraums. Die Entstehungsrechnung erfüllt dabei speziell den Zweck, die Produktionsstruktur und Produktivität der einzelnen Wirtschaftszweige zu analysieren und zu vergleichen. Im Unterschied dazu erfasst die *Verteilungsrechnung* (Einkommensansatz), wie sich das entstandene Volkseinkommen auf die verschiedenen Einkommensarten (Arbeitnehmerentgelt sowie Unternehmens- und Vermögenseinkommen) und Wirtschaftssektoren eines Landes aufteilt. Die dritte Berechnungsmethode ist die *Verwendungsrechnung* (Ausgabenansatz). Anders als die verteilungsseitige Perspektive des BIPs ist hierbei nicht die funktionale Verteilung des Gesamteinkommens entscheidend, sondern wofür die Wirtschaftssubjekte das erzielte Einkommen verwenden. Der Ansatz der Verwendungsrechnung basiert daher auf dem Prinzip, dass alle produzierten Waren und Dienstleistungen entweder konsumiert oder investiert werden. In Abhängigkeit davon, *wer* die produzierten Waren und Dienstleistungen konsumiert, wird dabei zwischen privaten und staatlichen Konsumausgaben, den getätigten Bruttoinvestitionen (Anlageinvestitionen und Vorratsänderungen) und dem Außenbeitrag (Exporte abzüglich Importe) eines Landes unterschieden (Lippe, 1996, S. 158ff).

Theoretisch führen gemäß der Kreislauftheorie[3] alle drei Berechnungsmethoden zu derselben Schätzung für das BIP eines Landes. Jedoch eignet sich nicht jede dieser Methoden, um Vergleiche der Preis- und Mengenniveaus zwischen verschiedenen Ländern durchzuführen. Aus Sicht von Eurostat und der OECD erweist sich nur die Verwendungsrechnung als geeignetes Verfahren zur Berechnung des BIPs.

Laut Eurostat (2006, S. s.25f) spricht gegen eine verteilunsgsseitige Berechnung, dass sich die unterschiedlichen Arten des Volkseinkommens nicht - wie bei der Entstehungs- und Verwendungsrechnung - in sinnvolle Preis- und Mengenkomponenten ($\mathbf{p}^r$ bzw. $\mathbf{x}^r$) zerlegen lassen und somit auch keine Vergleiche des Preis- oder Mengenniveaus möglich sind. Zwar ist diese Eigenschaft im Fall der Entstehungsrechnung erfüllt, jedoch bemängeln die Institutionen einen höheren organisatorischen Datenaufwand. Der Grund hierfür liegt darin, dass die reale Wertschöpfung aus der Differenz des realen Produktionswertes abzüglich der realen Vorleistungen berechnet wird. Dieses Berechnungskonzept ist unter der Bezeichnung *Doppelte Deflationierung* (engl.: *double deflation*) bekannt (vgl. u.a. Stoneman und Francis, 1994, S. 425; Pilat und Rao, 1996, S. 116). Der Vorteil dieses Verfahrens ist, dass weniger Annahmen an das Beziehungsgeflecht zwischen eingesetzten Vorleistungen und den daraus produzierten Endleistungen gestellt werden müssen. Nachteilig wirkt

[3]Das Prinzip der wirtschaftlichen Kreislauftheorie besagt im Grunde genommen, dass sämtliche Transaktionen bzw. Tauschvorgänge zwischen den Wirtschaftssubjekten (z.B. Haushalte, Unternehmen, Staat) einer Volkswirtschaft durch gesamtwirtschaftliche Geld- und Güterströme darstellbar sind. Gemäß der Kreislauftheorie gilt der Kreislauf aller wirtschaftlichen Vorgänge als geschlossen, wenn sich die Summe aller Zuflüsse und die Summe aller Abflüsse ausgleichen (Gabler, 2005, S. 1811f).

sich hingegen der dadurch entstehende höhere Datenbedarf aus, da sowohl Daten zu den eingesetzten Vorleistungen als auch zu den daraus resultierenden Endleistungen benötigt werden.

Im Fall der Verwendungsrechung reduziert sich dagegen der erforderliche Datenaufwand, da lediglich spezifiziert werden muss, wofür die Wirtschaftssubjekte das erzielte Einkommen verwenden. Nicht zuletzt wird dadurch auch die Koordination der Datenerhebung zwischen den Ländern vereinfacht, was letztlich auch einer besseren Vergleichbarkeit der zu berechnenden Ergebnisse zugute kommt. Verglichen mit dem Produktionsansatz ermöglicht eine verwendungsseitige Klassifizierung des BIPs zwar Vergleiche nach Art und Höhe der gesamtwirtschaftlichen Ausgaben, jedoch lässt dieser Ansatz keine Vergleiche über die Produktivität einzelner Industriezweige bzw. Branchen zwischen verschiedenen Ländern zu (Eurostat, 2012, S. 18).

9.1.1 Verwendungsseitige Betrachtung des BIPs im EVP

Um internationale Vergleiche der Wirtschaftskraft zu ermöglichen, ist es notwendig, für alle teilnehmenden Länder einen einheitlichen Rahmen für die Erhebung der benötigten Daten vorzugeben. Der Katalog aller zu erhebenden Waren und Dienstleistungen orientiert sich dabei an der im EVP bevorzugten verwendungsseitigen Aufschlüsselung des BIPs. Hierzu stehen zwei weitgehend komplementäre internationale Systeme zur Verfügung, nach denen sich die volkswirtschaftliche Gesamtrechnung (VGR) eines Landes im Sinne der Verwendungsrechnung klassifizieren lässt: das *System of National Accounts 1993* (SNA 93) sowie das *European System of Accounts 1995* (ESA 95).[4] Alle Teilnehmerländer sind dazu angehalten, ihre Berichte über die Ausgabenkomponenten der VGR an einem dieser beiden Systeme auszurichten, damit eine hinreichende Konsistenz zwischen den BIPs aller Länder sichergestellt ist.

Die Klassifizierungsstruktur beider Systeme ist annähernd identisch. In beiden Systemen setzt sich das BIP im Wesentlichen aus den drei Komponenten Gesamtkonsumausgaben, Bruttokapitalbildung und Außenhandelsbilanz zusammen. Die Konsumausgaben werden zusätzlich in vier weitere Kategorien unterteilt. Abhängig davon, in welchem Sektor die Ausgaben anfallen, wird zwischen den Konsumausgaben der Haushalte, der privaten Organisationen ohne Erwerbszweck und des Staates unterschieden, wobei sich der staatliche Konsum nochmals in *individuelle* und *kollektive* Staatsausgaben aufspaltet. Bei der Bruttokapitalbildung wird zudem zwischen Bruttoanlageinvestitionen sowie Vorratsveränderungen und Nettozugang an Wertgegenständen unterschieden. Insgesamt

[4] Beide Systeme wurden im Laufe der Zeit überarbeitet und an neue methodische Entwicklungen und veränderte Bedürfnisse der Nutzer angepasst. Bis zum Jahr 2014 sollen möglichst alle Teilnehmerländer des EVP die veränderten Systeme SNA 2008 oder ESA 2010 implementieren (vgl. hierzu Eurostat, 2012, S. 47 sowie `http://unstats.un.org/unsd/nationalaccount/sna2008.asp`).

gliedert sich das BIP aus verwendungsseitiger Perspektive also in sieben Hauptkategorien auf (vgl. hierzu Eurostat, 2006, Anh. 2; Blades, 2007a, S. 4ff):

- Individuelle Konsumausgaben der Haushalte
- Individuelle Konsumausgaben privater Organisationen ohne Erwerbszweck
- Individuelle Konsumausgaben des Staates
- Kollektive Konsumausgaben des Staates
- Bruttoanlageinvestitionen
- Vorratsveränderungen und Nettozugang an Wertgegenständen
- Außenhandelsbilanz

Die individuellen Konsumausgaben der Haushalte umfassen eine breite Palette von Waren und Dienstleistungen. Zu dieser Kategorie des BIPs zählen u.a. Ausgaben für Nahrungsmittel, alkoholfreie und alkoholische Getränke, Tabakwaren, Bekleidungsartikel oder wohnungsnahe Ausgaben (z.B. für Mieten, Strom, Wasser und Gas) sowie medizinische Leistungen, Verkehrsmittel, Bildung, Freizeit oder Unterhaltung. Sämtliche Ausgabenkomponenten dieser Kategorie werden als *individuelle* Ausgaben bezeichnet, weil sie letztlich dem individuellen Nutzen der Haushalte zugute kommen, d.h. sie dienen der Befriedung der Bedürfnisse privater Haushalte. Da die Waren und Dienstleistungen für alle Haushalte am Markt erhältlich sind, können alle individuellen Konsumausgaben mit den am Markt bezahlten Preisen bewertet werden.

Es ist zudem von Bedeutung, dass die individuellen Konsumausgaben von Haushalten getätigt werden, die in einem Land wohnhaft sind (*residential households*). Dies schließt auch sämtliche direkten Käufe von Waren und Dienstleistungen mit ein, die seitens der im Inland wohnhaften Haushalte im Ausland (z.B. von Touristen, Geschäftsreisenden, Diplomaten, usw.) umgesetzt werden (vgl. Eurostat, 2006, S. 53). Im Gegenzug müssen wiederum sämtliche direkten Konsumausgaben ausländischer Haushalte im Inland von den Konsumausgaben der inländischen Haushalte im Ausland abgezogen werden. Im Rahmen des EVPs wird die Differenz aus beiden Komponenten in der Ausgabenkategorie *Nettokäufe im Ausland* (engl.: *Net purchases abroad*) erfasst (Eurostat, 2006, S. 186f). Definitionsgemäß kann diese Ausgabenkategorie auch negative Werte annehmen. Dies ist der Fall, wenn die Ausgaben ausländischer Haushalte im Inland die der inländischen Haushalte im Ausland übersteigen.

Unter privaten Organisationen ohne Erwerbszweck (POoE) - im Englischen bekannt unter der Bezeichnung *non-profit institutions serving households* - werden Vereinigungen zusammengefasst, die Waren oder Dienstleistungen anbieten, die entweder vollkommen kostenlos sind oder zu Preisen angeboten werden, die nicht marktrelevant sind. Das bedeutet, dass sich die Preise solcher Güter nicht durch den Einfluss der marktwirtschaftlichen Kräfte von Angebot und Nachfrage ergeben.

Typische Beispiele sind politische Parteien, religiöse Organisationen (Schulen, Krankenhäuser), Sportvereine, Gewerkschaften oder Hilfsorganisationen. Die Ausgaben solcher Organisationen werden in der Regel durch Spenden oder Mitgliedsbeiträge der Mitglieder (also der privaten Haushalte) oder durch staatliche Geldmittel finanziert. Ähnlich wie die Konsumausgaben der Haushalte sind auch die Konsumausgaben privater Organisationen ohne Erwerbszweck individueller Natur, d.h. sie kommen den einzelnen Haushalten zugute.

Staatliche Konsumausgaben umfassen in der Regel Dienstleistungen, die den privaten Haushalten vom Staat zur Verfügung gestellt werden. Sie lassen sich in individuelle und kollektive Ausgaben unterteilen. Individuelle Konsumausgaben des Staates lassen sich dem Nutzen einzelner Haushalte zuordnen, während kollektive Konsumausgaben zum Nutzen der Gemeinschaft aller Haushalte gleichzeitig bereitgestellt und konsumiert werden. So kommen beispielsweise einzelne Haushalte in den Genuß einer vom Staat finanzierten Schulausbildung oder bereitgestellten Gesundheitsleistungen. Dagegen profitieren alle Haushalte gleichzeitig von staatlichen Ausgaben für den Verteidigungsschutz, die Regelung der öffentlichen Sicherheit durch die Polizei oder den Umweltschutz (Eurostat, 2006, S. 95f).

Kollektive Staatsausgaben sind dadurch charakterisiert, dass sie direkt vom Staat erzeugt und den Haushalten zur Verfügung gestellt werden. Hingegen werden individuelle Staatsausgaben zu Teilen vom Staat bereit gestellt und zu Teilen indirekt von am Markt tätigen Produzenten erzeugt und anschließend vom Staat gekauft. Waren oder Dienstleistungen, mit deren Produktion der Staat Produzenten am Markt beauftragt, werden als *marktbestimmte Dienstleistungen* bezeichnet, weil sie zu Preisen angeboten werden, zu denen die Produzenten eine bestimmte Menge eines Gutes anbieten, die von den Konsumenten nachgefragt wird. Entsprechend werden die staatlichen Ausgaben für diese Güter zu Marktpreisen bewertet. Der Staat hat die Möglichkeit, den Haushalten die Güter dieser Kategorie entweder unentgeltlich oder zu sehr geringen Preisen zur Verfügung zu stellen, oder aber die Haushalte vollständig oder teilweise rückzuvergüten, nachdem diese die Güter eigens gekauft haben (Blades, 2007b, S. 3).

Sämtliche individuellen und kollektiven Dienstleistungen, die direkt vom Staat erzeugt werden, werden dagegen als *nichtmarktbestimmte Dienstleistungen* bezeichnet. Charakteristisch ist, dass für Dienstleistungen dieser Art keine Marktpreise existieren, da sie nicht vom Markt produziert werden. Aus diesem Grund muss die Höhe der Staatsausgaben für nichtmarktbestimmte Dienstleistungen auf andere Weise geschätzt werden. Hierzu wird der sogenannte *Vorleistungspreisansatz* (engl.: *input-price approach*) angewendet. Gemäß diesem Ansatz werden die vom Staat bereitgestellten Güter in ihre Kostenbestandteile zerlegt und anschließend anhand der Preise für die Vorleistungen bewertet (Eurostat, 2006, S. 48f und S. 95f). Die Klassifizierung von Eurostat und der OECD sieht hierbei vor, staatliche Dienstleistungen in die Bestandteile Arbeitnehmerentgelte, Vorleistungen, Betriebsüberschuss (im Wesentlichen Abschreibungen, da staatlich finanzierte Dienstleistungen in der Regel keine Nettoüberschüsse erwirtschaften), Nettoproduktionssteuern (gezahlte Steuern abzüglich erhaltene Subventionen) und Einnahmen aus Verkäufen (z.B. Studiengebühren, Eintrittspreise für Museen, etc.) aufzugliedern. Speziell die beiden zuletzt genannten Bestandteile erweisen sich dabei als problematisch, da sie häufig negative Ausgabenwerte annehmen. Einnahmen aus Verkäufen sind per Definition negativ (Eurostat, 2006, S. 60, Fussnote 15), während Nettoproduktionssteuern nur negativ werden, wenn die vom Staat erhaltenen Subventionen (negative Steuern) die vom Staat zu zahlenden Steuern übersteigen.

Neben den Konsumausgaben der privaten Haushalte und des Staates ist die Bruttokapitalbildung ein wesentlicher Bestandteil des BIPs. Anders als bei den bisherigen Komponenten des BIPs handelt es sich hierbei nicht um Ausgaben für Konsumgüter, sondern um Aufwendungen für Investitionsgüter. Sämtliche Investitionen innerhalb eines Wirtschaftsgebiets steigern den Wert des dadurch gebildeten Kapitals und damit das volkswirtschaftliche Vermögen eines Landes. Die Klassifizierung von Eurostat/OECD unterscheidet bei der Bruttokapitalbildung im Allgemeinen zwischen Bruttoanlageinvestitionen sowie Zu- bzw. Abgängen an Vorräten und Wertgegenständen.

Bruttoanlageinvestitionen setzen sich aus produziertem und nicht produziertem Anlagevermögen zusammen. Unter *produziertem* Anlagevermögen sind Vermögenswerte zu verstehen, die vom Menschen produziert worden sind und für den Produktionsprozess von Gütern eingesetzt werden. Hierunter fallen materielles Anlagevermögen (Gebäude, Maschinen, etc.) und immaterielles Anlagevermögen (Software, Forschung, etc.), welche beide sowohl neue als auch bereits bestehende Vermögenswerte beinhalten. Diese Unterscheidung ist wichtig, weil Käufe und Verkäufe bestehenden Anlagevermögens in einigen Ländern einen beträchtlichen Teil der Anlageinvestitionen ausmachen. Während Transaktionen innerhalb eines Landes den Gesamtbestand an Vermögenswerten nicht verändern, wirken sich Investitionen von ausländischen Investoren bzw. Deinvestitionen inländischer Exporteure sehr wohl auf den Gesamtbestand des Anlagevermögens eines Landes aus. Während Käufe neuer oder gebrauchter Anlagen das Anlagevermögen steigern, wirken sich Verkäufe bestehender Anlagen an ausländische Importeure negativ auf die Kapitalbildung aus. Folglich können die Nettobilanzen einzelner Anlagekategorien in einigen Ländern auch negative Werte annehmen. Anders als produziertes Anlagevermögen fließt *nicht-produziertes* Anlagevermögen auf anderem Wege in den Produktionsprozess ein. Typischerweise zählen hierzu u.a. Land, Mieten oder Patente (vgl. Eurostat, 2006, S. 50f).

Der zweite Bestandteil der Bruttokapitalbildung umfasst Zu- und Abgänge von Lagerbeständen (Vorratsänderungen) sowie den Nettozugang an Wertgegenständen. Zu- und Abgänge von Lagerbeständen enthalten alle Veränderungen von Rohstoffen sowie halbfertigen und fertigen Produktionsgütern. Zudem erfasst diese Kategorie sämtliche Güter, die von Groß- oder Einzelhändlern zum Wiederverkauf erworben werden sowie staatlicherseits gebildete strategische Güterreserven, wie z.B. Öl (Eurostat, 2006, S. 51). Die Position der Nettozugänge von Wertgegenständen registriert sämtliche Bestandsveränderungen wertvoller Gegenstände wie Gold, Edelmetalle, Edelsteine, Kunstwerke oder Antiquitäten. Diese Art der Kapitalbildung besitzt die Eigenschaft, über die Zeit hinweg relativ wertstabil zu sein. Daher werden Wertgegenstände in erster Linie als Wertanlagen betrachtet und eignen sich in der Regel nicht für den Konsum oder den Produktionsprozess.

Neben den Haushalten und dem Staat konsumiert auch das Ausland Waren und Dienstleistungen des Inlands. Der Gesamtwert aller exportierten Waren und Dienstleistungen abzüglich aller importierten Waren und Dienstleistungen wird in der Außenhandelsbilanz eines Landes erfasst. Export- bzw. Importgüter werden dabei in drei Klassen unterteilt: Handelsgüter, Dienstleistungen und Netto(konsum)käufe im Ausland (Blades, 2007a, S. 13). Letztere sind bereits Bestandteil der Konsumausgaben der privaten Haushalte, mit dem Unterschied, dass sie jetzt mit dem umgekehrten Vorzeichen in die Außenhandelsbilanz des Landes einfließen.

Je mehr Güter das Ausland im Inland nachfragt, umso größer ist der Wert aller Exporte, was zugleich das volkswirtschaftliche Einkommen (BIP) positiv beeinflusst. Umgekehrt mindern importierte Güter den Wert des BIPs, d.h. je mehr Güter das Inland aus dem Ausland bezieht, umso geringer ist das volkswirtschaftliche Einkommen. Überwiegen die Exporte die Importe, so ist die Außenhandelsbilanz eines Landes positiv, ist dagegen der Wert aller Importe größer als der der Exporte, so nehmen die Ausgaben dieser Kategorie negative Werte an.[5]

Im SNA 93 und ESA 95 werden die sieben Hauptaggregate des BIPs anschließend sukzessive in tiefere Untergliederungsebenen aufgespalten. Auf diese Weise werden nacheinander Ausgabenkategorien, -gruppen, -klassen bis hin zu den elementaren Güterkategorien (Basic Headings) gebildet.[6] Je tiefer die Gliederungsebene, umso homogener werden die darin enthaltenen Gütergruppen. Die elementaren Güterkategorien sollten schließlich möglichst homogene Produkte enthalten. In der Praxis erweist sich diese Aufgabe aber häufig als schwierige Herausforderung, da die konsumierten Güter in verschiedenen

[5]Generell wird der Wert sämtlicher Transaktionen (Importe und Exporte) zwischen In- und Ausland im SNA 93 und ESA 95 auf Basis der *free on board* (f.o.b.) Klausel bewertet, das bedeutet, dass das importierende Land die eingeführten Güter noch verzollen, versteuern und ggf. versichern muss. Das exportierende Land trägt die anfallenden Transportkosten sowie die Gefahr von Verlust oder Beschädigung der auszuführenden Güter bis zum Zeitpunkt der Verladung.

[6]Für eine ausführliche, detaillierte Beschreibung aller Untergliederungskategorien sei an dieser Stelle auf Eurostat (2006, Kap. 6, Anh. 2) und Eurostat (2012, Kap. 4, Anh. 3) verwiesen.

Ländern meist sehr heterogen sind. Dennoch sollte es das Ziel eines internationalen Preisvergleichs sein, die Produktliste zwischen den verschiedenen Ländern weitestgehend zu harmonisieren. Dies macht es erforderlich, den Datenerhebungsprozess zwischen den Ländern abzustimmen. Aus diesem Grund müssen die international zu vergleichenden Güter im Rahmen des EVPs gewisse Kriterien erfüllen.

9.1.2 Datenanforderungen

Neben einer möglichst kohärenten Klassifizierung der Ausgabenstrukturen zwischen den betrachteten Ländern, ist es darüber hinaus notwendig, Kriterien für die Datenerhebung unterhalb der Elementarebene zu implementieren. Vor allem international unterscheiden sich die Konsumgewohnheiten häufig sehr stark. Gründe hierfür sind beispielsweise kulturell bedingte Gewohnheiten, die Verfügbarkeit bestimmter Güter oder auch Einkommensunterschiede. Diese Umstände erschweren den Prozess der Datenerhebung erheblich, da zahlreiche Güter in bestimmten Regionen überhaupt nicht verfügbar sind oder als repräsentativ gelten.

Um sicherzustellen, dass die zu erhebenden Güter miteinander vergleichbar sind und gleichzeitig die Konsumgewohnheiten eines Landes angemessen reflektieren, formuliert Eurostat (2012, S. 31ff) drei Anforderungskriterien, die maßgeblich die Auswahl der Produkte im Zuge der Datenerhebung bestimmen.

Vergleichbarkeit

Eine wesentliche Voraussetzung für die Berechnung aussagekräftiger Kaufkraftparitäten und Volumenvergleiche ist die Vergleichbarkeit des zugrunde gelegten Güterkatalogs. Nur wenn die Einzelgüter länderübergreifend vergleichbar sind, ist es zulässig, auch von vergleichbaren Kaufkraftparitäten zu sprechen.

Produkte gelten - nach der Definition Eurostats - als vergleichbar, wenn sie identisch oder aber zumindest äquivalent hinsichtlich ihrer preisbestimmenden physischen und wirtschaftlichen Eigenschaften sind. Als äquivalent gelten Produkte vor allem dann, wenn sie aus Sicht der Konsumenten denselben Zweck erfüllen und zu denselben Konditionen angeboten werden. Erst dadurch ist gewährleistet, dass die preislichen Unterschiede zwischen solchen Gütern allein aufgrund der tatsächlichen Preisunterschiede zwischen den Regionen zustande kommen und nicht etwa auf qualitative oder quantitative Unterschiede zwischen den Produkten zurückzuführen sind.

Die Vergleichbarkeit wird im EVP vor allem durch detaillierte Produktbeschreibungen, sogenannte *Structured Product Descriptions* (SPDs), gesteigert. Diese beinhalten idealerweise eindeutige Modell- oder Markenspezifikationen. Häufig sind bestimmte Modelle oder Marken in einigen Ländern aber überhaupt nicht verfügbar oder repräsentativ. In diesen Fällen müssen generische (allgemeingültigere) Produktspezifikationen definiert werden, die nur die wesentlichen preisbestimmenden Eigenschaften (z.B. relevante technische Merkmale) beinhalten. Dies lässt einen gewissen Spielraum zur Identifikation möglichst qualitativ äquivalenter Produkte zu.

Repräsentativität

Die Repräsentativität der verglichenen Güter ist von elementarer Bedeutung (vgl. hierzu auch Kapitel 4.2). Sie spiegelt den relativen Stellenwert der Güter einer Güterkategorie innerhalb einer Region wider. Ob ein Gut repräsentativ ist oder nicht, hängt maßgeblich von den typischen Konsumgewohnheiten eines Landes ab. Gilt ein Gut als repräsentativ, so wird es in einem größeren Umfang konsumiert, als weniger repräsentative Güter. Zudem sind repräsentative Güter häufig preiswerter als Produkte, die weniger typisch für den Konsum eines Landes sind. Würde man diese Eigenschaft einfach ignorieren, so wären die Kaufkraftparitäten zwischen den verschiedenen Ländern systematisch verzerrt.

Um solche unerwünschten Effekte zu vermeiden, ist es notwendig, repräsentative Güter im Zuge des Datenerhebungsprozesses gesondert zu kennzeichnen. Im EVP sind die Teilnehmerländer dazu angehalten, nach Möglichkeit für jede elementare Güterkategorie repräsentative Güter zu berichten und entsprechend zu kennzeichnen. Aber es wäre keineswegs angemessen, ausschließlich Preise repräsentativer Güter zu berichten, da sonst Vergleiche mit den entsprechenden Güterkategorien anderer Länder mangels Vergleichbarkeit der einzelnen Güter nicht länger möglich wären. Daher ist es wichtig für jede Güterkategorie sowohl Preise repräsentativer als auch nicht repräsentativer Güter zu erheben, um sicherzustellen, dass für alle Länder eine ausreichende Anzahl zu vergleichender Preise vorliegt.

Äqui-Repräsentativität

Bei den zuvor erläuterten Eigenschaften, Vergleichbarkeit und Repräsentativität, handelt es sich nicht notwendigerweise um komplementäre Gütereigenschaften. Bestimmte Güter sind in einigen Ländern zwar repräsentativ, aber nicht zwangsläufig zwischen allen Ländern vergleichbar. Umgekehrt sind Güter, die sich länderübergreifend vergleichen lassen, nicht zwangsläufig repräsentativ für alle Länder. Es ist daher eine der zentralen Herausforderungen des EVPs, Produktlisten zu erstellen, die für alle Länder vergleichbare und gleichzeitig sowohl repräsentative als auch nicht-repräsentative Güter enthalten.

Aber selbst wenn dies gelingt, bedeutet es nicht notwendigerweise, dass die Güterauswahl in den betreffenden Ländern auch tatsächlich den heimischen Warenkorb repräsentiert. Zwar beinhalten die Produktlisten vergleichbare und repräsentative Güter, aber es können dennoch Güter enthalten sein, welche vollkommen unüblich für den heimischen Konsum eines Landes sind. Ebenso können gewisse Güter in den Produktlisten gänzlich fehlen, die am heimischen Markt typische Konsumgüter darstellen, aber mit den Gütern anderer Länder nicht vergleichbar bzw. dort überhaupt nicht verfügbar sind. Dies kann unter Umständen dazu führen, dass auf Grundlage der in den Produktlisten enthaltenen Gütern das tatsächliche Preisniveau eines Landes systematisch über- oder unterschätzt wird.

Um dies zu vermeiden, muss das Ziel lauten, neben ausgewogenen Produktlisten zwischen den Ländern, für jedes Land eine Produktauswahl zu treffen, die für alle Länder gleichermaßen repräsentativ ist. Verantwortlich für die Koordination solcher äquirepräsentativer Produktlisten sind sowohl Eurostat und die OECD, als auch die teilnehmenden Länder untereinander. Jedes Land hat hierbei die Möglichkeit, eigene Vorschläge zu Produkten einzubringen, über deren Aufnahme in die Produktliste anschließend Eurostat/OECD und alle Teilnehmerländer debattieren und verhandeln können (Eurostat, 2012, S. 34).

9.2 Mögliche Probleme im Prozess der Datenaggregation

Trotz intensiver Anstrengungen, den Datenerhebungsprozess zwischen allen Teilnehmerländern des EVPs durch geeignete Rahmenbedingungen zu harmonisieren, können bei der Verwendung der Daten dennoch Probleme auftreten, durch welche die Aggregation der Daten erheblich erschwert wird. Insbesondere zwei Probleme wirken sich hinderlich auf die Berechnung von Kaufkraftparitäten aus:

1. Das Problem von Güterkategorien, deren Ausgaben mit Null beziffert sind.
2. Das Problem von Güterkategorien, deren Ausgaben negativ sind.

Das erste Problem tritt vor allem dann auf, wenn bestimmte Güterkategorien in manchen Ländern überhaupt nicht preislich erfasst werden können, weil sie gar nicht verfügbar sind. Beispielsweise ist in einigen Ländern der Konsum von alkoholischen Getränken gesetzlich untersagt. Alternativ kann aber auch der Fall eintreten, dass gewisse Güter in einem Land nicht statistisch gemessen werden. Ein klassisches Beispiel hierfür ist die Güterkategorie „Prostitution“.

Solche Fälle implizieren, dass die umgesetzte fiktive Menge[7], ${}_{(fik)}x_i^r = v_i^r / p_i^r$, der betreffenden Güterkategorie auf Null geschätzt wird und somit in dem entsprechenden Land statistisch überhaupt nicht existent ist. Unter Umständen ist aber auch der Fall denkbar,

[7]Der Begriff fiktiver Mengen (engl.: *notional quantities*) ist darauf zurückzuführen, dass grundsätzlich keine expliziten Mengenangaben vorliegen. Diese müssen erst implizit aus den zur Verfügung stehenden Preis- und Ausgabeninformationen (p_i^r bzw. v_i^r) indirekt ermittelt werden.

dass für bestimmte Güterkategorien in keinem Land Schätzungen der Ausgabenanteile vorliegen. In diesen Fällen wäre es denkbar, diese Güterkategorien gänzlich zu vernachlässigen, da sie keinen Anteil am BIP besitzen.

Einige Aggregationsmethoden weisen erhebliche Probleme mit dem Umgang von Güterkategorien auf, deren Ausgabenanteil am BIP gleich Null ist. So lassen sich vor allem für viele Methoden des Standardisierungsansatzes in gewissen Szenarien keine Lösungen für die zu schätzenden Kaufkraftparitäten der betrachteten Länder ermitteln. Eine einfache Möglichkeit, derartige Szenarien zu vermeiden, besteht darin, sämtliche Güterkategorien, deren Ausgabenanteil sich auf Null beläuft, nachträglich auf einen infinitesimal kleinen Wert (beispielsweise 0,00000001) zu setzen. Dadurch wird verhindert, dass in bestimmten Methoden gar keine Lösungen resultieren. Gleichzeitig wirkt sich diese Modifikation so gering auf die resultierenden Ergebnisse aus, dass sie bedenkenlos vernachlässigbar ist.

Ein ungleich gravierenderes Problem wird durch Güterkategorien hervorgerufen, deren Ausgabenanteile negativ sind. Negative Ausgabenanteile sind gleichbedeutend mit negativen fiktiven Mengen, also ${}_{(fik)}x_i^r < 0$. Einige Aggregationsmethoden sind jedoch nur für nicht-negative Mengen ($x_i^r \geq 0$) definiert. Andere Methoden sind von bilateralen Preisindexfunktionen abhängig, für die im Fall negativer Mengen bzw. Ausgaben keine Lösungen existieren. Entsprechend resultieren für viele Methoden gar keine oder vollkommen sinnlose Lösungen für die zu schätzenden Kaufkraftparitäten, wie beispielsweise negative Kaufkraftparitäten oder - im Fall des Standardisierungsansatzes - auch negative Transformationsfaktoren.

Güterkategorien mit negativen Ausgaben sind in den meisten Fällen bilanzierende Kategorien. Hierunter sind Güterkategorien zu verstehen, in denen Exporte und Importe von Gütern oder Kapitalbestandsveränderungen (Zu- und Abgänge) zwischen verschiedenen Ländern erfasst werden. Exemplarisch sind in Tabelle 9.1 alle Güterkategorien aufgeführt, für die im Jahr 2011 negative Ausgaben aus der Erhebung aller EVP-Länder resultierten.

In der Regel ist der Grund für negative Ausgaben die Interaktion zwischen Inland und Ausland. Während sich die Nachfrage des Auslands nach inländischen Gütern positiv auf den Konsum und damit das BIP auswirkt, verringert die inländische Nachfrage nach ausländischen Gütern das BIP eines Landes. Umgekehrt verhält es sich im Fall der ausländischen Nachfrage nach gebrauchten Anlageinvestitionsgütern im Inland. Die ausländische Nachfrage verringert den Bestand an Investitionsgütern im Inland, was sich negativ auf das BIP des Inlands auswirkt.

Aber nicht nur Interaktionen zwischen In- und Ausland sind ursächlich für negative Ausgaben. Auch die Staatseinnahmen aus Verkäufen staatlich bereitgestellter Ressourcen sind per Definition negativ. Hierzu zählen u.a. Gebühren für Bildungseinrichtungen und Gesundheitsleistungen, Gebühren für Pässe oder Eintrittsgelder in Museen und Theater. Einnahmen dieser Art mindern die Ausgaben des Staates und weisen daher ein negatives Vorzeichen auf.

Tabelle 9.1: Güterkategorien mit negativen Ausgaben im EVP-Erhebungsjahr 2011

Güterkategorie	**Klassifizierungs-nummer**	**Definitorische Abgrenzung gemäß der Klassifizierung von Eurostat/OECD im Rahmen des EVPs**	**Ausgaben der Güterkategorie sind negativ, wenn...**
Nettokäufe im Ausland	(11.13.11.1)	Sämtliche Käufe von inländischen Haushalten im Ausland (z.B. als Tourist, Geschäftsreisende, Diplomaten, usw.) abzüglich der Käufe von ausländischen Haushalten im Inland.	...die direkten Käufe der inländischen Haushalte im Ausland geringer ausfallen, als die direkten Käufe der ausländischen Haushalte im Inland.
Nettoproduktionssteuern	(13.02.24.1) (14.01.14.1)	Steuern abzgl. Subventionen für staatliche Gesundheitsleistungen (individuelle/kollektive Staatsausgaben).	...die Subventionen die Steuerausgaben des Staates überwiegen.
Einnahmen aus Verkäufen	(13.02.25.1) (14.01.15.1)	Einnahmen, die der Staat aus Verkäufen staatlicher bereitgestellter Leistungen erzielt (individuell/kollektiv).	Sind definitionsgemäß negativ.
Metallerzeugnisse (außer Maschinen und Ausrüstungsgüter)	(15.01.11.1)	Umfasst sämtliche Investitionen in neue oder gebrauchte Metallerzeugnisse wie z.B. Brücken, Türme, Masten, Nuklearreaktoren, Container, Heizkörper, etc.	...die Einnahmen aus Verkäufen gebrauchter Güter ins Ausland höher sind als die Summe der Ausgaben für Käufe neu geschaffener und gebrauchter Güter aus dem Ausland.
Maschinen für die Textil-, Bekleidungs- und Lederproduktion	(15.01.13.5)	Umfasst sämtliche Investitionen in neue oder gebrauchte Maschinen, die zur Herstellung oder Reparatur von Textilien, Bekleidung, Schuhen, etc. eingesetzt werden.	...die Einnahmen aus Verkäufen gebrauchter Güter ins Ausland höher sind als die Summe der Ausgaben für Käufe neu geschaffener und gebrauchter Güter aus dem Ausland.
Schiffe, Boote, Dampfer, Schlepper, schwimmende Plattformen, Bohrinseln	(15.01.22.1)	Umfasst sämtliche Investitionen in neue oder gebrauchte Ausrüstungsgüter der Schifffahrt, wie z.B. Kreuzfahrtschiffe, Fähren, Frachtschiffe, Tanker, Schlepper, Bohrinseln, etc. sowie spezielle Schiffsbauteile und -motoren und umfangreiche Sanierungs- und Umbauarbeiten.	...die Einnahmen aus Verkäufen gebrauchter Güter ins Ausland höher sind als die Summe der Ausgaben für Käufe neu geschaffener und gebrauchter Güter aus dem Ausland.
Flugzeuge, Helikopter und andere flugtechnische Ausrüstungsgüter	(15.01.22.3)	Umfasst sämtliche Investitionen in neue oder gebrauchte flugtechnische Ausrüstungsgüter wie z.B. Flugzeuge, Helikopter, Segelflugzeuge, Satelliten, etc. sowie spezielle Bauteile und Triebwerke.	...die Einnahmen aus Verkäufen gebrauchter Güter ins Ausland höher sind als die Summe der Ausgaben für Käufe neu geschaffener und gebrauchter Güter aus dem Ausland.
Güter der Land- und Forstwirtschaft, Fischerei und Aquakultur	(15.03.11.1)	Umfasst Bestände an Plantagen, Obstgärten, Weingüter, Viehzucht, Zugtiere, Milchkühe, etc.	...die Einnahmen aus Verkäufen gebrauchter Güter ins Ausland höher sind als die Summe der Ausgaben für Käufe neu geschaffener und gebrauchter Güter aus dem Ausland.
Bestandsveränderungen von Vorräten	(16.01.11.1)	Erfasst sämtliche wertmäßigen Bestandsveränderungen von Rohstoffen, halbfertigen/fertigen Gütern, staatlichen Vorräten, etc.	...die Höhe der Zugänge an Beständen kleiner ist als die Höhe der Abgänge an Beständen.
Zugänge abzgl. Abgänge von Wertgegenständen	(16.02.11.1)	Zugänge abzgl. Abgänge von Wertgegenständen wie Edelmetalle/ -steine, Antiquitäten, Gemälden, etc. die in erster Linie der Wertaufbewahrung dienen.	...die Höhe der Zugänge an Beständen kleiner ist als die Höhe der Abgänge an Beständen.
Außenhandelsbilanz	(17.01.11.1)	Wert (f.o.b.) aller exportierten Waren und Dienstleistungen abzgl. dem Wert (f.o.b.) aller importierten Waren und Dienstleistungen.	...wenn der Wert aller importierten Güter den Wert aller exportierten Güter übersteigt.

Quelle: vgl. Eurostat, 2006, Anh. 2, Eurostat, 2012, Anh. 3.

Darüber hinaus können auch die Nettoproduktionssteuern für staatliche Dienstleistungen negativ sein. Sind die staatlicherseits aufzuwendenden Steuern für erbrachte Dienstleistungen geringer als die im Gegenzug erzielten Subventionen, so resultieren negative Ausgaben für diese Kategorie. Zu den vom Staat zu zahlenden Steuern zählen vor allem Steuern und Zölle für importierte Güter oder Abgaben für vom Staat genutzte Landflächen oder Gebäude. Subventionen werden als negative Steuern aufgefasst, also beispielsweise Einnahmen aus versteuerten oder verzollten Export-Dienstleistungen des Staates (Blades, 2007b, S. 8).

Obschon den meisten internationalen Institutionen (Eurostat, OECD, Weltbank, etc.) und anderen praktischen Anwendern internationaler Preisvergleiche das Problem negativer Ausgabenanteile durchaus bewusst ist, existiert bis heute keine zufriedenstellende Lösung, die einen plausiblen methodischen Umgang mit diesen BIP-Komponenten ermöglicht. Aus einem Interview mit Alan Heston und Robert Summers geht unter anderem folgendes hervor:

> *„The 146 countries in the 2005 round present a very complex mix of countries of which a surprising number have exports and imports in excess of their domestic production.* [...] *In our increasingly interdependent world economy, both real and financial, there are some methodological issues that the ICP clearly needs to face in the future in the treatment of the foreign balance."*
> (Heston und Summers, 2008, S. 4)

Demnach ist es eine der zentralen zukünftigen Herausforderungen interregionaler Preisvergleiche, dem Einfluss des ausländischen Sektors und den damit zusammenhängenden Problemen angemessener zu begegnen.

Ein einfacher Weg, mit negativen Ausgaben bestimmter Güterkategorien umzugehen, wird im Handbuch des ICP aus dem Jahre 1992 beschrieben:

> *„Some expenditure categories can be negative, such as change in stocks or the net foreign balance. These categories do not make much sense in any method using international prices because the Geary system, for example, is based on positive quantities and prices. Therefore, in the G-K system, the actual solution is carried out over the non-negative basic headings.* [...] *In the comparisons of methods given above, the actual comparison is over the non-negative categories, since this appeared to put all methods on the most comparable basis."*
> (United Nations Statistics Division, 1992, Anh. 2,Teil C)

Diese Strategie mag zwar die Berechnung vergleichbarer Kaufkraftparitäten deutlich vereinfachen, jedoch darf die Aussagekraft der resultierenden KKPs angezweifelt werden. Es ist keineswegs auszuschließen, dass der auf diese Weise künstlich herbeigeführte Informationsverlust (eigentlich vorhandener Daten) die tatsächlichen KKPs der betreffenden Länder signifikant verfälscht. Zumal der (absolute) Gesamtwert aller Güterkategorien mit negativen Ausgaben in manchen Ländern einen wesentlichen Anteil am BIP einnimmt.

Abbildung 9.1 zeigt, dass im Jahr 2011 für einige EVP-Länder ein beträchtlicher Teil der Ausgaben negativ war. Vor allem in Ländern im Süden und Osten Europas sowie in kleineren Ländern (wie Malta, Luxemburg oder Zypern) ist der (absolute) Ausgabenanteil negativer Güterkategorien am gesamten BIP der Länder oftmals sehr hoch. In Montenegro

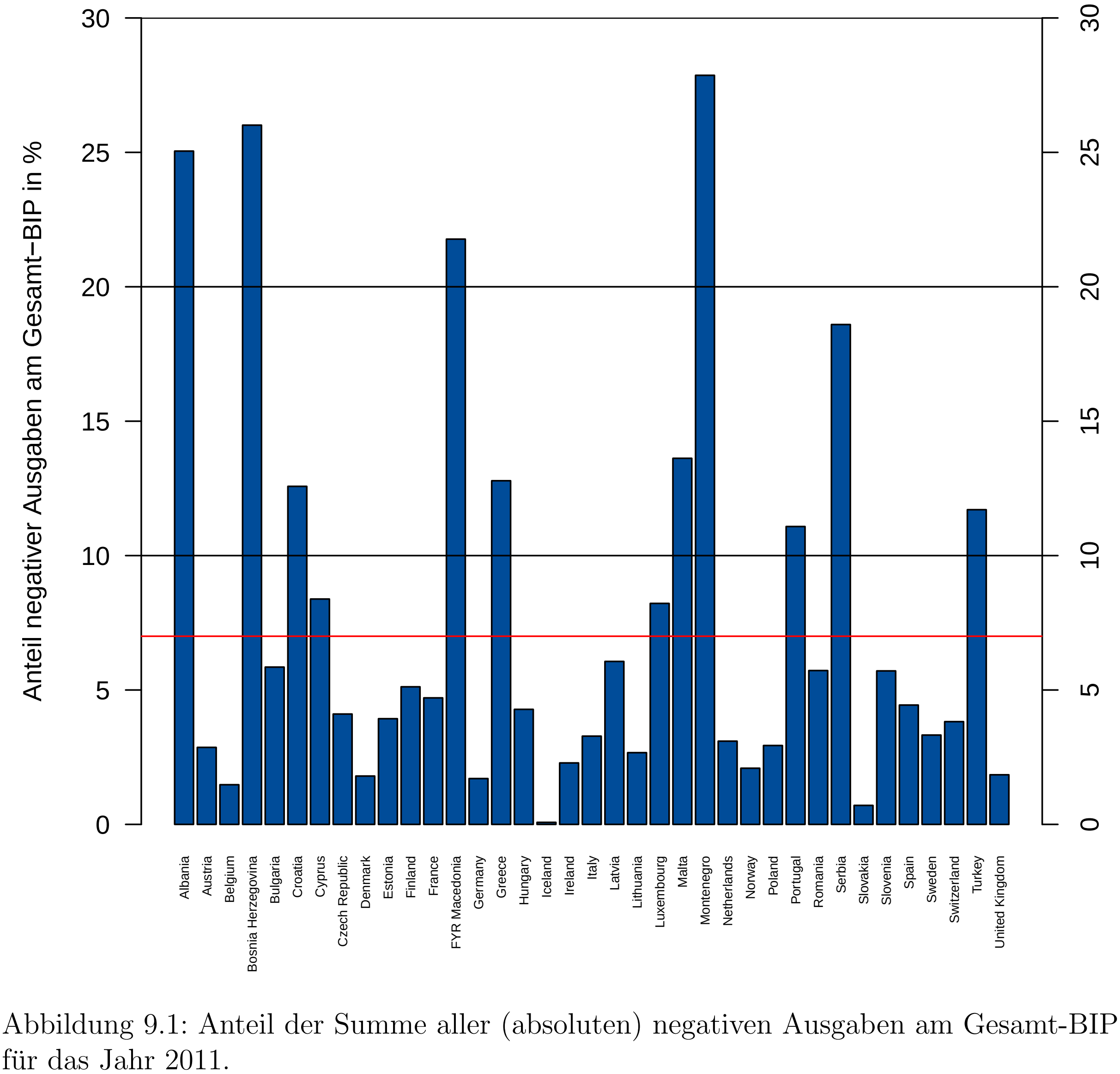

Abbildung 9.1: Anteil der Summe aller (absoluten) negativen Ausgaben am Gesamt-BIP für das Jahr 2011.

liegt dieser Anteil beispielsweise bei ca. 28%. Auch Albanien, Bosnien und Herzegowina und Mazedonien weisen Anteile negativer Ausgabenkomponenten jenseits der 20%-Marke auf. Die rote Linie dient als Referenzlinie für all diejenigen Länder deren Gesamtsumme aller (absoluten) negativen Ausgaben kleiner ist als 7% des gesamten BIPs. Insgesamt liegen 12 der 37 Teilnehmerländer oberhalb dieser Linie. Die Abbildung lässt erahnen, wie sehr die Kaufkraftparitäten der 37 EVP-Länder verfälscht würden, wenn man die negativen Güterkategorien einfach ignorieren würde.

Kravis, Heston und Summers (1982, S. 90f) beschreiben einen anderen Lösungsvorschlag, der im Zuge der Berechnungen multilateraler Vergleiche des ICP im Jahre 1975 eingesetzt wurde, um Kaufkraftparitäten mit Hilfe der GK-Methode zu berechnen. Ihr Vorschlag basiert auf der Idee, die Ausgabenanteile problematischer Güterkategorien auf andere Güterkategorien (mit positiven Ausgabenanteilen) zu verteilen, die jeweils ähnliche Güter repräsentieren. Sie argumentieren, dass durch die Verteilung von negativen Ausgaben - beispielsweise negative Veränderungen von Vorräten - auf andere (möglichst ähnliche) Güterkategorien, lediglich die Höhe der Ausgaben dieser Güterkategorien reduziert wird, diese aber nicht negativ werden (Kravis, Heston und Summers, 1982, S. 90, Fussnote 65). Ein solches Vorgehen lässt sich jedoch nicht einfach umsetzen. Zum einen ist es mit einem erheblichen Aufwand verbunden, die negativen Ausgaben aller betreffenden Güterkategorien auf möglichst ähnliche Güterkategorien zu allozieren. Zum anderen stellt sich die Frage, inwiefern sich bestimmte Güterkategorien überhaupt sinnvoll auf andere Kategorien verteilen lassen. Sergeev (2001b, S. 2) bezweifelt, dass ein solches Vorgehen der korrekte Ansatz ist, um negative Ausgabenwerte zu vermeiden. Speziell für Güterkategorien, die die Bruttokapitalbildung betreffen, wie z.B. „the export of ‚second hand‘ equipment“, ist aus Sergeevs Sicht häufig keine angemessene Allokation auf andere Güterkategorien erlaubt.

Grundsätzlich ist der Gedanke, Güterkategorien mit potenziell negativen Ausgabenwerten auf andere Güterkategorien zu verteilen, nicht verwerflich. Allerdings obliegt es den internationalen und nationalen Institutionen, einen einheitlichen und geregelten Rahmen im Umgang mit diesen problematischen Güterkategorien vorzugeben. Hierzu müssen einerseits sämtliche Güterkategorien, die potenziell negative Ausgaben aufweisen könnten, konkret benannt werden.[8] Andererseits müssten für alle Teilnehmerländer konkrete Richtlinien und Annahmen vorgegeben werden, wie sich die einzelnen Bestandteile potenziell negativer Güterkategorien auf andere Kategorien verteilen ließen. Ein mögliches Beispiel geht aus einem Bericht des ICPs hervor (ICP, 2010), in welchem die Ausgaben der Güterkategorie *Nettokäufe im Ausland* auf andere Güterkategorien verteilt werden:

> *„Net expenditures abroad should also be allocated to avoid the problem of having a potential negative value and also because a large value of net expenditures abroad could potentially distort the basic heading real expenditures and the PPPs*

[8]Dass in manchen Ländern negative Nettoproduktionssteuern (aus individuellen und kollektiven Staatsausgaben) ausgewiesen werden, wird beispielsweise in der einschlägigen Literatur - nach intensiver Recherche des Autors - an keiner Stelle erwähnt. Ebenso wird nicht darauf eingegangen, wie eine konkrete Handhabung der staatlichen Einnahmen aus Verkäufen aussehen könnte, obschon an einigen Stellen der Literatur (vgl. hierzu Eurostat, 2006, S. 15; Blades, 2011, S. 10) explizit darauf hingewiesen, dass diese per Definition negativ sind.

for actual final consumption. Distributing net expenditures abroad has to be based on assumptions. A reasonable starting point for the allocation is that the net value is all tourism related and so the Tourism Satellite Accounts (TSA) framework can be used as the basis for the allocation. The TSA definitions of tourism include both domestic and international tourism and so the allocation needs to be based on those products that are mainly related to international tourism.“
(ICP, 2010, S. 42)

Im Unterschied zu Kravis, Heston und Summers (1982) orientiert sich die aus dem Bericht des ICPs hervorgehende Allokationsidee an einer konkreten Annahme, nämlich der Aufschlüsselung der Nettokäufe im Ausland gemäß der TSA. Gäbe es für alle problematischen Güterkategorien konkrete Verteilungsschlüssel, ließen sich die einzelnen Bestandteile aller betreffenden Güterkategorien zu vorhandenen Güterkategorien zuordnen.

Sergeev (2001b, S. 3ff) schlägt eine alternative Variante zum Umgang mit negativen Ausgaben einzelner Güterkategorien vor. Sergeev vereinfacht das Problem, indem er sowohl für den GEKS-Ansatz als auch für die GK-Methode die tatsächlichen nominalen Ausgabenwerte (positive und negative) aller Güterkategorien durch *absolute* Ausgabenwerte $|x_i^r|$, $\forall\ i = 1, \ldots, N$ und $r = 1, \ldots, R$ ersetzt. Auf diese Weise erhält man beispielsweise im Fall der GK-Methode ein - verglichen mit (7.4) und (7.13) - modifiziertes Gleichungssystem (Sergeev, 2001b, S. 4f),

$$P^r = \frac{\sum\limits_{i=1}^{N} p_i^r \, |x_i^r|}{\sum\limits_{i=1}^{N} \pi_i \, |x_i^r|} \qquad (r = 1, \ldots, R) \tag{9.1}$$

$$\pi_i = \kappa \, \frac{\sum_{r=1}^{R} (p_i^r \, |x_i^r|)/P^r}{\sum_{r=1}^{R} |x_i^r|} \qquad (i = 1, \ldots, N) \qquad , \tag{9.2}$$

für welches stets sinnvolle, eindeutige Lösungen resultieren.

Sergeev stützt seine Vorgehensweise auf diverse numerische Experimente mit Hilfe der GEKS-Methode. Er unterscheidet zwischen der offiziellen Methodik und seinem modifizierten Ansatz. Sergeev zeigt in seinen Berechnungen unter anderem, dass die aus der offiziellen und modifizierten Methodik resultierenden Kaufkraftparitäten in der Regel dann sehr stark voneinander abweichen, wenn mindestens einer der zwei folgenden Einflussfaktoren vorliegt:

1. Hoher Anteil negativer Ausgaben relativ zum Gesamt-BIP.

2. Starke Abweichung der Kaufkraftparitäten der einzelnen Güterkategorien von den Wechselkursen der jeweiligen Länder.

Der zweite Einflussfaktor deutet in der Regel darauf hin, dass die in Kapitel 2.3 angesprochenen Preisniveauindizes (PNI) bzw. Kaufkraftindizes (KKI) sehr stark von 100% verschieden sind.

Sergeev verwendet in seinen Berechnungen einen Eurostat/OECD-Datensatz aus dem Jahre 1997. Obschon die Anzahl der Teilnehmerländer im damaligen Datensatz verglichen mit der Anzahl der heutigen Teilnehmerländer im EVP kleiner war, so machen die Ergebnisse Sergeevs eines sehr deutlich: Vor allem für Länder wie Griechenland, Portugal oder Zypern, die für gewöhnlich sehr große Außenhandelsdefizite aufweisen, sind starke Abweichungen für die berechneten Kaufkraftparitäten zwischen dem Ansatz der offiziellen Methodik und Sergeevs modifiziertem Ansatz festzustellen. Aus Abbildung 9.1 ist erkennbar, dass in diesen Ländern die Güterkategorien mit negativen Ausgabenwerten auch auf Grundlage der Daten von 2010 anteilsmäßig mehr als 10% des gesamten BIPs ausmachen. Dies ist Anlass genug, Sergeevs Befunde anhand eigener Berechnungen für mehr Vergleichsländer (37 EVP-Länder) und aktuellere Daten (Eurostat/OECD-Daten aus dem Jahr 2011) zu untersuchen. Die Ergebnisse dieser Berechnungen werden in Kapitel 11.1 ausführlich vorgestellt und diskutiert.

Sergeev führt die zum Teil großen Abweichungen zwischen den beiden Berechnungsszenarien auf die Schwächen der GEKS-Methode zurück. „An EKS-PPP is a complicated capricious conglomerate from direct and indirect PPPs obtained by very different weights and PPP structures“ (Sergeev, 2001b, S. 20). Eine plausible Erklärung für Sergeevs Sichtweise ist die Tatsache, dass das GEKS-Prinzip auf bilateralen Preisindizes basiert. Bilaterale Preisindexformeln neigen jedoch dazu, äußerst schwankende Ergebnisse zu produzieren, wenn die zugrundeliegende Datenbasis - wie im Fall von Ländervergleichen - stark voneinander abweicht. Indizien hierfür liefern Sergeevs Berechnungen zu (nicht logarithmierten) Paasche-Laspeyres-Relationen für paarweise Vergleiche von Regionen, deren Ausgaben der Güterkategorie „*Other transport equipment*“ negativ sind. Aus diesen Ergebnissen ist zu entnehmen, dass in zahlreichen Fällen Relationen resultieren, die deutlich kleiner sind als Eins und teilweise sogar negative PLAs aufweisen.[9] Offensichtlich ergeben sich aus den bilateralen Indexformeln nach Laspeyres und Paasche unter gewissen Umständen vollkommen erratische und unplausible Ergebnisse. Aus dieser Erkenntnis lässt sich demnach schlussfolgern, dass bilaterale Indexformeln im Rahmen interregionaler Preisvergleiche häufig nicht sehr zuverlässige und aussagekräftige Ergebnisse liefern. Dies wiederum kann unter Umständen dramatische Konsequenzen für die Berechnungen von GEKS-Indizes haben, deren multilaterale Vergleichskennzahlen stets auf den Ergebnissen

[9] Aus Gleichung (5.28) ist bereits bekannt, dass laut Hill (1999a) für gewöhnlich logarithmierte Paasche-Laspeyres-Abstände größer oder gleich Null resultieren. Dementsprechend gilt für nicht-logarithmierte Abstände $PLA^{rs} \geq 1$ (vgl. auch Hill, 2006b, S. 313). Werte kleiner als Eins gelten damit als unplausibel und sehr große Paasche-Laspeyres-Relationen deuten darauf hin, dass die Wahl einer bilateralen Indexformel einen entscheidenden Einfluss auf das Ergebnis des bilateralen Vergleichs zwischen zwei Regionen hat.

der bilateralen Indizes beruhen. Um zu überprüfen, ob sich Sergeevs Erkenntnisse auch anhand aktueller Daten beobachten lassen, werden auch diesbezüglich in Kapitel 11.1 diverse Berechnungen vollzogen.

Nichtsdestotrotz kann Sergeevs Vorschlag nicht als Allheilmittel für das Problem negativer Güterkategorien fungieren. Sergeev (2001b, S. 7) selbst sieht in seinem Vorschlag weniger eine wissenschaftlich fundierte Lösung, sondern vielmehr eine praktische Vereinfachung, um brauchbare Preisvergleiche berechnen zu können. Die Aufgabe zukünftiger Projekte internationaler Preisvergleiche ist es daher, nach alternativen Lösungswegen für die dargelegte Problematik zu suchen, um einen angemessenen Umgang mit negativen Ausgaben einzelner Güterkategorien zu ermöglichen.

9.3 Darstellung der verwendeten Datenbasis

Die in den Kapiteln 10 und 11 durchgeführten Berechnungen basieren allesamt auf Daten, die im Rahmen des Europäischen Vergleichsprogramms von Eurostat und der OECD zusammengetragen und dem Autor von Eurostat zur Verfügung gestellt wurden. Die Daten umfassen Informationen für alle 37 Teilnehmerländer im EVP und enthalten sowohl Angaben zu einzelnen Gütern unterhalb der elementaren Güterebene, als auch Informationen zu Güterkategorien auf der Elementarebene. Welche Informationen die von Eurostat bereitgestellten Daten auf der jeweiligen Aggregationsebene im Einzelnen beinhalten, wird Gegenstand der beiden nachfolgenden Abschnitte sein.

9.3.1 Daten unterhalb der elementaren Güterebene

Die Elementarebene umfasst insgesamt 226 elementare Güterkategorien. Die meisten dieser Güterkategorien beinhalten dabei mehrere in der Regel homogene Einzelgüter. Die verfügbaren Informationen innerhalb der Güterkategorien bestehen im Wesentlichen aus den Güterpreisen einzelner Waren oder Dienstleistungen. Im Unterschied zu den Daten auf der Elementarebene, sind für Daten unterhalb der elementaren Güterebene keine Informationen über die Höhe der Ausgaben, v_i^r, bzw. umgesetzten Mengen, x_i^r, der einzelnen Güter und Regionen verfügbar. Welchen Stellenwert ein bestimmtes Gut in einem bestimmten Land innehat, lässt sich daher nicht ohne Weiteres einschätzen. Stattdessen werden Informationen zur Repräsentativität der Güter erhoben, die dazu dienen, den Gütern in den jeweiligen Ländern eine Bedeutung zuzuordnen. Man spricht in diesem Zusammenhang von Quasi-Ausgabengewichten. Dieser Begriff wurde bereits in Kapitel 5.2 eingeführt. Durch Quasi-Ausgabengewichte ist es möglich, die Bedeutsamkeit einzelner Güter innerhalb einer bestimmten Güterkategorie zu unterstreichen.

Die Berechnungen in Kapitel 10 konzentrieren sich vor allem auf Güterkategorien, die unter die Klasse der Konsumgüter - speziell Nahrungsmittel - der privaten Haushalte fallen. Die Waren und Dienstleistungen dieser Klassen sind von außerordentlicher Bedeutung für jeden Preisvergleich, nicht zuletzt weil diese Kategorien in dem meisten Ländern einen Großteil des gesamten BIPs eines Landes ausmachen. Abbildung 9.2 vergleicht den Anteil der Konsumausgaben privater Haushalte am Gesamt-BIP. In den meisten Länder liegt

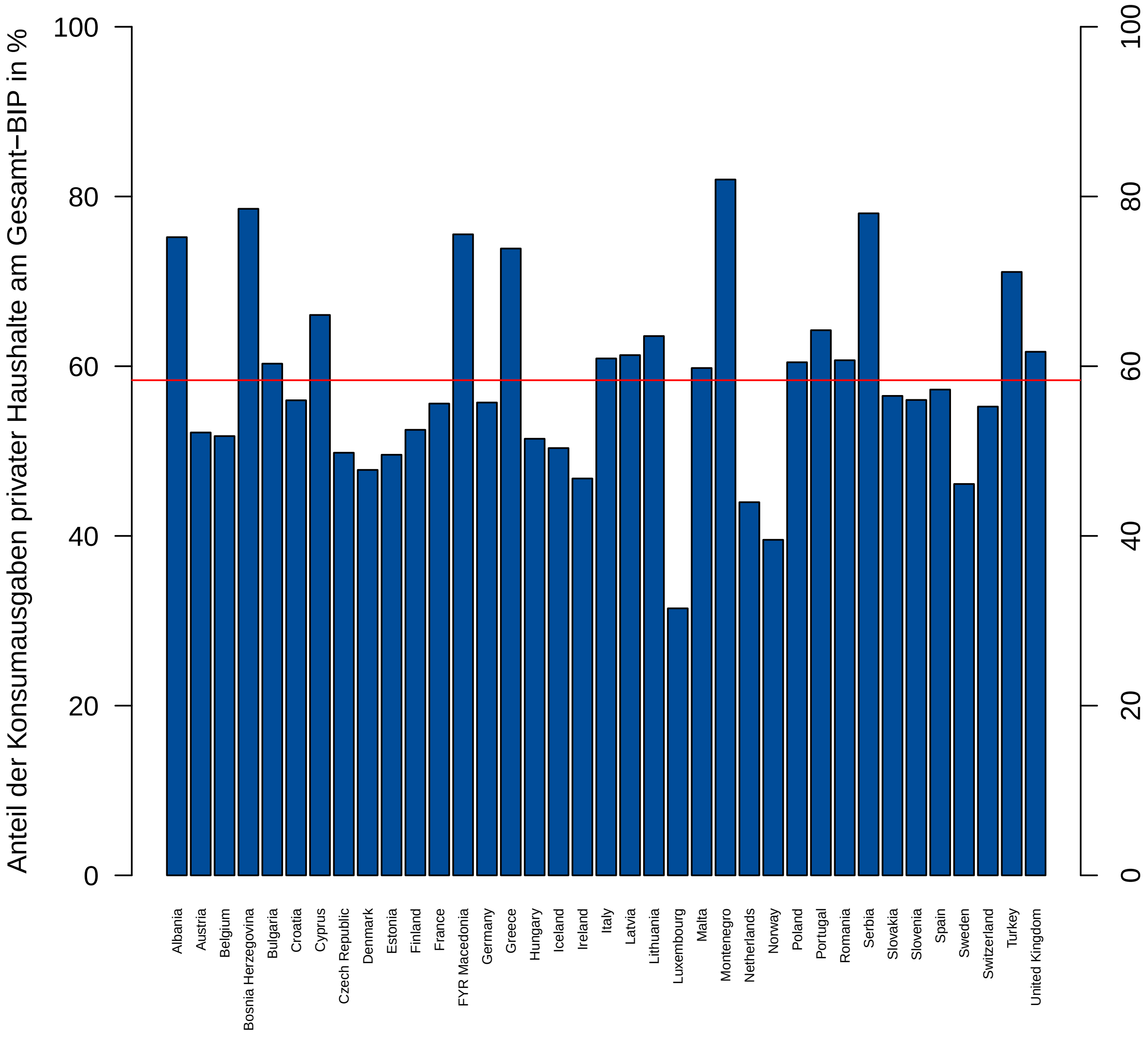

Abbildung 9.2: Anteil der Konsumausgaben privater Haushalte am Gesamt-BIP für das Jahr 2011.

dieser Anteil deutlich über 50%. Im Durchschnitt aller Ländern machen die Konsumausgaben der privaten Haushalte knapp 60% des insgesamt erzielten BIPs aus (vgl. roter Strich), was die Bedeutung der Güter innerhalb dieser Ausgabenkategorie zweifelsohne herausstellt.

Neben der immensen Bedeutung, die den Konsumgütern der privaten Haushalte zukommt, zeichnet sich der Datenerhebungsprozess dieser Güterkategorien durch mehrere

Besonderheiten aus. Eine Besonderheit ist, dass die meisten Güterkategorien dieser Klasse zyklisch erhoben werden, wobei der Erhebungszyklus insgesamt drei Jahre umfasst. Konkret bedeutet dies, dass die Güterpreise einiger Güterkategorien im ersten Jahreszyklus erhoben werden, andere im zweiten Jahr des Zyklus und wieder andere im Verlauf des dritten Jahres. Betrachtet man beispielsweise die Daten der Konsumgüterkategorien aus dem Jahr 2011, so stammen die für die Berechnungen nötigen Informationen nicht für alle Güterkategorien aus demselben Jahr. Einige der Preise wurden in den beiden vorangegangenen Jahren (2009 bzw. 2010) erhoben. Dennoch dienen sie als Berechnungsgrundlage für die KKPs im Jahr 2011. Welche Güter im Einzelnen in welchem Zyklus erhoben werden, ist den Ausführungen in Eurostat (2006, S. 61) zu entnehmen. Der wesentliche Vorteil einer zyklischen Erhebung ist Eurostat (2006, S. 61) zur Folge der erheblich reduzierte jährlich anfallende Erhebungsaufwand für die Teilnehmerländer im EVP.

Die zweite Besonderheit betrifft die Anzahl der Preisbeobachtungen eines bestimmten Gutes. Die in Kapitel 5.2 in die Berechnungen einfließenden Daten sind keineswegs Einzelpreisdaten, sondern wurden bereits nach erfolgreichem Erhebungsprozess zu jährlichen Durchschnittswerten gemittelt. Wie viele Daten für die einzelnen Güter einer jeden Güterkategorie seitens der Teilnehmerländer erhoben werden sollten, richtet sich vor allem danach, wie stark die Preise eines bestimmten Gutes erfahrungsgemäß oszillieren. Beispielsweise sind die Preise saisonaler Güter größeren Fluktuationen ausgesetzt, als die Preise von Butter oder Milch. Variieren die Preise eines Gutes im Verlauf eines Jahres stark, sollten demzufolge deutlich mehr Preise innerhalb des Erhebungszeitraums erfasst werden, um verlässliche Durchschnittswerte eines Jahres zu erhalten. Eurostat (2006, S. 74f) spricht für die einzelnen Güterkategorien Empfehlungen aus, wie viele Preise für jedes Gut innerhalb dieser Kategorien seitens der Länder mindestens zur Verfügung gestellt werden sollten.

Eine weitere Besonderheit dreht sich um die Repräsentativität der Güter. Die Teilnehmerländer sind dazu angehalten, für jede Güterkategorie mindestens ein Gut zu berichten, das typisch für den Konsum des betreffenden Landes ist. Diese Güter werden im Erhebungsprozess von den Ländern durch ein kleines Sternchen (*) gesondert gekennzeichnet.

Wie die Güter konkret ausgewählt und spezifiziert werden und wie die benötigten Informationen zu den betreffenden Waren und Dienstleistungen im Detail erhoben, berichtet und validiert werden, wird an dieser Stelle nicht weiter vertieft. Diese Informationen gehen aus den detaillierten Ausführungen in Eurostat (2006, S. Kap.4) hervor.

Die Berechnungen in Kapitel 10 konzentrieren sich insbesondere auf diejenigen Güterkategorien, die unter die Ausgabenkategorie *Nahrungsmittel* fallen. Zu dieser zählen insgesamt 30 Güterkategorien. Jede dieser Güterkategorien enthält wiederum eine unterschiedliche Anzahl an Einzelgütern, zu denen bestenfalls für jedes Land genügend Informationen zu Preisen und Repräsentativität der Güter vorliegen. Dass für ein bestimmtes

Produkt einer Güterkategorie in allen 37 EVP-Ländern Preise berichtet wurden, ist nur in wenigen Ausnahmefällen gegeben. In der Regel fehlen in mindestens einem Land die nötigen Informationen zu einem spezifischen Produkt. Noch seltener tritt der Fall ein, dass ein bestimmtes Produkt in allen Ländern als repräsentativ eingestuft wird. Die verschiedenen Aggregationsmethoden unterhalb der Elementarebene berücksichtigen diese besonderen Gegebenheiten. Dennoch ist zu erwarten, dass nicht jede Methode für eine gewisse Konstellation von Daten gleich gute Resultate für die KKPs der betreffenden Kategorie liefert. Daher wird es interessant sein festzustellen, welche der Methoden bei der Berechnung problematischer Güterkategorien weiterhin verlässliche, plausible Resultate liefert und welche Methoden nicht mehr zweckmäßig erscheinen.

Einen Überblick über alle Güterkategorien, die unter die Klasse der Nahrungsmittel fallen, sowie die einzelnen Produkte innerhalb dieser Kategorien, geben die Informationen in Tabelle C.3 in Anhang C.1. Außerdem gibt Tabelle C.2 Aufschluss darüber, zu wie vielen Gütern innerhalb einer Güterkategorie in jedem Land Preise erfasst wurden. Daneben enthält Tabelle C.2 auch die Informationen darüber, wie viele der Güter jeder Güterkategorie in den jeweiligen Ländern als repräsentativ gelten. Anhand dieser Informationen kann beurteilt werden, auf wie vielen Daten die berechneten KKPs der einzelnen Güterkategorien gründen. Darauf aufbauend lässt sich beurteilen, wie verlässlich die KKPs der einzelnen Güterkategorien einzustufen sind und in welchen Fällen die berechneten KKPs mit Vorsicht betrachtet werden sollten.

9.3.2 Daten auf der elementaren Güterebene

Wie in Kapitel 9.1.1 bereits angedeutet wurde, ist die Klassifizierung der BIP-Komponenten an den Vorgaben des SNA 93 bzw. des ESA 95 ausgerichtet. Ausgehend von den sieben Hauptkategorien werden alle betrachteten Güter und Dienstleistungen in immer homogenere Unterkategorien unterteilt. Die Hauptkategorien werden aufeinanderfolgend in 31 Ausgabenkategorien, 71 Ausgabengruppen, 152 Ausgabenklassen und 226 elementare Güterkategorien aufgeschlüsselt (Eurostat, 2006, S. 161). Ausführlichere Erläuterungen hinsichtlich der Klassifizierung der verschiedenen BIP-Komponenten bleiben an dieser Stelle aus. Für detaillierte Darstellungen sei auf Eurostat (2006, Anh.3, S.161ff) verwiesen. Die Daten von Eurostat enthalten für alle[10] elementaren Güterkategorien sowohl Preisinformationen als auch die auf die jeweiligen Kategorien entfallenden Gesamtausgaben.

[10]Die tatsächlich für die späteren Berechnungen verwendeten Daten enthalten allerdings nur 224 elementare Güterkategorien. Die Kategorien *Nettokäufe im Ausland* und *Außenhandelsbilanz* (vgl. Tabelle 9.1) setzen sich aus der Differenz der Exporte und Importe zusammen. Im Gegensatz dazu werden gemäß der detaillierten Klassifizierung im methodischen Handbuch von Eurostat Exporte und Importe in beiden Fällen als gesonderte Güterkategorien ausgewiesen, weshalb sich die Anzahl elementarer Güterkategorien um zwei Kategorien unterscheidet.

Die Preisinformationen sind keine Einzelpreise im klassischen Sinne. Vielmehr sind die Preisinformationen der einzelnen Güterkategorien bereits aggregierte Preise, die sich aus den Einzelpreisinformationen unterhalb der Elementarebene ergeben haben. Damit sind die in die Berechnungen auf der Elementarebene eingehenden Preisinformationen letztlich nichts anderes als Kaufkraftparitäten einzelner Güterkategorien.

Erwähnenswert ist hierbei, dass die von Eurostat bereitgestellten Daten normiert sind. Sämtliche KKPs werden dabei in eine künstliche Einheit umgerechnet, um zu vermeiden, dass die KKPs in einer spezifischen Währung ausgedrückt werden. Diese fiktive Währung wird meist als Kaufkraftstandard (KKS) bezeichnet und übernimmt letztlich nur die Funktion, die Informationen aller Regionen relativ zu einer einheitlichen künstlichen Währung (numéraire) darzustellen. Die Relationen der KKPs zwischen den betrachteten Regionen bleiben von der Normierung unberührt. Es ist aber auch möglich, die Währung eines einzelnen Landes als KKS festzulegen. Im Rahmen multilateraler Vergleiche des ICP wird meist der US-Dollar als KKS verwendet.

Grundsätzlich gibt es viele Möglichkeiten, fiktive Währungseinheiten zu definieren. Oftmals wird hierzu eine bestimmte Gruppe von Ländern festgelegt. Bildet man aus den jeweiligen landesspezifischen KKPs einer Auswahl von Ländern einen Durchschnitt (z.B. ein geometrisches Mittel), so erhält man eine gemeinsame künstliche Währung dieser Ländergruppe, die den KKS symbolisiert. Die KKPs sämtlicher Länder im betreffenden Vergleich werden dann relativ zu dieser fiktiven Währung ausgedrückt. Zwei häufig gewählte Ländergruppen im Kontext des EVPs zeigt Tabelle 9.2:

Tabelle 9.2: Bezeichnung verschiedener Ländergruppen

Bezeichnung der Ländergruppe	**Beschreibung der Ländergruppe**	**In der jeweiligen Gruppe enthaltene Länder**
Eurozone	Umfasst alle Länder, die in einem bestimmten Jahr Mitglieder des Euro-Währungsraumes waren	Österreich, Belgien, Zypern, Estland, Finland, Frankreich, Deutschland, Griechenland, Irland, Italien, Luxemburg, Malta, Niederlande, Portugal, Slowakei, Slowenien, Spanien
EU27-Ländern	Umfasst alle Länder der Europäischen Union	*Eurozone* sowie Bulgarien, Tschechische Republik, Dänemark, Ungarn, Lettland, Litauen, Polen, Rumänien, Schweden, Großbritannien
EVP37-Ländern	Umfasst alle Länder, die am Europäischen Vergleichsprogramm (EVP) teilnehmen	*EU27-Ländern* sowie Albanien, Bosnien und Herzegowina, Kroatien, Mazedonien, Island, Montenegro, Norwegen, Serbien, Schweiz, Türkei

Demzufolge sind sowohl die Länder des Euro-Währungsraumes als auch die Mitgliedsstaaten der Europäischen Union denkbare Ländergruppen, für die sich eine gemeinsame fiktive Währung ermitteln ließe. Im Rahmen dieser Arbeit werden sämtliche Berechnungen stets relativ zur Gruppe der Eurozone umskaliert.

Nicht in jeder Region liegen immer Informationen zu Preisen bzw. KKPs aller Güterkategorien vor. Eine vollständige Liste aller KKPs ist aber grundlegende Voraussetzung für beinahe alle Aggregationsmethoden. Können für bestimmte Kategorien in einigen Ländern keine ausreichenden Informationen erhoben werden, ist es möglich, die KKPs dieser Güterkategorien durch sogenannte Referenz-KKPs zu ersetzen. Blades und Dikhanov (2011, S. 3f und S.14ff) erläutern verschiedene Arten von Referenz-KKPs (Preis-, Mengen- und Wechselkurs-Referenz-KKPs) und untersuchen deren Auswirkungen auf die Ergebnisse der BIP-Vergleiche des ICP im Jahr 2005.

Referenz-KKPs dienen in der Regel als Näherungswerte für die KKPs von Güterkategorien, zu denen - aus welchen Gründen auch immer - keine KKPs vorliegen bzw. berechnet werden können. Als Beispiel diene hier die Güterkategorie *Sonstiges Fleisch und Innereien*. Werden in einem Land keinerlei Preisinformationen zu dieser Güterkategorie erhoben, ist es nahe liegend, Informationen verwandter Güterkategorien - wie z.B. eine der Kategorien Rindfleisch, Schweinefleisch oder Geflügel - zu verwenden. Die KKPs von verwandten Kategorien dienen somit als Referenz-KKPs für die fehlenden Informationen. Für die Güterkategorien *Nettokäufe im Ausland* und *Außenhandelsbilanz* werden meist die offiziellen Wechselkurse als Referenz-KKPs herangezogen. Eine detaillierte Auflistung potenzieller Referenz-KKPs für bestimmte Güterkategorien ist in Eurostat (2006, S. 132ff) zu finden.

Es sei an diesem Punkt ergänzend erwähnt, dass dem Autor Daten für mehrere Erhebungsjahre (1995-2011) zur Verfügung stehen. Auffällig an den Daten ist, dass in früheren Erhebungsjahren Informationen zu deutlich weniger Teilnehmerländern enthalten sind, als in jüngeren Erhebungen. Auch weisen die Daten älterer Erhebungen zum Teil deutlich größere Datenlücken auf. Ein sicherlich entscheidender Grund hierfür ist die 2007 verabschiedete Verordnung der Europäischen Union, die unter anderem die Bereitstellung der benötigten Daten seitens der Teilnehmerländer regelt. Der Fokus der in Kapitel 11 durchgeführten Berechnungen liegt zunächst auf Daten aus dem Jahr 2011. An späterer Stelle werden einige ausgewählte Berechnungen aus dem Jahr 2011 mit Ergebnissen verglichen, die sich ergeben, wenn Daten aus den Jahren 2008 und 2005 verwendet werden.

In den beiden nachfolgenden Kapiteln werden die in diesem Kapitel beschriebenen EVP-Daten mit Hilfe verschiedener multilateraler Aggregationsmethoden ausgewertet. Dabei werden sowohl Berechnungen auf Basis von Daten unterhalb der Elementarebene (Kapitel 10), als auch auf der Elementarebene (Kapitel 11) durchgeführt. Ziel dieser beiden Kapitel wird es sein, die Auswirkungen der unterschiedlichen Aggregationsmethoden auf die Berechnung von aussagekräftigen Kaufkraftparitäten zu untersuchen. Im Zusammenhang der Berechnungen auf der Elementarebene dienen die ermittelten KKPs vor allem dazu, die realen Pro-Kopf BIPs bzw. die realen Pro-Kopf Konsumausgaben privater Haushalte aller 37 EVP-Länder miteinander zu vergleichen.

Kapitel 10

Empirische Auswertungen unterhalb der Elementarebene

Bevor es überhaupt möglich ist, Kaufkraftparitäten für alle EVP-Länder zu ermitteln, müssen zunächst KKPs aller elementaren Güterkategorien berechnet werden. Ohne diese Informationen würde ein wesentlicher Bestandteil der Datenbasis fehlen, der für die Aggregation auf der Elementarebene benötigt wird. Aus diesem Grund ist das Ziel dieses Kapitels, empirische KKP-Vergleiche auf Basis verschiedener Aggregationsmethoden unterhalb der elementaren Güterebene zu bestimmen.

Die wesentlichen Unterschiede zwischen den Ausgangsdaten unterhalb und auf der Elementarebene wurden bereits in Kapitel 9.3 erläutert. Im Gegensatz zu der Datenaggregation auf der Elementarebene, erübrigt sich für KKP-Berechnungen unterhalb der Elementarebene das Problem von Güterkategorien mit negativen Ausgaben. Stattdessen treten andere Probleme in der Vordergrund. Vor allem fehlende bzw. unzureichende Informationen zu Güterpreisen innerhalb einzelner Güterkategorien in vereinzelten Ländern erschweren die Berechnungen auf dieser Aggregationsebene erheblich. Dieses Problem wird zusätzlich durch Güterkategorien verschärft, die ohnehin nur eine geringe Anzahl verschiedener Einzelgüter beinhalten. Darüber hinaus spielen die Informationen zur Repräsentativität der Güter eine wichtige Rolle. Zwar sind Preisvergleiche unter Berücksichtigung der Repräsentativität der Güter weniger verzerrt, jedoch wird häufig auch die für die Berechnungen relevante Datenbasis ausgedünnt. Dadurch ergeben sich im Endeffekt unverlässliche Berechnungen für die interessierenden KKPs der Regionen. Wie sehr sich diese besonderen Gegebenheiten auf die KKPs verschiedener Aggregationsmethoden auswirken, werden die nachfolgenden Berechnungen zeigen.

Für die Berechnungen dieses Kapitels werden lediglich Güterkategorien berücksichtigt, die unter die Ausgabenklasse der Nahrungsmittel fallen. Insgesamt umfasst diese Klasse 30 verschiedene Güterkategorien. Gemessen an den gesamten Konsumausgaben privater

Haushalte entfallen im Durchschnitt aller EVP-Länder etwa 15% der Ausgaben auf die verschiedenen Nahrungsmittel-Güterkategorien, wobei der Anteil der Ausgaben für Nahrungsmittel in einigen Ländern (z.B. Albanien, Bosnien & Herzegowina, Rumänien) mehr als 25% der gesamten Konsumausgaben ausmacht, in anderen Ländern dagegen weniger als 10% der Konsumausgaben für Nahrungsmittel ausgegeben werden (z.B. Österreich, Deutschland, Luxemburg). Welche Güter die jeweiligen Güterkategorien im Einzelnen umfassen, wird detailliert in Tabelle C.3 zusammengefasst. Wie viele Güter jede dieser Kategorien enthält und wie viele dieser Güter wiederum in den einzelnen Regionen preislich erfasst bzw. als repräsentativ eingestuft wurden, ist den Informationen in Tabelle C.2 in Anhang C.1 zu entnehmen. Die den folgenden Berechnungen zugrunde liegenden Daten wurden allesamt im Jahr 2009 erhoben. Dies hängt mit dem in Abschnitt 9.3.1 erläuterten Erhebungszyklen zusammen. Sämtliche Konsumgüterkategorien unterhalb der Elementarebene sind in drei große Gruppen unterteilt. Jede dieser Gruppen wird abwechselnd jedes dritte Jahr neu erhoben. Die letzte Erhebung der Nahrungsmittelpreise fand im Jahr 2009 statt. In Abschnitt 10.1 werden zunächst KKP-Berechnungen *einzelner* ausgewählter Güterkategorien auf Basis *verschiedener* Aggregationsmethoden miteinander verglichen. Im anschließenden Abschnitt 10.2 werden dann für *sämtliche* Güterkategorien KKPs auf Basis *einer* Aggregationsmethode berechnet.

10.1 KKP-Berechnungen für verschiedene Aggregationsmethoden

Als erstes Beispiel diene die Güterkategorie *Käse*, die insgesamt 22 unterschiedliche Käseprodukte umfasst. Unterschiedliche Konsumpräferenzen in den betrachteten Ländern haben unmittelbar Auswirkungen auf die Datenbasis dieser Güterkategorie. Einige Käsesorten sind in bestimmten Ländern überhaupt nicht verfügbar. Folgerichtig können zu den betreffenden Gütern auch keine Preise erfasst werden. Anderseits sind nicht alle Käsesorten, zu denen Preise erfasst wurden, auch repräsentativ für den Konsum jedes Landes. Jede der Aggregationsmethoden in Tabelle 10.1 wägt diese Faktoren in unterschiedlicher Weise ab.

Die Ergebnisse zeigen, dass für die verschiedenen Aggregationsmethoden im Großen und Ganzen relativ ähnliche KKPs resultieren. Für die meisten Länder weichen die KKPs kaum voneinander ab. Dies gilt insbesondere für die Länder der Eurozone. Lediglich für die Länder Albanien, Island, Mazedonien und Niederlande treten nennenswerte Abweichungen zwischen den Ergebnissen beinahe aller Aggregationsmethoden auf. Insbesondere die abweichenden Ergebnisse der Niederlande sind dadurch zu erklären, dass von den insgesamt nur acht Gütern, zu denen Preise erfasst sind, lediglich zwei als repräsentativ eingestuft sind. Dies wirkt sich unmittelbar auf die Genauigkeit der zu schätzenden KKPs aus, da jeder Paarvergleich mit einem anderen Land auf einer wesentlich geringeren Datenbasis erfolgt.

Größere Abweichungen resultieren vor allem für die ungewogene CPD-Methode, die GEKS-Methode basierend auf $\ddot{P}_{\bar{J}}^{rs}$-Indizes sowie die MST-Methode. In einigen Ländern unterscheiden sich die KKPs dieser Methoden deutlich von den KKPs der restlichen Methoden. Interessant sind auch die KKP-Ergebnisse Schwedens und Norwegens. In beiden Ländern generieren die verschiedenen Methoden des GEKS-Ansatzes durchweg höhere KKPs als die entsprechenden KKPs, die auf Basis der verschiedenen Varianten der CPD- und MST-Methode resultieren. Im übrigen Teil der Tabelle weichen die KKP-Ergebnisse der verschiedenen Aggregationsmethoden nur vereinzelt stärker voneinander ab.

Der ausschlaggebende Faktor für die insgesamt gesehen verhältnismäßig homogenen Ergebnisse zwischen den Methoden ist die große Anzahl an Preisinformationen, die den Berechnungen zugrunde liegt. Abgesehen davon, dass die Gesamtzahl dieser Kategorie mit 22 Gütern sehr hoch ist, wurden zudem in vielen Ländern für einen Großteil dieser Güter Preise erfasst. Die wenigsten Güterpreise wurden aus den Niederlanden berichtet. Demgegenüber stehen 20 Preisinformationen aus Belgien.

Erstaunlicherweise ändert sich das homogene Bild nicht wesentlich, wenn man die KKPs aller Länder für die Güterkategorie *Butter* berechnet (vgl. Tabelle 10.2). Die KKPs der meisten Länder weichen zwischen den verschiedenen Aggregationsmethoden nur unwesentlich voneinander ab. Erstaunlich ist dieses Ergebnis deshalb, weil diese Güterkategorie insgesamt nur drei verschiedene Einzelgüter umfasst. Die Datenbasis für die Berechnungen ist daher wesentlich kleiner als im Fall der Güterkategorie *Käse*. In lediglich sieben der 37 EVP-Länder liegen Preisinformationen zu jedem dieser drei Güter vor, in drei Ländern ist dagegen nur der Preis eines Gutes berichtet worden. Darüber hinaus ist in 16 Ländern nur eines der drei Güter als repräsentativ eingestuft worden (vgl. Tabelle C.2). Dementsprechend wäre zu erwarten, dass die Auswirkungen auf die resultierenden KKPs der verschiedenen Methoden weitaus gravierender sind als im Fall der Güterkategorie *Käse*.

Dennoch scheinen die Ergebnisse der meisten Methoden recht robust zu sein. Lediglich die KKPs Albaniens und Ungarns deuten auf größere Abweichungen hin. Ähnlich wie in den Berechnungen der Güterkategorie *Käse*, ist auch in diesem Fall zu beobachten, dass die GEKS-Ergebnisse in manchen Ländern systematisch von denen der CPD- und MST-Methode abweichen. Während die GEKS-verwandten Methoden in Bulgarien und Serbien meist höhere KKPs als die CPD- und MST-Methoden erzeugen, verhält es sich in den Ländern Kroatien, Estland und der Tschechischen Republik genau umgekehrt. Hier sind die KKPs der CPD- und MST-Methode tendenziell höher als die der verschiedenen GEKS-Ansätze. Andeutungsweise lassen sich diese Beobachtungen auch in einigen anderen Ländern machen, wenngleich die Abweichungen nicht die Dimensionen annehmen, wie in den oben genannten Ländern.

Tabelle 10.1: Vergleich der KKPs der Güterkategorie *Käse* auf Basis verschiedener Aggregationsmethoden unterhalb der Elementarebene für alle 37 EVP-Länder (Jahr 2009)

	KKPs der elementaren Güterkategorie *Käse* auf Basis verschiedener Aggregationsmethoden											
	GEKS-Standardform			**GEKS-Regressionsansatz**				**Regressionsansatz (CPD)**			**MST-Ansatz ($\ddot{P}^{rs}_{J^*}$-Indizes)**	
EVP37-Länder				**$\ddot{P}^{rs}_{J^*}$-Indizes**		**$\ddot{P}^{rs}_{J^S}$-Indizes**						
(**fett** = Eurozone)	$\ddot{P}^{rs}_{\tilde{J}}$-Indizes	$\ddot{P}^{rs}_{J^*}$-Indizes	$\ddot{P}^{rs}_{J^S}$-Indizes	$g^{rs}_{\tilde{J}}$	$g^{rs}_{J^*}$	$g^{rs}_{\tilde{J}}$	$g^{rs}_{J^*}$	$\text{CPD}_{\text{ungew.}}$	CPRD	$\text{CPD}_{3:1}$	$D^{rs}_{N^{rs}_{\max}}$	$D^{rs}_{J^*}$
Albania	118.267	113.465	111.015	113.300	113.817	111.063	112.201	110.328	113.262	111.226	104.083	108.111
Austria	0.879	0.895	0.881	0.896	0.894	0.884	0.885	0.898	0.869	0.909	0.926	0.953
Belgium	1.155	1.156	1.152	1.155	1.156	1.152	1.154	1.129	1.122	1.151	1.164	1.151
Bosnia Herzegovina	1.519	1.434	1.392	1.442	1.441	1.400	1.400	1.462	1.444	1.425	1.440	1.399
Bulgaria	1.722	1.711	1.703	1.715	1.715	1.704	1.708	1.693	1.648	1.712	1.667	1.671
Croatia	7.548	7.160	7.012	7.168	7.173	7.048	7.073	7.507	7.421	7.297	7.237	7.526
Cyprus	1.226	1.182	1.178	1.186	1.188	1.183	1.186	1.192	1.212	1.173	1.169	1.175
Czech Republic	23.505	23.254	23.352	23.298	23.312	23.406	23.457	23.764	24.535	23.875	22.818	24.829
Denmark	8.330	8.611	8.721	8.570	8.547	8.658	8.608	8.282	8.520	8.444	8.554	8.263
Estonia	14.529	13.750	13.609	13.758	13.787	13.631	13.692	14.406	14.712	13.831	14.016	13.539
Finland	1.176	1.183	1.191	1.182	1.180	1.187	1.181	1.176	1.182	1.184	1.197	1.185
France	0.857	0.843	0.848	0.841	0.842	0.845	0.845	0.866	0.871	0.835	0.802	0.827
FYR Macedonia	41.611	37.258	35.082	37.221	37.132	34.959	34.788	39.119	37.829	36.106	40.708	38.511
Germany	0.797	0.800	0.816	0.801	0.800	0.816	0.814	0.808	0.834	0.812	0.806	0.844
Greece	1.169	1.057	1.013	1.058	1.061	1.014	1.016	1.112	1.083	1.046	1.063	1.001
Hungary	230.863	231.509	230.303	232.070	232.148	231.472	231.903	230.831	233.183	233.964	248.471	248.772
Iceland	171.167	163.047	161.471	163.426	164.139	161.819	162.536	166.931	168.579	163.060	166.026	160.379
Ireland	1.258	1.238	1.225	1.242	1.244	1.230	1.234	1.220	1.227	1.208	1.244	1.190
Italy	0.929	0.919	0.927	0.920	0.920	0.927	0.927	0.952	0.959	0.938	0.913	0.913
Latvia	0.651	0.632	0.628	0.635	0.637	0.630	0.634	0.638	0.630	0.643	0.645	0.630
Lithuania	2.604	2.591	2.567	2.591	2.602	2.567	2.584	2.555	2.543	2.627	2.631	2.610
Luxembourg	1.008	1.031	1.033	1.032	1.030	1.033	1.031	1.040	1.037	1.042	1.065	1.098
Malta	0.949	0.941	0.937	0.941	0.943	0.937	0.939	0.931	0.938	0.953	0.901	0.972
Montenegro	0.846	0.811	0.801	0.817	0.820	0.807	0.811	0.834	0.839	0.823	0.794	0.820
Netherlands	0.775	0.952	1.000	0.940	0.932	0.987	0.978	0.813	0.772	0.899	0.960	0.815
Norway	13.015	13.438	13.455	13.344	13.298	13.324	13.252	12.698	12.183	12.943	12.653	12.615
Poland	2.435	2.336	2.291	2.341	2.348	2.302	2.315	2.390	2.383	2.346	2.309	2.430
Portugal	1.064	1.077	1.089	1.079	1.079	1.092	1.092	1.043	1.069	1.059	1.057	1.059
Romania	4.125	3.716	3.566	3.721	3.734	3.576	3.595	3.943	3.849	3.711	4.083	4.041
Serbia	92.942	83.190	81.284	83.137	83.463	81.490	81.972	86.435	87.258	80.610	79.635	81.968
Slovakia	0.983	0.936	0.922	0.937	0.941	0.922	0.926	0.970	0.964	0.948	0.955	1.005
Slovenia	1.047	1.022	1.019	1.023	1.023	1.020	1.021	1.096	1.111	1.060	1.032	1.062
Spain	0.902	0.894	0.893	0.895	0.897	0.894	0.896	0.893	0.897	0.901	0.886	0.877
Sweden	10.264	10.151	10.056	10.131	10.141	10.045	10.089	9.776	9.903	9.906	9.998	9.907
Switzerland	1.485	1.506	1.557	1.509	1.506	1.549	1.541	1.553	1.608	1.563	1.606	1.603
Turkey	3.688	2.632	2.172	2.656	2.650	2.183	2.174	3.352	3.190	2.748	2.669	2.684
United Kingdom	0.664	0.655	0.646	0.653	0.654	0.644	0.646	0.660	0.661	0.658	0.649	0.655
Eurozone	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00

Tabelle 10.2: Vergleich der KKPs der Güterkategorie *Butter* auf Basis verschiedener Aggregationsmethoden unterhalb der Elementarebene für alle 37 EVP-Länder (Jahr 2009)

	KKPs der elementaren Güterkategorie *Butter* auf Basis verschiedener Aggregationsmethoden											
	GEKS-Standardform			GEKS-Regressionsansatz				Regressionsansatz (CPD)			MST-Ansatz ($\ddot{P}^{rs}_{J^*}$-Indizes)	
EVP37-Länder				$\ddot{P}^{rs}_{J^*}$-Indizes		$\ddot{P}^{rs}_{J^S}$-Indizes						
(**fett** = Eurozone)	$\ddot{P}^{rs}_{\tilde{J}}$-Indizes	$\ddot{P}^{rs}_{J^*}$-Indizes	$\ddot{P}^{rs}_{J^S}$-Indizes	$g^{rs}_{\tilde{J}}$	$g^{rs}_{J^*}$	$g^{rs}_{\tilde{J}}$	$g^{rs}_{J^*}$	$\text{CPD}_{\text{ungew.}}$	CPRD	$\text{CPD}_{3:1}$	$D^{rs}_{N^{rs}_{\max}}$	$D^{rs}_{J^*}$
Albania	123.035	124.730	127.054	124.134	124.400	126.776	126.880	119.610	122.979	120.721	123.771	118.568
Austria	0.930	0.936	0.934	0.937	0.937	0.936	0.935	0.931	0.921	0.933	0.922	0.896
Belgium	1.128	1.074	1.053	1.076	1.080	1.055	1.058	1.152	1.142	1.106	1.079	1.120
Bosnia Herzegovina	1.632	1.642	1.640	1.652	1.645	1.652	1.645	1.657	1.704	1.673	1.715	1.643
Bulgaria	1.504	1.529	1.568	1.516	1.522	1.559	1.563	1.441	1.482	1.454	1.491	1.428
Croatia	6.883	6.884	6.783	6.982	6.922	6.879	6.825	7.200	7.403	7.267	7.451	7.138
Cyprus	1.179	1.182	1.185	1.183	1.183	1.186	1.186	1.183	1.189	1.184	1.197	1.242
Czech Republic	14.467	14.483	14.306	14.668	14.554	14.491	14.387	15.052	15.476	15.192	15.576	14.921
Denmark	8.911	8.646	8.479	8.653	8.640	8.485	8.478	8.818	8.524	8.709	8.793	8.902
Estonia	13.085	12.744	12.489	12.903	12.894	12.547	12.560	13.903	13.438	13.067	13.216	14.034
Finland	0.733	0.729	0.725	0.730	0.727	0.725	0.725	0.734	0.732	0.732	0.739	0.730
France	0.888	0.886	0.885	0.886	0.888	0.886	0.887	0.896	0.912	0.901	0.858	0.890
FYR Macedonia	40.002	39.808	39.504	39.908	39.867	39.595	39.560	40.438	39.975	39.973	39.504	38.899
Germany	0.697	0.700	0.697	0.701	0.701	0.699	0.698	0.700	0.692	0.699	0.691	0.673
Greece	1.558	1.580	1.590	1.581	1.580	1.591	1.591	1.552	1.538	1.578	1.609	1.587
Hungary	312.119	316.365	322.128	314.927	315.560	321.488	321.716	303.706	312.261	306.527	314.273	301.062
Iceland	83.103	82.034	80.962	82.140	81.892	81.025	80.913	82.911	80.141	82.607	83.406	83.695
Ireland	0.871	0.870	0.871	0.862	0.865	0.862	0.865	0.849	0.854	0.850	0.859	0.892
Italy	1.333	1.346	1.361	1.348	1.346	1.365	1.363	1.362	1.386	1.370	1.351	1.353
Latvia	0.613	0.618	0.619	0.618	0.619	0.619	0.620	0.610	0.619	0.614	0.584	0.560
Lithuania	2.295	2.315	2.318	2.315	2.320	2.320	2.321	2.286	2.318	2.298	2.189	2.097
Luxembourg	1.028	1.048	1.051	1.048	1.048	1.053	1.052	1.019	1.008	1.036	1.024	0.981
Malta	1.075	1.062	1.055	1.058	1.056	1.052	1.048	1.051	1.042	1.031	1.022	1.041
Montenegro	1.275	1.251	1.243	1.253	1.255	1.246	1.246	1.255	1.240	1.242	1.321	1.207
Netherlands	0.760	0.758	0.755	0.760	0.759	0.755	0.755	0.770	0.744	0.762	0.770	0.777
Norway	8.977	8.945	8.858	8.958	8.924	8.865	8.850	8.995	8.695	9.005	9.093	9.080
Poland	2.622	2.750	2.794	2.745	2.746	2.798	2.796	2.545	2.516	2.671	2.640	2.448
Portugal	0.927	0.928	0.929	0.923	0.925	0.924	0.926	0.915	0.920	0.916	0.926	0.961
Romania	4.360	4.218	4.169	4.243	4.270	4.196	4.220	4.548	4.509	4.484	4.465	4.527
Serbia	92.316	94.442	98.361	92.810	93.680	97.085	97.731	85.455	87.862	86.249	88.428	84.711
Slovakia	0.932	0.941	0.949	0.942	0.941	0.952	0.950	0.927	0.953	0.936	0.959	0.919
Slovenia	1.122	1.132	1.139	1.134	1.132	1.143	1.141	1.119	1.150	1.129	1.158	1.109
Spain	1.210	1.207	1.207	1.209	1.211	1.210	1.211	1.220	1.209	1.226	1.239	1.235
Sweden	9.400	8.504	8.131	8.499	8.538	8.134	8.145	9.002	8.701	8.578	8.661	9.087
Switzerland	2.237	2.258	2.276	2.261	2.258	2.283	2.279	2.225	2.288	2.246	2.303	2.206
Turkey	2.159	2.153	2.152	2.147	2.151	2.146	2.151	2.110	2.147	2.121	2.028	2.095
United Kingdom	0.650	0.618	0.601	0.618	0.618	0.602	0.601	0.637	0.615	0.622	0.628	0.643
Eurozone	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00

Dass die Disparitäten der KKPs zwischen den Methoden eher gering ausfallen, ist unter Umständen darauf zurückzuführen, dass es sich bei den Gütern der Güterkategorie *Butter* eher um standardisierte Güter handelt. Länderübergreifend sind vermutlich keine großen qualitativen Unterschiede für die Güter dieser Kategorie auszumachen. Hinzu kommt, dass Butter in der Regel in einheitlichen Verpackungsgrößen angeboten wird, sodass sich die einzelnen beobachteten Produkte auch mengenmäßig kaum unterscheiden. Daher ist anzunehmen, dass die wenigen Preise, die dieser Güterkategorie zugrunde liegen, verlässlicher sind, als die Preise manch anderer Güterkategorien, in denen die Spielräume für produktspezifische Unterschiede der Güter größer sind.

Anzumerken bleibt, dass die KKPs der beiden ausgewählten MST-Ansätze mitunter größere Abweichungen zu den übrigen Methoden aufweisen. Diese Erkenntnis könnte ein Indiz dafür sein, dass die beiden betrachteten Distanzmaße $D^{rs}_{N^{rs}_{max}}$ und $D^{rs}_{\mathrm{J}^*}$ aufgrund der geringen Güteranzahl der Kategorie *Butter* für viele Regionenpaare dieselben Distanzwerte ausweisen. Unter Umständen werden dadurch viele Paarvergleiche als verlässlich angesehen, obschon andere Paarvergleiche wesentlich verlässlicher wären.

Weitaus weniger harmonisch gestaltet sich das Bild zwischen den Aggregationsmethoden, wenn die KKPs der Güterkategorie *Sonstige Fleischsorten* berechnet werden. Tabelle 10.3 stellt die Ergebnisse der KKPs dieser Güterkategorie gegenüber. In beinahe allen Ländern weichen die KKPs methodenübergreifend wesentlich stärker voneinander ab, als in den beiden zuvor betrachteten Güterkategorien. Insbesondere die Ergebnisse der Standardform der GEKS-Methode mit bilateralen $\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^*}$- und $\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^S}$-Indizes sind in vielen Ländern (z.B. Albanien, Ungarn, Island, Serbien) fernab der Resultate der meisten anderen Aggregationsmethoden. Geschuldet sind diese Abweichungen dem Konstruktionsprinzip der Standard-GEKS-Methode. Ungeachtet dessen, wie verlässlich die einzelnen bilateralen Vergleiche sind, werden die multilateralen KKPs auf Grundlage aller bilateralen Preisindizes berechnet. Da die Datenbasis der Regionenpaare häufig nur aus einem oder gar keinem Gut besteht, sind verlässliche Preisvergleiche nur selten möglich.

Genau diese Schwäche des GEKS-Ansatzes ist eigentlich der Vorteil des Verkettungsansatzes. Trotz allem weichen die KKP-Ergebnisse der beiden MST-Methoden in beinahe allen Ländern deutlich von denen der anderen Methoden ab. Selbst in Ländern (z.B. Bulgarien, Malta, Norwegen, Schweden), in denen einige andere Methoden zu ähnlichen KKP-Resultaten kommen, kommen die MST-Ansätze zu deutlich anderen Ergebnissen. Dies könnte erneut darauf zurückzuführen sein, dass die Distanzmaße für viele Regionenpaare dieselben Distanzwerte aufweisen. Verlässlichere Preisvergleiche werden daher unter Umständen nicht berücksichtigt. Verglichen mit den beiden zuletzt genannten Aggregationsmethoden (GEKS und MST) sind die KKPs der Regressionsansätze (GEKS und CPD) verhältnismäßig homogen. Vor allem in einigen Ländern der Eurozone (z.B. Finnland, Italien, Luxemburg) sowie in Slowenien und der Schweiz liefern die verschiedenen Varianten dieser Ansätze verhältnismäßig ähnliche KKP-Ergebnisse.

Tabelle 10.3: Vergleich der KKPs der Güterkategorie *Sonst. Fleischsorten* auf Basis verschiedener Aggregationsmethoden unterhalb der Elementarebene für alle 37 EVP-Länder (Jahr 2009)

	KKPs der elementaren Güterkategorie *sonst. Fleischsorten* auf Basis verschiedener Aggregationsmethoden											
	GEKS-Standardform			**GEKS-Regressionsansatz**				**Regressionsansatz (CPD)**			**MST-Ansatz ($\ddot{P}^{rs}_{J^*}$-Indizes)**	
EVP37-Länder				**$\ddot{P}^{rs}_{J^*}$-Indizes**		**$\ddot{P}^{rs}_{JS}$-Indizes**						
(**fett** = Eurozone)	$\ddot{P}^{rs}_{\tilde{J}}$-Indizes	$\ddot{P}^{rs}_{J^*}$-Indizes	$\ddot{P}^{rs}_{JS}$-Indizes	$g^{rs}_{\tilde{J}}$	$g^{rs}_{J^*}$	$g^{rs}_{\tilde{J}}$	$g^{rs}_{J^*}$	$\mathrm{CPD}_{\mathrm{ungew.}}$	CPRD	$\mathrm{CPD}_{3:1}$	$D^{rs}_{N^{rs}_{\max}}$	$D^{rs}_{J^*}$
Albania	109.956	59.125	58.380	77.748	88.527	76.213	88.037	96.798	96.649	89.873	73.876	59.756
Austria	1.059	1.004	0.960	1.087	1.075	1.040	1.028	1.122	1.121	1.096	1.449	1.250
Belgium	1.190	1.161	1.149	1.261	1.236	1.245	1.232	1.353	1.351	1.519	1.363	1.176
Bosnia Herzegovina	1.520	1.427	1.423	1.552	1.537	1.546	1.533	1.529	1.530	1.513	1.184	2.053
Bulgaria	0.938	0.840	0.796	0.852	0.887	0.802	0.840	0.824	0.824	0.758	0.583	0.503
Croatia	6.502	5.703	5.566	6.755	6.723	6.591	6.581	6.564	6.561	6.586	8.876	7.150
Cyprus	1.120	0.945	0.929	1.007	1.026	1.002	1.010	0.979	0.977	0.978	0.921	1.280
Czech Republic	14.460	14.102	15.038	17.334	17.006	18.339	18.076	15.769	15.763	17.369	20.645	17.806
Denmark	11.755	9.292	9.098	11.997	12.040	11.769	11.866	12.234	12.250	11.824	15.327	11.819
Estonia	10.373	9.033	8.975	10.815	10.505	10.747	10.416	10.287	10.289	9.990	13.687	11.805
Finland	1.380	1.303	1.299	1.409	1.396	1.403	1.392	1.388	1.389	1.374	1.075	1.864
France	1.239	1.144	1.133	1.233	1.241	1.202	1.212	1.459	1.458	1.234	0.914	1.149
FYR Macedonia	21.656	17.518	17.245	22.557	21.876	22.064	21.535	22.749	22.773	22.250	30.043	25.912
Germany	1.288	1.244	1.241	1.336	1.338	1.331	1.338	1.283	1.284	1.290	1.703	1.469
Greece	0.921	0.866	0.875	0.922	0.930	0.945	0.945	0.857	0.855	0.890	0.889	1.101
Hungary	110.822	78.532	73.076	110.014	108.663	102.277	100.850	125.261	125.210	112.514	139.556	150.325
Iceland	79.933	3.869	3.841	61.467	58.522	60.692	57.967	82.869	83.086	74.860	69.028	64.655
Ireland	0.958	1.675	1.663	0.737	0.702	0.728	0.695	0.994	0.996	0.898	0.828	0.775
Italy	0.945	0.933	0.963	0.992	0.988	1.025	1.018	1.019	1.020	1.040	0.803	0.786
Latvia	0.377	0.338	0.340	0.407	0.398	0.406	0.399	0.369	0.369	0.365	0.494	0.481
Lithuania	1.613	1.505	1.491	1.673	1.631	1.650	1.618	1.644	1.646	1.608	2.171	1.872
Luxembourg	0.796	0.817	0.826	0.867	0.878	0.876	0.886	0.835	0.835	0.889	1.110	0.957
Malta	1.134	1.086	1.108	1.092	1.119	1.114	1.141	0.964	0.965	0.984	0.880	0.744
Montenegro	0.828	0.963	1.041	1.027	1.009	1.125	1.105	0.759	0.758	0.907	1.250	0.904
Netherlands	1.454	1.517	1.586	1.673	1.643	1.760	1.730	1.414	1.412	1.536	2.117	1.683
Norway	10.819	9.003	8.774	10.876	10.671	10.502	10.376	11.062	11.047	10.237	13.678	14.525
Poland	1.639	1.597	1.592	1.790	1.797	1.787	1.792	1.739	1.737	1.764	2.334	2.071
Portugal	0.808	0.790	0.807	0.789	0.805	0.806	0.821	0.709	0.709	0.723	0.649	0.546
Romania	2.250	2.069	2.063	2.297	2.276	2.288	2.270	2.263	2.265	2.240	1.753	3.039
Serbia	44.453	34.614	34.136	46.246	44.922	45.344	44.317	46.288	46.337	45.273	61.131	52.724
Slovakia	0.557	0.530	0.495	0.557	0.550	0.521	0.513	0.622	0.622	0.571	0.719	0.733
Slovenia	0.621	0.636	0.636	0.671	0.672	0.669	0.673	0.682	0.683	0.686	0.810	0.781
Spain	1.052	1.010	1.034	0.991	1.023	1.011	1.045	0.871	0.872	0.889	0.712	0.672
Sweden	9.810	8.860	8.835	10.466	10.300	10.410	10.268	9.012	9.008	9.302	12.027	11.265
Switzerland	2.479	2.334	2.343	2.626	2.650	2.630	2.653	2.575	2.574	2.658	3.427	2.955
Turkey	2.140	1.579	1.386	1.667	1.703	1.445	1.457	1.969	1.965	1.686	2.025	1.179
United Kingdom	0.379	0.610	0.602	0.683	0.584	0.672	0.574	0.490	0.490	0.563	0.745	0.643
Eurozone	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00

Ursächlich für die zum Teil konfusen Ergebnisse der unterschiedlichen Aggregationsansätze sind vermutlich zwei wesentliche Einflussfaktoren: Zum einen gründen die KKP-Berechnungen auf keiner substantiellen Datenbasis. Zwar umfasst die Güterkategorie *Sonstige Fleischsorten* mit insgesamt fünf verschiedenen Gütern mehr Güter als die Kategorie *Butter*, jedoch werden in keiner der 37 EVP-Länder fünf entsprechende Preise erfasst. Die meisten Länder berichten zwei oder drei Güterpreise, in sechs Ländern wird sogar nur ein einziger Güterpreis erfasst. Hinzu kommt, dass in 17 Ländern nur eines der Güter als repräsentativ eingestuft wird (vgl. hierzu erneut Tabelle C.2). Die Ausgangsdaten zur Berechnung multilateralen KKPs sind daher nicht sehr fundiert.

Der zweite Einflussfaktor betrifft die spezifischen Güter der Kategorie *Sonstige Fleischsorten* selbst. Aus Tabelle C.3 geht hervor, dass diese Kategorie verschiedene Fleischsorten (Rind, Schwein, Kalb, Lamm, Hase) umfasst. Je unterschiedlicher die Güter einer Kategorie aber sind, desto unterschiedlicher sind in der Regel auch die relativen Preise zwischen diesen Gütern. Beide Faktoren beeinträchtigen eine verlässliche Berechnung von KKPs. Insbesondere jene Aggregationsmethoden, deren Ergebnisse sich im Wesentlichen auf die Berechnung bilateraler $\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^*}$- und $\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^S}$-Indizes stützen, sind hiervon betroffen.

Rückblickend gesehen gewinnt man den Eindruck, dass KKP-Berechnungen auf Grundlage der Regressionsansätze (GEKS und CPD) tendenziell robustere Ergebnisse liefern, als die Standardform der GEKS-Methode und die MST-Methode. Vor allem die Ergebnisse der Güterkategorie *Sonstige Fleischsorten* haben gewisse Schwächen der zuletzt genannten Ansätze offenbart. Die mutmaßlichen Gründe hierfür wurden genannt. Die geringe Zahl zur Verfügung stehender Informationen schlägt sich vor allem in den Ergebnissen derjenigen Methoden nieder, deren wesentlicher Bestandteil bilaterale J^*- bzw. J^S-Indizes sind. Beide Indizes berücksichtigen die Repräsentativität der Güter. Liegen hinreichend viele Güterinformationen vor, produzieren beide Indizes in der Regel verlässliche und unverzerrte bilaterale Vergleiche. Ist die Zahl der Beobachtungen hingegen nur sehr gering, basieren die bilateralen Preisvergleiche mitunter nur auf ein oder zwei Preisrelationen oder können in einigen Fällen gar nicht direkt berechnet werden und müssen stattdessen - wie im Fall der GEKS-Methode - erst indirekt über Brückenvergleiche mit anderen Regionen geschätzt werden (vgl. Kapitel 5.2). Aus Sicht der MST-Methode gestaltet sich die Berechnung angemessener Distanzmaße als schwierige Aufgabe, da oftmals Distanzen mit demselben Wert resultieren. Da die Distanzwerte aber darüber entscheiden, welche bilateralen Vergleiche am verlässlichsten sind, ist es in vielen Situationen nicht möglich einen eindeutiges minimales Gerüst zu identifizieren, auf Basis dessen dann multilaterale Vergleiche für alle Regionenpaare abgeleitet werden. Daher scheinen die GEKS- und MST-Methode in bestimmten Situationen unterhalb der Elementarebene keine angemessenen Berechnungsmethoden zu sein. Die Regressionsansätze (GEKS und CPD) liefern in vielen Situationen wesentlich plausiblere Ergebnisse.

10.2 KKP-Berechnungen für verschiedene Güterkategorien

Die bisherigen Berechnungen in Abschnitt 10.1 haben bereits einen Eindruck davon vermittelt, wie sehr die KKPs der Länder methodenübergreifend variieren können. Weitaus offensichtlicher sind allerdings die Unterschiede zwischen den verschiedenen Güterkategorien. Tabelle 10.4 fasst die Ergebnisse der KKPs für sämtliche Güterkategorien zusammen, die zur Klasse der Nahrungsmittel zählen. Grundlage dieser Berechnungen ist das CPRD-Modell. Wie viele Güter die einzelnen Güterkategorien umfassen und wie viele dieser Güter in jeder Region preislich erfasst wurden und als repräsentativ gelten, ist den Informationen aus Tabelle C.2 zu entnehmen. Eine genaue Auflistung aller Güter der insgesamt 30 Nahrungsmittelgüterkategorien erfolgt in Tabelle C.3.

Auf den ersten Blick fällt auf, dass die Ergebnisse der KKP-Berechnungen für die verschiedenen Güterkategorien in allen Ländern sehr unbeständig sind. Selbst für die Länder der Eurozone weichen die KKPs der einzelnen Güterkategorien äußerst stark voneinander ab. Diese Ergebnisse deuten darauf hin, dass die relativen Preise zwischen den verschiedenen Güterkategorien sehr unterschiedlich sind und sich letztlich in starken Schwankungen der KKPs niederschlagen.

Um in etwa ermessen zu können, wie sehr sich die KKPs verschiedener Güterkategorien unterscheiden, ist es hilfreich, die KKPs einzelner Güterkategorien mit den Wechselkursen der jeweiligen Länder zu vergleichen. Aus Kapitel 2.3 ist bekannt, dass sich anhand von Preisniveauindizes (PNI=KKP/WK) beurteilen lässt, ob ein bestimmtes Gut oder eine Gütergruppe in einem Land verhältnismäßig (zum Wechselkurs) preiswert oder eher teuer ist. Ein PNI *kleiner* als 100% deutet darauf hin, dass man für ein Gut (oder eine Gütergruppe) in der jeweiligen Region *weniger* Geldeinheiten pro Mengeneinheit bzw. Warenkorb bezahlen muss als in der Referenzregion. Entsprechend signalisieren Werte *größer* als 100%, dass man für jede Mengeneinheit eines Gutes *mehr* Geldeinheiten bezahlen muss als in der Referenzregion.

Die Abbildungen 10.1 bis 10.4 demonstrieren, wie sehr sich die PNIs zwischen den 37 EVP-Ländern unterscheiden, wenn KKPs für verschiedene Güterkategorien berechnet werden. Die zur Berechnung der PNIs nötigen KKPs stammen aus den Berechnungen der CPRD-Methode aus Tabelle 10.4. In allen Abbildungen dient die Eurozone als Referenzregion (Eurozone =100%). In Abbildung 10.1 werden die Preisniveauindizes der Güterkategorie Käse dargestellt. Insgesamt überwiegt die Anzahl der Länder, die gelb eingefärbt sind. Gelbe Länderflächen sind gleichbedeutend damit, dass die PNIs dieser Länder zwischen 80% und 100% liegen.

Tabelle 10.4: Vergleich der KKPs elementarer Güterkategorien auf Basis des CPRD-Modells im Regressionsansatz für alle 37 EVP-Länder (Jahr 2009)

	Kaufkraftparitäten für verschiedene elementare Güterkategorien aus der Klasse Nahrungsmittel																												
	Brot, Cerealien					**Fleisch**						**Fisch**		**Milch, Käse, Eier**				**Öle, Fette**			**Früchte**		**Gemüse**			**Zucker,Konfitüre,etc.**				**Sonst.**
Länder (fett = Eurozone)	Reis	Getreide-produkte	Brot	sonst. Backwaren	Nudeln	Rind, Kalb	Schwein	Lamm, Ziege, Hammel	Geflügel	sonst. Fleisch	Delikatessen	frisch, gefroren	konserviert	Milch (frisch)	sonst. Milch-produkte	Käse	Eier, Eierpro-dukte	Butter	Margarine	sonst. Fette u. Öle	frisch, gekühlt	gefroren, kon-serviert	frisch, gekühlt	Kartoffeln	gefroren	Zucker	Marmelade, Honig	Konfitüre, Schokolade	Eis-Creme	sonst. Nah-rungsmittel
AL	98.57	137.13	46.33	87.47	95.76	73.26	102.35	62.42	91.08	96.65	83.97	73.18	146.24	133.94	93.10	113.26	71.09	122.98	125.89	111.71	71.63	130.96	74.71	60.39	109.15	95.97	119.22	117.03	139.61	119.98
AT	0.91	1.09	1.16	1.13	1.05	1.17	1.24	1.06	1.20	1.12	1.24	1.39	0.77	0.92	0.79	0.87	1.23	0.92	0.92	1.18	1.32	0.91	1.17	1.29	1.05	0.80	1.08	0.94	0.97	1.13
BE	0.99	1.03	1.06	1.02	1.11	1.19	1.19	1.30	1.21	1.35	1.17	1.16	1.07	1.07	1.01	1.12	1.14	1.14	0.97	1.15	1.21	1.07	0.91	1.05	1.05	0.82	0.80	0.98	0.90	0.93
BA	1.95	1.66	0.93	1.28	2.03	1.33	1.45	1.00	1.61	1.53	1.59	1.26	1.81	1.51	1.18	1.44	1.46	1.70	1.10	1.58	1.34	1.83	1.42	1.10	1.62	1.03	2.07	1.65	1.37	1.63
BG	1.48	1.65	0.66	1.05	1.93	1.00	1.28	0.94	1.30	0.82	1.11	1.21	1.55	1.77	1.51	1.65	1.18	1.48	1.07	1.75	1.18	1.71	1.10	1.18	1.59	1.35	2.03	1.65	1.73	1.42
HR	7.85	8.19	5.66	6.76	7.04	5.22	6.16	5.20	6.27	6.56	6.89	6.38	9.36	6.20	5.94	7.42	5.39	7.40	5.66	7.52	5.78	7.09	5.47	6.29	7.74	6.67	7.76	8.08	7.80	7.33
CY	1.16	1.10	0.98	1.15	1.03	0.75	0.77	0.84	1.03	0.98	0.91	1.11	1.14	1.18	1.40	1.21	1.41	1.19	1.21	0.89	0.77	1.04	0.89	0.95	1.14	1.30	1.23	1.09	1.23	1.06
CZ	21.18	19.54	16.34	15.41	19.09	19.34	16.48	20.94	18.36	15.76	17.52	19.02	21.43	17.97	17.94	24.54	19.24	15.48	20.25	22.88	18.24	17.01	18.26	17.09	20.43	17.27	23.12	22.08	21.34	19.49
DK	6.21	9.55	9.41	9.46	9.75	11.56	13.21	10.18	8.35	12.25	8.06	10.42	8.12	6.42	7.69	8.52	9.36	8.52	8.78	10.25	9.57	7.92	10.43	11.44	8.74	9.31	7.96	12.20	10.25	9.91
EE	14.70	15.86	9.37	12.10	15.55	9.69	11.74	7.56	13.69	10.29	10.64	11.49	11.30	12.74	10.37	14.71	11.67	13.44	10.24	14.14	13.11	14.19	10.43	10.82	13.56	16.20	17.38	13.36	11.42	12.62
FI	0.99	0.99	1.37	1.12	1.23	1.26	1.27	1.52	1.14	1.39	1.11	1.09	0.98	0.97	0.96	1.18	0.93	0.73	0.93	1.41	1.09	1.07	1.51	1.17	1.12	1.02	1.24	1.06	0.85	1.15
FR	0.86	0.95	1.24	0.97	0.78	1.26	1.25	1.30	1.29	1.46	1.09	1.00	1.06	1.11	0.80	0.87	1.12	0.91	1.23	0.96	1.22	1.06	1.24	1.42	0.80	1.25	0.67	0.93	0.84	0.99
MK	51.83	53.85	22.02	27.67	38.85	29.00	37.86	23.17	40.25	22.77	28.19	31.36	35.58	33.99	25.92	37.83	34.60	39.97	32.83	35.83	27.11	47.97	21.19	29.68	36.00	33.88	29.85	39.67	42.11	38.45
DE	1.13	1.02	1.09	1.01	0.95	1.26	1.23	1.28	1.09	1.28	1.25	1.26	0.92	0.85	0.86	0.83	0.81	0.69	0.85	1.11	1.36	1.15	1.20	1.40	1.00	0.89	0.93	0.86	0.88	1.05
EL	1.32	1.19	1.04	1.02	1.01	0.87	0.93	0.72	1.01	0.86	1.01	0.94	1.20	1.28	1.16	1.08	1.57	1.54	1.12	1.07	0.64	1.02	0.71	0.75	1.09	0.92	1.30	0.93	1.23	1.21
HU	254.37	221.66	159.00	226.17	225.56	174.43	191.11	241.04	173.93	125.21	231.82	220.53	276.87	246.27	226.82	233.18	180.67	312.26	172.61	284.19	187.24	241.59	212.69	153.84	264.04	176.89	246.92	214.83	226.10	263.82
IS	171.69	188.98	223.37	184.97	193.45	171.72	187.70	149.30	223.64	83.09	180.34	109.58	155.30	107.62	150.85	168.58	196.05	80.14	162.17	212.17	191.51	188.95	195.55	215.96	186.81	228.11	216.05	200.56	164.92	176.06
IE	1.31	0.97	1.19	1.29	1.25	1.04	1.34	1.07	1.17	1.00	1.28	1.14	0.97	1.15	1.37	1.23	1.22	0.85	0.96	0.97	1.48	1.13	1.40	1.89	1.16	1.09	1.00	1.20	0.92	1.15
IT	1.40	1.07	0.86	1.09	0.99	1.02	1.01	0.92	0.90	1.02	1.30	0.99	1.22	1.42	1.32	0.96	1.05	1.39	1.16	1.01	0.85	1.26	0.80	0.89	1.18	1.00	1.23	1.23	1.47	1.10
LV	0.65	0.69	0.41	0.62	0.82	0.37	0.57	0.43	0.50	0.37	0.57	0.49	0.52	0.58	0.53	0.63	0.55	0.62	0.55	0.82	0.60	0.66	0.58	0.55	0.56	0.88	0.72	0.59	0.53	0.59
LT	3.06	2.94	2.17	2.59	3.54	2.08	2.28	2.90	2.54	1.65	1.99	2.00	2.11	2.30	2.34	2.54	2.25	2.32	2.42	3.40	2.43	2.70	2.55	1.39	2.92	3.75	2.89	2.67	3.03	2.49
LU	0.95	1.06	1.20	1.12	1.05	1.15	1.16	1.18	1.24	0.84	1.23	1.21	1.05	0.94	1.13	1.04	1.22	1.01	0.98	1.15	1.26	0.92	1.28	1.41	0.92	0.89	0.74	0.99	0.91	1.05
MT	0.96	1.10	0.64	0.84	0.86	0.92	0.72	0.60	0.76	0.97	0.63	0.86	0.98	1.14	1.04	0.94	0.63	1.04	0.98	0.99	0.92	0.85	0.87	0.70	0.90	1.28	1.19	0.97	1.54	1.05
ME	1.03	1.00	0.52	0.66	0.75	0.72	0.70	0.54	0.90	0.76	0.70	0.79	0.88	0.74	0.61	0.84	0.84	1.24	0.48	0.77	0.79	1.13	0.84	0.66	0.89	0.55	0.90	0.82	0.88	0.84
NL	0.70	0.81	0.83	0.74	0.95	1.28	1.36	1.50	1.13	1.41	0.94	1.06	0.79	0.76	0.79	0.77	0.72	0.74	0.65	0.81	1.12	0.75	1.08	0.99	0.81	0.62	0.77	0.71	0.60	0.63
NO	10.19	9.70	11.16	11.49	13.03	15.05	16.03	11.87	17.39	11.05	15.05	10.04	11.18	13.38	11.00	12.18	14.78	8.69	11.33	13.95	11.83	9.23	15.26	15.51	11.76	13.42	12.33	14.91	9.52	10.32
PL	3.30	2.45	2.00	2.69	3.77	2.24	2.70	4.51	2.03	1.74	2.41	2.76	3.00	2.55	2.24	2.38	3.13	2.52	2.55	2.97	3.03	4.75	2.68	1.93	3.03	2.43	2.84	3.14	2.63	2.79
PT	0.70	0.95	1.06	1.00	1.11	0.76	0.62	0.88	0.74	0.71	0.86	0.65	0.89	0.80	1.19	1.07	0.85	0.92	1.21	0.82	0.77	0.96	0.80	0.62	0.92	1.35	1.20	1.20	0.83	1.02
RO	3.39	3.09	1.99	2.93	2.82	2.14	2.54	1.45	3.11	2.26	2.42	2.57	3.82	4.04	2.70	3.85	3.87	4.51	2.54	3.01	2.13	3.73	2.29	2.14	3.25	3.36	3.68	2.78	2.19	2.99
RS	100.56	88.14	39.89	53.43	84.60	54.05	53.29	41.92	72.86	46.34	69.07	65.71	90.84	65.54	55.71	87.26	66.93	87.86	55.14	82.36	72.40	83.83	45.67	54.74	77.05	52.17	69.18	90.84	103.57	75.75
SK	0.94	0.81	0.66	0.74	0.95	0.70	0.68	0.76	0.70	0.62	0.66	0.75	0.90	0.84	0.74	0.96	0.75	0.95	0.95	0.91	0.74	0.97	0.60	0.57	0.99	0.85	0.96	1.04	0.97	0.98
SI	1.18	1.03	0.93	0.91	0.94	0.80	0.84	0.73	0.84	0.68	0.95	0.90	1.10	0.84	0.84	1.11	1.01	1.15	0.86	1.09	0.79	0.84	1.01	0.96	0.98	0.94	1.09	0.91	1.15	0.95
ES	0.82	0.91	1.02	1.03	0.86	0.89	0.88	0.94	0.85	0.87	0.77	0.79	1.09	0.97	0.94	0.90	0.84	1.21	1.26	0.70	0.95	1.15	0.99	0.81	0.98	1.35	0.89	1.09	1.15	0.76
SE	9.88	9.48	12.50	10.51	9.66	11.71	11.80	12.24	12.29	9.01	11.37	10.43	9.98	7.81	8.00	9.90	9.06	8.70	8.74	11.39	12.61	11.68	13.30	15.01	9.72	10.05	9.63	9.50	6.59	10.20
CH	1.30	1.70	2.04	1.96	1.79	3.16	3.52	2.98	3.18	2.57	2.47	2.37	1.74	1.58	1.73	1.61	2.26	2.29	2.46	2.13	1.75	1.20	2.13	2.15	2.16	1.51	1.51	1.67	1.92	1.90
TR	2.53	2.00	1.24	1.44	1.30	1.57	-	1.33	1.27	1.97	1.69	1.34	2.71	1.82	1.74	3.19	1.54	2.15	1.25	1.86	1.09	2.14	1.12	1.70	2.09	2.47	2.22	2.18	1.56	1.68
UK	0.80	0.75	0.70	0.65	0.72	1.00	1.00	0.73	0.82	0.49	0.88	0.63	0.64	0.78	0.76	0.66	0.94	0.62	0.59	0.71	1.11	0.69	1.04	1.26	0.69	0.84	0.50	0.72	0.52	0.74
Eurozone	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00

Hieraus ist zu folgern, dass die Güter der Kategorie *Käse* in den entsprechenden Ländern preiswerter sind verglichen mit dem Durchschnittsniveau der Eurozone. Das bedeutet, dass man in diesen Ländern für weniger Geldeinheiten dieselbe Mengen an Käse kaufen kann, wie durchschnittlich in den Ländern der Eurozone. Noch preiswerter ist Käse beispielsweise in Großbritannien, den Niederlanden und insbesondere Polen. Dagegen ist Käse in Irland, Norwegen und der Türkei generell sehr teurer.

Vollkommen anders gestaltet sich das Bild der Verteilung der PNIs für die Güterkategorie *Sonstige Fleischsorten* in Abbildung 10.2. Die Güter dieser Kategorie sind vor allem in den Ländern der Mitte Europas sowie in Norwegen und Finland besonders teuer. Sehr viel preiswerter sind diese Güter dagegen vor allem in Osteuropa sowie in Großbritannien und Island. Die PNIs der Güterkategorie Butter (vgl. Abbildung 10.3) deuten dagegen auf ein leichtes Süd-Nord-Gefälle hin. Während die meisten Länder im nördlichen Europa tendenziell weniger Geldeinheiten für die Güter dieser Kategorie aufbringen müssen, ist das Preisniveau in einigen südlichen Ländern sehr viel höher als im Eurozonen-Durchschnitt. Entsprechend müssen in diesen Ländern mehr Geldeinheiten für dieselbe Menge Butter bezahlt werden.

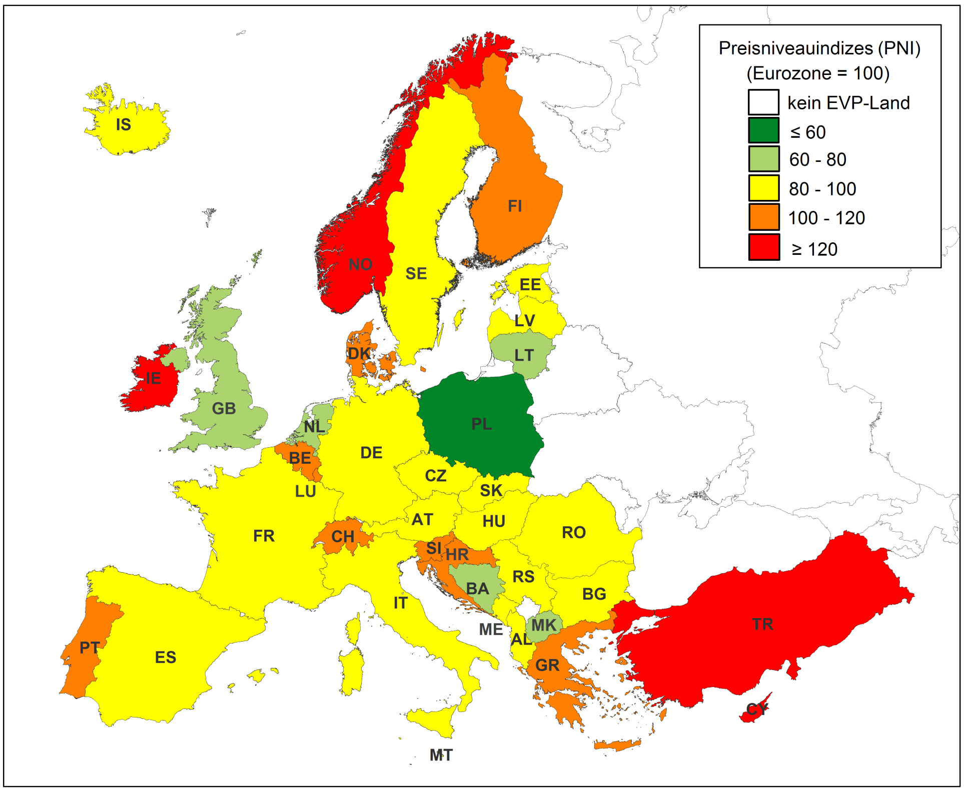

Abbildung 10.1: Preisniveauindizes der Güterkategorie *Käse* aller EVP-Länder 2009

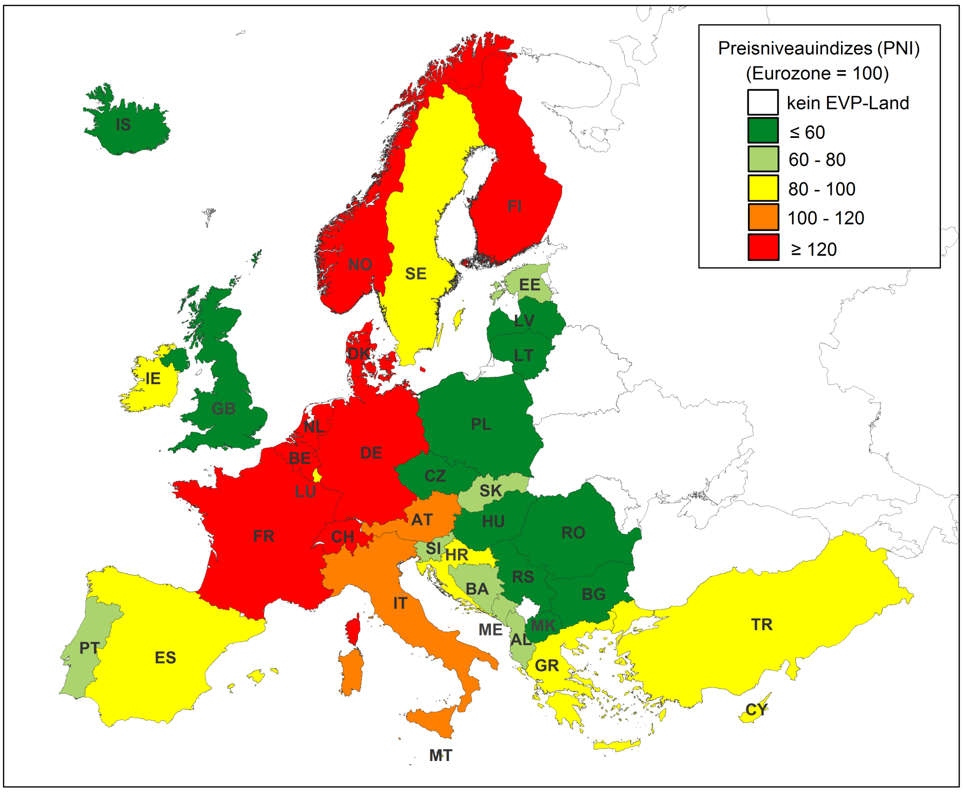

Abbildung 10.2: Preisniveauindizes der Güterkategorie *Sonst. Fleischsorten* aller EVP-Länder 2009

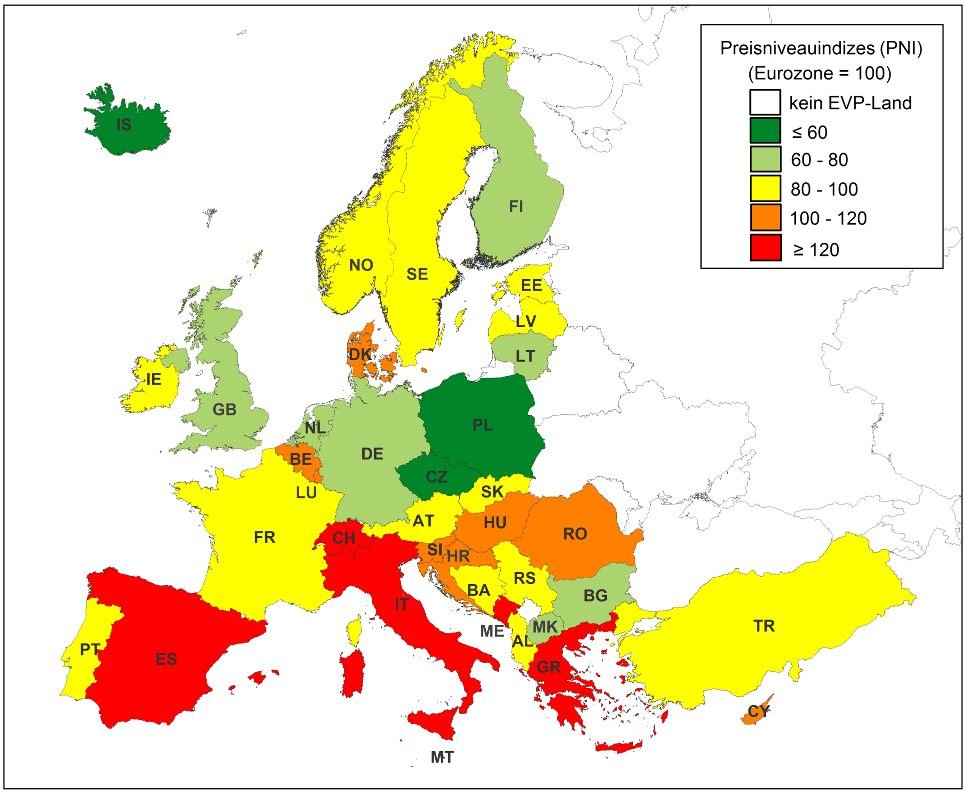

Abbildung 10.3: Preisniveauindizes der Güterkategorie *Butter* aller EVP-Länder 2009

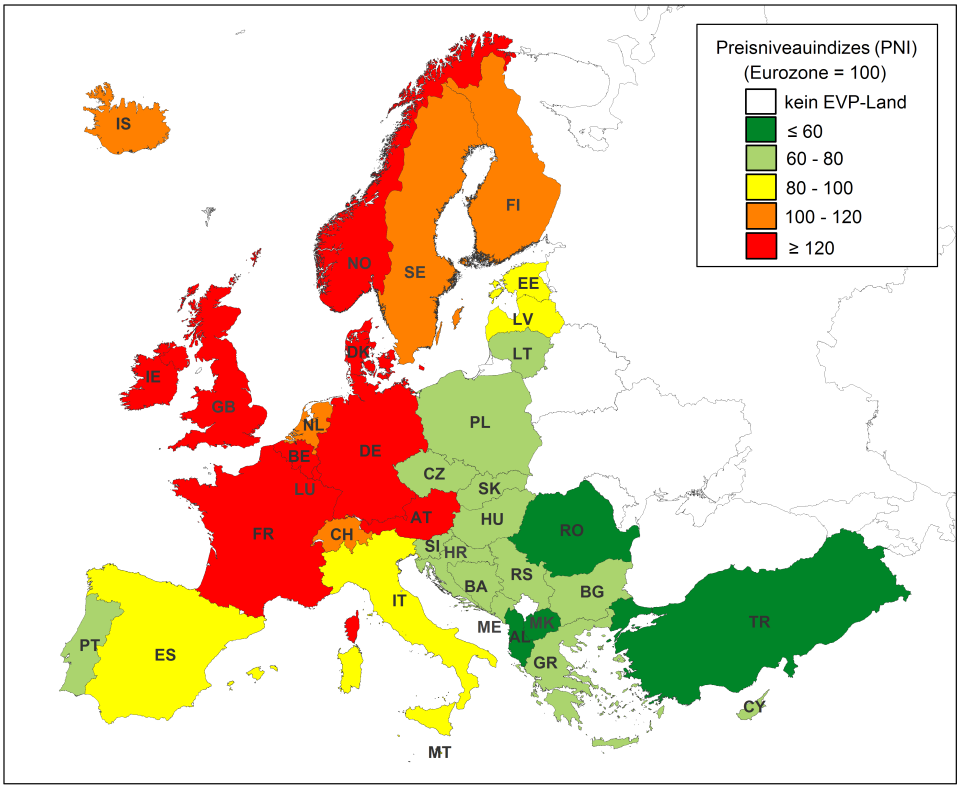

Abbildung 10.4: Preisniveauindizes der Güterkategorie *Früchte (frisch, gekühlt)* aller EVP-Länder 2009

Ganz anders sieht die Verteilung der Güterkategorie *frischer/gekühlter Früchte* aus (vgl. Abbildung 10.4). Im Unterschied zur Kategorie *Butter* sind die Preise dieser Güterkategorie durch ein eindeutiges Nordwest-Südost-Gefälle charakterisiert. Frische Früchte sind demnach in Ländern wie Deutschland, Frankreich, Norwegen und Großbritannien sehr teuer, dagegen sind sie in sämtlichen südöstlichen Ländern Europas sehr preiswert zu erwerben. Angesichts der Tatsache, dass die meisten Güter dieser Kategorie in den Ländern Süd- und Westeuropas produziert und anschließend exportiert werden, sind diese Ergebnisse nicht weiter überraschend. Im Gegenteil: Das Gesamtbild der Preisniveauverhältnisse aus Abbildung 10.4 spiegelt genau die Verteilung wider, die zu erwarten ist. Letztlich deutet dieses Ergebnis darauf hin, dass die Schätzung der KKPs mit Hilfe der zugrunde gelegten Aggregationsmethoden verlässliche, realitätsnahe Ergebnisse generiert. Dass die Ergebnisse aber von Methode zu Methode anders ausfallen können, zeigen die Ergebnisse in den Tabellen C.4 - C.5 in Anhang C.2.

10.3 Resümee der empirischen Auswertungen unterhalb der Elementarebene

Die in Abschnitt 10.1 und 10.2 durchgeführten Berechnungen haben das Ziel verfolgt, die KKPs der einzelnen Ländern sowohl methodenübergreifend, als auch zwischen den verschiedenen Güterkategorien zu vergleichen. Im Zuge dessen ließen sich einige interessante Beobachtungen machen. Daher werden die wichtigsten Erkenntnisse an dieser Stelle noch einmal kurz zusammengefasst.

Die KKP-Vergleiche der verschiedene Aggregationsmethoden aus den Tabellen 10.1, 10.2 und 10.3 haben gezeigt, dass je nachdem, wie viele Informationen zu einzelnen Güterkategorien vorliegen, zum Teil erhebliche Unterschiede in den berechneten KKPs zu Tage treten. Güterkategorien, die über eine hohe Gesamtzahl unterschiedlicher Güter verfügen, von denen viele preislich erfasst und repräsentativ für den Konsum der Länder sind, generieren tendenziell ähnliche Ergebnisse für die verschiedenen Aggregationsmethoden. Stehen nur wenige Informationen zur Verfügung, sind die Ergebnisse der betrachteten Methoden weniger robust und generieren zum Teil vollkommen unterschiedliche KKP-Ergebnisse. Vor allem die unterschiedlichen Ansätze der GEKS- und MST-Methoden reagieren anfällig auf eine unzureichende Informationslage innerhalb einer Güterkategorie, da sie im Wesentlichen auf bilateralen Preisindizes basieren. Die Ergebnisse bilateraler Preisindizes sind jedoch umso weniger verlässlich, je weniger Güter preislich erfasst sind oder als repräsentativ eingestuft werden.

Eine Ausnahme ist die Güterkategorie *Butter*. Obschon diese Kategorie lediglich drei unterschiedliche Güter umfasst, sind die KKPs methodenübergreifend verhältnismäßig ähnlich. Der Grund hierfür ist vermutlich, dass sich die Güter dieser Kategorie zwischen den Ländern qualitativ kaum unterscheiden und aus deshalb auch zwischen den Ländern sehr vergleichbar sind. Ähnliche Beobachtungen ließen sich beispielsweise auch für die Güterkategorien *Margarine* oder *Zucker* machen.

Wie unterschiedlich die KKPs der EVP-Länder zwischen den 30 betrachteten Güterkategorien ausfallen können, haben die Ergebnisse der Tabellen 10.4 und C.4 - C.5 in Anhang C.2 demonstriert. Diese Ergebnisse sind ein Beleg dafür, dass die relativen Preise zwischen den Güterkategorien zum Teil erheblich voneinander abweichen. In Abhängigkeit davon, mit welcher Aggregationsmethode die KKPs berechnet werden, sind die KKP-Unterschiede zwischen den Güterkategorien mehr oder weniger stark ausgeprägt.

Im folgenden Kapitel wird untersucht, wie sich die unterschiedlichen Aggregationsmethoden auf die KKP-Berechnungen auf der Elementarebene auswirken. In diesem Zusammenhang wird u.a. untersucht, welchen Einfluss Güterkategorien mit negativen Ausgabenanteilen in einem Vergleich der realen BIPs der EVP-Länder haben und wie sehr sich die realen Konsumausgaben privater Haushalte zwischen den unterschiedlichen Aggregationsmethoden unterscheiden.

Kapitel 11

Empirische Auswertungen auf der Elementarebene

Kaufkraftparitäten dienen vorwiegend als Werkzeug zur Umwandlung nominaler Wirtschaftskennzahlen in real vergleichbare Größen. Einige mögliche Anwendungsbereiche von KKPs wurden bereits in Kapitel 2.3 eingehend diskutiert. In den empirischen Berechnungen diesen Kapitels werden KKPs in erster Linie eingesetzt, um die volkswirtschaftliche Größe der EVP-Länder sowie den Wohlstand der Einwohner zwischen diesen Ländern vergleichbar zu machen.

Das Ziel dieses Kapitels ist es, KKP-Vergleiche für alle Teilnehmerländer des EVPs mit Hilfe verschiedener multilateraler Aggregationsmethoden zu bestimmen. Im Vordergrund der Berechnungen stehen dabei die folgenden Fragen:

- Wie stark beeinflussen Güterkategorien mit negativen Ausgaben die Ergebnisse von KKPs bzw. realen Kennzahlen und wie lassen sich mögliche Auswirkungen erklären?
- Wie ausgeprägt sind die Unterschiede zwischen KKPs bzw. realen Kennzahlen je nach Wahl der Aggregationsmethode? Worauf lassen sich mögliche Unterschiede maßgeblich zurückführen?
- Nimmt der Gerschenkron-Effekt einen ausschlaggebenden Einfluss auf die Ergebnisse einiger Aggregationsmethoden?

Um diese Fragen zu beantworten, sind die nachfolgenden Berechnungen in zwei Abschnitte unterteilt. Abschnitt 11.1 beschäftigt sich insbesondere mit der Frage, in welchem Ausmaß sich Güterkategorien mit negativen Ausgaben einzelner Länder in den Ergebnissen der KKPs niederschlagen und damit unmittelbar Auswirkungen auf die Berechnung realer Kennzahlen haben. In Anlehnung an Sergeev (2001b) wird dabei untersucht, inwiefern sich Abweichungen der KKPs vor allem durch den Anteil negativer Ausgaben am

Gesamt-BIP erklären lassen oder aber möglicherweise durch starke Disparitäten zwischen den Wechselkursen und den KKPs der einzelnen Güterkategorien zustandekommen. Da Güterkategorien mit negativen Ausgaben insbesondere die Hauptkategorien Bruttoanlageinvestitionen, Vorratsänderungen und Nettozugang von Wertsachen sowie die Außenhandelsbilanz betreffen, werden die KKP-Berechnungen im ersten Teil auf Grundlage aller 224 Güterkategorien durchgeführt, d.h. auf Basis sämtlicher Komponenten des BIPs.

Im Unterschied dazu verfolgen die Berechnungen in Abschnitt 11.2 das Ziel, die Lebenshaltungskosten (LHK) der EVP-Länder zu vergleichen. Unter Lebenshaltungskosten werden die finanziellen Aufwendungen zusammengefasst, die ein privater Durchschnittshaushalt aufbringen muss, um seine Konsumgewohnheiten befriedigen zu können. Welche Waren und Dienstleistungen die Konsumgewohnheiten eines Durchschnittshaushalts widerspiegeln richtet sich danach, für welche Güter die privaten Haushalte eines Landes ihr Einkommen anteilig verwenden. Anhand dieser Informationen lässt sich ermessen, in welchem Maße bestimmte Güter bzw. Güterkategorien die Lebenshaltungskosten der privaten Verbraucher beeinflussen.

In vielen Ländern wird die Entwicklung der LHK im intertemporalen Kontext von den nationalen statistischen Ämtern durchgeführt. Die diesen Berechnungen zugrunde gelegte Zusammensetzung einzelner Gütergruppen (Warenkörbe) orientiert sich dabei an den typischen Konsumpräferenzen der jeweiligen Länder. Länderübergreifend wären solche Warenkörbe aber nicht vergleichbar, da sich die Zusammensetzung der Warenkörbe zwischen verschiedenen Ländern mitunter erheblich unterscheiden kann. Daher lassen sich die für die LHK relevanten Güterkategorien aus der intertemporalen Preismessung nicht unmittelbar für internationale Vergleiche nutzen.

Um dennoch die LHK zwischen den Ländern des EVPs vergleichen ist können, lassen sich die Güterkategorien des BIPs heranziehen, die auf die individuellen Konsumausgaben der privaten Haushalte entfallen. Tatsächlich existieren (zumindest) mit Blick auf die elementaren Güterkategorien, wie diverse Nahrungsmitttel, Getränke, Bekleidung oder Wohnkosten, zum Teil große Überschneidungen zwischen den Gütern intertemporaler und interregionaler Vergleiche. Bei der Betrachtung des Wägungsschemas der Messung des Verbraucherpreisindex in Deutschland im Jahr 2010 (Statistisches Bundesamt, 2013) fällt auf, dass die darin berücksichtigten Güter viele Gemeinsamkeiten mit den für die individuellen Konsumausgaben der privaten Haushalte relevanten Güterkategorien im EVP aufweisen.

Allerdings unterscheidet sich die intertemporale von der interregionalen Perspektive der LHK bzw. Konsumausgaben privater Haushalte in einem wesentlichen Punkt. In der intertemporalen Preismessung werden keinerlei Konsumausgaben berücksichtigt, die von im Inland wohnhaften Haushalten im Ausland getätigt werden. Das bedeutet es existiert keine Güterkategorie *Nettokäufe im Ausland*. In Anbetracht dessen stellt sich Frage, ob die von den im Inland ansässigen Haushalten (inländische Haushalte) getätigten Konsumausgaben im Ausland ein relevanter Bestandteil der inländischen LHK sind. Aus Sicht des Autors sprechen speziell zwei Gründe dagegen, im Ausland getätigte Konsumausgaben als Komponente der LHK privater Haushalte im Inland anzusehen:

1. Ein Vergleich der LHK sollte vor allem darauf abzielen, diejenigen Konsumgüter der privaten Haushalte miteinander zu vergleichen, die im Inland anfallen. Konsumausgaben, die inländische Haushalte im Ausland tätigen, tragen daher nicht unmittelbar zu den LHK im Inland bei. Es ließe sich sicherlich argumentieren, dass die anfallenden Ausgaben im Ausland auch eine zu beachtende Komponente der Konsumausgaben privater Haushalte darstellen. Interessiert man sich aber ausschließlich für die LHK im Inland, sollten diese Ausgaben vernachlässigt werden.

2. Zöge man dennoch die Konsumausgaben in Betracht, die inländische Haushalte im Ausland tätigen, so würde sich das Problem ergeben, dass die hierzu benötigten Informationen nicht explizit in dieser Form vorliegen, sondern in den zugrunde liegenden EVP-Daten lediglich als Nettogröße ausgewiesen werden (*Nettokäufe im Ausland*). Das bedeutet, dass von den eigentlich relevanten Ausgaben inländischer Haushalte im Ausland zusätzlich die Konsumausgaben ausländischer Haushalte im Inland abgezogen werden. Da die Ausgaben der ausländischen Haushalte aber keine unmittelbare Relevanz für die Lebenshaltungskosten der privaten Haushalte im Inland haben, ist die Güterkategorie *Nettokäufe im Ausland* „verunreinigt“ und kann in dieser Form nicht verwendet werden. Um die nötigen Informationen nutzen zu können, müssten die jeweiligen Ausgaben gesondert ausgewiesen werden.

Ob die Konsumausgaben, die inländische Haushalte im Ausland tätigen, als relevante Komponente der Konsumausgaben privater Haushalte anzusehen sind, ist letztlich keine Frage von Richtig oder Falsch, sondern eine Frage, was der Anwender untersuchen möchte. Da es im Rahmen der Berechnungen in Kapitel 11.2 speziell um einen Vergleich der inländischen LHK geht, sollten sämtliche Ausgaben, die nicht im Inland getätigt werden, keine Berücksichtigung finden. Die inländischen LHK setzen sich somit aus sämtlichen Güterkategorien zusammen, die aus verwendungsseitiger Perspektive des BIPs die Konsumausgaben der privaten Haushalte betreffen. Aus diesem Grund ist es treffender, im weiteren Verlauf von Konsumausgaben privater Haushalte (K.p.H.) zu sprechen.

Um die K.p.H. zwischen den EVP-Ländern vergleichen zu können, müssen diese zunächst mit den KKPs der jeweiligen Ländern bereinigt werden. Ein wesentlicher Bestandteil von Abschnitt 11.2 widmet sich daher der Frage, wie sehr sich die Wahl unterschiedlicher Aggregationsmethoden auf die Messung der KKPs und damit unmittelbar auf die Ergebnisse der realen K.p.H. auswirken. Um dies zu quantifizieren, werden viele der vorgestellten Methoden einander gegenübergestellt.

11.1 Vergleiche des realen Bruttoinlandsprodukts

Die Besonderheit von internationalen Vergleichen des realen BIPs liegt vor allem darin, dass in manchen Regionen Güterkategorien negative Ausgaben aufweisen. Einige der vorgestellten Aggregationsmethoden weisen erhebliche Probleme im Umgang mit negativen Werten auf (z.B. die Geary-Khamis Methode), da sie in ihrer ursprünglichen Form nur für nicht-negative Mengenangaben konzipiert sind. In welchen Fällen negative Ausgaben einzelner Kategorien im Erhebungsjahr 2011 aufgetreten sind, wurde in Tabelle 9.1 zusammengefasst. Die folgenden Untersuchungen versuchen die Auswirkungen dieser problematischen Kategorien zu quantifizieren.

Tabelle 11.1 stellt die realen BIPs pro Kopf aller Teilnehmerländer des EVPs gegenüber. Die zur Bereinigung der Preisniveau- und Währungsunterschiede erforderlichen KKPs werden dabei in zwei unterschiedlichen Szenarien ermittelt. Im ersten Szenario werden KKPs auf Basis der *unveränderten* (also auch der negativen) Ausgabendaten aller Länder ermittelt. Das zweite Szenario dagegen greift Sergeevs Überlegungen auf, KKPs auf Basis der *absoluten* Ausgaben zu berechnen. In Analogie zu den Ausführungen von Sergeev (2001b, S. 8) werden die KKPs in Tabelle 11.1 auf Grundlage der ungewogenen GEKS-Methode mit geometrisch gemittelten Fisher-Indizes, $\ddot{P}_{\mathrm{Fi}}^{rs}$, ermittelt.

In der letzten Spalte der Tabelle sind die prozentualen Abweichungen der realen BIPs zwischen beiden Szenarien (vgl. dritte und vierte Spalte) zusammengefasst. Als auffällig werden hierbei Abweichungen erachtet, die größer als $\pm 2\%$ sind. Ursächlich für die Höhe der Abweichungen zwischen beiden Szenarien sind Sergeev zur Folge vor allem zwei Faktoren: 1) die Höhe des Anteils negativer Ausgaben (vgl. erste Spalte) und 2) die Diskrepanz zwischen den Wechselkursen und den KKPs der Güterkategorien (vgl. zweite Spalte).

Die Ergebnisse zeigen, dass die Abweichung der realen BIPs vor allem dann sehr groß ist, wenn beide Faktoren einen gravierenden Einfluss ausüben. Speziell bei den Ländern Albanien, Bosnien & Herzegowina, Mazedonien, Montenegro und Serbien treten Abweichungen in Höhe von ca. 10% und mehr auf. In beinahe jedem dieser Fälle ist der Anteil (absoluter) negativer Ausgaben am Gesamt-BIP größer als 20%. Darüber hinaus weisen fast alle Kaufkraftindizes dieser Länder einen Wert größer als 200% auf, was gleichbedeutend damit ist, dass die Währungen dieser Länder stark unterbewertet sind. Der Wechselkurs der Länder gegenüber dem Euro ist wesentlich größer (d.h. schwächer) als die durchschnittlich zu beobachtenden KKPs der elementaren Güterkategorien. Beide Faktoren tragen demzufolge maßgeblich dazu bei, dass die realen BIPs pro Kopf beider Szenarien deutlich voneinander abweichen.

Hieraus darf jedoch nicht geschlossen werden, dass die KKPs bzw. die realen BIPs pro Kopf beider Szenarien immer dann stark voneinander abweichen, wenn beide Faktoren (Anteil negativer Ausgaben und KKI) gleichzeitig einen großen Einfluss haben. Die

Beispiele Zypern, Griechenland, Malta und Portugal belegen das Gegenteil. Trotz hoher negativer Ausgabenanteile, die maßgeblich durch die hohen Außenhandelsdefizite dieser Länder verursacht werden, weisen die realen BIPs pro Kopf der Länder verhältnismäßig geringe Abweichungen auf.

Tabelle 11.1: Vergleich des realen BIP pro Kopf zwischen allen 37 EVP-Ländern (Jahr 2011) basierend auf KKPs mit *unveränderten* (negativen) und *absoluten* Ausgaben; KKP-Berechnung gemäß GEKS-Methode - ungewogene geometrische Mittelung von Fisher-Indizes

			Reales BIP/Kopf (Eurozone=100)		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	Anteil negativer Ausgaben am BIP [(1)] (in %)	Kaufkraftindex [(2)] (Eurozone=100) KKI = WK/KKP_{neg} (in %)	BIP auf Basis von KKPs mit negativen Ausg. (BIP_{neg})	BIP auf Basis von KKPs mit absoluten Ausg. (BIP_{abs})	Abweichung der realen BIPs [(3)] (in %) $\Delta\,(BIP_{neg}, BIP_{abs})$
Albania	25.047	228.492	28.722	25.245	13.773
Austria	2.865	86.975	119.532	120.084	-0.460
Belgium	1.476	84.836	109.306	108.877	0.394
Bosnia Herzegovina	26.012	193.182	27.110	24.498	10.663
Bulgaria	5.852	209.240	41.459	39.510	4.934
Croatia	12.576	141.853	56.417	54.790	2.969
Cyprus	8.384	106.645	84.391	84.578	-0.221
Czech Republic	4.106	130.844	73.835	72.848	1.354
Denmark	1.799	70.192	116.065	116.624	-0.479
Estonia	3.931	136.143	62.315	61.571	1.209
Finland	5.118	78.790	107.598	107.581	0.016
France	4.707	84.133	98.981	99.761	-0.783
FYR Macedonia	21.773	242.653	33.084	29.280	12.992
Germany	1.705	91.972	111.039	110.570	0.424
Greece	12.784	103.746	75.773	76.512	-0.967
Hungary	4.279	157.780	61.225	59.743	2.479
Iceland	0.076	84.012	102.142	102.587	-0.434
Ireland	2.286	88.131	117.949	117.635	0.267
Italy	3.283	93.302	93.207	93.256	-0.052
Latvia	6.063	144.467	53.908	53.088	1.545
Lithuania	2.669	157.666	57.704	56.501	2.129
Luxembourg	8.220	80.173	254.483	259.060	-1.767
Malta	13.619	131.427	77.051	75.461	2.107
Montenegro	27.866	193.776	39.493	35.648	10.787
Netherlands	3.096	87.659	121.444	120.805	0.529
Norway	2.090	64.702	175.128	175.808	-0.387
Poland	2.935	162.414	60.456	59.059	2.365
Portugal	11.082	116.300	71.716	71.143	0.805
Romania	5.723	185.330	45.508	43.691	4.160
Serbia	18.595	196.893	32.443	29.799	8.872
Slovakia	0.707	139.909	68.198	67.167	1.536
Slovenia	5.710	116.358	77.584	76.964	0.806
Spain	4.440	102.630	91.722	91.732	-0.011
Sweden	3.323	74.505	117.209	117.847	-0.542
Switzerland	3.823	62.410	139.978	140.680	-0.499
Turkey	11.707	171.474	48.592	46.012	5.606
United Kingdom	1.846	94.190	100.161	100.583	-0.420

[(1)] Rot markierte Zahlen deuten daraufhin, dass der Anteil (absoluter) negativer Ausgaben am BIP im jeweiligen Land größer ist als 7% (vgl. auch Abbildung 9.1).
[(2)] Rot markierte KKIs kennzeichnen diejenigen Länder, gegenüber denen der Durchschnitt der Länder der Eurozone (Referenz Eurozone = 100%) einen Kaufkraftgewinn von mehr als 50% (KKI = 150%) bzw. einen Kaufkraftverlust von mehr als 33.3% (KKI = 100%/150% = 66,66%) verzeichnet. Die zur Berechnung der KKIs benötigten Wechselkurse sind mengennotierte Wechselkurse gegenüber dem Euro (vgl. hierzu auch Tabelle C.1).
[(3)] Rot markierte Zahlen kennzeichnen alle Länder, deren Abweichung der realen BIPs pro Kopf größer als ± 2% ist.

Die Kaufkraftindizes dieser Länder deuten hingegen darauf hin, dass keine großen Unterschiede zwischen den Wechselkursen und KKPs zu beobachten sind. Dies ist nicht weiter verwunderlich, weil diese Länder Mitglieder der Währungsunion sind und demzufolge keine Unter- oder Überbewertung der Währungen vorliegen kann. Die KKIs der

Eurozonen-Länder sind praktisch die Kehrwerte der jeweiligen KKPs dieser Länder. Offensichtlich kompensieren die verhältnismäßig geringen Abweichungen zwischen den KKPs und der Eurowährung den Einfluss, den die Höhe der negativen Ausgaben auf die Endergebnisse realer BIPs pro Kopf nimmt.

Umgekehrt weisen Länder, deren Anteil negativer Ausgabenkomponenten eher gering (kleiner als 7%) ist, die aber gleichzeitig durch starke Abweichungen zwischen den Wechselkursen und den KKPs gekennzeichnet sind, Diskrepanzen zwischen den realen BIPs pro Kopf von mehr als 2% auf. Auffällig ist, dass der Effekt des zweiten Faktors tendenziell geringere Auswirkungen zu haben scheint, als der des ersten Faktors. Die Veränderungen der realen BIPs pro Kopf in Bulgarien, Ungarn, Litauen, Polen und Rumänien offenbaren, dass die Veränderungen relativ gering (meist nur knapp über 2%) ausfallen, obschon die Währungen dieser Länder gegenüber dem Euro zum Teil erheblich unterbewertet sind.

Im Großen und Ganzen zeigen die gewonnenen Erkenntnisse, dass die Diskrepanz zwischen den Szenarien unveränderter und absoluter Ausgaben in der Regel von mindestens einem der beiden Faktoren auszugehen scheint. Sind beide Faktoren relativ stark ausgeprägt, lassen sich generell auch hohe Abweichungen der realen BIPs beobachten. Interessant ist jedoch, dass sich hohe negative Ausgabenanteile bei Ländern der Eurozone kaum auf die Ergebnisse auswirken und offenbar durch die fehlenden Währungsunterschiede kompensiert werden. Für Länder außerhalb der Eurozone liegt hingegen die Vermutung nahe, dass das Ausmaß der Höhe der negativen Ausgaben einen größeren Einfluss auf die Verschiedenheit der KKPs bzw. der realen BIPs pro Kopf hat, als das Ausmaß der Abweichung zwischen Wechselkursen und KKPs.

Inwieweit die beschriebenen Faktoren tatsächlich einen signifikanten Einfluss auf die Abweichung der realen BIPs pro Kopf haben, lässt sich mit Hilfe eines einfachen linearen Regressionsmodells untersuchen. Hierzu sei unterstellt, dass die Höhe der negativen Ausgaben und die Höhe der Kaufkraftindizes (Abweichung zwischen Wechselkursen und KKPs der Länder) die erklärenden Variablen für die prozentuale Differenz der realen BIPs pro Kopf sind. In Tabelle 11.2 sind die Ergebnisse dieser Analyse zusammengefasst.

Die Analyse offenbart, dass sowohl die Höhe der Kaufkraftindizes als auch die Höhe der negativen Ausgaben einen signifikanten Einfluss auf die prozentuale Differenz zwischen den Szenarien realer BIPs pro Kopf haben. Den Ergebnissen der Regressionsanalyse zur Folge sind die Abweichungen der realen BIPs pro Kopf umso größer, 1) je stärker die Wechselkurse von berechneten KKPs eines Landes abweichen und 2) je höher die negativen Ausgaben eines Landes sind. Die Ergebnisse der Analyse untermauern insgesamt die Zusammenhänge, die bereits aus Tabelle 11.1 zu erkennen sind.

Tabelle 11.2: Einflussfaktoren auf die Differenz realer BIPs pro Kopf

	Koeffizienten des Regressionsmodells
Intercept	-5.646^{***}
	(0.632)
Kaufkraftindizes	0.048^{***}
	(0.006)
Anteil negativer Ausgaben	0.239^{***}
	(0.040)
R^2	0.905
Adj. R^2	0.899
Num. obs.	37

$^{***}p < 0.001$, $^{**}p < 0.01$, $^{*}p < 0.05$, (Standardfehler in Klammern)

Die bisherigen Berechnungen basieren allesamt auf KKPs, die mit Hilfe der GEKS-Methode aus ungewogenen, geometrisch gemittelten Fisher-Indizes resultieren. Es sei daher die Frage erlaubt, ob sich die bisher gewonnenen Erkenntnisse entscheidend ändern, wenn man die Berechnungsmethode der KKPs variiert. Im Großen und Ganzen muss diese Frage mit Nein beantwortet werden. Generell lassen sich sehr ähnliche Ergebnisse beobachten, wenn man die Berechnung der GEKS-KKPs auf Grundlage anderer bilateraler Preisindizes (z.B. Törnqvist- oder Davies-Indizes) durchführt oder durch vollkommen andere multilaterale Aggregationsmethoden (wie z.B. Gerardi-KKPs oder CPD-KKPs) ersetzt. Die Tabellen C.6 bis C.11 in Anhang C.3 geben einen Überblick über einige ausgewählte, alternative KKP-Berechnungen sowie deren Auswirkungen auf die prozentualen Abweichungen realer BIPs pro Kopf für die beiden Berechnungsszenarien.

Erwähnenswert ist an dieser Stelle, dass vor allem zwischen Ergebnissen des verallgemeinerten GEKS-Regressionsansatzes (vgl. Tabelle C.8) sowie der Gerardi-Methode (vgl. Tabelle C.9) zum Teil deutliche Unterschiede resultieren. So produzieren die mit Gerardi-KKPs ermittelten realen BIPs pro Kopf vor allem in Ländern mit einem sehr hohen Anteil negativer Ausgaben viel größere Abweichungen als dies für die KKPs des verallgemeinerten GEKS-Regressionsansatzes (und die meisten anderen multilateralen Aggregationsmethoden) der Fall ist.

Ein weiteres Indiz dafür, wie sehr Güterkategorien mit negativen Ausgaben die Berechnung verlässlicher KKPs beeinflussen, liefern die Relationen zwischen Laspeyres- und Paasche-Indizes. Im Kontext des verallgemeinerten GEKS-Regressionsansatzes bzw. im MST-Ansatz werden Paasche-Laspeyres Abstände als mögliche Gewichte verwendet. Der Abstand zwischen beiden Indizes ist ein Indikator dafür, wie sensitiv bilaterale Preisvergleiche gegenüber der Wahl bilateraler Indexformeln $\ddot{P}^{rs}$ sind. Während kleine Abstände darauf hindeuten, dass die Ergebnisse bilateraler Vergleiche - unabhängig von der verwendeten Indexformel - sehr nahe beieinander liegen, signalisieren große Abstände, dass die Wahl der Indexformel durchaus eine entscheidende Rolle spielt.

Aus Gleichung (5.22) ist bereits bekannt, dass das Ausmaß des Abstands zwischen Laspeyres und Paasche von den Varianzen der Preis- und Mengenrelationen der betrachteten Regionenpaare sowie deren Korrelation abhängt. Je größer ein PLA zwischen zwei Regionen demnach ist, umso größer sind die Varianzen der Preis- und Mengenrelationen, das bedeutet umso unterschiedlicher sind die Preise bzw. Mengen der betrachteten Güter zwischen dem betreffenden Regionenpaar. Darüber hinaus deuten die Abstände darauf hin, wie die Preis- und Mengenrelationen paarweiser Vergleiche miteinander korreliert sind. In der Regel sind Preis- und Mengenrelationen negativ miteinander korreliert. Steigt der Preis eines Gutes, sinkt für gewöhnlich die konsumierte Menge (Substitutionsgüter). Vor allem in intertemporalen Vergleichen sind negativ korrelierte Relationen von Preisen und Mengen der Normalfall (Hill, 1993, S. 383). Positiv korrelierte Preis- und Mengenrelationen sind eher ungewöhnlich, jedoch gerade in interregionalen Vergleichen aufgrund der zum Teil sehr unterschiedlichen Konsumgewohnheiten in den einzelnen Regionen keinesfalls auszuschließen. Während sich negativ korrelierte Relationen von Preisen und Mengen in Form von (nicht-logarithmierten) Paasche-Laspeyres-Relationen ($\mathrm{PL} = \ddot{P}^{rs}_{\mathrm{La}}/\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{Pa}}$) größer als 1 bemerkbar machen, resultieren im Fall positiver Korrelationen LP-Relationen kleiner als 1.

Die Tabellen 11.3 und 11.4 enthalten paarweise Paasche-Laspeyres-Relationen aller potenziellen Regionenpaare der 37 EVP-Teilnehmerländer. Die Relationen in Tabelle 11.3 wurden auf Grundlage der unveränderten Ausgaben berechnet. Demgegenüber basieren die Ergebnisse in Tabelle 11.4 auf den modifizierten, absoluten Ausgaben aller Güterkategorien. Relationen, die im Wertebereich $1 \leq \mathrm{PL} \leq 1{,}50$ liegen, werden häufig als gewöhnlich angesehen. Relationen, die jenseits dieser Grenzen liegen, sind eher ungewöhnlich und sind daher rot hervorgehoben.

Die Ergebnisse zeigen, dass vor allem in Regionen mit einem hohen Anteil negativer Ausgaben (vgl. hierzu erneut die Angaben in Abbildung 9.1 oder Tabelle 11.1) zum Teil sehr große Paasche-Laspeyres-Relationen resultieren. Erneut weisen vor allem Länder wie Albanien (AL), Mazedonien (MK), Montenegro (ME) oder Serbien (RS) auffällig viele rot gekennzeichnete Werte auf. Bemerkenswert ist, dass auch in den Ländern Luxemburg (LU), Norwegen (NO) und der Schweiz (CH) zum Teil sehr markante Paasche-Laspeyres-Relationen auszumachen sind, obschon in diesen Ländern der Anteil negativer Ausgaben eher gering ist. Eine mögliche Erklärung hierfür ist das hohe Preisniveau in diesen Ländern und deutlich überbewertete Währungen. In Preisvergleichen mit anderen Ländern ergeben sich dadurch zwangsläufig sehr hohe Preisrelationen, die sich letztlich in hohen Paasche-Laspeyres-Relationen niederschlagen.

Tabelle 11.3: Paasche-Laspeyres-Relationen auf Basis der *unveränderten (auch negativen)* Ausgaben für alle 37 EVP-Ländern (Jahr 2011)

	AL	AT	BE	BA	BG	HR	CY	CZ	DK	EE	FI	FR	MK	DE	EL	HU	IS	IE	IT	LV	LT	LU	MT	ME	NL	NO	PL	PT	RO	RS	SK	SI	ES	SE	CH	TR	UK
AL	1.00	1.82	1.72	1.06	1.09	1.14	1.41	1.30	1.81	1.27	1.56	1.60	1.02	1.77	1.18	1.20	1.76	1.87	1.57	1.16	1.21	2.84	1.24	1.09	1.76	2.43	1.23	1.23	1.09	1.06	1.18	1.46	1.35	1.98	2.43	1.18	1.65
AT	1.82	1.00	1.02	1.54	1.50	1.20	1.09	1.08	1.03	1.16	1.04	1.03	1.68	1.01	1.10	1.16	1.07	1.02	1.05	1.23	1.18	1.11	1.18	1.67	1.02	1.11	1.20	1.12	1.44	1.55	1.17	1.05	1.10	1.04	1.07	1.38	1.05
BE	1.72	1.02	1.00	1.50	1.47	1.19	1.11	1.06	1.05	1.15	1.03	1.02	1.65	1.03	1.11	1.16	1.11	1.02	1.04	1.20	1.18	1.10	1.21	1.69	1.02	1.14	1.19	1.09	1.38	1.58	1.15	1.05	1.06	1.08	1.08	1.35	1.05
BA	1.06	1.54	1.50	1.00	1.09	1.09	1.25	1.21	1.59	1.17	1.39	1.42	1.07	1.54	1.16	1.14	1.50	1.68	1.41	1.09	1.12	2.26	1.20	1.10	1.52	2.04	1.11	1.16	1.10	1.06	1.13	1.29	1.27	1.67	2.07	1.14	1.53
BG	1.09	1.50	1.47	1.09	1.00	1.05	1.18	1.18	1.54	1.13	1.35	1.39	1.10	1.49	1.09	1.13	1.42	1.66	1.41	1.06	1.08	2.29	1.07	1.04	1.52	1.97	1.11	1.15	1.08	1.05	1.09	1.27	1.24	1.58	1.99	1.14	1.43
HR	1.14	1.20	1.19	1.09	1.05	1.00	1.08	1.03	1.22	1.00	1.11	1.14	1.11	1.20	1.00	0.99	1.19	1.27	1.15	0.99	0.99	1.59	1.05	1.09	1.16	1.46	1.02	1.04	1.02	1.05	0.99	1.07	1.06	1.24	1.47	1.09	1.16
CY	1.41	1.09	1.11	1.25	1.18	1.08	1.00	1.03	1.18	1.07	1.10	1.11	1.29	1.11	1.04	1.05	1.15	1.13	1.07	1.08	1.05	1.32	1.06	1.35	1.11	1.32	1.07	1.07	1.16	1.26	1.05	1.03	1.09	1.19	1.31	1.18	1.10
CZ	1.30	1.08	1.06	1.21	1.18	1.03	1.03	1.00	1.10	1.04	1.05	1.04	1.28	1.08	0.99	1.03	1.14	1.14	1.07	1.05	1.03	1.39	1.03	1.23	1.08	1.35	1.05	1.00	1.12	1.22	1.04	1.04	1.01	1.16	1.28	1.17	1.09
DK	1.81	1.03	1.05	1.59	1.54	1.22	1.18	1.10	1.00	1.14	1.02	1.05	1.77	1.04	1.16	1.19	1.07	1.00	1.09	1.22	1.18	1.10	1.23	1.70	1.01	1.04	1.23	1.14	1.46	1.64	1.19	1.07	1.11	1.02	1.04	1.42	1.07
EE	1.27	1.16	1.15	1.17	1.13	1.00	1.07	1.04	1.14	1.00	1.07	1.11	1.24	1.16	1.00	1.06	1.15	1.20	1.15	1.02	1.02	1.51	1.03	1.14	1.13	1.37	1.08	1.03	1.08	1.15	1.03	1.06	1.07	1.18	1.36	1.20	1.15
FI	1.56	1.04	1.03	1.39	1.35	1.11	1.10	1.05	1.02	1.07	1.00	1.03	1.49	1.05	1.09	1.10	1.09	1.01	1.05	1.14	1.09	1.12	1.14	1.47	1.00	1.09	1.12	1.07	1.27	1.41	1.11	1.02	1.05	1.05	1.10	1.31	1.04
FR	1.60	1.03	1.02	1.42	1.39	1.14	1.11	1.04	1.05	1.11	1.03	1.00	1.49	1.03	1.09	1.10	1.08	1.02	1.04	1.16	1.10	1.15	1.15	1.56	1.02	1.14	1.11	1.08	1.30	1.44	1.10	1.02	1.06	1.06	1.12	1.29	1.02
MK	1.02	1.68	1.65	1.07	1.10	1.11	1.29	1.28	1.77	1.24	1.49	1.49	1.00	1.67	1.13	1.24	1.60	1.94	1.51	1.15	1.15	2.71	1.20	1.05	1.68	2.30	1.14	1.20	1.14	1.07	1.17	1.39	1.32	1.81	2.30	1.17	1.61
DE	1.77	1.01	1.03	1.54	1.49	1.20	1.11	1.08	1.04	1.16	1.05	1.03	1.67	1.00	1.12	1.18	1.07	1.05	1.08	1.21	1.16	1.18	1.19	1.63	1.03	1.13	1.17	1.13	1.44	1.55	1.16	1.07	1.12	1.04	1.08	1.40	1.06
EL	1.18	1.10	1.11	1.16	1.09	1.00	1.04	0.99	1.16	1.00	1.09	1.09	1.13	1.12	1.00	1.00	1.12	1.14	1.08	1.03	0.98	1.34	1.05	1.17	1.10	1.32	0.99	1.03	1.05	1.12	0.99	1.01	1.05	1.16	1.30	1.13	1.11
HU	1.20	1.16	1.16	1.14	1.13	0.99	1.05	1.03	1.19	1.06	1.10	1.10	1.24	1.18	1.00	1.00	1.19	1.29	1.14	1.03	1.04	1.65	1.01	1.15	1.17	1.47	1.05	1.04	1.10	1.14	1.02	1.07	1.06	1.23	1.46	1.11	1.13
IS	1.76	1.07	1.11	1.50	1.42	1.19	1.15	1.14	1.07	1.15	1.09	1.08	1.60	1.07	1.12	1.19	1.00	1.08	1.12	1.21	1.17	1.26	1.16	1.53	1.07	1.10	1.19	1.15	1.40	1.45	1.16	1.09	1.16	1.06	1.15	1.43	1.11
IE	1.87	1.02	1.02	1.68	1.66	1.27	1.13	1.14	1.00	1.20	1.01	1.02	1.94	1.05	1.14	1.29	1.08	1.00	1.04	1.27	1.27	1.13	1.25	1.82	1.01	1.04	1.33	1.11	1.51	1.77	1.19	1.10	1.08	1.04	1.03	1.51	1.05
IT	1.57	1.05	1.04	1.41	1.41	1.15	1.07	1.07	1.09	1.15	1.05	1.04	1.51	1.08	1.08	1.14	1.12	1.04	1.00	1.18	1.15	1.16	1.18	1.59	1.04	1.18	1.16	1.07	1.34	1.46	1.12	1.06	1.05	1.11	1.16	1.24	1.03
LV	1.16	1.23	1.20	1.09	1.06	0.99	1.08	1.05	1.22	1.02	1.14	1.16	1.15	1.21	1.03	1.03	1.21	1.27	1.18	1.00	1.02	1.66	1.03	1.07	1.20	1.49	1.03	1.05	1.05	1.07	1.02	1.09	1.11	1.28	1.51	1.14	1.19
LT	1.21	1.18	1.18	1.12	1.08	0.99	1.05	1.03	1.18	1.02	1.09	1.10	1.15	1.16	0.98	1.04	1.17	1.27	1.15	1.02	1.00	1.66	1.00	1.09	1.16	1.44	1.04	1.02	1.09	1.09	1.01	1.07	1.06	1.21	1.45	1.12	1.13
LU	2.84	1.11	1.10	2.26	2.29	1.59	1.32	1.39	1.10	1.51	1.12	1.15	2.71	1.18	1.34	1.65	1.26	1.13	1.16	1.66	1.66	1.00	1.61	2.52	1.12	1.14	1.71	1.35	2.02	2.36	1.54	1.27	1.21	1.15	1.05	2.11	1.22
MT	1.24	1.18	1.21	1.20	1.07	1.05	1.06	1.03	1.23	1.03	1.14	1.15	1.20	1.19	1.05	1.01	1.16	1.25	1.18	1.03	1.00	1.61	1.00	1.20	1.17	1.44	1.04	1.08	1.07	1.17	1.02	1.10	1.11	1.23	1.45	1.19	1.15
ME	1.09	1.67	1.69	1.10	1.04	1.09	1.35	1.23	1.70	1.14	1.47	1.56	1.05	1.63	1.17	1.15	1.53	1.82	1.59	1.07	1.09	2.52	1.20	1.00	1.64	2.16	1.09	1.28	1.06	1.02	1.10	1.33	1.37	1.69	2.22	1.16	1.58
NL	1.76	1.02	1.02	1.52	1.52	1.16	1.11	1.08	1.01	1.13	1.00	1.02	1.68	1.03	1.10	1.17	1.07	1.01	1.04	1.20	1.16	1.12	1.17	1.64	1.00	1.09	1.20	1.10	1.41	1.54	1.17	1.06	1.05	1.03	1.07	1.38	1.02
NO	2.43	1.11	1.14	2.04	1.97	1.46	1.32	1.35	1.04	1.37	1.09	1.14	2.30	1.13	1.32	1.47	1.10	1.04	1.18	1.49	1.44	1.14	1.44	2.16	1.09	1.00	1.55	1.34	1.85	2.00	1.42	1.23	1.27	1.05	1.05	1.74	1.14
PL	1.23	1.20	1.19	1.11	1.11	1.02	1.07	1.05	1.23	1.08	1.12	1.11	1.14	1.17	0.99	1.05	1.19	1.33	1.16	1.03	1.04	1.71	1.04	1.09	1.20	1.55	1.00	1.09	1.11	1.08	1.03	1.09	1.13	1.26	1.51	1.09	1.16
PT	1.23	1.12	1.09	1.16	1.15	1.04	1.07	1.00	1.14	1.03	1.07	1.08	1.20	1.13	1.03	1.04	1.15	1.11	1.07	1.05	1.02	1.35	1.08	1.28	1.10	1.34	1.09	1.00	1.10	1.21	1.03	1.05	1.03	1.20	1.29	1.14	1.12
RO	1.09	1.44	1.38	1.10	1.08	1.02	1.16	1.12	1.46	1.08	1.27	1.30	1.14	1.44	1.05	1.10	1.40	1.51	1.34	1.05	1.09	2.02	1.07	1.06	1.41	1.85	1.11	1.10	1.00	1.11	1.05	1.21	1.15	1.53	1.85	1.18	1.37
RS	1.06	1.55	1.58	1.06	1.05	1.05	1.26	1.22	1.64	1.15	1.41	1.44	1.07	1.55	1.12	1.14	1.45	1.77	1.46	1.07	1.09	2.36	1.17	1.02	1.54	2.00	1.08	1.21	1.11	1.00	1.09	1.30	1.32	1.62	2.07	1.18	1.50
SK	1.18	1.17	1.15	1.13	1.09	0.99	1.05	1.04	1.19	1.03	1.11	1.10	1.17	1.16	0.99	1.02	1.16	1.19	1.12	1.02	1.01	1.54	1.02	1.10	1.17	1.42	1.03	1.03	1.05	1.09	1.00	1.07	1.06	1.23	1.44	1.05	1.11
SI	1.46	1.05	1.05	1.29	1.27	1.07	1.03	1.04	1.07	1.06	1.02	1.02	1.39	1.07	1.01	1.07	1.09	1.10	1.06	1.09	1.07	1.27	1.10	1.33	1.06	1.23	1.09	1.05	1.21	1.30	1.07	1.00	1.04	1.10	1.21	1.22	1.06
ES	1.35	1.10	1.06	1.27	1.24	1.06	1.09	1.01	1.11	1.07	1.05	1.06	1.32	1.12	1.05	1.06	1.16	1.08	1.05	1.11	1.06	1.21	1.11	1.37	1.05	1.27	1.13	1.03	1.15	1.32	1.06	1.04	1.00	1.17	1.23	1.23	1.07
SE	1.98	1.04	1.08	1.67	1.58	1.24	1.19	1.16	1.02	1.18	1.05	1.06	1.81	1.04	1.16	1.23	1.06	1.04	1.11	1.28	1.21	1.15	1.23	1.69	1.03	1.05	1.26	1.20	1.53	1.62	1.23	1.10	1.17	1.00	1.07	1.48	1.05
CH	2.43	1.07	1.08	2.07	1.99	1.47	1.31	1.28	1.04	1.36	1.10	1.12	2.30	1.08	1.30	1.46	1.15	1.03	1.16	1.51	1.45	1.05	1.45	2.22	1.07	1.05	1.51	1.29	1.85	2.07	1.44	1.21	1.23	1.07	1.00	1.83	1.15
TR	1.18	1.38	1.35	1.14	1.14	1.09	1.18	1.17	1.42	1.20	1.31	1.29	1.17	1.40	1.13	1.11	1.43	1.51	1.24	1.14	1.12	2.11	1.19	1.16	1.38	1.74	1.09	1.14	1.18	1.18	1.05	1.22	1.23	1.48	1.83	1.00	1.35
UK	1.65	1.05	1.05	1.53	1.43	1.16	1.10	1.09	1.07	1.15	1.04	1.02	1.61	1.06	1.11	1.13	1.11	1.05	1.03	1.19	1.13	1.22	1.15	1.58	1.02	1.14	1.16	1.12	1.37	1.50	1.11	1.06	1.07	1.05	1.15	1.35	1.00

Anmerkung: Sämtliche Relationen ergeben sich aus dem Verhältnis zwischen bilateralen Laspeyres- und Paasche-Indizes für alle potentiellen Regionenpaare. Rot markierte Relationen kennzeichnen Relationen die einen Wert kleiner als 1.00 oder größer als 1.50 aufweisen.

Tabelle 11.4: Paasche-Laspeyres-Relationen auf Basis der *absoluten* Ausgaben für alle 37 EVP-Ländern (Jahr 2011)

	AL	AT	BE	BA	BG	HR	CY	CZ	DK	EE	FI	FR	MK	DE	EL	HU	IS	IE	IT	LV	LT	LU	MT	ME	NL	NO	PL	PT	RO	RS	SK	SI	ES	SE	CH	TR	UK
AL	1.00	1.42	1.28	1.03	1.05	1.07	1.26	1.10	1.33	1.09	1.14	1.28	1.02	1.33	1.12	1.06	1.34	1.40	1.26	1.03	1.07	2.24	1.13	1.07	1.30	1.72	1.08	1.11	1.03	1.04	1.02	1.21	1.12	1.44	1.72	1.11	1.32
AT	1.42	1.00	1.02	1.25	1.46	1.11	1.06	1.09	1.02	1.17	1.04	1.02	1.40	1.02	1.07	1.17	1.06	1.02	1.05	1.23	1.20	1.11	1.11	1.32	1.02	1.10	1.22	1.08	1.39	1.33	1.18	1.04	1.09	1.04	1.06	1.26	1.04
BE	1.28	1.02	1.00	1.18	1.37	1.08	1.06	1.05	1.05	1.13	1.04	1.01	1.31	1.03	1.07	1.13	1.10	1.02	1.04	1.17	1.16	1.10	1.11	1.28	1.02	1.13	1.17	1.04	1.29	1.29	1.13	1.03	1.04	1.09	1.08	1.18	1.04
BA	1.03	1.25	1.18	1.00	1.09	1.04	1.14	1.07	1.22	1.06	1.08	1.18	1.07	1.22	1.09	1.06	1.19	1.31	1.17	1.01	1.05	1.84	1.11	1.06	1.19	1.51	1.05	1.07	1.07	1.05	1.02	1.12	1.09	1.27	1.53	1.09	1.26
BG	1.05	1.46	1.37	1.09	1.00	1.11	1.27	1.15	1.44	1.11	1.24	1.39	1.05	1.40	1.21	1.11	1.35	1.54	1.39	1.06	1.06	2.31	1.13	1.06	1.39	1.80	1.09	1.21	1.08	1.06	1.06	1.25	1.24	1.45	1.83	1.15	1.40
HR	1.07	1.11	1.08	1.04	1.11	1.00	1.06	1.01	1.09	1.00	0.99	1.07	1.09	1.10	1.00	1.01	1.09	1.15	1.08	1.00	1.01	1.48	1.03	1.03	1.05	1.27	1.04	1.03	1.06	1.04	0.99	1.04	1.02	1.11	1.28	1.08	1.09
CY	1.26	1.06	1.06	1.14	1.27	1.06	1.00	1.06	1.11	1.11	1.06	1.07	1.24	1.07	1.04	1.11	1.11	1.09	1.04	1.12	1.12	1.28	1.06	1.20	1.07	1.22	1.14	1.06	1.22	1.20	1.09	1.04	1.07	1.13	1.21	1.16	1.08
CZ	1.10	1.09	1.05	1.07	1.15	1.01	1.06	1.00	1.08	1.03	1.02	1.06	1.12	1.07	1.03	1.03	1.12	1.12	1.07	1.05	1.03	1.42	1.02	1.08	1.06	1.30	1.06	1.02	1.09	1.10	1.03	1.04	1.02	1.13	1.24	1.11	1.09
DK	1.33	1.02	1.05	1.22	1.44	1.09	1.11	1.08	1.00	1.12	1.02	1.04	1.38	1.04	1.08	1.16	1.06	1.00	1.07	1.18	1.16	1.08	1.11	1.26	1.01	1.04	1.22	1.07	1.36	1.32	1.17	1.04	1.08	1.02	1.04	1.23	1.06
EE	1.09	1.17	1.13	1.06	1.11	1.00	1.11	1.03	1.12	1.00	1.04	1.12	1.10	1.14	1.05	1.05	1.14	1.17	1.15	1.02	1.03	1.55	1.03	1.02	1.10	1.32	1.08	1.05	1.07	1.06	1.03	1.06	1.08	1.15	1.32	1.15	1.15
FI	1.14	1.04	1.04	1.08	1.24	0.99	1.06	1.02	1.02	1.04	1.00	1.03	1.16	1.05	1.02	1.07	1.08	1.01	1.06	1.09	1.06	1.12	1.03	1.10	1.00	1.09	1.10	1.01	1.17	1.14	1.08	0.99	1.03	1.04	1.10	1.14	1.03
FR	1.28	1.02	1.01	1.18	1.39	1.07	1.07	1.06	1.04	1.12	1.03	1.00	1.28	1.03	1.06	1.13	1.07	1.02	1.04	1.17	1.13	1.14	1.09	1.25	1.02	1.11	1.15	1.05	1.29	1.25	1.11	1.02	1.05	1.06	1.09	1.19	1.02
MK	1.02	1.40	1.31	1.07	1.05	1.09	1.24	1.12	1.38	1.10	1.16	1.28	1.00	1.33	1.15	1.11	1.29	1.52	1.28	1.04	1.04	2.30	1.14	1.07	1.31	1.74	1.03	1.15	1.07	1.05	1.02	1.22	1.16	1.40	1.74	1.12	1.35
DE	1.33	1.02	1.03	1.22	1.40	1.10	1.07	1.07	1.04	1.14	1.05	1.03	1.33	1.00	1.08	1.15	1.06	1.04	1.07	1.17	1.14	1.18	1.10	1.25	1.03	1.12	1.15	1.08	1.34	1.29	1.14	1.05	1.11	1.04	1.08	1.24	1.06
EL	1.12	1.07	1.07	1.09	1.21	1.00	1.04	1.03	1.08	1.05	1.02	1.06	1.15	1.08	1.00	1.08	1.07	1.08	1.06	1.08	1.06	1.28	1.04	1.08	1.05	1.19	1.08	1.02	1.14	1.10	1.05	1.02	1.04	1.09	1.18	1.14	1.08
HU	1.06	1.17	1.13	1.06	1.11	1.01	1.11	1.03	1.16	1.05	1.07	1.13	1.11	1.15	1.08	1.00	1.16	1.25	1.15	1.03	1.04	1.70	1.03	1.06	1.14	1.41	1.04	1.08	1.08	1.07	1.01	1.08	1.07	1.19	1.41	1.09	1.13
IS	1.34	1.06	1.10	1.19	1.35	1.09	1.11	1.12	1.06	1.14	1.08	1.07	1.29	1.06	1.07	1.16	1.00	1.07	1.11	1.18	1.17	1.24	1.08	1.19	1.06	1.09	1.18	1.09	1.32	1.22	1.16	1.07	1.14	1.06	1.14	1.27	1.10
IE	1.40	1.02	1.02	1.31	1.54	1.15	1.09	1.12	1.00	1.17	1.01	1.02	1.52	1.04	1.08	1.25	1.07	1.00	1.04	1.23	1.24	1.14	1.14	1.38	1.00	1.04	1.30	1.06	1.40	1.44	1.17	1.08	1.07	1.04	1.03	1.32	1.04
IT	1.26	1.05	1.04	1.17	1.39	1.08	1.04	1.07	1.07	1.15	1.06	1.04	1.28	1.07	1.06	1.15	1.11	1.04	1.00	1.18	1.17	1.16	1.12	1.27	1.04	1.16	1.18	1.05	1.30	1.26	1.13	1.06	1.05	1.11	1.13	1.14	1.03
LV	1.03	1.23	1.17	1.01	1.06	1.00	1.12	1.05	1.18	1.02	1.09	1.17	1.04	1.17	1.08	1.03	1.18	1.23	1.18	1.00	1.02	1.68	1.04	0.99	1.16	1.41	1.04	1.07	1.05	1.01	1.02	1.09	1.11	1.22	1.44	1.11	1.19
LT	1.07	1.20	1.16	1.05	1.06	1.01	1.12	1.03	1.16	1.03	1.06	1.13	1.04	1.14	1.06	1.04	1.17	1.24	1.17	1.02	1.00	1.73	1.03	1.02	1.12	1.40	1.04	1.06	1.07	1.03	1.00	1.09	1.08	1.18	1.41	1.10	1.15
LU	2.24	1.11	1.10	1.84	2.31	1.48	1.28	1.42	1.08	1.55	1.12	1.14	2.30	1.18	1.28	1.70	1.24	1.14	1.16	1.68	1.73	1.00	1.50	1.99	1.13	1.10	1.78	1.30	2.01	2.04	1.58	1.28	1.22	1.14	1.02	1.92	1.21
MT	1.13	1.11	1.11	1.11	1.13	1.03	1.06	1.02	1.11	1.03	1.03	1.09	1.14	1.10	1.04	1.03	1.08	1.14	1.12	1.04	1.03	1.50	1.00	1.09	1.07	1.27	1.07	1.06	1.10	1.12	1.03	1.07	1.06	1.11	1.28	1.16	1.09
ME	1.07	1.32	1.28	1.06	1.06	1.03	1.20	1.08	1.26	1.02	1.10	1.25	1.07	1.25	1.08	1.06	1.19	1.38	1.27	0.99	1.02	1.99	1.09	1.00	1.24	1.55	1.02	1.14	1.05	1.02	0.99	1.14	1.15	1.25	1.58	1.11	1.27
NL	1.30	1.02	1.02	1.19	1.39	1.05	1.07	1.06	1.01	1.10	1.00	1.02	1.31	1.03	1.05	1.14	1.06	1.00	1.04	1.16	1.12	1.13	1.07	1.24	1.00	1.08	1.17	1.05	1.30	1.25	1.14	1.03	1.04	1.02	1.07	1.21	1.01
NO	1.72	1.10	1.13	1.51	1.80	1.27	1.22	1.30	1.04	1.32	1.09	1.11	1.74	1.12	1.19	1.41	1.09	1.04	1.16	1.41	1.40	1.10	1.27	1.55	1.08	1.00	1.51	1.22	1.69	1.57	1.38	1.18	1.22	1.05	1.05	1.48	1.12
PL	1.08	1.22	1.17	1.05	1.09	1.04	1.14	1.06	1.22	1.08	1.10	1.15	1.03	1.15	1.08	1.04	1.18	1.30	1.18	1.04	1.04	1.78	1.07	1.02	1.17	1.51	1.00	1.13	1.09	1.03	1.03	1.11	1.15	1.23	1.47	1.07	1.18
PT	1.11	1.08	1.04	1.07	1.21	1.03	1.06	1.02	1.07	1.05	1.01	1.05	1.15	1.08	1.02	1.08	1.09	1.06	1.05	1.07	1.06	1.30	1.06	1.14	1.05	1.22	1.13	1.00	1.13	1.14	1.05	1.04	1.01	1.12	1.19	1.11	1.09
RO	1.03	1.39	1.29	1.07	1.08	1.06	1.22	1.09	1.36	1.07	1.17	1.29	1.07	1.34	1.14	1.08	1.32	1.40	1.30	1.05	1.07	2.01	1.10	1.05	1.30	1.69	1.09	1.13	1.00	1.08	1.03	1.19	1.14	1.41	1.69	1.16	1.33
RS	1.04	1.33	1.29	1.05	1.06	1.04	1.20	1.10	1.32	1.06	1.14	1.25	1.05	1.29	1.10	1.07	1.22	1.44	1.26	1.01	1.03	2.04	1.12	1.02	1.25	1.57	1.03	1.14	1.08	1.00	1.01	1.16	1.17	1.30	1.62	1.13	1.30
SK	1.02	1.18	1.13	1.02	1.06	0.99	1.09	1.03	1.17	1.03	1.08	1.11	1.02	1.14	1.05	1.01	1.16	1.17	1.13	1.02	1.00	1.58	1.03	0.99	1.14	1.38	1.03	1.05	1.03	1.01	1.00	1.08	1.07	1.21	1.41	1.01	1.12
SI	1.21	1.04	1.03	1.12	1.25	1.04	1.04	1.04	1.04	1.06	0.99	1.02	1.22	1.05	1.02	1.08	1.07	1.08	1.06	1.09	1.09	1.28	1.07	1.14	1.03	1.18	1.11	1.04	1.19	1.16	1.08	1.00	1.03	1.07	1.16	1.15	1.05
ES	1.12	1.09	1.04	1.09	1.24	1.02	1.07	1.02	1.08	1.08	1.03	1.05	1.16	1.11	1.04	1.07	1.14	1.07	1.05	1.11	1.08	1.22	1.06	1.15	1.04	1.22	1.15	1.01	1.14	1.17	1.07	1.03	1.00	1.14	1.18	1.15	1.06
SE	1.44	1.04	1.09	1.27	1.45	1.11	1.13	1.13	1.02	1.15	1.04	1.06	1.40	1.04	1.09	1.19	1.06	1.04	1.11	1.22	1.18	1.14	1.11	1.25	1.02	1.05	1.23	1.12	1.41	1.30	1.21	1.07	1.14	1.00	1.07	1.29	1.05
CH	1.72	1.06	1.08	1.53	1.83	1.28	1.21	1.24	1.04	1.32	1.10	1.09	1.74	1.08	1.18	1.41	1.14	1.03	1.13	1.44	1.41	1.02	1.28	1.58	1.07	1.05	1.47	1.19	1.69	1.62	1.41	1.16	1.18	1.07	1.00	1.55	1.13
TR	1.11	1.26	1.18	1.09	1.15	1.08	1.16	1.11	1.23	1.15	1.14	1.19	1.12	1.24	1.14	1.09	1.27	1.32	1.14	1.11	1.10	1.92	1.16	1.11	1.21	1.48	1.07	1.11	1.16	1.13	1.01	1.15	1.15	1.29	1.55	1.00	1.24
UK	1.32	1.04	1.04	1.26	1.40	1.09	1.08	1.09	1.06	1.15	1.03	1.02	1.35	1.06	1.08	1.13	1.10	1.04	1.03	1.19	1.15	1.21	1.09	1.27	1.01	1.12	1.18	1.09	1.33	1.30	1.12	1.05	1.06	1.05	1.13	1.24	1.00

Anmerkung: Sämtliche Relationen ergeben sich aus dem Verhältnis zwischen bilateralen Laspeyres- und Paasche-Indizes für alle potentiellen Regionenpaare. Rot markierte Relationen kennzeichnen Relationen die einen Wert kleiner als 1.00 oder größer als 1.50 aufweisen.

Der Vergleich dieser Ergebnisse mit den Ergebnissen des zweiten Szenarios (absolute Ausgaben) suggeriert, dass die Gesamtzahl auffälliger Relationen zwischen Paasche und Laspeyres drastisch zurückgeht. Vor allem in Regionen mit hohen Anteilen negativer Ausgaben reduziert sich diese Zahl erheblich. Markant bleiben indes die Paasche-Laspeyres-Relationen von Luxemburg, Norwegen und der Schweiz. Diese Feststellung stützt die Vermutung, dass die hohen PL-Relationen dieser Länder vor allem von teuren Preisen für Waren und Dienstleistungen sowie stark überbewerteten Währungen (ausgenommen Luxemburg) getrieben werden.

Ein negativer Effekt aus der Modifikation der Ausgaben ist jedoch, dass in einzelnen paarweisen Vergleichen PL-Relationen resultieren, die kleiner als Eins sind, obschon sie vor der Modifikation noch Werte größer als Eins aufwiesen. Offensichtlich bewirkt die Modifikation in einzelnen Fällen, dass Preis- und Mengenrelationen zwischen den betreffenden Regionenpaaren zum Teil positiv statt negativ miteinander korreliert sind. Dieser unerwünschte Nebeneffekt ist beispielsweise in den Vergleichen zwischen Lettland und Montenegro (LV-ME) sowie Finnland und Slowenien (FI-SL) zu sehen.

Nichtsdestotrotz verdeutlichen die Ergebnisse eines ganz klar: Güterkategorien mit negativen Ausgaben haben einen signifikanten Einfluss auf den Abstand zwischen Laspeyres- und Paasche-Indizes und damit auch auf jede andere bilaterale Preisindexformel. Bilaterale Indexformeln sind jedoch sowohl im GEKS-Ansatz als auch im Verkettungsansatz das tragende Element für die aus diesen Methoden resultierenden multilateralen KKPs. Aus diesem Grund wirken sich negative Ausgaben nicht nur auf die intransitiven bilateralen Vergleiche zwischen beliebigen Regionenpaaren aus, sondern auch auf alle transitiven multilateralen Vergleiche und damit auch unmittelbar auf die Berechnungen aller potenziellen realen Kennzahlen.

11.2 Vergleiche der realen Konsumausgaben privater Haushalte

Im zweiten Teil der Berechnungen auf der Elementarebene werden Vergleiche der realen Konsumausgaben privater Haushalte (K.p.H.) zwischen allen Teilnehmerländern im EVP ermittelt. Daher beschränkt sich die Auswahl der Güterkategorien von nun an auf eine Teilmenge aller zur Verfügung stehender Daten. Konkret bedeutet dies, dass lediglich jene Güterkategorien in die Berechnungen einfließen, die in besonderem Maße die Lebenshaltungskosten der privaten Verbraucher beeinflussen. Da aus den zuvor genannten Gründen die im Ausland getätigten Konsumausgaben von den Berechnungen ausgeschlossen werden, enthalten die K.p.H. - im Unterschied zu den Berechnungen im vorangegangen Abschnitt - keine Güterkategorien, deren Ausgaben negativ sein könnten. Um eine

Vorstellung davon zu bekommen, wie stark sich die realen K.p.H. für die verschiedenen EVP-Länder in Abhängigkeit der gewählten Aggregationsmethode verändern, werden in den nachfolgenden Tabellen die Ergebnisse vieler Methoden aus den Kapiteln 5 bis 8 unmittelbar gegenübergestellt.

In Tabelle 11.5 werden die Ergebnisse realer Pro-Kopf Konsumausgaben verglichen, die mit Hilfe der ungewogenen, geometrisch gemittelten GEKS-Methode (5.10) berechnet werden. Jede Spalte in Tabelle 11.5 beruht dabei auf einer anderen bilateralen Indexformel. Grundsätzlich deuten die meisten Ergebnisse darauf hin, dass die realen Pro-Kopf K.p.H. für die verschiedenen Preisindexfunktionen relativ homogen sind. Die einzigen Ausnahmen sind die Indizes von Vartia (1) und Lehr, die insbesondere für Länder außerhalb der Euro-Währungsunion zum Teil vollkommen erratische Ergebnisse liefern.

Die deutlichen Abweichungen des Lehr-Index sind dem Konstruktionsprinzip der bilateralen GUV-Indizes geschuldet. Für Vergleiche zwischen heterogenen Regionen erzeugen die meisten bilateralen GUV-Indizes keine verlässlichen Preisvergleiche. Auf diese Problematik der GUV-Indizes wurde in Kapitel 3.4.4 hingewiesen. Der einzige GUV-Index, der verlässliche Preisvergleiche und somit auch verlässliche GEKS-KKPs liefert, ist der Davies Index (3.52). Dank der Beschaffenheit der Transformationsfaktoren (3.50b) kürzen sich Währungsunterschiede im Fall des Davies-Index heraus. Obschon bis auf den Davies-Index prinzipiell alle GUV-Varianten unter den Folgen unterschiedlicher Währungen leiden, erweisen sich die Ergebnisse des Banerjee-Index als verhältnismäßig stabil, wenngleich die Unterschiede zu anderen Indexformeln speziell für Nicht-Euroländer deutlich zu erkennen sind.

Aber nicht nur die Ergebnisse, die auf Grundlage von GUV-Indizes berechnet werden, weisen zum Teil größere Abweichungen zu anderen Indexformeln auf. Auch die auf Marshall-Edgeworth- und Stuvel-Indizes basierenden GEKS-Varianten neigen dazu, für einige Länder auffällige Unterschiede hervorzubringen. Auffallend ist hierbei, dass diese beiden Indexvarianten scheinbar für kleine Regionen (z.B. Albanien, Zypern, Luxemburg, Norwegen, Schweiz) spürbar geringere reale K.p.H. pro Kopf erzeugen als viele andere Indexformeln. Im Gegenzug fallen die realen Pro-Kopf K.p.H. von größeren Ländern (Deutschland, Frankreich, Spanien, Türkei, England) verglichen mit anderen Preisindizes etwas höher aus. Beide Indexformeln scheinen demzufolge sensibler auf die Größe der jeweiligen Länder zu reagieren, als beispielsweise die Indexformeln von Fisher, Walsh (1) oder Davies. Dies wirkt sich unmittelbar auf die resultierenden KKPs und somit auch auf die realen Pro-Kopf K.p.H. der betrachteten Länder aus. Für den Großteil der übrigen Indexformeln lassen sich derartige Beobachtungen nicht machen. Weitestgehend ergeben sich sehr ähnliche Resultate für die realen K.p.H. pro Kopf.

Tabelle 11.5: Vergleich realer Konsumausgaben priv. Haushalte pro Kopf (Eurozone=100) aller 37 EVP-Länder (Jahr 2011); KKP-Berechnung auf Basis der GEKS-Methode (geometrisch-ungewogen) mit verschiedenen bilateralen Indexformeln $\ddot{P}^{rs}$

	Standard-GEKS-Ansatz - geometrische Mittelung - ungewogen ($\omega^l = 1/R$)												
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	Fisher	Drobsich	Marshall-Edgeworth	Walsh (1)	Stuvel	Törnqvist	Walsh (2)	Theil	Vartia (1)	Vartia (2)	Banerjee	Davies	Lehr
Albania	31.11	31.18	29.08	31.17	28.22	31.06	30.99	30.86	45.57	31.01	28.80	30.89	61.01
Austria	118.84	118.84	117.21	119.41	117.51	119.19	119.43	119.60	120.90	119.36	118.69	119.05	121.63
Belgium	99.38	99.39	98.27	99.36	98.55	99.60	99.37	99.53	100.26	99.44	99.36	99.51	100.98
Bosnia Herzegovina	33.42	33.46	31.57	33.51	31.93	33.57	33.37	33.83	34.33	33.43	33.38	33.36	37.32
Bulgaria	41.69	41.76	39.96	41.46	40.55	41.57	41.38	41.73	42.06	41.43	41.86	41.55	43.80
Croatia	61.17	61.11	59.31	61.42	58.95	60.93	61.36	61.40	69.04	61.20	60.01	60.99	76.63
Cyprus	106.89	106.89	101.66	106.91	103.14	106.77	106.88	107.45	107.36	106.85	107.25	106.80	116.61
Czech Republic	64.48	64.45	63.14	64.26	61.83	64.52	64.23	64.12	76.09	64.33	62.46	64.47	85.27
Denmark	94.03	94.07	91.98	94.39	90.26	94.12	94.43	94.06	108.62	94.32	91.17	94.11	121.81
Estonia	51.01	50.97	48.89	50.93	49.35	50.98	50.91	51.25	52.13	50.94	50.91	50.97	56.10
Finland	97.36	97.39	95.27	97.58	95.66	97.19	97.62	97.81	99.74	97.50	97.15	97.31	103.39
France	100.73	100.75	101.38	100.53	101.25	100.63	100.55	100.42	100.90	100.58	100.75	100.70	101.58
FYR Macedonia	37.79	37.92	34.89	37.29	33.98	37.71	37.18	37.27	49.86	37.22	34.98	37.64	61.39
Germany	107.25	107.27	108.06	107.62	107.88	107.20	107.63	107.44	107.12	107.49	107.33	107.23	108.19
Greece	100.29	100.24	98.40	99.61	98.71	100.16	99.57	99.87	99.67	99.76	100.03	100.18	99.32
Hungary	54.34	54.35	52.94	54.28	50.69	54.38	54.23	54.09	74.10	54.28	51.26	54.30	83.48
Iceland	91.27	91.34	85.03	91.37	83.79	91.20	91.27	91.26	126.76	91.24	85.60	91.12	177.76
Ireland	90.20	90.17	88.07	90.14	88.43	90.23	90.14	90.55	91.44	90.16	89.84	90.21	93.92
Italy	101.74	101.71	102.08	101.52	101.97	101.72	101.50	101.56	101.22	101.55	101.72	101.71	99.07
Latvia	52.20	52.19	49.88	52.00	50.58	51.99	51.95	52.26	51.49	51.96	52.45	52.05	55.09
Lithuania	60.22	60.17	58.45	60.36	58.38	60.38	60.24	60.82	65.17	60.29	59.47	60.19	69.45
Luxembourg	162.72	163.61	150.92	161.34	155.42	163.49	161.88	162.79	166.35	162.40	165.15	163.66	184.59
Malta	87.43	87.40	82.83	87.75	83.79	87.86	87.66	88.58	89.44	87.74	87.52	87.56	98.76
Montenegro	47.39	47.38	44.73	47.36	45.27	47.31	47.23	47.99	47.60	47.25	47.59	47.22	53.50
Netherlands	96.08	96.11	95.64	96.34	95.84	96.22	96.34	96.39	96.29	96.32	96.16	96.15	95.05
Norway	115.09	115.45	113.17	116.29	108.82	115.77	116.36	116.45	134.96	116.17	109.23	115.50	149.63
Poland	63.22	63.22	62.78	63.56	62.29	63.51	63.46	63.44	67.26	63.47	62.17	63.27	69.53
Portugal	80.22	80.19	78.83	80.24	79.23	80.32	80.21	80.47	80.42	80.25	80.20	80.24	80.68
Romania	41.85	41.94	41.17	41.20	40.93	41.54	41.13	41.25	44.10	41.26	41.13	41.63	45.88
Serbia	38.36	38.42	36.63	38.28	35.17	38.29	38.22	38.23	49.11	38.24	35.74	38.26	60.70
Slovakia	64.07	64.05	62.10	64.26	62.65	64.03	64.20	64.67	63.99	64.16	64.04	63.98	65.47
Slovenia	80.87	80.85	77.95	80.86	78.78	81.10	80.83	81.22	82.61	80.92	80.94	80.95	87.03
Spain	93.51	93.48	93.36	93.35	93.37	93.59	93.36	93.39	93.06	93.44	93.46	93.56	91.58
Sweden	97.51	97.64	96.58	98.41	93.75	97.79	98.41	98.28	112.99	98.22	93.81	97.67	123.59
Switzerland	130.24	130.30	128.52	132.57	128.17	130.51	132.75	132.07	135.16	132.00	129.11	130.49	140.35
Turkey	56.30	56.51	57.95	57.46	57.75	56.47	57.40	57.39	57.42	57.11	56.10	56.32	53.86
United Kingdom	108.02	108.10	109.48	108.05	109.49	108.38	108.10	108.20	105.43	108.20	108.62	108.25	100.49
Eurozone	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

An den Ergebnissen aus Tabelle 11.5 ändert sich nur wenig, wenn statt einer ungewogenen, geometrischen GEKS-Methode das gewogene Pendant dieser Aggregationsmethode zum Einsatz kommt. Die entsprechenden Ergebnisse dieser Berechnungen sind in Tabelle C.12 in Anhang C.3 abgebildet. Im Großen und Ganzen gewinnt man den Eindruck, dass die Ergebnisse des gewogenen GEKS-Ansatzes tendenziell für wirtschaftlich kleinere Länder (z.B. Albanien, Bosnien & Herzegowina, Mazedonien) etwas größere reale Pro-Kopf K.p.H. generiert, während die realen K.p.H. pro Kopf wirtschaftlich größerer Regionen (z.B. Frankreich, Italien, Großbritannien) etwas geringer ausfallen. Grundsätzlich sind die gewonnenen Ergebnisse der ungewogenen und gewogenen Variante der GEKS-Methode aber für die meisten Länder vergleichsweise homogen.

Dieses Bild ändert sich nur unwesentlich, wenn die KKPs alternativ mit Hilfe eines verallgemeinerten GEKS-Regressionsansatzes berechnet werden, der beispielhaft die Gewichte g^{rs}_{SPI} verwendet. Tabelle C.13 in Anhang C.3 beinhaltet die Ergebnisse dieser Berechnungen. Obschon sich die Berechnungsweise der KKPs im verallgemeinerten Regressionsansatz von der im klassischen GEKS-Ansatz unterscheidet, ergeben sich aus den jeweiligen Aggregationsverfahren kaum nennenswerte Unterschiede für die realen K.p.H. pro Kopf.

Neben der klassischen Variante der GEKS-Methode (geometrische Mittelung), wurden in Kapitel 5 auch die GEKS-Ansätze vorgestellt, die unter der Bezeichnung WBFS (arithmetische Mittelung) und WDOS (harmonische Mittelung) bekannt wurden. Beide Verfahren können als alternative Aggregationsmethoden dienen. Darüber hinaus ließen sich auch für den verallgemeinerten GEKS-Regressionsansatz in Kombination mit unterschiedlichen Gewichten, g^{rs}, alternative KKPs berechnen.

In Tabelle 11.6 werden die Auswirkungen der verschiedenen denkbaren GEKS-Varianten auf die Berechnungen realer K.p.H. pro Kopf miteinander verglichen. Für jede der möglichen Optionen werden dabei exemplarisch bilaterale Fisher-Indizes unterstellt. Die Ergebnisse der Tabelle unterstreichen das Bild, das bereits aus den vorangegangenen Tabellen der verschiedenen GEKS-Methoden sichtbar wurde. Unabhängig von der Wahl des GEKS-Ansatzes oder der verwendeten Gewichtung, scheinen alle Ergebnisse realer Pro-Kopf K.p.H. bemerkenswert ähnlich zu sein. Keine der vorgestellten GEKS-verwandten Methoden ist durch prägnante, systematische Abweichungen gegenüber den anderen Methoden gekennzeichnet. Auffällig ist lediglich, dass die gewogenen Varianten der Standard-GEKS-Methode für wirtschaftlich kleinere Regionen etwas größere reale K.p.H. pro Kopf generieren, als die ungewogenen GEKS-Methoden. Die realen Pro-Kopf K.p.H. größerer Regionen fallen im Gegenzug etwas geringer aus. Ansonsten weichen die realen Pro-Kopf K.p.H. zwischen den verschiedenen Varianten des GEKS-Ansatzes nur in vereinzelten Fällen (speziell in Luxemburg und Norwegen) um etwa 2-3% (bezogen auf den Durchschnitt der Eurozone) voneinander ab.

Tabelle 11.6: Vergleich der realen Konsumausgaben priv. Haushalte pro Kopf (Eurozone=100) auf Basis versch. GEKS-Fisher-KKPs (Jahr 2011)

	Standard-GEKS-Ansatz (Mittelung aller bilateralen Vergleiche $\ddot{P}^{rs}_{\mathbf{Fi}}$)						**GEKS-Regressionsansatz**			
	Klassisch (geom.)		WBFS (arith.)		WDOS (harm.)			gewogen mit g^{rs}		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	ungewogen	gewogen	ungewogen	gewogen	ungewogen	gewogen	ungewogen	g^{rs}_{PLA}	g^{rs}_{SPI}	g^{rs}_{EcD}
Albania	31.11	31.34	31.04	31.55	31.12	31.21	31.11	31.04	31.09	30.91
Austria	118.84	118.61	118.85	118.18	118.74	118.76	118.84	119.08	118.84	118.95
Belgium	99.38	99.46	99.32	99.43	99.37	99.53	99.38	99.61	99.39	99.37
Bosnia Herzegovina	33.42	33.61	33.50	33.71	33.38	33.49	33.42	33.39	33.42	33.48
Bulgaria	41.69	41.87	41.50	41.82	41.66	42.19	41.69	41.52	41.66	41.45
Croatia	61.17	61.54	61.20	61.65	61.06	61.35	61.17	61.11	61.17	61.22
Cyprus	106.89	106.92	106.54	106.68	106.77	107.12	106.89	106.73	106.89	106.58
Czech Republic	64.48	64.29	64.00	64.10	64.55	64.98	64.48	64.66	64.48	64.33
Denmark	94.03	93.85	94.05	93.81	94.03	93.74	94.03	95.07	94.02	93.95
Estonia	51.01	51.40	51.16	51.85	50.97	50.69	51.01	50.94	50.99	51.31
Finland	97.36	97.02	97.45	96.91	97.37	96.76	97.36	97.32	97.32	96.89
France	100.73	100.89	100.78	101.03	100.72	100.71	100.73	100.73	100.73	100.61
FYR Macedonia	37.79	38.33	37.82	38.86	37.79	37.84	37.79	37.87	37.79	37.84
Germany	107.25	107.46	107.45	107.79	107.29	107.28	107.25	107.54	107.26	107.69
Greece	100.29	99.91	99.24	99.28	100.29	100.70	100.29	100.00	100.30	100.84
Hungary	54.34	54.40	54.01	54.43	54.37	54.63	54.34	54.12	54.32	54.10
Iceland	91.27	91.51	91.72	91.84	91.18	90.67	91.27	91.22	91.25	90.71
Ireland	90.20	89.57	89.78	88.70	90.24	90.90	90.20	91.19	90.23	90.85
Italy	101.74	101.63	101.85	101.30	101.64	101.68	101.74	101.67	101.73	101.43
Latvia	52.20	52.27	51.94	52.21	52.19	52.39	52.20	52.00	52.20	52.03
Lithuania	60.22	61.14	61.10	61.98	60.04	59.86	60.22	59.75	60.27	60.53
Luxembourg	162.72	161.52	161.00	160.29	162.99	163.14	162.72	162.81	162.71	162.64
Malta	87.43	87.61	87.42	87.68	87.46	87.83	87.43	87.52	87.44	87.45
Montenegro	47.39	48.17	47.85	48.90	47.31	47.20	47.39	47.80	47.41	47.66
Netherlands	96.08	96.43	96.63	97.02	96.07	95.64	96.08	95.60	96.05	95.61
Norway	115.09	115.92	116.93	116.50	114.74	114.48	115.09	115.23	115.09	114.40
Poland	63.22	63.56	63.29	63.68	63.11	63.37	63.22	62.87	63.22	63.19
Portugal	80.22	80.35	80.53	80.59	80.19	79.89	80.22	80.17	80.21	79.97
Romania	41.85	41.78	41.63	41.63	41.80	42.03	41.85	41.66	41.85	41.37
Serbia	38.36	38.94	38.54	39.43	38.30	38.36	38.36	38.36	38.35	38.48
Slovakia	64.07	64.28	63.94	64.37	64.00	64.37	64.07	63.79	64.06	63.77
Slovenia	80.87	81.35	81.16	81.69	80.79	80.64	80.87	80.61	80.87	80.63
Spain	93.51	93.06	92.98	92.76	93.62	93.63	93.51	93.19	93.51	93.41
Sweden	97.51	97.89	97.79	98.14	97.44	97.34	97.51	97.54	97.49	97.21
Switzerland	130.24	128.39	128.08	126.72	130.68	131.13	130.24	131.17	130.36	131.40
Turkey	56.30	56.31	56.34	56.04	56.19	56.86	56.30	55.89	56.27	55.73
United Kingdom	108.02	108.08	108.80	108.07	107.87	107.87	108.02	108.08	108.02	107.77
Eurozone	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Resümierend betrachtet ist es daher nicht weiter erstaunlich, dass sich ein nahezu identisches Bild abzeichnet, wenn man die bilateralen Fisher-Indizes in Tabelle 11.6 durch andere bilaterale Indexformeln (wie z.B. Walsh (1), Törnqvist, Davies, etc.) ersetzt. Die Ergebnisse der Tabellen C.14 bis C.17 in Anhang C.3 demonstrieren dies eindrucksvoll.

Im Gegensatz zu den unterschiedlichen GEKS-Verfahren verwendet der Verkettungsansatz nur eine Auswahl aller bilateralen Preisvergleiche. Das Konstruktionsprinzip des Verkettungsansatzes sieht vor, nur diejenigen bilateralen Vergleiche, die am verlässlichsten sind, direkt miteinander zu verknüpfen. Alle übrigen (relevanten) paarweisen Vergleiche, die nicht über eine direkte Verbindung verknüpft sind, werden dann indirekt über die direkten Verbindungen verkettet. Die Argumentation hierbei ist, dass ein Preisvergleich über indirekte Verkettung mehrerer direkter Preisvergleiche verlässlichere Ergebnisse liefert, als ein direkter Preisvergleich zwischen zwei vollkommen heterogenen Regionen.

Wie verlässlich ein Preisvergleich ist, wird mit Hilfe verschiedener Distanzmaße, D^{rs}, messbar gemacht. In Tabelle 11.7 werden die realen Pro-Kopf K.p.H. aller Länder auf Grundlage von drei verschiedenen MST-Varianten berechnet, die jeweils unterschiedliche Distanzmaße verwenden. Jedes dieser Distanzmaße erzeugt in der Regel ein anderes minimales Gerüst. Die direkten Preisvergleiche für jedes dieser Gerüste werden zudem auf Basis von drei verschiedenen bilateralen Preisindizes, $\ddot{P}^{rs}$, ermittelt.

Erneut ist zu sehen, dass zwischen den verschiedenen Indizes für die jeweiligen Distanzmaße keine nennenswerten Unterschiede in den Ergebnissen der realen K.p.H. pro Kopf festzustellen sind. Etwas anders verhält es sich dagegen mit den verschiedenen Varianten der Distanzmaße. Vergleicht man die Ergebnisse der realen Pro-Kopf K.p.H., die auf Basis der Gewichte D^{rs}_{PLA}, D^{rs}_{SPI} und D^{rs}_{ν} ermittelt werden, fällt auf, dass die realen Pro-Kopf K.p.H. der D^{rs}_{SPI}-Variante in vielen EVP-Ländern höher ausfallen als die Ergebnisse, die auf Grundlage der Gewichte D^{rs}_{PLA} oder D^{rs}_{ν} resultieren. In einigen Ländern nehmen diese Abweichungen sogar beträchtliche Dimensionen an. In Kroatien, Malta, Polen oder der Türkei sind die realen K.p.H. pro Kopf (gemessen am Durchschnitt der Eurozone) um ca. 2-3% höher, in Zypern, Griechenland und der Schweiz übersteigt das reale Konsumniveau der auf D^{rs}_{SPI}-Gewichten beruhenden Ergebnisse das der D^{rs}_{PLA}- bzw. D^{rs}_{ν}-Ergebnisse sogar um etwa 4-6%.

Aber auch die auf D^{rs}_{PLA}-Gewichten beruhenden realen Pro-Kopf K.p.H. bringen mitunter deutliche Abweichungen gegenüber den anderen beiden Distanzmaßen hervor. Auffällig ist dabei, dass insbesondere Länder der Eurozone von diesen Abweichungen betroffen sind. So resultieren beispielsweise für Spanien ca. 4% geringere reale Pro-Kopf K.p.H. (jeweils gemessen am Durchschnittsniveau der Eurozone). Dagegen fallen die MST-Ergebnisse mit D^{rs}_{PLA}-Gewichten in Österreich, Belgien, Frankreich und Deutschland etwa 1-2% höher aus als die entsprechenden auf D^{rs}_{SPI}- bzw. D^{rs}_{ν}-Gewichten basierenden MST-Ergebnisse.

Tabelle 11.7: Vergleich der realen Konsumausgaben priv. Haushalte pro Kopf (Eurozone=100) auf Basis des Verkettungsansatzes mit verschiedenen bilateralen Preisindizes $\ddot{P}^{rs}$ und Distanzmaßen D^{rs} (Jahr 2011)

	MST mit bilateralen Fisher-Indizes			**MST mit bilateralen Törnqvist-Indizes**			**MST mit bilateralen Davies-Indizes**		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	D^{rs}_{PLA}	D^{rs}_{SPI}	D^{rs}_{ν}	D^{rs}_{PLA}	D^{rs}_{SPI}	D^{rs}_{ν}	D^{rs}_{PLA}	D^{rs}_{SPI}	D^{rs}_{ν}
Albania	30.27	31.72	30.64	30.48	31.57	30.39	30.26	31.58	30.50
Austria	120.95	119.32	119.78	120.71	119.41	119.80	120.85	119.37	119.76
Belgium	101.30	99.68	99.38	101.03	99.73	99.80	101.18	99.72	99.59
Bosnia Herzegovina	33.03	32.67	33.05	33.19	32.48	32.94	32.99	32.59	32.97
Bulgaria	40.58	42.11	41.02	40.59	41.76	40.73	40.52	41.95	40.86
Croatia	60.36	63.05	60.44	60.55	62.49	59.81	60.36	62.79	60.11
Cyprus	102.86	109.00	104.44	102.85	109.06	103.43	102.68	109.09	103.85
Czech Republic	62.71	65.56	63.55	62.66	65.21	63.15	62.67	65.37	63.39
Denmark	95.43	93.89	94.94	94.91	93.93	94.59	95.20	93.92	94.75
Estonia	49.65	51.84	50.89	49.69	51.56	50.62	49.88	51.68	50.75
Finland	97.90	96.61	97.40	97.37	96.67	97.04	97.65	96.65	97.19
France	102.26	100.77	100.46	102.10	100.90	100.53	102.21	100.85	100.45
FYR Macedonia	37.49	39.28	37.88	37.69	39.03	37.36	37.43	39.05	37.53
Germany	108.96	107.48	107.54	108.62	107.44	107.35	108.81	107.47	107.53
Greece	97.00	101.29	99.10	97.25	100.90	98.61	97.53	101.04	98.80
Hungary	53.34	54.57	53.42	53.78	54.27	53.13	53.48	54.47	53.25
Iceland	90.84	89.64	90.78	91.87	89.08	90.37	91.13	89.29	90.50
Ireland	92.63	92.12	91.54	92.48	92.14	91.70	92.59	92.12	91.59
Italy	101.40	101.39	102.10	102.32	101.25	102.01	101.71	101.28	101.99
Latvia	51.28	52.77	51.18	51.29	52.46	50.89	51.18	52.60	51.01
Lithuania	58.91	60.96	60.83	59.08	60.64	60.59	58.89	60.83	60.69
Luxembourg	154.36	159.16	162.36	154.67	159.78	162.09	155.12	159.45	162.28
Malta	85.31	88.22	85.91	85.62	88.02	85.58	85.32	88.23	85.74
Montenegro	47.19	49.14	47.66	47.30	48.81	47.35	47.14	48.97	47.49
Netherlands	96.78	95.53	96.16	96.51	95.59	96.48	96.66	95.57	96.29
Norway	118.10	115.62	114.98	117.57	115.12	114.66	117.85	115.30	114.74
Poland	61.82	64.33	62.45	61.79	63.86	62.19	61.74	64.12	62.32
Portugal	79.98	81.27	78.88	80.32	80.89	78.53	80.05	81.05	78.72
Romania	40.46	41.93	40.77	40.65	41.60	40.50	40.51	41.73	40.63
Serbia	37.92	39.19	38.01	38.21	38.94	37.78	37.98	39.06	37.88
Slovakia	62.34	64.51	63.15	62.48	64.14	62.78	62.32	64.38	62.95
Slovenia	80.54	82.55	80.05	80.38	82.63	79.76	80.41	82.63	79.90
Spain	88.68	92.78	93.37	88.42	93.04	93.82	88.58	92.94	93.63
Sweden	99.17	97.57	97.64	98.72	97.70	97.36	98.95	97.62	97.46
Switzerland	128.40	132.39	130.63	128.38	132.61	131.48	128.90	132.50	130.95
Turkey	54.08	56.12	54.79	54.43	55.68	54.79	54.21	55.94	54.83
United Kingdom	108.99	108.39	109.77	108.76	108.36	109.94	108.92	108.36	109.83
Eurozone	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Insgesamt gesehen sind die Ergebnisse der Varianten des Verkettungsansatzes deutlich weniger harmonisch als die zuvor erörterten Ergebnisse der verschiedenen GEKS-Methoden. Diese Unterschiede lassen sich nur dadurch erklären, dass sich für die jeweiligen Distanzmaße mitunter sehr unterschiedliche Minimalgerüste ergeben und somit vollkommen andere Regionen miteinander verbunden werden. Diese Erkenntnis ist ein Indiz dafür, dass es durchaus einen Unterschied macht, welche Regionen direkt miteinander verbunden sind und welche Regionenpaare indirekt über ein oder mehrere Verbindungsregionen miteinander verknüpft sind.

Dadurch kommen zugleich Bedenken auf, inwieweit das Konstruktionsprinzip der GEKS-Methode sinnvoll ist, um der Messproblematik interregionaler Preisvergleiche angemessen zu begegnen. Schließlich fließen in die GEKS-Berechnungen sämtliche indirekten Vergleiche ein, ungeachtet dessen, wie verlässlich die Vergleiche zwischen den jeweiligen Regionenpaaren sind. Ob die am Ende resultierenden KKPs der GEKS-Methode die tatsächlichen Preisniveauverhältnisse zwischen den Regionen widerspiegeln oder nur das Ergebnis einer mehr oder weniger willkürlichen Korrektur bilateraler Preisindizes sind, kann nicht mit Gewissheit gesagt werden.

Als Alternative zu GEKS-verwandten Methoden sowie dem Verkettungsansatz lassen sich auch mit Hilfe verschiedener Methoden des Simultaneous bzw. Stepwise MGUV-Ansatzes KKPs berechnen, um nominale K.p.H. pro Kopf vergleichbar zu machen. Die Ergebnisse der daraus resultierenden realen PK sind in den Tabellen 11.8 und 11.9 zusammenfassend dargestellt.

Ein Blick auf die Ergebnisse in Tabelle 11.8 verrät, dass sich auch zwischen den meisten Methoden des Sim. MGUV-Ansatzes ein relativ harmonisches Bild abzeichnet. Die realen Pro-Kopf K.p.H. der EVP-Länder weichen zwischen den meisten Methoden nur geringfügig voneinander ab. Ausgenommen davon sind unter anderem die Ergebnisse, die aus den Gleichungssystemen von Rao sowie Hajargasht/Rao (HR) hervorgehen (vgl. die letzten drei Spalten von Tabelle 11.8). Es fällt auf, dass die realen K.p.H. pro Kopf bei diesen beiden Methoden tendenziell geringer ausfallen als bei den meisten anderen Methoden. Diese Erkenntnis wiegt umso schwerer, wenn man die Ergebnisse mit denen der GEKS-Methoden in Tabelle 11.6 gegenüberstellt. Legt man die Sim. MGUV-Ansätze von Rao bzw. HR zugrunde, wird das reale Konsumniveau in einigen Ländern sogar noch geringer eingeschätzt als dies unter Verwendung verschiedener GEKS-Ansätze der Fall ist. Die realen K.p.H. pro Kopf von Albanien, Bosnien & Herzegowina, Bulgarien, Mazedonien und der Schweiz belegen diese Beobachtungen.

Auch wenn es zunächst den Anschein hat, dass nur die realen Pro-Kopf K.p.H. kleinerer Regionen systematisch unterschätzt werden, bestätigt sich dieser erste Eindruck nicht für alle Ergebnisse von Rao und HR. Beispielsweise sind die realen K.p.H. pro Kopf der Türkei für beide Methoden bedeutend niedriger als in einigen anderen Methoden des Sim.

MGUV-Ansatzes, obschon die Türkei - gemessen an der Einwohnerzahl - das zweitgrößte Land aller EVP-Länder ist (vgl. hierzu auch Tabelle C.1 in Anhang C). Auch in mittelgroßen Ländern wie Bulgarien, Serbien oder der Schweiz stellt man - verglichen mit anderen Methoden - deutlich geringere reale K.p.H. pro Kopf fest. Größere Unterschiede der realen Pro-Kopf K.p.H. ergeben sich darüber hinaus auch für die auf Sergeev (SE) zurückgehende Sim. MGUV-Variante. Das wird unter anderem durch die Ergebnisse für Bosnien & Herzegowina, Zypern, Deutschland, Griechenland, Ungarn, Malta oder der Schweiz deutlich.

Interessant sind vor allem die Ergebnisse, die auf Geary-Khamis KKPs beruhen. Auffallend ist, dass die realen Pro-Kopf K.p.H. weniger wohlhabender Länder wie Albanien, Bulgarien, Mazedonien, Ungarn oder Serbien höher ausfallen als für andere Methoden der Simultaneous MGUVs. Ursächlich hierfür ist der häufig mit der GK-Methode in Verbindung gebrachte Gerschenkron-Effekt. Die Konstruktion der Transformationsfaktoren im GK-Gleichungssystem trägt dazu bei, dass die KKPs kleiner Länder gegenüber größeren zu gering eingeschätzt werden. Dies führt dazu, dass die realen K.p.H. pro Kopf auf Grundlage von GK-KKPs tendenziell *überschätzt* werden, was die Ergebnisse aus Tabelle 11.8 augenscheinlich untermauern. Die Vermutung von Balk (2008, S. 249), die SRK-Methode könnte noch empfindlicher auf den Gerschenkron-Effekt reagieren als die GK-Methode, lässt sich aus den Berechnungen in Tabelle 11.8 nicht empirisch nachweisen.

Verglichen mit den Ergebnissen der anderen Methoden im Simultaneous MGUV-Ansatz bringen die Ergebnisse der GK-Methode aber zwei bemerkenswerte Erkenntnisse zum Vorschein. Zum einen stellt man fest, dass die Unterschiede zwischen der GK-Methode und den meisten anderen Methoden des Simultaneous MGUV-Ansatzes nicht sonderlich groß sind. Relativ zur Eurozone gesehen, sind die realen GK-Konsumausgaben kleinerer Regionen (z.B. Mazedonien, Malta und Montenegro) etwa 1% höher, als beispielsweise die realen Pro-Kopf K.p.H., die auf Basis von Gerardi- oder Iklé-KKPs zustande kommen.

Der zweite Erkenntnisgewinn betrifft die abgewandelte Gerardi-Variante, deren Gewichtungsschema dem der GK-Methode sehr ähnelt. Sowohl das Gewichtungsschema der Transformationsfaktoren der GK-Methode (7.13), als auch das der modifizierten Gerardi-Methode (7.38) sieht vor, die preisniveaubereinigten regionalen Preise, (p_i^r/P^r), aller N Güter mit dem Mengenanteil der r-ten Region an der Gesamtmenge aller Regionen des jeweiligen Gutes i zu gewichten ($\omega_i^r = x_i^r/\sum_{t=1}^{R} x_i^t$). Die Gewichte der modifizierten Gerardi-Methoden basieren allerdings auf dem arithmetischen Mittel aller güterabhängigen GK-Gewichte (7.15), also $\omega^r = 1/N \sum_{i=1}^{N}(x_i^r/\sum_{t=1}^{R} x_i^t)$. Neben dem leicht abgewandelten Gewichtungsschema unterscheiden sich beide Methoden nur in der Art der Mittelung der Transformationsfaktoren. Während die Transformationsfaktoren der GK-Methode arithmetisch gemittelt werden, werden die Transformationsfaktoren des modifizierten Gerardi-Ansatzes geometrisch gemittelt.

Tabelle 11.8: Vergleich der realen Konsumausgaben priv. Haushalte pro Kopf (Eurozone=100) auf Basis versch. Simultaneous MGUV-KKPs (Jahr 2011)

	Verschiedene Aggregationsverfahren des Simultaneous MGUV-Ansatzes										
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	GK	Iklé	Hill	GE	GE $_{(SRK)}$	GE $_{(GK)}$	GE $_{(Rao)}$	SRK	SE	Rao	HR
Albania	32.71	31.70	32.31	31.94	32.24	32.20	32.02	32.47	30.21	29.82	28.34
Austria	118.66	118.74	118.60	118.65	118.52	118.52	118.66	118.46	119.95	119.20	119.43
Belgium	99.36	99.41	98.95	99.58	99.35	99.37	99.16	99.19	99.00	99.57	99.73
Bosnia Herzegovina	34.75	33.73	34.05	34.04	34.10	34.07	33.90	34.19	31.58	32.39	31.23
Bulgaria	43.85	42.10	42.63	42.75	42.29	42.19	42.37	42.34	40.87	40.66	39.25
Croatia	60.63	59.47	60.12	59.64	59.79	59.75	59.80	60.01	58.79	59.62	59.40
Cyprus	107.72	106.84	107.59	106.97	107.48	107.38	107.22	107.88	105.03	106.89	106.62
Czech Republic	65.24	64.36	64.49	64.08	64.63	64.60	64.44	64.61	64.08	64.34	64.28
Denmark	94.95	94.88	94.96	94.52	94.80	94.81	94.94	94.81	94.64	93.32	91.98
Estonia	50.37	50.19	50.44	50.29	49.93	49.96	50.32	50.00	50.42	50.88	51.46
Finland	97.49	97.71	97.95	97.60	97.88	97.89	97.84	98.01	97.85	96.42	95.30
France	100.33	100.70	100.69	100.86	100.87	100.91	100.69	100.90	101.77	100.30	100.04
FYR Macedonia	40.22	38.97	39.55	39.46	39.20	39.15	39.29	39.32	37.18	37.14	35.31
Germany	107.34	107.74	107.97	107.32	107.61	107.61	107.87	107.74	110.13	107.93	107.98
Greece	100.74	98.85	99.39	99.26	99.63	99.48	99.14	99.82	94.40	99.68	100.49
Hungary	55.61	54.51	54.78	54.64	54.57	54.48	54.65	54.57	52.21	54.07	53.36
Iceland	93.18	92.76	93.19	92.62	92.35	92.31	93.00	92.48	92.81	91.68	91.02
Ireland	89.82	89.21	89.17	89.41	88.86	88.82	89.19	88.88	86.86	88.55	87.98
Italy	101.81	101.57	101.58	101.66	101.64	101.64	101.57	101.59	101.64	101.85	102.09
Latvia	52.63	51.25	52.07	51.60	51.72	51.67	51.68	52.03	51.08	52.11	52.65
Lithuania	58.83	58.75	58.99	58.96	58.67	58.68	58.87	58.79	60.18	58.26	57.70
Luxembourg	171.91	171.68	171.19	173.18	171.68	171.84	171.35	171.81	169.55	162.91	153.25
Malta	88.41	87.31	87.35	87.27	87.25	87.24	87.32	87.23	84.48	86.82	86.04
Montenegro	47.56	46.77	47.29	47.15	46.86	46.85	47.04	47.02	46.50	45.80	44.70
Netherlands	96.06	96.90	96.46	96.72	96.39	96.44	96.67	96.23	98.50	96.29	95.85
Norway	119.99	119.73	119.81	120.17	119.61	119.67	119.74	119.55	121.31	117.09	113.59
Poland	64.38	63.06	63.50	63.15	63.92	63.83	63.33	63.98	62.90	62.82	62.40
Portugal	79.62	79.71	79.48	79.96	79.90	79.92	79.58	79.90	78.21	80.24	80.61
Romania	43.62	42.19	42.81	42.86	43.49	43.41	42.52	43.71	43.23	41.91	41.48
Serbia	40.36	39.07	39.59	39.30	39.23	39.16	39.35	39.34	37.68	38.36	37.34
Slovakia	64.66	63.32	63.70	63.45	64.07	64.00	63.53	64.10	63.20	63.01	62.38
Slovenia	80.66	80.19	80.13	80.62	80.17	80.18	80.15	80.14	79.40	80.90	81.48
Spain	93.75	93.19	92.91	93.41	93.02	92.97	93.05	92.85	88.41	93.13	93.20
Sweden	99.52	99.59	99.84	99.32	99.12	99.12	99.72	99.20	100.49	98.77	97.90
Switzerland	132.39	132.14	132.15	130.91	131.86	131.78	132.20	131.97	128.59	127.04	122.36
Turkey	60.56	58.57	59.40	58.88	58.93	58.77	59.00	59.18	58.11	57.65	56.25
United Kingdom	107.90	108.53	108.55	109.14	108.79	108.79	108.51	108.80	111.24	108.37	107.84
Eurozone	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Da beide Methoden prinzipiell eine sehr ähnliche Gewichtung verwenden, wäre zu erwarten gewesen, dass auch beide Methoden ähnliche Schwächen hinsichtlich des Gerschenkron-Effekts offenbaren. Dem ist aber nicht so. Die $\mathrm{GE}_{(\mathrm{GK})}$-Methode generiert für sämtliche Regionen, die sich aus Sicht der GK-Methode für gewöhnlich als problematisch erweisen (z.B. Albanien, Bosnien & Herzegowina, Bulgarien, Mazedonien, Malta oder Serbien), Werte für die realen K.p.H. pro Kopf, die (bezogen auf die Eurozone) durchschnittlich etwa 1% geringer ausfallen als die der GK-Methode. Erstaunlicherweise sind die Ergebnisse der realen Pro-Kopf K.p.H. mitunter sogar marginal kleiner, als die der ursprünglichen Gerardi-Methode. Aus diesem Grund liegt der Verdacht nahe, dass nicht das Gewichtungsschema der GK-Transformationsfaktoren entscheidend dazu beiträgt, dass die GK-Methode tendenziell höhere reale K.p.H. pro Kopf hervorbringt. Vielmehr scheint die Art der Mittelung der GK-Transformationsfaktoren (gewogene arithmetische Mittelung aller preisniveaubereinigten Preise p_i^r/P^r) die Ergebnisse der GK-KKPs (und damit auch die der realen K.p.H. pro Kopf) maßgeblich zu beeinflussen.

Verglichen mit den Ergebnissen für die Methoden im Sim. MGUV-Ansatz, sind die Ergebnisse für verschiedene Varianten im Stepwise MGUV-Ansatz deutlich homogener. Tabelle 11.9 fasst die Ergebnisse dieser Analyse zusammen. Wie bereits in Gleichung (7.70) gezeigt wurde, ergeben sich aus den ungewogenen, geometrisch gemittelten Transformationsfaktoren im Stepwise MGUV-Ansatz dieselben KKPs (und damit auch dieselben realen Kennzahlen) wie für Gerardi-KKPs im Simultaneous MGUV-Ansatz. Ein Vergleich der Ergebnisse in Tabelle 11.8 (vierte Spalte) und Tabelle 11.9 (dritte Spalte) zeigt dies.

Unabhängig von der Art und Weise, wie die paarweisen Transformationsfaktoren, $\widetilde{\pi}_{ij}$, des Stepwise MGUV-Ansatzes berechnet werden, ergeben sich kaum nennenswerte Abweichungen zwischen den verschiedenen Mittelungs- bzw. Gewichtungsvarianten. Selbst die Unterschiede zwischen ungewogenen und gewogenen Transformationsfaktoren sind nur marginaler Natur, wenngleich die Ergebnisse der gewogenen Transformationsfaktoren dazu tendieren, in den meisten EVP-Ländern geringfügig geringere Werte der realen Pro-Kopf K.p.H. zu generieren.

Nachdem die bisherigen Ergebnisse lediglich darauf abgezielt haben, Vergleiche realer Konsumausgaben innerhalb der vier großen Klassen der Aggregationsmethoden anzustellen, drängt sich die Frage auf, wie stark sich einzelne Methoden zwischen den Klassen unterscheiden. Um einzelne Aggregationsmethoden verschiedener Klassen besser vergleichen zu können, ist es hilfreich, Mitglieder aus unterschiedlichen Klassen gemeinsam in einer Tabelle gegenüber zu stellen. Tabelle 11.10 fasst daher einige der Ergebnisse aus den vorherigen Tabellen zusammen.

Tabelle 11.9: Vergleich der realen Konsumausgaben priv. Haushalte pro Kopf (Eurozone=100) auf Basis versch. Stepwise MGUV-KKPs (Jahr 2011)

	Verschiedene Varianten des Stepwise MGUV-Ansatzes					
	Transformationsfaktoren - arithmetisch		Transformationsfaktoren - geometrisch		Transformationsfaktoren - harmonisch	
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	ungewogen	gewogen	ungewogen	gewogen	ungewogen	gewogen
Albania	32.24	32.18	31.94	31.78	31.58	31.36
Austria	118.57	118.61	118.65	118.73	118.72	118.85
Belgium	99.35	99.20	99.58	99.42	99.89	99.69
Bosnia Herzegovina	34.19	34.02	34.04	33.78	33.87	33.55
Bulgaria	43.03	42.83	42.75	42.47	42.40	42.04
Croatia	59.93	59.85	59.64	59.50	59.33	59.14
Cyprus	107.43	107.43	106.97	107.03	106.50	106.60
Czech Republic	64.16	64.37	64.08	64.30	63.96	64.19
Denmark	94.51	94.92	94.52	94.95	94.55	94.95
Estonia	50.34	50.19	50.29	50.12	50.24	50.04
Finland	97.68	97.74	97.60	97.68	97.49	97.59
France	100.88	100.79	100.86	100.80	100.86	100.82
FYR Macedonia	39.71	39.44	39.46	39.06	39.16	38.64
Germany	107.43	107.95	107.32	107.87	107.23	107.76
Greece	99.62	99.30	99.26	98.90	98.77	98.41
Hungary	54.84	54.76	54.64	54.56	54.40	54.34
Iceland	92.73	92.97	92.62	92.80	92.51	92.60
Ireland	89.40	89.39	89.41	89.39	89.45	89.40
Italy	101.64	101.47	101.66	101.42	101.66	101.39
Latvia	52.01	51.87	51.60	51.44	51.12	50.96
Lithuania	59.01	58.62	58.96	58.51	58.93	58.42
Luxembourg	172.73	171.37	173.18	171.75	173.81	172.37
Malta	87.21	87.16	87.27	87.14	87.35	87.15
Montenegro	47.36	47.10	47.15	46.77	46.94	46.46
Netherlands	96.42	96.42	96.72	96.71	97.05	97.05
Norway	120.06	119.82	120.17	119.83	120.39	119.95
Poland	63.43	63.29	63.15	63.02	62.73	62.64
Portugal	79.81	79.44	79.96	79.55	80.12	79.71
Romania	43.24	42.79	42.86	42.39	42.37	41.94
Serbia	39.56	39.48	39.30	39.15	39.02	38.79
Slovakia	63.66	63.54	63.45	63.30	63.16	63.01
Slovenia	80.51	80.07	80.62	80.13	80.75	80.25
Spain	93.29	92.97	93.41	93.10	93.48	93.21
Sweden	99.36	99.70	99.32	99.64	99.32	99.58
Switzerland	130.96	132.21	130.91	132.16	130.80	131.91
Turkey	59.35	59.34	58.88	58.75	58.34	58.14
United Kingdom	109.08	108.87	109.14	108.94	109.28	109.10
Eurozone	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Auf den ersten Blick scheinen die Ergebnisse zwischen den Methoden recht homogen zu sein. Für viele Länder lassen sich kaum nennenswerte Unterschiede zwischen den realen Konsumausgaben erkennen. Vor allem die Resultate für die Länder der Eurozone (mit Ausnahme von Luxemburg) weichen zwischen den verschiedenen Aggregationsmethoden nur marginal voneinander ab. Vergleicht man beispielsweise die realen Konsumausgaben von Deutschland, Finnland, Italien, den Niederlanden oder Portugal so stellt man fest, dass die Ergebnisse zwischen beinahe allen Methoden um weniger als 1% vom Durchschnitt der Eurozone abweichen.

Bei genauerem Hinsehen fällt allerdings auf, dass die Ergebnisse des Verkettungsansatzes (MST-Ansatz) zum Teil markante Abweichungen verglichen mit den übrigen Methoden aufweisen. Dies gilt insbesondere für die Berechnungen, die auf dem Distanzmaß D^{rs}_{PLA} beruhen. Auffällig ist dabei, dass vor allem Länder der Eurozone von diesen Abweichungen betroffen sind. In Österreich, Deutschland, Frankreich, Griechenland, Irland oder Malta weichen die realen Pro-Kopf Konsumausgaben um etwa 2-3% (bezogen auf den Eurozonendurchschnitt) von den Resultaten der anderen Methoden ab, in Zypern und Spanien sogar um 4-5%. Eine eindeutige Tendenz der Abweichungen ist dabei nicht zu erkennen, weshalb es schwer fällt, mögliche Ursachen für diese Beobachtungen auszumachen.

Auch für die Ergebnisse der anderen beiden MST-Ansätze basierend auf D^{rs}_{SPI} bzw. D^{rs}_{ν}-Distanzmaße resultieren mitunter deutliche Abweichungen gegenüber den meisten anderen Methoden (z.B. in Zypern, Island, Irland, Malta oder der Türkei). Ein klare Richtung der Abweichungen lässt sich auch in diesem Fall nicht feststellen. Insgesamt bestätigen diesen Beobachtungen aber das unharmonische Bild, das sich bereits aus den Berechnungen des Verkettungsansatzes in Tabelle 11.7 herauskristallisiert hat.

Im Gegensatz zu den Ergebnissen des Verkettungsansatzes ergeben sich für die realen Pro-Kopf Konsumausgaben der GEKS-Methode sowie den diversen Aggregationsverfahren der MGUV-Methode nur äußerst geringfügige Unterschiede. Erstaunlicherweise gelten diese Erkenntnisse auch für die meisten verhältnismäßig ärmeren Regionen. Laut Theorie sollten aber infolge des Gerschenkron-Effekts gerade in nicht sehr wohlhabenden, kleinen Ländern *zwischen* den verschiedenen Methoden deutlichere Unterschiede zu erkennen sein. Der Theorie zur Folge sind speziell Methoden des Standardisierungsansatzes von den Auswirkungen des Gerschenkron-Effektes betroffen. Zu erwarten wäre daher, dass insbesondere die realen K.p.H. pro Kopf ärmerer Regionen, die in der Regel ein deutlich geringeres Ausgabenniveau aufweisen, durch Methoden im Simultaneous und Stepwise MGUV-Ansatz verglichen mit Methoden des GEKS-, Verkettungs- oder Regressionsansatzes systematisch überschätzt werden. Die Zahlen in Tabelle 11.10 spiegeln diesen Zusammenhang aber nicht zweifelsfrei wider.

Zwar deuten die Ergebnisse einiger Methoden im Simultaneous sowie Stepwise MGUV-Ansatz darauf hin, geringfügig höhere reale K.p.H. pro Kopf für die entsprechenden Länder zu erzeugen. In diesen Fällen aber von einem ausgeprägten Gerschenkron-Effekt zu sprechen, würde beinahe einer Fehlinterpretation gleichkommen. Als Beispiele dienen hier die Länder Albanien, Bulgarien, Island oder Rumänien. Die Abweichungen zwischen den verschiedenen Methoden des GEKS-Ansatzes sowie des Standardisierungsansatzes liegen in diesen Ländern nur bei etwa 0,5-1% (bezogen auf den Eurozonen-Durchschnitt). Etwas größere Abweichungen in Höhe von 1-2% sind beispielsweise in Mazedonien und Serbien zu beobachten. Eine große Ausnahme sind die realen Konsumausgaben der Türkei. Obschon die Türkei gemessen an der Bevölkerungszahl nicht zu den kleinen EVP-Ländern zählt, weichen die Ergebnisse zwischen den Aggregationsklassen um bis zu 4% voneinander ab.

Der Sorge systematisch überschätzter realer Pro-Kopf K.p.H. durch Methoden des Standardisierungsansatzes ist zudem entgegenzusetzen, dass in manchen kleinen, ärmeren Regionen, wie z.B. Estland, Kroatien, Lettland oder Litauen, das reale Konsumniveau pro Kopf infolge von KKP-Berechnungen im Standardisierungsansatz durchweg kleiner ist verglichen mit KKPs, die mit dem GEKS-Ansatz ermittelt werden. Diese Erkenntnis ist ein Indiz dafür, dass auf Grundlage der in diesen Berechnungen verwendeten Daten die Auswirkungen eines möglichen Gerschenkron-Effekts nicht *eindeutig* und *zweifelsfrei* nachzuweisen sind.

Nur die Ergebnisse für die realen Pro-Kopf K.p.H. Luxemburgs und Norwegens trüben das (bis auf wenige Ausnahmen) homogene Gesamtbild zwischen den Methoden. Eigentlich wäre zu erwarten gewesen, dass das reale Konsumniveau in wohlhabenden Ländern durch Verwendung von Methoden des Standardisierungsansatzes kleiner ist als infolge von KKP-Berechnungen des GEKS- oder Verkettungsansatzes. Werden die KKPs kleinerer, ärmerer Regionen mit Aggregationsmethoden im Standardisierungsansatz tendenziell *unterschätzt*, bedeutet dies im Umkehrschluss, dass die KKPs größerer, wohlhabenderer Regionen *überschätzt* und infolge dessen die realen K.p.H. pro Kopf wiederum *unterschätzt* werden. Aber genau Gegenteiliges ist der Fall. Das reale Konsumniveau von Luxemburg bzw. Norwegen wird durch die Simultaneous und Stepwise MGUV-Methoden um bis zu etwa 9% bzw. 4% höher eingeschätzt. Eine mögliche Erklärung hierfür ist die Größe der Länder. Obschon Norwegen und vor allem Luxemburg zu den kleineren EVP-Ländern zählen, weisen beide Länder hohe Pro-Kopf K.p.H. auf. Zwar ist das Gesamtniveau der Pro-Kopf K.p.H. verglichen mit sehr viel größeren Ländern wie beispielsweise Deutschland, Frankreich oder Großbritannien deutlich niedriger, jedoch ist das Pro-Kopf Konsumniveau beider Länder relativ zur ihrer Größe (gemessen an der Einwohnerzahl) wesentlich größer. Diese Besonderheit mag ursächlich für die stark abweichenden realen K.p.H. pro Kopf Norwegens und Luxemburgs sein. Eurostat (2012, S. 342f) kommt zu ähnlichen empirischen Ergebnissen im Rahmen von Berechnungen realer Pro-Kopf BIPs. Eurostat verweist zudem auf die wirtschaftlichen Strukturen in diesen Ländern, die sich von denen anderer europäischer Länder stark unterscheiden.

Tabelle 11.10: Vergleich realer Konsumausgaben priv. HH pro Kopf (Eurozone=100) aller 37 EVP-Länder auf Basis versch. Aggregationsmethoden (Jahr 2011)

	GEKS - klassisch		**GEKS - verallg.**		**MST-Ansatz**			**Sim. MGUV-Methoden**					**Step. MGUV-Methoden**			**CPD**
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	$\ddot{P}_{\text{Fi}}$ ungewogen	$\ddot{P}_{\text{Fi}}$ gewogen	$\ddot{P}_{\text{Fi}}$ - gew. mit g^{rs}_{PLA}	$\ddot{P}_{\text{Fi}}$ - gew. mit g^{rs}_{SPI}	$\ddot{P}_{\text{Fi}}$ mit D^{rs}_{PLA}	$\ddot{P}_{\text{Fi}}$ mit D^{rs}_{SPI}	$\ddot{P}_{\text{Fi}}$ mit D^{rs}_{ν}	GK	Iklé	GE	$\text{GE}_{(\text{GK})}$	$\text{GE}_{(\text{Rao})}$	$\pi^{\text{GEKS}}_{(\text{arith})}$ gewogen	$\pi^{\text{GEKS}}_{(\text{geom})}$ gewogen	$\pi^{\text{GEKS}}_{(\text{harm})}$ gewogen	gewogen
Albania	31.11	31.34	31.04	31.09	30.27	31.72	30.64	32.71	31.70	31.94	32.20	32.02	32.18	31.78	31.36	29.82
Austria	118.84	118.61	119.08	118.84	120.95	119.32	119.78	118.66	118.74	118.65	118.52	118.66	118.61	118.73	118.85	119.20
Belgium	99.38	99.46	99.61	99.39	101.30	99.68	99.38	99.36	99.41	99.58	99.37	99.16	99.20	99.42	99.69	99.57
Bosnia Herzegovina	33.42	33.61	33.39	33.42	33.03	32.67	33.05	34.75	33.73	34.04	34.07	33.90	34.02	33.78	33.55	32.39
Bulgaria	41.69	41.87	41.52	41.66	40.58	42.11	41.02	43.85	42.10	42.75	42.19	42.37	42.83	42.47	42.04	40.66
Croatia	61.17	61.54	61.11	61.17	60.36	63.05	60.44	60.63	59.47	59.64	59.75	59.80	59.85	59.50	59.14	59.62
Cyprus	106.89	106.92	106.73	106.89	102.86	109.00	104.44	107.72	106.84	106.97	107.38	107.22	107.43	107.03	106.60	106.89
Czech Republic	64.48	64.29	64.66	64.48	62.71	65.56	63.55	65.24	64.36	64.08	64.60	64.44	64.37	64.30	64.19	64.34
Denmark	94.03	93.85	95.07	94.02	95.43	93.89	94.94	94.95	94.88	94.52	94.81	94.94	94.92	94.95	94.95	93.32
Estonia	51.01	51.40	50.94	50.99	49.65	51.84	50.89	50.37	50.19	50.29	49.96	50.32	50.19	50.12	50.04	50.88
Finland	97.36	97.02	97.32	97.32	97.90	96.61	97.40	97.49	97.71	97.60	97.89	97.84	97.74	97.68	97.59	96.42
France	100.73	100.89	100.73	100.73	102.26	100.77	100.46	100.33	100.70	100.86	100.91	100.69	100.79	100.80	100.82	100.30
FYR Macedonia	37.79	38.33	37.87	37.79	37.49	39.28	37.88	40.22	38.97	39.46	39.15	39.29	39.44	39.06	38.64	37.14
Germany	107.25	107.46	107.54	107.26	108.96	107.48	107.54	107.34	107.74	107.32	107.61	107.87	107.95	107.87	107.76	107.93
Greece	100.29	99.91	100.00	100.30	97.00	101.29	99.10	100.74	98.85	99.26	99.48	99.14	99.30	98.90	98.41	99.68
Hungary	54.34	54.40	54.12	54.32	53.34	54.57	53.42	55.61	54.51	54.64	54.48	54.65	54.76	54.56	54.34	54.07
Iceland	91.27	91.51	91.22	91.25	90.84	89.64	90.78	93.18	92.76	92.62	92.31	93.00	92.97	92.80	92.60	91.68
Ireland	90.20	89.57	91.19	90.23	92.63	92.12	91.54	89.82	89.21	89.41	88.82	89.19	89.39	89.39	89.40	88.55
Italy	101.74	101.63	101.67	101.73	101.40	101.39	102.10	101.81	101.57	101.66	101.64	101.57	101.47	101.42	101.39	101.85
Latvia	52.20	52.27	52.00	52.20	51.28	52.77	51.18	52.63	51.25	51.60	51.67	51.68	51.87	51.44	50.96	52.11
Lithuania	60.22	61.14	59.75	60.27	58.91	60.96	60.83	58.83	58.75	58.96	58.68	58.87	58.62	58.51	58.42	58.26
Luxembourg	162.72	161.52	162.81	162.71	154.36	159.16	162.36	171.91	171.68	173.18	171.84	171.35	171.37	171.75	172.37	162.91
Malta	87.43	87.61	87.52	87.44	85.31	88.22	85.91	88.41	87.31	87.27	87.24	87.32	87.16	87.14	87.15	86.82
Montenegro	47.39	48.17	47.80	47.41	47.19	49.14	47.66	47.56	46.77	47.15	46.85	47.04	47.10	46.77	46.46	45.80
Netherlands	96.08	96.43	95.60	96.05	96.78	95.53	96.16	96.06	96.90	96.72	96.44	96.67	96.42	96.71	97.05	96.29
Norway	115.09	115.92	115.23	115.09	118.10	115.62	114.98	119.99	119.73	120.17	119.67	119.74	119.82	119.83	119.95	117.09
Poland	63.22	63.56	62.87	63.22	61.82	64.33	62.45	64.38	63.06	63.15	63.83	63.33	63.29	63.02	62.64	62.82
Portugal	80.22	80.35	80.17	80.21	79.98	81.27	78.88	79.62	79.71	79.96	79.92	79.58	79.44	79.55	79.71	80.24
Romania	41.85	41.78	41.66	41.85	40.46	41.93	40.77	43.62	42.19	42.86	43.41	42.52	42.79	42.39	41.94	41.91
Serbia	38.36	38.94	38.36	38.35	37.92	39.19	38.01	40.36	39.07	39.30	39.16	39.35	39.48	39.15	38.79	38.36
Slovakia	64.07	64.28	63.79	64.06	62.34	64.51	63.15	64.66	63.32	63.45	64.00	63.53	63.54	63.30	63.01	63.01
Slovenia	80.87	81.35	80.61	80.87	80.54	82.55	80.05	80.66	80.19	80.62	80.18	80.15	80.07	80.13	80.25	80.90
Spain	93.51	93.06	93.19	93.51	88.68	92.78	93.37	93.75	93.19	93.41	92.97	93.05	92.97	93.10	93.21	93.13
Sweden	97.51	97.89	97.54	97.49	99.17	97.57	97.64	99.52	99.59	99.32	99.12	99.72	99.70	99.64	99.58	98.77
Switzerland	130.24	128.39	131.17	130.36	128.40	132.39	130.63	132.39	132.14	130.91	131.78	132.20	132.21	132.16	131.91	127.04
Turkey	56.30	56.31	55.89	56.27	54.08	56.12	54.79	60.56	58.57	58.88	58.77	59.00	59.34	58.75	58.14	57.65
United Kingdom	108.02	108.08	108.08	108.02	108.99	108.39	109.77	107.90	108.53	109.14	108.79	108.51	108.87	108.94	109.10	108.37
Eurozone	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
$\mathbf{r}_{\text{SP}}$	-	0.9998	1.0000	1.0000	0.9972	0.9983	0.9991	0.9986	0.9988	0.9988	0.9995	0.9986	0.9986	0.9983	0.9988	1.0000
ν in %	38.4369	38.0516	38.5726	38.4439	38.6610	37.8193	38.8761	38.5815	39.3862	39.2560	39.1681	39.1753	39.1054	39.3599	39.6498	38.8791

Insgesamt gesehen sind nur die Ergebnisse der Geary-Khamis Methode durch geringfügig überschätzte reale Pro-Kopf K.p.H. ärmerer Regionen gekennzeichnet. Die übrigen Methoden im Standardisierungsansatz (Simultaneous und Stepwise MGUV) liefern oftmals sehr ähnliche Ergebnisse verglichen mit den meisten anderen Aggregationsmethoden. Insbesondere die Aggregationverfahren von Iklé und Gerardi, sowie die im Rahmen dieser Arbeit konzipierten gewogenen Gerardi-Varianten und Stepwise MGUV-Ansätze bringen sehr plausible Ergebnisse hervor. Für die meisten Länder resultieren im direkten Vergleich zu den Ergebnissen von GEKS- oder MST-Ansätzen nahezu identische Werte. Der häufig kritisierte Gerschenkron-Effekt dieser Methoden ist kaum auszumachen. Um diese Schlussfolgerungen zu bekräftigen, sind in den letzten beiden Zeilen von Tabelle 11.10 die Rangkorrelations- und Variationskoeffizienten für sämtliche Methoden aufgeführt.

Der Rangkorrelationskoeffizient nach Spearman, r_{SP}, misst in diesem Zusammenhang, ob es aufgrund der gewählten Berechnungsmethode zu Änderungen in der Rangfolge der realen Pro-Kopf K.p.H. kommt. Zu diesem Zweck werden stets die Rangfolgen zweier Methoden miteinander verglichen, wobei eine Methode als Referenz dienen muss. Im vorliegenden Fall wurden (der Einfachheit halber) die Ergebnisse der ungewogenen GEKS-Methode aus der ersten Spalte als Referenz gewählt. Je unterschiedlicher die Reihenfolgen zwischen zwei Methoden sind, desto geringer fällt der Wert[1] des Rangkorrelationskoeffizienten aus (und umgekehrt). Stimmen die Rangfolgen zweier Methoden perfekt überein, nimmt der Koeffizient den Wert Eins an. Die Ergebnisse zeigen, dass bei allen Methoden ein Rangkorrelationskoeffizient von sehr nahe Eins resultiert. Im Fall des mit g^{rs}_{PLA} und g^{rs}_{SPI} gewogenen verallgemeinerten GEKS-Regressionsansatzes stimmt die Rangfolge sogar vollständig mit der Rangfolge der ungewogenen Standard-GEKS-Methode überein. Gleiches gilt bezüglich der Ergebnisse der gewogenen CPD-Methoden. Diesen Ergebnissen nach zu urteilen, hat die Wahl der Aggregationsmethode also nur einen äußerst geringen Einfluss auf die am Ende resultierende Rangfolge der realen K.p.H. pro Kopf, was letztlich auf sehr homogene Ergebnisse zwischen den verschiedenen Methoden schließen lässt.

Um ein Indiz dafür zu erhalten, wie stark der Gerschenkron-Effekt in den Ergebnissen aus Tabelle 11.10 ausgeprägt ist, lässt sich der Variationskoeffizient heranziehen. Der Variationskoeffizient wird im Zusammenhang des Verkettungsansatzes als mögliches Verlässlichkeitsmaß D^{rs}_{ν} verwendet. Da der Variationskoeffizient ein relatives Streuungsmaß ist, eignet er sich dementsprechend auch, um die relative Streuung der realen Pro-Kopf K.p.H. der EVP-Länder zwischen den verschiedenen Aggregationsmethoden zu vergleichen. Ein hoher Wert des Variationskoeffizienten ist gleichbedeutend mit einer hohen relativen Streuung der realen K.p.H. pro Kopf.

Der Gerschenkron-Effekt bewirkt, dass für die realen Pro-Kopf K.p.H. kleinerer, in der Regel ärmerer Regionen als Folge unterschätzter KKPs zu hohe Werte resultieren.

[1] Der Rangkorrelationskoeffizient ist für einen Wertebereich zwischen $-1 \leq r_{\text{SP}} \leq +1$ definiert.

Umgekehrt werden die KKPs großer, meist wohlhabender Regionen überschätzt, wodurch die realen Pro-Kopf K.p.H. dieser Regionen tendenziell geringer ausfallen sollten. Demnach wäre theoretisch zu erwarten, dass die Lücke zwischen armen und wohlhabenden Regionen vermeintlich kleiner ausfällt, als sie tatsächlich ist (vgl. hierzu Eurostat, 2012, S. 342, Anh. 8). Das würde aber auch bedeuten, dass die Varianz der resultierenden realen K.p.H. pro Kopf kleiner ausfällt und somit auch geringere Werte des Variationskoeffizienten zu vermuten wären.

Die Ergebnisse in Tabelle 11.10 spiegeln diese Zusammenhänge jedoch nicht wider. Entgegen der eigentlichen Erwartung, resultieren für beinahe alle betrachteten MGUV-Ansätze Variationskoeffizienten, die um etwa 1% höher ausfallen als die der GEKS- und Verkettungsansätze. Dies lässt sich maßgeblich auf die Ergebnisse der realen Pro-Kopf K.p.H. Luxemburgs und Norwegens zurückzuführen. In beiden Ländern ergeben sich aus den MGUV-Methoden deutlich höhere reale K.p.H. pro Kopf als aus den übrigen Methoden, wodurch höhere Varianzen und letztlich auch höhere Variationskoeffizienten resultieren. Nichtsdestotrotz zeigen die Ergebnisse der Variationskoeffizienten, dass die relative Streuung aller Methoden sehr ähnlich ist. Die Auswirkungen des Gerschenkron-Effekts bestätigen sich in diesen Berechnungen nicht.[2]

Letztlich stützen die Ergebnisse der beiden Koeffizienten also die Rückschlüsse, die bereits zuvor gezogen wurden. Die Unterschiede zwischen den verschiedenen Aggregationsansätzen sind für die meisten Länder nur marginal. Vereinzelt resultieren etwas größere Abweichungen zwischen den Methoden (speziell im Fall von Luxemburg und Norwegen). Wirklich ausschlaggebend sind diese Disparitäten in den meisten Ländern aber nicht. Daher ist es schwierig, anhand der Ergebnisse aus Tabelle 11.10 zweifelsfrei abwägen zu können, welche der verschiedenen Aggregationsmethoden vorzuziehen ist.

Ergänzend sei an dieser Stelle gesagt, dass die Berechnungen mit der Hilfe der CPD-Methode in ungewogener Form in vielen Ländern keine guten Resultate liefern. Die Abweichungen zu anderen Methoden sind zum Teil erheblich. Aus diesem Ergebnis lässt sich erkennen, dass die CPD-Methode in ungewogener Form besser für die Schätzung von KKPs unterhalb der Elementarbene geeignet ist (vgl. hierzu die Ergebnisse in Kapitel 10). Plausiblere Ergebnisse liefert hingegen die gewogene Form der CPD-Methode. Der Vollständigkeit halber sei noch erwähnt, dass die Ergebnisse der gewogenen CPD-Methode aus Tabelle 11.10 (letzte Spalte) mit den Ergebnissen des Rao-Systems aus Tabelle 11.8 (vorletzte Spalte) übereinstimmen. Zu diesem Befund kommt Rao (2005, S. 576) in seiner Arbeit (vgl. hierzu auch Kapitel 8.1).

Die bisherigen empirischen Untersuchungen haben vor allem das Ziel verfolgt, die Auswirkungen der unterschiedlichen Aggregationsmethoden auf die am Ende resultieren-

[2] Ergänzende Berechnungen haben gezeigt, dass die Variationskoeffizienten aller Methoden unter Ausschluss der Ergebnisse Luxemburgs und Norwegens bei etwa 35-36% liegen.

den realen Pro-Kopf K.p.H. zu analysieren. Wie sehr sich die Ergebnisse realer (KKP-bereinigter) Konsumausgaben aber von jenen Ausgaben unterscheiden, die auf Grundlage von Wechselkursen bereinigt werden, wurde bislang nicht thematisiert. Lohnenswert ist es daher, die Ergebnisse Wechselkurs-bereinigter und KKP-bereinigter Konsumausgaben (Gesamt und Pro-Kopf) unmittelbar zu vergleichen. Einen Überblick hierzu verschafft Tabelle 11.11. Die Berechnung der KKPs dieser Tabelle beruhen dabei auf der Stepwise MGUV-Methode, deren Transformationsfaktoren aller Güterpaare, $\widetilde{\pi}_{ij}$, einer gewogenen geometrischen Mittelung unterzogen werden. Die Ergebnisse einiger alternativer Aggregationsmethoden sind in den Tabellen C.18 bis C.28 in Anhang C.3 zu finden.

Aus den ersten beiden Spalten von Tabelle 11.11 ist zu erkennen, wie groß mitunter die Unterschiede zwischen nominalen Wechselkursen und Kaufkraftparitäten sind. Nur in sehr wenigen Ländern stimmen die nominalen Wechselkurse mit den realen Wechselkursen (KKPs) der Länder überein. In den meisten Fällen weichen die Wechselkurse erheblich von den KKPs der Länder ab, was gleichbedeutend mit stark über- bzw. unterbewerteten Währungen ist. Bildet man das Verhältnis aus Wechselkursen zu Kaufkraftparitäten (Kaufkraftindizes), wird dies schnell deutlich. Vor allem in Ländern, die nicht Teil der Währungsunion sind, sind die Währungen meist stark unterbewertet (KKI $>$ 150%). Die Wechselkurse von Dänemark, der Schweiz sowie den skandinavischen Ländern sind im Vergleich zur Eurozone deutlich überbewertet (KKI $<$ 80%).

Die gravierenden Unterschiede zwischen Wechselkursen und Kaufkraftparitäten haben erhebliche Auswirkungen auf die bereinigten Konsumausgaben privater Haushalte. In den Spalten 4 bis 6 bzw. 7 bis 9 werden die Gesamt-Konsumausgaben der Haushalte bzw. die entsprechenden Pro-Kopf Ausgaben miteinander verglichen. Es ist offensichtlich, dass auf Basis der nominalen Konsumausgaben der Länder (4. und 7. Spalte der Tabelle) keine Aussagen über das Konsumniveau der jeweiligen Länder abgeleitet werden können. Dies ist erst möglich, wenn die nominalen Ausgabenwerte mit Hilfe der entsprechenden Wechselkurse oder KKPs bereinigt und so vergleichbar gemacht werden.

Ein Vergleich zwischen den WK-bereinigten und KKP-bereinigten Gesamtkonsumausgaben macht die Folgen beider Verfahrensweisen deutlich. Verwendet man die Wechselkurse, um die Konsumausgaben aller Länder vergleichbar zu machen, fällt das Konsumniveau ärmerer Länder verglichen mit den Ergebnissen KKP-bereinigter Konsumausgaben noch geringer aus. Gleichzeitig bewirkt eine Bereinigung der nominalen Konsumausgaben auf Basis der Wechselkurse, dass das Konsumniveau wohlhabenderer Länder verglichen mit den entsprechenden KKP-bereinigten Konsumniveaus tendenziell zunimmt. Beide Tendenzen drücken sich in einem geringeren Variationskoeffizienten der KKP-bereinigten Konsumausgaben aus (155,73% gegenüber 162,58% im Fall WK-bereinigter Konsumausgaben).

Tabelle 11.11: Zusammenfassender Vergleich zwischen nominalen und realen Konsumausgaben privater Haushalte für alle 37 EVP-Länder (Jahr 2011); KKP-Berechnung auf Basis des Stepwise MGUV-Ansatzes (paarweise Transformationsfaktoren $\widetilde{\pi}_{ij}$ geometrisch gewogen)

				Gesamt-Konsumausgaben priv. HH			**Pro-Kopf Konsumausgaben priv. HH**		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	Nominaler Wechselkurs (WK)	Kaufkraftparität (KKP)	Kaufkraftindex (WK/KKP)	Nominal (in Mio. Einh. nat. Währ.)	WK-bereinigt	KKP-bereinigt	Nominal (in Einh. nat. Währ.)	WK-bereinigt	KKP-bereinigt
Albania	140.92	72.36	194.76	982300	2.23	4.60	346889	15.43	31.78
Austria	1.00	1.08	92.38	163264	52.33	51.13	19391	121.51	118.73
Belgium	1.00	1.14	87.77	187619	60.13	55.82	17090	107.10	99.42
Bosnia Herzegovina	1.96	1.13	172.58	22177	3.63	6.63	5776	18.51	33.78
Bulgaria	1.96	1.03	190.18	49149	8.05	16.20	6589	21.11	42.47
Croatia	7.44	5.83	127.54	231915	9.99	13.48	52362	44.11	59.50
Cyprus	1.00	0.91	109.90	12666	4.06	4.72	14693	92.08	107.03
Czech Republic	24.59	19.42	126.59	1986935	25.90	34.67	188460	48.03	64.30
Denmark	7.45	10.65	69.97	849566	36.55	27.05	152553	128.31	94.95
Estonia	1.00	0.82	121.90	8313	2.66	3.44	6203	38.87	50.12
Finland	1.00	1.27	79.04	100453	32.20	26.91	18646	116.85	97.68
France	1.00	1.13	88.86	1115456	357.52	336.00	17115	107.25	100.80
FYR Macedonia	61.48	27.68	222.14	336025	1.75	4.12	163119	16.63	39.06
Germany	1.00	1.05	95.30	1396511	447.60	451.17	17077	107.02	107.87
Greece	1.00	0.98	101.65	166026	53.21	57.21	14680	91.99	98.90
Hungary	279.37	185.05	150.97	15194741	17.43	27.83	1523420	34.17	54.56
Iceland	161.42	183.47	87.98	819399	1.63	1.51	2568649	99.72	92.80
Ireland	1.00	1.20	83.30	72678	23.29	20.52	16190	101.46	89.39
Italy	1.00	1.05	95.23	976072	312.84	315.11	16067	100.69	101.42
Latvia	0.71	0.54	129.76	8717	3.96	5.43	4224	37.48	51.44
Lithuania	3.45	2.37	145.51	67496	6.27	9.64	20949	38.02	58.51
Luxembourg	1.00	1.15	86.59	15504	4.97	4.55	29925	187.53	171.75
Malta	1.00	0.81	123.78	4448	1.43	1.87	10622	66.56	87.14
Montenegro	1.00	0.62	162.17	2698	0.86	1.48	4352	27.27	46.77
Netherlands	1.00	1.09	91.78	265365	85.05	82.56	15899	99.63	96.71
Norway	7.79	11.59	67.27	1037520	42.67	30.36	209473	168.44	119.83
Poland	4.12	2.55	161.52	926045	72.03	123.05	24258	36.89	63.02
Portugal	1.00	0.90	111.56	114583	36.73	43.33	10758	67.42	79.55
Romania	4.24	2.57	165.05	350635	26.51	46.28	16427	24.28	42.39
Serbia	101.96	58.23	175.09	2496327	7.85	14.53	343941	21.14	39.15
Slovakia	1.00	0.75	133.15	39026	12.51	17.62	7173	44.95	63.30
Slovenia	1.00	0.86	116.14	21369	6.85	8.41	10410	65.24	80.13
Spain	1.00	1.00	100.50	644669	206.62	219.63	13977	87.59	93.10
Sweden	9.03	11.43	78.98	1623011	57.61	48.12	171893	119.29	99.64
Switzerland	1.23	1.99	61.81	312032	81.14	53.04	39766	202.18	132.16
Turkey	2.34	1.44	162.44	957601	131.29	225.56	12757	34.20	58.75
United Kingdom	0.87	0.89	97.44	918433	339.18	349.55	14640	105.71	108.94
Eurozone	1.00	1.00	100.00	-	100.00	100.00	-	100.00	100.00
ν in %	-	-	-	-	162.58	155.73	-	63.57	39.36

Ganz besonders treten die Konsequenzen beider Verfahrensweisen zutage, wenn man die WK-bereinigten Konsumausgaben Polens und der Schweiz mit dem jeweiligen KKP-bereinigten Konsumniveau vergleicht. Auf Grundlage der Wechselkurse gewinnt man den Eindruck, als wäre das Gesamtkonsumniveau der Schweiz mit 81,14% des Durchschnittsniveaus der Eurozone deutlich höher als das Polens, welches lediglich 72,03% des Niveaus der Eurozone erreicht. Dieses Bild ändert sich aber dramatisch, wenn man stattdessen die entsprechenden realen Konsumausgaben beider Länder miteinander vergleicht. Gemäß den KKP-bereinigten Konsumausgaben übersteigt das Niveau der gesamten Konsumausgaben Polens mit 123,05% das Niveau der Schweiz mit nur 53,04% prozentual um mehr als das Doppelte. Noch deutlicher sind die Unterschiede zwischen den Pro-Kopf Konsumausgaben. Während das Konsumniveau eines polnischen Bürgers KKP-bereinigt von zuvor 36,89% (WK-bereinigt) auf 63,02% steigt, sinkt das Konsumniveau eines Schweizers von 202,18% auf 132,16%. Zwar ist das reale Konsumniveau des Schweizers immer noch bedeutend höher als das des polnischen Bürgers, jedoch wird die Lücke des Konsumniveaus zwischen beiden Personen (gemessen am Durchschnitt der Eurozone) um beinahe 100% kleiner. Dieses Beispiel demonstriert eindrucksvoll, wie sehr sich die realen wirtschaftlichen Verhältnisse (hier gemessen am Konsumniveau privater Haushalte) zwischen verschiedenen Ländern unterscheiden, wenn man eine Bereinigung nominaler Kennzahlen auf Basis von Wechselkursen einer Bereinigung auf Basis von KKPs vorziehen würde.

Insgesamt weist Deutschland - den Ergebnissen aus Tabelle C.18 zur Folge - das höchste Konsumniveau auf (sowohl WK- als auch KKP-bereinigt), was angesichts der Größe des Landes nicht weiter überraschend ist. Dieser Sachverhalt ändert sich jedoch vollkommen, wenn man stattdessen das Pro-Kopf Konsumniveau betrachtet. Real gesehen ist jetzt das Konsumniveau in Luxemburg am höchsten, gefolgt von dem in der Schweiz und in Norwegen. Die WK-bereinigten Pro-Kopf Konsumausgaben lassen dagegen auf eine andere Rangfolge dieser drei Länder schließen. In diesem Fall ist das schweizerische Konsumniveau pro Kopf das höchste, gefolgt von dem Norwegens. Erst an dritter Stelle folgt das Pro-Kopf Konsumniveau Luxemburgs.

Auch für die meisten anderen Länder sind die Auswirkungen einer WK- oder KKP-bereinigten Perspektive essentiell für die resultierenden Pro-Kopf Konsumausgaben. Vergleicht man die gesamte Spalte der KKP-bereinigten Pro-Kopf Konsumausgaben mit denen der WK-bereinigten Ausgaben, so stellt man fest, dass durch Erstere insgesamt gesehen das Konsumniveau zwischen den EVP-Ländern angeglichen wird. Die Kluft zwischen ärmeren und reicheren Ländern wird kleiner, verglichen mit den WK-bereinigten Pro-Kopf Konsumausgaben. Die Abbildungen 11.1 und 11.2 veranschaulichen die beschriebenen Wirkungsweisen von WKs und KKPs.

Beide Abbildungen klassifizieren die Pro-Kopf Konsumausgaben der 37 EVP-Länder in fünf unterschiedliche Gruppen. Rot eingefärbte Länder deuten auf Regionen mit einem

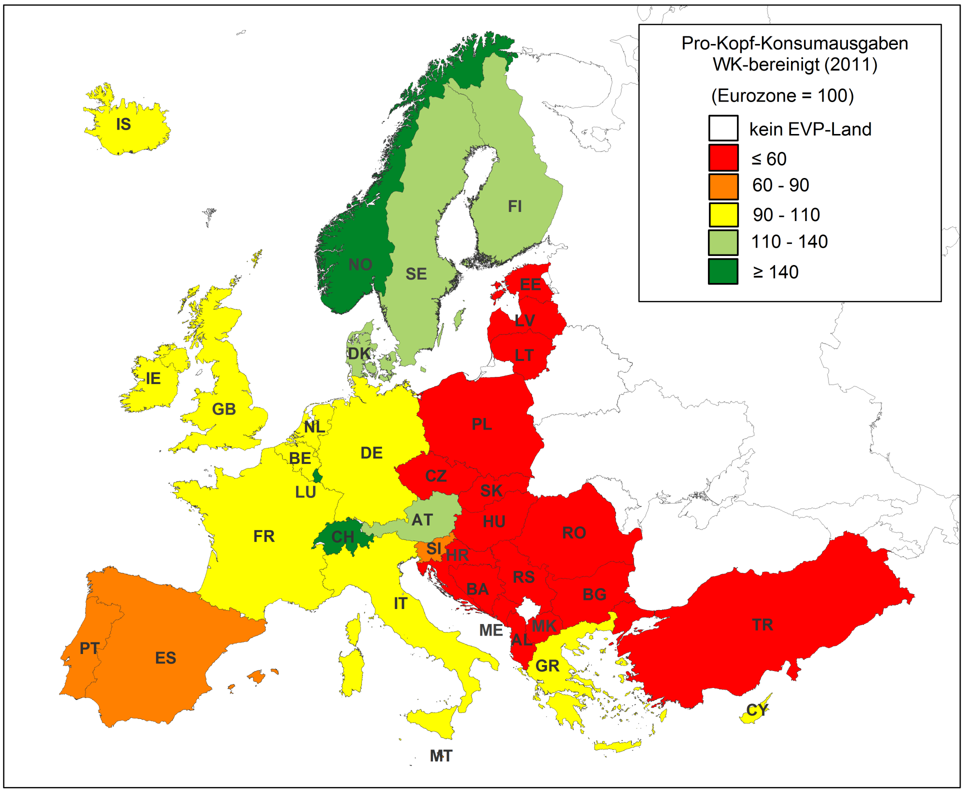

Abbildung 11.1: Wechselkurs-bereinigte Pro-Kopf Konsumausgaben aller EVP-Länder 2011

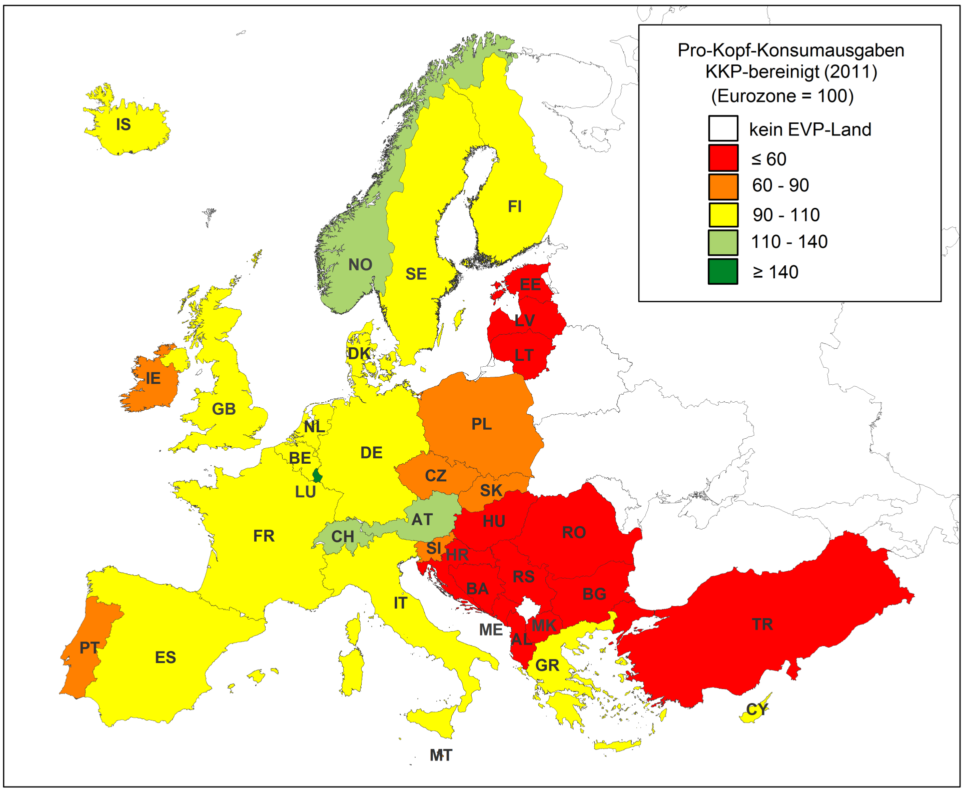

Abbildung 11.2: KKP-bereinigte Pro-Kopf Konsumausgaben aller EVP-Länder 2011

geringen realen Konsumniveau hin, grün gefärbte Länder signalisieren dagegen Regionen mit einem hohen realen Pro-Kopf Konsumniveau. Die Abbildungen unterscheiden sich einzig und allein in der Art und Weise, wie die nominalen Pro-Kopf Konsumausgaben privater Haushalte bereinigt wurden.

In Abbildung 11.1 wurden die nominalen Pro-Kopf K.p.H. mit Hilfe von Wechselkursen bereinigt. Das Ergebnis dieser Bereinigung offenbart eine eindeutige Verteilung der Konsumverhältnisse zwischen den EVP-Ländern. Insbesondere in den osteuropäischen Ländern sind die K.p.H. - bezogen auf den Durchschnitt der Eurozonen-Länder - auf einem niedrigen Niveau. Auch das Konsumniveau Portugals und Spaniens fällt verglichen mit anderen westeuropäischen Ländern geringer (orange eingefärbt) aus. Das höchste reale Konsumniveau (dunkel- und hellgrün eingefärbt) weisen dagegen vor allem die skandinavischen Länder, die Alpenstaaten Schweiz und Österreich sowie Luxemburg auf.

Werden die nominalen Pro-Kopf K.p.H. dagegen KKP-bereinigt, so ändert sich die Verteilung der Konsumverhältnisse. Speziell zwei Entwicklungen stechen hierbei heraus. Auf der einen Seite werden infolge einer KKP-Bereinigung die Konsumniveaus der Ländern im Norden Europas stärker an das durchschnittliche Konsumniveau der Eurozone angeglichen. Schweden, Finnland und Dänemark fallen demnach nicht mehr in die Klasse der Länder mit einem überdurchschnittlich (hellgrün eingefärbt) hohen Konsumniveau. Auch das Konsumniveau Norwegens sinkt infolge der KKP-Bereinigung der nominalen K.p.H. pro Kopf.

Der zweite zu beobachtende Trend betrifft die Länder im Osten Europas. Zählen Polen, Tschechien und die Slowakei in Abbildung 11.1 noch zur Gruppe der Länder mit dem geringsten Konsumniveau, gelten sie auf Grundlage der KKP-bereinigten Konsumausgaben nicht länger zu den ärmsten Ländern Europas. Darüber hinaus ist das reale Konsumniveau Spaniens nicht länger unterdurchschnittlich (orange eingefärbt), sondern fällt nun in dieselbe Klasse der Länder, die ein (gemessen am Konsumniveau der Eurozone) durchschnittliches Niveau realer Pro-Kopf Konsumausgaben (gelb eingefärbt) aufweisen. Insgesamt gesehen führt eine Bereinigung auf Basis der KKPs damit zu einer größeren Homogenität zwischen den betreffenden Ländern.

Gestützt wird dieses Ergebnis durch die Variationskoeffizienten der WK- bzw. KKP-bereinigten Verfahrensweisen. Verglichen mit den WK-bereinigten Konsumausgaben (63,57%) ist der Variationskoeffizient der KKP-bereinigten Pro-Kopf K.p.H. mit 39,36% wesentlich geringer. Die Bereinigung der Preisniveauunterschiede aller Länder bewirkt demzufolge eine Angleichung des realen Pro-Kopf Konsumniveaus und damit auch eine geringere relative Streuung der realen K.p.H. zwischen den Ländern. Dieses Phänomen ist nicht neu, sondern wurde bereits in anderen Studien beobachtet. Wechselkurse unterliegen Spekulationen am Devisenmarkt und spiegeln nur in seltenen Fällen die KKPs zwischen den verglichenen Länder wider. Das tatsächliche Preisniveau eines Landes, von dem entscheidend abhängig ist, wie viel eine Person in einem bestimmten Land konsumieren kann, ist daher wesentlich aussagekräftiger, um die wahren Wohlstandsverhältnisse zwischen verschiedenen Ländern beurteilen zu können. Genau das haben die Ergebnisse aus Tabelle C.18 anschaulich demonstriert.

Ob die bisherigen Resultate über die Zeit gesehen stabil sind, zeigen die Ergebnisse in Tabelle 11.12. Die Tabelle gibt einen Überblick über die Kaufkraftparitäten, Kaufkraftindizes sowie die realen Pro-Kopf Konsumausgaben der privaten Haushalte für die Jahre 2005, 2008 und 2011. Diese Ergebnisse als Grundlage zu verwenden, um beispielsweise für jedes Land die zeitliche Entwicklung der Konsumgüterpreise abzuleiten, wäre aber nicht richtig, da die zugrunde liegenden Warenkörbe nicht für jedes Jahr vollkommen identisch sind. Nichtsdestotrotz sind große Sprünge zwischen den Kennzahlen eines Landes nicht allein durch (zum Teil marginal) unterschiedliche Warenkörbe zu erklären, sondern lassen in gewissen Maßen auch Interpretationsspielräume zu, die auf eine zeitliche Entwicklung der Kennzahlen abzielen.

Es bleibt anzumerken, dass in jedem der drei Jahre die Zusammensetzung der Länder, die Teil der Währungsunion sind, eine andere ist. Um eine bessere Vergleichbarkeit der Jahre zu ermöglichen, sind alle berechneten Kennzahlen auf die Ländergruppe normiert, die bereits 2005 Bestandteil der Währungsunion war. Um einen zeitlichen Vergleich zu ermöglichen, müssen zudem die entsprechenden Kennzahlen auf einen bestimmten Referenzzeitpunkt normiert werden. In Tabelle 11.12 sind die Ergebnisse auf das Referenzjahr 2005 normiert. Somit lassen die Kennzahlen der Jahre 2008 und 2011 Rückschlüsse auf die zeitliche Entwicklung zu. Grundlage für die Berechnungen sind erneut Kaufkraftparitäten, die mit Hilfe der geometrischen, gewogenen Variante des Stepwise MGUV-Ansatzes ermittelt wurden.

Bei einem Vergleich der KKPs zwischen den drei Jahren fällt auf, dass die KKPs der meisten Länder ansteigen. Hierbei sticht hervor, dass der durchschnittliche Anstieg der KKPs in den Mitgliedsländern der Eurozone von 2008 auf 2011 sehr viel stärker ausfällt als von 2005 auf 2008. Aber auch in vielen Ländern außerhalb der Eurozone steigen die KKPs deutlich an, wobei einige Länder einen überdurchschnittlichen Anstieg der KKPs verzeichnen. So steigen beispielsweise die KKPs von Albanien, Schweden und Großbritannien von 2008 auf 2011 um mehr als 20%, während die KKPs von Island und Serbien im gleichen Zeitraum sogar um bis zu 40% zunehmen. Diese beachtlichen Veränderungen sind nicht allein durch veränderte Warenkörbe zu rechtfertigen, sondern lassen sich zweifelsfrei auf durchschnittlich gestiegene Konsumgüterpreise der privaten Haushalte zurückführen. Ferner ist zu erwähnen, dass die KKPs der Länder, die erst später der Währungsunion beigetreten sind, erwartungsgemäß sehr große Sprünge verzeichnen, welche alleinig durch die jeweiligen Währungsumstellungen zu erklären sind.

Tabelle 11.12: Vergleich von Kaufkraftparitäten, Kaufkraftindizes und realen Konsumausgaben privater Haushalte pro Kopf in den Jahren 2005, 2008 und 2011; KKP-Berechnung auf Basis des Stepwise MGUV-Ansatzes (gewogene, geometrisch gemittelte Transformationsfaktoren $\widetilde{\pi}_{ij}$)

	Kaufkraftparitäten			**Kaufkraftindizes (KKI = WK/KKP)**			**Reale Konsumausgaben priv. HH pro Kopf**		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	2005	2008	2011	2005	2008	2011	2005	2008	2011
Albania	61.46	65.11	82.65	203.92	188.45	148.46	22.49	28.47	28.73
Austria	0.99	1.06	1.24	101.32	94.62	80.88	114.91	117.99	107.34
Belgium	1.03	1.13	1.30	96.65	88.75	76.84	96.51	98.68	89.88
Bosnia Herzegovina	0.98	1.13	1.29	198.72	172.86	151.09	31.23	36.55	30.54
Bulgaria	0.82	0.98	1.17	239.82	200.23	166.50	34.36	44.41	38.39
Croatia	5.14	5.61	6.66	143.95	128.88	108.43	52.00	67.91	53.79
Cyprus(2)	0.51	0.89	1.04	113.02	112.04	96.22	105.73	123.94	96.76
Czech Republic	16.79	19.79	22.19	177.33	126.06	112.43	60.35	64.50	58.13
Denmark	9.97	10.45	12.16	74.74	71.32	61.30	93.14	98.44	85.84
Estonia(2)	10.15	12.42	0.94	154.17	126.00	1669.83	50.59	57.70	45.31
Finland	1.18	1.22	1.45	84.39	82.15	69.20	85.82	96.87	88.30
France	1.04	1.12	1.29	96.21	89.26	77.79	101.42	102.29	91.12
FYR Macedonia	25.27	28.29	31.61	242.64	217.42	194.61	29.09	38.07	35.32
Germany	1.00	1.05	1.20	99.91	95.29	83.44	104.18	104.47	97.52
Greece	0.86	0.94	1.12	115.80	106.46	88.99	105.30	113.39	89.41
Hungary	155.21	179.12	211.38	159.82	140.42	118.99	52.85	55.39	49.33
Iceland	116.00	149.40	209.56	67.44	85.31	60.82	110.26	103.32	83.89
Ireland	1.19	1.31	1.37	83.86	76.33	72.93	96.96	102.19	80.81
Italy	1.02	1.04	1.20	98.33	96.61	83.37	97.76	103.96	91.68
Latvia	0.39	0.55	0.62	178.05	128.19	113.03	41.56	53.64	46.50
Lithuania	1.89	2.34	2.71	182.44	147.26	127.39	49.85	62.83	52.90
Luxembourg	1.01	1.12	1.32	99.35	89.36	75.81	184.18	179.82	155.27
Malta(2)	0.31	0.80	0.92	138.04	125.56	108.37	82.22	86.39	78.78
Montenegro	0.53	0.63	0.70	187.66	159.68	141.97	25.58	48.92	42.28
Netherlands	1.01	1.05	1.24	99.05	95.50	80.35	101.85	105.36	87.43
Norway	10.70	11.40	13.23	74.89	72.15	62.14	106.42	116.31	108.33
Poland	2.41	2.46	2.91	167.23	142.50	120.52	45.97	56.73	56.97
Portugal	0.83	0.90	1.02	120.21	111.17	97.67	76.00	83.09	71.91
Romania	1.92	2.33	2.93	188.90	158.16	125.53	32.65	44.60	38.32
Serbia	36.72	47.73	66.51	222.54	170.68	122.48	32.23	39.72	35.39
Slovakia(2)	20.83	22.37	0.86	185.33	139.75	3644.25	50.95	63.99	57.23
Slovenia(2)	180.93	0.85	0.98	132.41	117.32	101.68	74.07	82.78	72.44
Spain	0.90	0.97	1.14	111.45	102.99	87.98	95.92	99.40	84.16
Sweden	10.49	10.79	13.06	88.52	89.09	73.62	92.80	100.63	90.08
Switzerland	2.04	2.04	2.28	75.79	77.65	69.69	121.70	129.42	119.48
Turkey	1.05	1.26	1.64	159.60	151.10	115.97	43.97	53.08	53.11
United Kingdom	0.71	0.82	1.02	95.74	97.60	78.27	122.26	118.16	98.49
Eurozone(1)	1.00	1.07	1.24	100.00	93.56	80.94	100.00	104.29	90.46

(1) Die Eurozone umfasst in dieser Tabelle nur diejenigen Länder, die bereits im Jahr 2005 Mitglieder der Währungsunion waren.

(2) Länder, die bis zum Jahr 2011 in die Währungsunion eingetreten sind.

Im Großen und Ganzen zeigen die KKIs (vierte bis sechste Spalte in Tabelle 11.12) der meisten Länder definitionsgemäß eine gegenläufige Entwicklung bezogen auf die KKPs. Allerdings sind in einigen Ländern erhebliche Wechselkursschwankungen zwischen den Jahren auszumachen. Blieben die Wechselkurse über die Zeit konstant, würde sich eine gestiegene KKP durch einen geringeren KKI bemerkbar machen. Umgekehrt würde sich eine sinkende KKP in einem gestiegenen KKI niederschlagen. Dass die Wechselkurse aber keineswegs konstant sind, zeigen vor allem die Ergebnisse Islands und Großbritanniens. In beiden Ländern steigen die KKPs im Zeitraum von 2005 bis 2008 zwischen 15-28% und dennoch steigen auch die KKIs dieser Länder. Folglich geht die Zunahme der KKPs mit einer Abwertung der jeweiligen Währung einher, wobei der Abwertungsdruck der Währungen den Anstieg des durchschnittlichen Preisniveaus der Länder überkompensiert. In der Schweiz und in Schweden sind im selben Zeitraum ähnliche Tendenzen zu beobachten. Wie stark die nominalen Wechselkurse der Länder zwischen den Zeitpunkten schwanken, geht aus den ergänzenden Informationen aller EVP-Länder in Tabelle C.1 in Anhang C.1 hervor. Die extremen Werte der KKIs von Estland und der Slowakei im Jahr 2011 lassen sich erneut durch den Einfluss der Währungsumstellung erklären.

Eine weitere Konsequenz steigender bzw. sinkender KKPs wäre der Theorie nach, dass die realen Pro-Kopf Konsumausgaben der Länder (bei konstanten umgesetzten Konsumgütermengen) sinken bzw. steigen. Aber nur in wenigen Ländern lassen sich diese Tendenzen eindeutig feststellen (vgl. siebte bis neunte Spalte in Tabelle 11.12). Die Entwicklung von 2005 bis 2008 offenbart in beinahe allen Ländern einen Anstieg der realen Pro-Kopf K.p.H. trotz gestiegener KKPs. Das bedeutet, dass die nominalen Pro-Kopf K.p.H. im selben Zeitraum stärker angestiegen sind als das durchschnittliche Preisniveau der Länder. Im Unterschied dazu sind die realen Pro-Kopf K.p.H. von 2008 auf 2011 erheblich gesunken, wie es der Theorie zufolge zu erwarten wäre. Auffällig an dieser Entwicklung ist jedoch, dass das reale Konsumniveau in einigen Ländern im Jahre 2011 deutlich unter dem im Jahre 2005 liegt. Interessanterweise sind von dieser Entwicklung elf von zwölf Mitgliedsländer der Währungsunion (Eurozone 2005) betroffen, was auf die prekäre Entwicklung im Zuge der Finanz- und Staatsschuldenkrise der vergangenen Jahre zurückzuführen sein könnte. Im Gegensatz dazu überwiegt in vielen ost- und südosteuropäischen Staaten (die nicht Teil der Währungsunion sind) der Eindruck, dass die realen Pro-Kopf K.p.H. trotz gestiegener KKPs konstant geblieben oder nur geringfügig zurückgegangen sind. In Albanien, Polen und der Türkei ist sogar ein leichtes Wachstum der realen Pro-Kopf K.p.H. zu beobachten.

11.3 Resümee der empirischen Auswertungen auf der Elementarebene

Die empirischen Auswertungen in Abschnitt 11.1 und 11.2 haben darauf abgezielt, die verschiedenen möglichen Varianten multilateraler Aggregationsverfahren zur Berechnung von KKPs auf der Elementarebene miteinander zu vergleichen. Zusammenfassend betrachtet haben diese Auswertungen einige interessante Ergebnisse zum Vorschein gebracht.

In Abschnitt 11.1 wurden zunächst die realen BIPs zwischen Ländern im EVP verglichen. Primäres Ziel dieser Berechnungen sollte sein, den Einfluss von Güterkategorien mit negativen Ausgaben auf die realen BIPs pro Kopf zu untersuchen. In Anlehnung an die Berechnungen von Sergeev wurden hierzu zwei Szenarien gegenübergestellt: Im ersten Szenario wurden die Güterkategorien mit negativen Ausgaben unverändert gelassen, im zweiten Szenario dagegen durch die entsprechenden Absolutwerte ersetzt.

Die Ergebnisse haben offenbart, dass sich die unterschiedlichen Berechnungsszenarien massiv auf die zu berechnenden realen Pro-Kopf BIPs der Länder auswirken. Je größer der Anteil negativer Ausgabenkategorien eines Landes ist, desto größer sind die Abweichungen zwischen den realen BIPs der betrachteten Szenarien. Diese Erkenntnis ist für sich genommen nicht weiter überraschend und lässt sich auch für andere Aggregationsmethoden (vgl. Tabellen C.6 - C.11) nachweisen. Allerdings ist die eigentliche Lehre, die aus diesen Berechnungen zu ziehen ist, ein andere. Obwohl es den internationalen Vergleichsprogrammen gemeinhin nicht am Bewusstsein mangelt, dass einige Güterkategorien durchaus negative Ausgaben aufweisen können, so existiert bis heute keine befriedigende Antwort auf die Frage, wie in konkreten praktischen Anwendungen mit diesen Güterkategorien umgegangen werden soll.

Sergeevs Vorschlag mag zwar kein Allheilmittel sein, um diese Problematik zu lösen, jedoch ermöglicht sein Vorgehen, dass für alle Aggregationsmethoden auf einer vergleichbaren Grundlage KKPs berechnet werden können, sofern sämtliche Berechnungen auf derselben modifizierten Datenbasis durchgeführt werden. Die im Rahmen dieser Arbeit durchgeführten Berechnungen vergegenwärtigen die Dringlichkeit, weitere Anstrengungen zu unternehmen, die zukünftig einen geregelten, einheitlichen Rahmen im Umgang mit negativen Ausgabenkategorien ermöglichen sollen.

In Abschnitt 11.2 wurde der Fokus auf diejenigen Güterkategorien gelegt, die insbesondere die Lebenshaltungskosten der privaten Haushalte beeinflussen und letztlich entscheidend dafür sind, wie hoch das reale Konsumniveau der Bürger eines Landes sind. Im Unterschied zu den Berechnungen in Abschnitt 11.1 umfassen diese Güterkategorien keine negativen Ausgaben, wodurch sich die zuvor beschriebene Problematik erübrigt.

Das vorrangige Ziel dieser Berechnungen war es, das reale Pro-Kopf Konsumniveau der privaten Haushalte mit einer Vielzahl der in Kapitel 5 bis 8 aufgeführten Aggregationsmethoden zu berechnen und mögliche Unterschiede zwischen den Ergebnissen der

Methoden herauszuarbeiten. Die zentralen Ergebnisse dieser Vergleiche sind im Folgenden noch einmal kurz zusammengefasst:

- Für die Länder der Eurozone ergeben sich kaum nennenswerte Werte für die unterschiedlichen Varianten der Aggregationsverfahren. Aber auch für viele Länder außerhalb der Währungsunion resultieren methodenübergreifend sehr homogene Ergebnisse der realen Pro-Kopf Konsumausgaben. Nur die Ergebnisse Luxemburgs und Norwegens fallen aus dem erstaunlich homogenen Gesamtbild zwischen den Methoden heraus.
- Die Auswirkungen des Gerschenkron-Effekts ließen sich im Zuge der Berechnungen nicht eindeutig und zweifelsfrei nachweisen. Zwar erzeugen einige Methoden im Standardisierungsansatz bei kleineren Ländern geringfügig höhere reale Konsumausgaben (ca. 0,5-2%) als die entsprechenden Ergebnisse der GEKS- oder Verkettungsansätze, jedoch wäre es vermessen auf Basis dieser Ergebnisse eine systematische Überschätzung schlussfolgern zu wollen.
- Die Vergleiche zwischen WK- und KKP-bereinigten nominalen Konsumausgaben haben gezeigt, dass sich die Wohlstandslücke zwischen ärmeren und wohlhabenderen Ländern in einem sehr beachtlichen Ausmaß durch die Preisniveauunterschiede (KKPs) erklären lässt. Wechselkurse sind dagegen kein geeignetes Instrument, um die Wohlstandverhältnisse zwischen verschiedenen Ländern zu vergleichen.

Kapitel 12

Zusammenschau und abschließende Bemerkungen

Interregionale Preisvergleiche sind in vielen Bereichen der Realwirtschaft unverzichtbar. Sie dienen in erster Linie als Instrument, um gesamtwirtschaftliche Größen zwischen verschiedenen Regionen und Ländern vergleichbar zu machen. Die enorme Bedeutung solcher Kennzahlen wurde in der Vergangenheit lange unterschätzt. Insbesondere innerhalb der Länder mangelt es oftmals an einer soliden Datenbasis, sodass verlässliche Schätzungen regionaler Preisniveauunterschiede häufig nicht möglich sind. Dabei stünde theoretisch ein breites Angebot verschiedener multilateraler Aggregationsmethoden bereit. Genau das haben die Darstellungen der vorliegenden Arbeit gezeigt.

Ziel dieser Arbeit war es, einen methodischen Überblick über die Vielfalt multilateraler Messinstrumente zu geben. Dabei wurde herausgestellt, dass sich die verschiedenen multilateralen Aggregationsverfahren in vier Klassen unterteilen lassen. Jede dieser Klassen ist durch bestimmte Eigenschaften charakterisiert. Die meisten Mitglieder der jeweiligen Klassen teilen diese Eigenschaften. Während die Mitglieder der GEKS- und vor allem MST-Methode charakteristische Preisvergleiche generieren, zeichnen sich die (meisten) Methoden des Standardisierungsansatzes dadurch aus, additiv zu sein. Allerdings wird den Aggregationsverfahren dieser Klasse nachgesagt, unter den Auswirkungen des Gerschenkron-Effekts zu leiden. Insbesondere der GK-Index neigt - aufgrund seines spezifischen Gewichtungsschemas - in gewissen Situationen verzerrte Preisvergleiche hervorzubringen.

Ein Kernbestandteil dieser Arbeit widmete sich den unterschiedlichen Verfahren des Standardisierungsansatzes. Im Mittelpunkt standen dabei zwei zentrale Erkenntnisse: Zum einen wurde herausgearbeitet, dass der Standardisierungsansatz grundsätzlich sehr dem Konstruktionsprinzip bilateraler GUV-Indizes ähnelt, einer Indexfamilie, die Auer (2013) im Zusammenhang von Preisniveauvergleichen über die Zeit vorgeschlagen hat.

Aus diesem Grund lassen sich sämtliche Mitglieder dieser Klasse auch als multilaterale GUV-Indizes auffassen. Darüber hinaus wurde eine neue Unterklasse des Standardisierungsansatzes definiert. Bisher bauten Aggregationsverfahren dieser Klasse auf der Idee auf, Preisniveaukennzahlen und Transformationsfaktoren simultan aus einem linear abhängigen Gleichungssystem zu ermitteln (*Simultaneous MGUV-Indizes*). Der neue Ansatz sieht stattdessen vor, Transformationsfaktoren und Preisniveaukennzahlen stufenweise zu berechnen, wobei im ersten Schritt transitive Transformationsfaktoren mit Hilfe des GEKS-Prinzips berechnet werden, die im anschließenden zweiten Schritt genutzt werden, um Preisvergleiche für aller interessierenden Regionenpaare zu bestimmen. Die Mitglieder dieser Klasse wurden unter der Bezeichnung (*Stepwise MGUV-Indizes*) zusammengefasst. Der Gerardi-Index ist ein bekanntes Mitglied *beider* Unterklassen des Standardisierungsansatzes.

Die verschiedenen neuen Varianten im Standardisierungsansatz ergänzen die breite Palette bereits existierender multilateraler Verfahren. Die entscheidende Frage, die sich in diesem Zusammenhang aufdrängt, lautet: Welcher der multilateralen Aggregationsmethode sollte der Vorzug gegeben werden? Genau diese Frage sorgt auch für Diskussionsstoff in den nationalen und internationalen statistischen Ämtern. Eine Antwort auf diese Frage fällt schwer, da es keinen Maßstab gibt, anhand dessen sich objektiv beurteilen ließe, wie die KKPs zwischen den verglichenen Regionen im Optimalfall auszusehen hätten. Die einzigen objektiven Kriterien sind einige Eigenschaften, denen multilaterale Preisindizes genügen sollten. Jedoch erfüllt kein bekanntes Aggregationsverfahren alle wünschenswerten Eigenschaften. Daher obliegt es letztlich der subjektiven Einschätzung des Anwenders, welche Eigenschaften er als besonders wichtig erachtet.

In der jüngeren Vergangenheit hat sich eine Entwicklung abgezeichnet, in der mehr und mehr der GEKS-Ansatz in den Mittelpunkt des Interesses gerückt ist. Während beispielsweise für die Vergleiche der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung im Rahmen des EVP in den Jahren 1975 bzw. 1980 der Gerardi-Preisindex (Eurostat, 1978) bzw. die Geary-Khamis-Methode (Eurostat, 1982a) die bevorzugte Aggregationsmethode war, greifen die großen internationalen Vergleichsprogramme EVP oder ICP seit einiger Zeit auf die ungewogene GEKS-Methode (5.11) mit bilateralen Fisher-Indizes zurück.[1] Ein häufig vorgetragener Grund für die Abkehr von Verfahren des Standardisierungsansatzes ist deren Anfälligkeit für den Gerschenkron-Effekt. Dass dieses Verfahren im Gegensatz zu den Verfahren des Standardisierungsansatzes nicht additiv sind, scheint in der gegenwärtigen Diskussion eine ungeordnete Rolle zu spielen.

Eine wichtige Erkenntnis der empirischen Vergleiche im Rahmen dieser Arbeit ist, dass viele der unterschiedlichen Aggregationsmethoden auf der Elementarebene sehr ähnliche

[1] Balk (2008, S. 42ff) verschafft einen Überblick über die historische Entwicklung multilateraler Aggregationsmethoden seit den frühen 1950er Jahren. Gesonderte Rückblicke der Vergleichsprogramme EVP und ICP finden sich in Eurostat (2006, S. 147ff) und ICP (2008, S. 167ff).

Ergebnisse für die realen Konsumausgaben privater Haushalte generieren. Die Sorge verzerrter Preisvergleiche infolge der Auswirkungen des Gerschenkron-Effektes hat sich in diesen Untersuchungen nicht (zweifelsfrei) bestätigen lassen. Lediglich die Ergebnisse der GK-Methode haben die realen Konsumausgaben einiger kleinerer Länder verglichen mit den Ergebnissen anderer Methoden überschätzt. Dagegen lieferten die meisten anderen Verfahren des Standardisierungsansatzes für beinahe alle betrachteten Länder annähernd identische Resultate wie die GEKS-Verfahren. Nur in Ausnahmefällen (konkret in den Ländern Luxemburg und Norwegen) sind die Ergebnisse der MGUV-Indizes deutlich von den Ergebnissen der übrigen Aggregationsverfahren abgewichen.

Angesichts dieser Ergebnisse kann die Frage aufgeworfen werden, inwieweit die Entscheidung, der GEKS-Methode den Vorzug für die Berechnung interregionaler Preisvergleiche zu geben, tatsächlich auf einem soliden Fundament steht. Gerade vor dem Hintergrund, dass durch diese Wahl eine so praktische Eigenschaft wie Additivität aufgegeben wird, gibt Anlass an dieser Entscheidung zu zweifeln. Darüber hinaus sei noch einmal die Praktikabilität einiger MGUV-Ansätze betont. Am Beispiel des Geradi-Index wurde demonstriert, wie sehr sich die Berechnung von Kaufkraftparitäten für beliebige Regionenpaare vereinfacht. Im Gegensatz zu allen anderen multilateralen Aggregationsverfahren reduziert sich der Berechnungsaufwand (unter gewissen Voraussetzungen) auf einen *einzigen* Rechenschritt - ganz analog zu gewöhnlichen bilateralen Preisindexformeln.

Die empirischen Untersuchungen haben auch gezeigt, dass weitaus größere Schwierigkeiten bei der Güteraggregation unterhalb der Elementarebene in Erscheinung treten. Auch auf dieser Ebene kommt gegenwärtig die GEKS-Methode zum Einsatz (Eurostat, 2012, S. 309ff). Allerdings haben die Berechnungen in Kapitel 10 offenbart, dass die GEKS-Methode in gewissen Situationen, in denen die Datenbasis einer Güterkategorie in vielen Regionen Lücken aufweist, keine plausiblen Ergebnisse liefert. Vor allem die von Eurostat bevorzugte Berechnung bilateraler Jevons*-Indizes sowie die modifizierte Form der Jevons-S-Indizes bringt für Regionenpaare, zu denen nur bruchstückhaft Informationen vorliegen, keine verlässlichen Preisvergleiche hervor oder lässt sich in manchen Fällen erst gar nicht berechnen und muss stattdessen über Umwege geschätzt werden. Der Regressionsansatz erlaubt in diesem Fall eine unkompliziertere Berechnung.

Aus diesen Ergebnissen sind zwei wichtige Schlussfolgerungen zu ziehen: Auf der einen Seite muss erneut die Frage aufgeworfen werden, inwieweit die GEKS-Indizes tatsächlich geeignet sind, um auch für problematische Güterkategorien verlässliche Resultate der KKPs aller Länder zu liefern. Insbesondere die Ergebnisse des Regressionsansatzes haben gerade in problematischen Situationen, in denen die Datenbasis einer Güterkategorie viele Lücken aufweist, deutlich plausiblere Ergebnisse generiert. Auf der anderen Seite offenbaren die Ergebnisse schonungslos die Probleme und Schwächen interregionaler Preisvergleiche. Trotz intensiver Anstrengungen der internationalen statistischen Organisationen, eine vergleichbare und fundierte Datenbasis zu schaffen, sind die berichteten Güterinformationen einiger Regionen nach wie vor sehr lückenhaft. Zwar hat sich die Situation gegenüber früheren Erhebungen deutlich verbessert, jedoch besitzt gerade dieser Forschungszweig ein erhebliches Potenzial, die Qualität zukünftiger Datenerhebungen zu steigern.

International sind die Prozesse der Datenerhebung und -aufbereitung weiter fortgeschritten als innerhalb vieler Länder. Auf nationaler Ebene ist die Entwicklung auf diesem Gebiet noch recht rückständig, aber auch hier wurde das Problem inzwischen erkannt. Da verlässliche und aussagekräftige Preisvergleiche im Wesentlichen von der Verfügbarkeit und der Qualität der Daten abhängig sind, sollte der Forschungsschwerpunkt zukünftig mehr an der Bereitstellung eines soliden Datenfundaments ausgerichtet werden. Statt verstärkt nach indextheoretischen Lösungswegen zu suchen, um der Problematik fehlender Daten zu begegnen, wäre es aus Sicht des Autors ratsam, zukünftig vor allem die Nachforschungen im Bereich der Datenerhebung zu intensivieren. Insbesondere moderne Erhebungs- und Schätzmethoden der Survey-Statistik können einen großen Beitrag leisten, die Datenqualität speziell im Hinblick auf die Vollständigkeit der Daten zu steigern. Interregionale Preisvergleiche würden von Entwicklungen auf diesem Gebiet in hohem Maße profitieren, da dadurch eine fundiertere Datengrundlage geschaffen würde und somit verlässlichere Berechnungen für die Kaufkraftparitäten zwischen Regionen möglich wären.

Literaturverzeichnis

Aczél, J. (1966): *Lectures on Functional Equations and Their Applications.* Academic Press, New York.

Allen, R. und W. E. Diewert (1981): “Direct Versus Implicit Superlative Index Number Formulae,” *The Review of Economics and Statistics*, 63(3), 430–435.

Aten, B. (1996): “Evidence of Spatial Autocorrelation in International Prices,” *Review of Income and Wealth*, 42(2), 149–163.

Auer, L. v. (2001): “An Axiomatic Check-Up for Price Indices,” FEMM Working Paper Series No. 01/2001, Otto-v.-Guericke-Universität, Magdeburg.

——— (2004): “Consistency in Aggregation,” *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 224(4), 383–398.

——— (2009): “Axiomatic Analysis of Unilateral Price Indices,” Unveröffentlichtes Manuskript, Universität Trier.

——— (2010): “Drobisch’s Legacy to Price Statistics,” *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 230(6), 673–689.

——— (2012): “Räumliche Preisvergleiche: Aggregationskonzepte und Forschungsperspektiven,” *AStA Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv*, 6(1), 27–56.

——— (2013): “The Generalized Unit Value Index Family,” *Review of Income and Wealth*, erscheint in Kürze.

Balk, B. M. (1989): “On van Ijzeren’s Approach to International Comparisons and its Properties,” *Statistical Papers/Statistische Hefte*, 30(1), 295–315.

——— (1995): “Axiomatic Price Index Theory: A Survey,” *International Statistical Review*, 63(1), 69–93.

——— (1996a): “A Comparison of Ten Methods for Multilateral International Price and Volume Comparison,” *Journal of Official Statistics*, 12(2), 199–222.

——— (1996b): “Consistency-In-Aggregation and Stuvel Indices,” *Review of Income and Wealth*, 42(3), 353–363.

——— (1996c): “On the Use of Unit Value Indices as Consumer Price Subindices,” in: *Improving the Quality of Price Indices*, S. 103–112. Commission of the European Communities, International Seminar in Florence, December 18-20.

——— (2005): “Price Indexes for Elementary Aggregates: The Sampling Approach,” *Journal of Official Statistics*, 21(4), 675–699.

——— (2008): *Price and Quantity Index Numbers: Models for Measuring Aggregate Change and Difference*. Cambridge University Press, New York.

——— (2009): “Aggregation Methods in International Comparisons: an Evaluation,” in: *Purchasing Power Parities of Currencies. Recent Advances in Methods and Applications*, D. S. P. Rao (Hrsg.), S. 59–85. Edward Elgar, Cheltenham.

——— (2010): “Lowe and Cobb-Douglas Consumer Price Indices and their Substitution Bias,” *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 230(6), 726–740.

Banerjee, K. S. (1959): “A Generalisation of Stuvel’s Index Number Formulae,” *Econometrica*, 27(4), 676–678.

——— (1977): *On the Factorial Approach Providing the True Index of Cost of Living.* Vandenhoeck & Ruprecht, Göttingen.

Bayerisches Staatsministerium für Wirtschaft, Verkehr und Technologie (2003): “Die reale Kaufkraft in Bayern 2002 : Zwischenörtliche Preis- und Einkommensunterschiede,” München.

Behrmann, T., S. Deml und S. Linz (2010): “Verwendung von Einzeldaten aus der Verbraucherpreisstatistik für regionale Preisvergleiche,” in: *Der weiße Fleck: Zur Konzeption und Machbarkeit regionaler Preisindizes*, D. M. J. Hohmann, Eckart; Huschka (Hrsg.), Bd. 324, S. 11–90. Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.

Biggeri, L., G. Ferrari und A. Lemmi (1987): “The Contribution of Italian Statisticians to the Theory of Price Index Numbers,” in: *The Contributions to the Methodology of Statistics*, A. Naddeo (Hrsg.), S. 563–581. Società Italiana di Statistica, Padova.

Blades, D. (2007a): “GDP and Main Aggregates,” in: *ICP 2003-2006 Handbook*, Kap. 3. The World Bank.

——— (2007b): “Government Services,” in: *ICP 2003-2006 Handbook*, Kap. 8. The World Bank.

——— (2011): "Government Services Compensation," in: *Measuring the Size of the World Economy, ICP Book 2011*, Kap. 15. The World Bank.

Blades, D. und Y. Dikhanov (2011): "Reference PPPs," in: *Measuring the Size of the World Economy, ICP Book 2011*, Kap. 17. The World Bank.

Bortkiewicz, L. v. (1923): "Zweck und Struktur einer Preisindexzahl, Erster Artikel," *Nordisk Statistisk Tidskrift*, 2, 369–408.

——— (1924b): "Zweck und Struktur einer Preisindexzahl, Dritter Artikel," *Nordisk Statistik Tidskrift*, 4, 494–516.

Bowley, A. L. (1899): "Wages, Nominal and Real," in: *Dictionary of Political Economy*, R. H. I. Palgrave (Hrsg.), Band 3, S. 640–651. Macmillan, London.

——— (1901): *Elements of Statistics.* P.S. King & Son, London.

——— (1928): "Notes on Index Numbers," *The Economic Journal*, 38(150), 216–237.

Bullen, P. S. (2003): *Handbook of Means and Their Inequalities.* Kluwer Acadamic Publishers, Dordrecht.

Bundesverfassungsgericht (2007): "Urteil: BVerfG, 2 BvR 556/04, Absatz-Nr. 1-76," vom 6.3.2007.

Burghardt, A., D. Hochfellner und M. König (2012): "Europäische Metropolregionen in Deutschland im Vergleich: Löhne klaffen deutlich auseinander," *IAB-Forum*, 2, 90–77.

Carli, G. R. (1764): "Del valore e della proporzione de'metalli monetati con i generi in Italia prima delle scoperte dell'Indie colonfronto del valore e della proporzione de'tempi nostri," in: *Opere scelte die Carli*, Band 1, S. 299–366. Mailand.

Carlson, B. C. (1972): "The Logarithmic Mean," *The American Mathematical Monthly*, 79(6), 615–618.

Cassel, G. (1918): "Abnormal Deviations in International Exchanges," *The Economic Journal*, 28(112), 413–415.

Caves, D. W., L. R. Christensen und W. E. Diewert (1982): "Multilateral Comparisons of Output, Input, and Productivity Using Superlative Index Numbers," *The Economic Journal*, 92(365), 73–86.

Cobb, C. W. und P. H. Douglas (1928): "A Theory of Production," *The American Economic Review*, 18(1), 139–165.

Cormen, T. H., C. E. Leiserson, R. L. Rivest und C. Stein (2007): *Algorithmen - Eine Einführung*, 2. Aufl. Oldenbourg, München.

Crowe, W. R. (1965): *Index Numbers: Theory and Applications*. Macdonald & Evans, London.

Cuthbert, J. und M. Cuthbert (1988): "On Aggregation Methods of Purchasing Power Parities," Working Paper No. 56, OECD, Paris.

Cuthbert, J. R. (1999): "Categorisation of Additive Purchasing Power Parities," *Review of Income and Wealth*, 45(2), 235–249.

——— (2000): "Theoretical and Practical Issues in Purchasing Power Parities Illustrated with Reference to the 1993 Organization for Economic Co-Operation and Development Data," *Journal of the Royal Statistical Society: Series A*, 163(3), 421–444.

——— (2009): "Implicit Data Structures and Properties of Selected Additive Indices," in: *Purchasing Power Parities of Currencies. Recent Advances in Methods and Applications*, D. S. P. Rao (Hrsg.), S. 160–180. Edward Elgar, Cheltenham.

Dalén, J. (1992): "Computing Elementary Aggregates in Swedish Consumer Price Index," *Journal of Official Statistics*, 8(2), 129–147.

——— (2001): "Statistical Targets for Price Indexes in Dynamic Universes," Proceedings of the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra.

Davies, G. R. (1924): "The Problem of a Standard Index Number Formula," *Journal of the American Statistical Association*, 19(146), 180–188.

——— (1932): "Index Numbers in Mathematical Economics," *Journal of the American Statistical Association*, 27(177), 58–64.

Deaton, A. und A. Heston (2008): "Understanding PPPs and PPP-Based National Accounts," Working Paper 14499, NBER Working Paper Series.

Diewert, W. E. (1976): "Exact and Superlative Index Numbers," *Journal of Econometrics*, 4(2), 115–145.

——— (1986): "Microeconomic Approaches to the Theory of International Comparisons," Technical Working Paper No. 53, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

——— (1988): "Test Approaches to International Comparisons," in: *Measurement in Economics*, W. Eichhorn (Hrsg.), S. 67–86. Physica-Verlag, Heidelberg.

——— (1993): "The Early History of Price Index Research," in: *Essays in Index Number Theory*, W. Diewert und A. Nakamura (Hrsg.), Volume I, Kap. 2, S. 33–71. Emerald, Bingley.

——— (1995): "Axiomatic and Economic Approaches to Elementary Price Indexes," NBER Working Paper Series No. 5104, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

——— (1999): "Axiomatic and Economic Approaches to International Comparisons," in: *International and Interarea Comparisons of Income, Output, and Prices*, A. Heston und R. E. Lipsey (Hrsg.), Bd. 61, S. 13–87. The University of Chicago Press, Chicago.

——— (2001): "The Consumer Price Index and Index Number Theory: A Survey," Discussion Paper 01-02, Department of Economics, University of British Columbia, Vancouver.

——— (2004): "On the Stochastic Approach to Linking the Regions in the ICP," Discussion Paper No. 04-16, Department of Economics, University of British Columbia, Vancouver.

——— (2005): "Weighted Country Product Dummy Variable Regressions and Index Number Formulae," *Review of Income and Wealth*, 51(4), 561–570.

——— (2009): "Similarity Indexes and Criteria for Spatial Linking," in: *Purchasing Power Parities of Currencies. Recent Advances in Methods and Applications*, D. S. P. Rao (Hrsg.), S. 183–216. Edward Elgar, Cheltenham.

——— (2010): "New Methodological Developments for the International Comparison Program," *Review of Income and Wealth*, 56(1), S11–S31.

Diewert, W. E. und P. v. d. Lippe (2010): "Notes on Unit Value Index Bias," *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 230(6), 690–708.

Dijkstra, E. W. (1959): "A Note on Two Problems in Connexion with Graphs," *Numerische Mathematik*, 1(1), 269–271.

Dikhanov, Y. (1997): "Sensitivity of PPP-Based Income Estimates to Choice of Aggregation Procedures," Development Data Group, International Economics Department, The World Bank, Washington, D.C.

Divisia, F. (1926): *L'indice monetaire et la theorie de la monnaie*. Societe anonyme du Recueil Sirey, Paris.

DRECHSLER, L. (1973): "Weighting of Index Numbers in Multilateral International Comparisons," *Review of Income and Wealth*, 19(1), 17–34.

DROBISCH, M. W. (1871a): "Ueber die Berechnung der Veränderungen der Waarenpreise und des Geldwerths," *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 16, 143–156.

——— (1871b): "Ueber einige Einwürfe gegen die in diesen Jahrbüchern veröffentlichte neue Methode, die Veränderungen der Waarenpreise und des Geldwerths zu berechnen," *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 16, 416–427.

——— (1871c): "Ueber Mittelgrössen und die Anwendbarkeit derselben auf die Berechnung des Steigens und Sinkens des Geldwerths," *Berichte der mathematisch-physicalischen Classe der Königlich Sächsischen Gesellschaft der Wissenschaften*, 1, 143–156.

DUTOT, C. (1738): *Réflexions Politiques sur les Finances et le Commerce*. Les Frères Vaillant et N. Prevost, La Haye.

EDGEWORTH, F. Y. (1888): "Some New Methods of Measuring Variation in General Prices," *Journal of the Royal Statistical Society*, 51(2), 346–368.

EICHHORN, W. (1974): "Characterization of the CES Production Functions by Quasilinearity," in: *Production Theory*, W. Eichhorn, R. Henn, O. Opitz und R. W. Shephard (Hrsg.), S. 21–33. Springer, Berlin.

——— (1976): "Fisher's Tests Revisited," *Econometrica*, 44(2), 247–256.

EICHHORN, W. UND J. VOELLER (1976): "Theory of the Price Index," in: *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*, M. Beckmann und H. P. Künzi (Hrsg.), Bd. 140. Springer, Berlin.

——— (1983): "The Axiomatic Foundations of Price Indices and Purchasing Power Parities," in: *Price Level Measurement*, W. E. Diewert und C. Montmarquette (Hrsg.), S. 411–450. Statistics Canada, Ottawa.

ELTETÖ, O. UND P. KÖVES (1964): "On a Problem of Index Number Computation Relating to International Comparison," *Statisztikai Szemle*, 42, 507–518.

EUROPÄISCHE KOMMISSION (2009): "GDP and Beyond: Measuring Progress in a Changing World," European commission, `http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=COM:2009:0433:FIN:EN:PDF` (Stand: 17.03.2013).

EUROSTAT (1978): *Comparison in Real Values of the Aggregates of ESA - 1975*. Statistical Office of th European Communities, Luxembourg.

——— (1982a): *Comparison in Real Values of the Aggregates of ESA - 1980.* Statistical Office of th European Communities, Luxembourg.

——— (1982b): *Multilateral Measurements of Purchasing Power and Real GDP.* Statistical Office of the European Communities, Luxembourg.

——— (2006): *Eurostat-OECD Methodological Manual on Purchasing Power Parities.* Statistical Office of the European Communities, Luxembourg.

——— (2012): *Eurostat-OECD Methodological Manual on Purchasing Power Parities.* Statistical Office of the European Communities, Luxembourg, (draft version).

Fisher, I. (1922): *The Making of Index Numbers.* Houghton Mifflin, Boston.

——— (1923): "Professor Young on Index Numbers," *The Quarterly Journal of Economics*, 37(4), 742–755.

Fleetwood, W. (1707): *Chronicon Preciosum: or, An Account of English Money, the Price of Corn, and Other Commodities, for the Last 600 Years.* London.

Forsyth, F. G. und R. F. Fowler (1981): "The Theory and Practice of Chain Price Index Numbers," *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 144(2), 224–246.

Frisch, R. (1930): "Necessary and Sufficient Conditions Regarding the Form of an Index Number which Shall Meet Certain of Fisher's Tests," *Journal of the American Statistical Association*, 25(172), 397–406.

——— (1936): "Annual Survey of General Economic Theory: The Problem of Index Numbers," *Econometrica*, 4(1), 1–38.

Gabler (Hrsg.) (2005): *Gabler-Wirtschaftslexikon*, 16. Aufl. Gabler, Wiesbaden.

Geary, R. C. (1958): "A Note on the Comparison of Exchange Rates and Purchasing Power Between Countries," *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 121(1), 97–99.

Gerardi, D. (1974): "Sul Problema della Comparazione dei Poteri d'Acquisto della Valute," Series Papers, Instituto di Statistica dell'Universita di Padova.

Gerardi, D. (1982): "Selected Problems of Inter-Country Comparisons on the Basis of the Experience of the EEC," *Review of Income and Wealth*, 28(4), 381–405.

Gerschenkron, A. (1947): "The Soviet Indices of Industrial Production," *The Review of Economics and Statistics*, 29(4), 217–226.

——— (1962): “Soviet Heavy Industry: A Dollar Index of Output, 1927-1937,” in: *Economic Backwardness in Historical Perpective: A Book of Essays*, A. Gerschenkron (Hrsg.), Kap. IX, S. 235–250. Harvard University Press, Cambridge, MA.

Gini, C. (1924): “Quelques Considérations au Sujet de la Construction des Nombres Indices des Prix et des Questions Analogues,” *Mentron*, 4, 3–162.

——— (1931): “On the Circular Test of Index Numbers,” *International Review of Statistics*, 9(2), 3–25.

Goebel, J., J. R. Frick und M. M. Grabka (2009): “Preisunterschiede mildern Einkommensgefälle zwischen West und Ost,” *Wochenbericht des DIW Berlin*, 76(51-52), 888–894.

Haan, J. d. (2002): “Generalised Fisher Price Indexes and the Use of Scanner Data in the Consumer Price Index (CPI),” *Journal of Official Statistics*, 18(1), 61–85.

——— (2004): “Estimating Quality-Adjusted Unit Value Indexes: Evidence from Scanner Data,” SSHRC International Conference on Index Number Theory and the Measurement of Prices and Productivity, Vancouver, June 30 - July 3

Hajargasht, G. und D. S. P. Rao (2006): “Systems of Index Numbers for International Price Comparisons Based on the Stochastic Approach,” Working Paper Series No. 04/2006, Centre for Efficiency and Productivity Analysis, University of Queensland, St. Lucia.

——— (2010): “Stochastic Approach to Index Numbers for Multilateral Price Comparisons and their Standard Errors,” *Review of Income and Wealth*, 56(1), S32–S58.

Hardy, G. H., J. E. Littlewood und G. Pólya (1934): *Inequalities*. Cambridge University Press, Cambridge.

Heston, A. und R. Summers (2008): “Interview with Alan Heston and Robert Summers,” *The ICP Bulletin*, 5(1), 3–6, `http://siteresources.worldbank.org/ICPINT/Resources/270056-1208272795236/ICP_bulletin_03-04_web.pdf` (Stand: 17.03.2013).

Hicks, J. R. (1946): *Value and Capital*. Clarendon Press, Oxford.

Hill, P. (1993): “Price and Volume Measures,” in: *System of National Accounts 1993*. Commission of the European Communities, IMF, OECD, The World Bank and United Nations.

——— (2007): "Estimation of PPPs for Basic Headings Within Regions," in: *ICP 2003-2006 Handbook*, Kap. 11. The World Bank.

——— (2008): "Elementary Indices for Purchasing Power Parities," Paper presented at the Joint UNECE/ILO Meeting on Consumer Price Indices, Palais des Nations, Geneva, May 8-9

Hill, R. J. (1997): "A Taxonomy of Multilateral Methods for Making International Comparisons of Prices and Quantities," *Review of Income and Wealth*, 43(1), 49–69.

——— (1999a): "Comparing Price Levels Across Countries Using Minimum-Spanning Trees," *The Review of Economics and Statistics*, 81(1), 135–142.

——— (1999b): "International Comparisons Using Spanning Trees," in: *International and Interarea Comparisons of Income, Output, and Prices*, A. Heston und R. E. Lipsey (Hrsg.), Bd. 61, S. 109–120. The University of Chicago Press, Chicago.

——— (2000): "Measuring Substitution Bias in International Comparisons Based on Additive Purchasing Power Parity Methods," *European Economic Review*, 44(1), 145–162.

——— (2001): "Measuring Inflation and Growth Using Spanning Trees," *International Economic Review*, 42(1), 167–185.

——— (2006a): "Superlative Index Numbers: Not All of Them Are Super," *Journal of Econometrics*, 130(1), 25–43.

——— (2006b): "When Does Chaining Reduce the Paasche Laspeyres Spread? An Application to Scanner Data," *Review of Income and Wealth*, 52(2), 309–325.

——— (2009): "Comparing Per Capita Income Levels Across Countries Using Spanning Trees: Robustness, Prior Restrictions, Hybrids and Hierarchies," in: *Purchasing Power Parities of Currencies. Recent Advances in Methods and Applications*, D. S. P. Rao (Hrsg.), S. 217–244. Edward Elgar, Cheltenham.

Hill, R. J. und T. P. Hill (2009): "Recent Developments in the International Comparison of Prices and Real Output," *Macroeconomic Dynamics*, 13(2), 194–217.

Hill, R. J. und M. P. Timmer (2006): "Standard Errors as Weights in Multilateral Price Indexes," *Journal of Business & Economic Statistics*, 24(3), 366–377.

ICP (2008): *Global Purchasing Power Parities and Real Expenditures - 2005 International Comparison Program*. The World Bank.

——— (2010): "National Accounts Estimation in the ICP," 2nd Regional Coordinators Meeting, Washington D.C., April 14-16, (draft version).

IKLÉ, D. M. (1972): "A New Approach to the Index Number Problem," *The Quarterly Journal of Economics*, 86(2), 188–211.

ILO, IMF, OECD, UNECE, EUROSTAT UND THE WORLD BANK (Hrsg.) (2004): *Consumer Price Index Manual: Theory and Practice*. Geneva.

JEVONS, W. S. (1865): "Variations of Prices and the Value of Currency since 1762," *Journal of the Royal Statistical Society*, 28, 294–325.

KAWKA, R. (2009): *Regionaler Preisindex*, Berichte: Band 30. Bundesamt für Bauwesen uind Raumordnung.

KENDALL, M. G. (1969): "The Early History of Index Numbers, Studies in the History of Probability and Statistics XXI," *Review of the International Statistical Institute*, 37(1), 1–12.

KHAMIS, S. H. (1970): "Properties and Conditions for the Existence of a New Type of Index Number," *Sankhya: The Indian Journal of Statistics, Series B*, 32, 81–98.

——— (1972): "A New System of Index Numbers for National and International Purposes," *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 135(1), 96–121.

——— (1984): "On Aggregation Methods for International Comparisons," *Review of Income and Wealth*, 30(2), 185–205.

KHAMIS, S. H. UND D. S. P. RAO (1989): "On a Gerardi Alternative for the Geary-Khamis Measurement of International Purchasing Powers and Real Product," *Journal of Official Statistics*, 5(1), 83–87.

KLOEK, T. UND H. THEIL (1965): "International Comparisons of Prices and Quantities Consumed," *Econometrica*, 33(3), 535–556.

KONÜS, A. UND S. S. BYUSHGENS (1926): "On the Problem of the Purchasing Power of Money (in Russisch)," *Voprosi Konyunkturi*, 2(1), 151–172.

KONÜS, A. A. (1939): "The Problem of the True Index of the Cost of Living," *Econometrica*, 7(1), 10–29.

KRAVIS, I. B., A. HESTON UND R. SUMMERS (1978): "Real GDP Per Capita for More Than One Hundred Countries," *The Economic Journal*, 88(350), 215–242.

——— (1982): *World Product and Income: International Comparisons of Real Gross Product*. The Johns Hopkins University Press, Baltimore.

Kravis, I. B., Z. Kenessey, A. Heston und R. Summers (1975): *A System of International Comparisons of Gross Product and Purchasing Power*. The Johns Hopkins University Press, Baltimore.

Krumke, S. O. und H. Noltemeier (2009): *Graphentheoretische Konzepte und Algorithmen*, 2. Aufl. Vieweg und Teubner, Wiesbaden.

Kruskal, J. B. (1956): "On the Shortest Spanning Subtree of a Graph and the Traveling Salesman Problem," *Proceedings of the American Mathematical Society*, 7(1), 48–50.

Köves, P. (1983): *Index Theory and Economic Reality*. Akadémiai Kiadó.

Laspeyres, E. (1871): "Die Berechnung einer mittleren Warenpreissteigerung," *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 16, 296–314.

Lehr, J. (1885): *Beiträge zur Statistik der Preise*. J. D. Sauerlander, Frankfurt.

Lippe, P. v. d. (1996): *Wirtschaftsstatistik*, 5. Aufl. Lucius & Lucius, Stuttgart.

——— (1999): "Kritik internationaler Empfehlungen zur Indexformel für Preisindizes in der amtlichen Statistik," *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 218(3+4), 385–414.

——— (2001): *Chain Indices: A Study in Price Index Theory*, Volume 16 of the Publication Series Spectrum of Federal Statistics. Federal Statistics Office of Germany, Stuttgart.

——— (2005): "Das Ideal des 'reinen Preisvergleichs'," *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 225(4), 499–509.

——— (2007): *Index Theory and Price Statistics*. Peter Lang Verlag, Frankfurt am Main.

Lippe, P. v. d. und C. C. Breuer (2009): "Regionale Kaufkraftvergleiche in Deutschland: Bedarf, Methoden und Machbarkeit," *AStA Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv*, 3(1), 25–40.

——— (2010): "Konzept für ein wirtschaftliches System periodischer regionaler Preisindizes - Möglichkeiten zur Gewinnung regionaler Daten über Mieten und Immobilienpreise," in: *Der weiße Fleck: Zur Konzeption und Machbarkeit regionaler Preisindizes*, D. M. J. Hohmann, Eckart; Huschka (Hrsg.), Bd. 324, S. 167–262. Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB).

LORENZEN, G. (1989): "Log-Ratios and the Logarithmic Mean," *Statistical Papers*, 30(1), 61–75.

LOWE, J. (1823): *The Present State of England in Regard to Agriculture, Trade and Finance; with a Comparison of the Prospects of England and France*, 2. Aufl. Longman, Hurst, Rees, Orme and Brown, London.

MAASS, S. (1978): "Neuere Methoden zur Berechnung von Kaufkraftparitäten mit einem Preisvergleich für ausgewählte Städte der Bundesrepublik Deutschland," *Statistical Papers*, 19(3), 146–166.

MADDISON, A. UND D. S. P. RAO (1996): "A Generalized Approach to International Comparison of Agricultural Output and Productivity," Research Memorandum GD-27, Groningen Growth and Development Centre, University of Groningen.

MARSHALL, A. (1887): "Remedies for Fluctuations of General Prices," *Contemporary Review*, 51, 355–375.

MONTGOMERY, J. K. (1937): *The Mathematical Problem of the Price Index.* P. S. King & Son, London.

NEUBAUER, W. (1996): *Preisstatistik.* Vahlen, München.

OLT, B. (1996): "Axiom und Struktur in der statistischen Preisindextheorie," Dissertation, Peter Lang, Frankfurt am Main.

PAASCHE, H. (1874): "Ueber die Preisentwicklung der letzten Jahre nach den Hamburger Börsennotierungen," *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 23, 168–178.

PALGRAVE, R. H. I. (1886): "Currency and Standard of Value in England, France and India and the Rates of Exchange Between These Countries," Memorandum eingereicht bei der Royal Commission on Depression of Trade and Industry, Dritter Bericht, Anhang B, 312–390.

PILAT, D. UND D. S. P. RAO (1991): "A Multilateral Approach to International Comparisons of Real Output, Productivity and Purchasing Power Parities in Manufacturing," Research Memorandum No. 440, University of Groningen.

——— (1996): "Multilateral Comparisons of Output, Productivity, and Purchasing Power Parities in Manufacturing," *Review of Income and Wealth*, 42(2), 113–130.

PÁRNICZKY, G. (1974): "Some Problems of Price Measurement in External Trade Statistics," *Acta Oeconomica*, 12(2), 229–240.

Rao, D. S. P. (1971): "On the Existence and Uniqueness of a New Class of Index Numbers," *Sankhya: The Indian Journal of Statistics, Series B*, 33, 341–354.

——— (1980): "A New System of Log-Change Index Numbers for Multilateral Comparisons," Working Papers in Econometrics and Applied Statistics, Department of Economic Statistics, University of New England.

——— (1990): "A System of Log-Change Index Numbers for Multilateral Comparisons," in: *Comparisons of Prices and Real Products in Latin America*, J. Salazar-Carrillo und D. S. P. Rao (Hrsg.), S. 127–139. Elsevier Science Publishers B.V., North-Holland, Amsterdam.

——— (2000): "Expenditure Share Weighted Size-Neutral Geary-Khamis Method for International Comparisons: Specification and Properties," Mimeo, School of Economics, University of Queensland, Brisbane.

——— (2001a): "Integration of CPI and PPP: Methodological Issues, Feasibility and Recommendations," Joint World Bank-OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, 30 January - 2 February, Washington, D.C.

——— (2001b): "Weighted EKS and Generalised CPD Methods for Aggregation at Basic Heading Level and Above Basic Heading Level," Joint World Bank-OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, 30 January - 2 February, Washington, D.C.

——— (2004): "The Country-Product-Dummy Method: A Stochastic Approach to the Computation of Purchasing Power Parities in the ICP," Working Paper Series No. 03/2004, Centre for Efficiency and Productivity Analysis, University of Queensland, St. Lucia.

——— (2005): "On the Equivalence of Weighted Country-Product-Dummy (CPD) Method and the Rao-System for Multilateral Price Comparisons," *Review of Income and Wealth*, 51(4), 571–580.

——— (2009): "Generalised Eltetö-Köves-Szulc and Country-Product-Dummy Methods for International Comparisons," in: *Purchasing Power Parities of Currencies: Recent Advances in Methods and Applications*, D. S. P. Rao (Hrsg.), S. 86–120. Edward Elgar, Cheltenham.

——— (2011): "Computation of Basic Heading Purchasing Power Parities for Comparisons Within and Between Regions," in: *ICP Book 2011*, Kap. 4. The Worldbank.

RAO, D. S. P. UND K. BANERJEE (1986): “A Multilateral Index Number System Based on the Factorial Approach,” *Statistical Papers*, 27, 297–313.

RAO, D. S. P. UND E. A. SELVANATHAN (1991): “A Log-Change Index Number Formula for Multilateral Comparisons,” *Economics Letters*, 35(3), 297–300.

RAO, D. S. P., E. A. SELVANATHAN UND D. PILAT (1995): “Generalized Theil-Tornqvist Indices with Applications to International Comparisons of Prices and Real Output,” *The Review of Economics and Statistics*, 77(2), 352–360.

RAO, D. S. P. UND M. P. TIMMER (2003): “Purchasing Power Parities for Industry Comparisons Using Weighted Elteto-Koves-Szulc (EKS) Methods,” *Review of Income and Wealth*, 49(4), 491–511.

REICHELT, H. (1988): “Eine Methode der statistischen Komponentenzerlegung - Konzept einer erweiterten Index-Analyse volkswirtschaftlicher Änderungsraten,” WIdO-Materialien Bd. 31, Wissenschaftliches Institut der Ortskrankenkassen.

REINSDORF, M. B. (2007): “Axiomatic Price Index Theory,” in: *Measurement in Economics. A Handbook*, M. Boumans (Hrsg.), Kap. 7, S. 153–188. Elsevier, Amsterdam.

SAKUMA, I., D. S. P. RAO UND Y. KURABAYASHI (2000): “Additivity, Matrix Consistency and a New Method for International Comparisons of Real Income and Purchasing Power Parities,” 26th General Conference of the International Association for Research in Income and Wealth (IARIW), 27 August - 2 September, Cracow.

——— (2009): “Additivity, Matrix Consistency and a New Method for International Comparisons of Real Income and Purchasing Power Parities,” in: *Purchasing Power Parities of Currencies. Recent Advances in Methods and Applications*, D. S. P. Rao (Hrsg.), S. 142–159. Edward Elgar, Cheltenham.

SAMUELSON, P. A. UND S. SWAMY (1974): “Invariant Economic Index Numbers and Canonical Duality: Survey and Synthesis,” *The American Economic Review*, 64(4), 566–593.

SATO, K. (1976): “The Ideal Log-Change Index Number,” *The Review of Economics and Statistics*, 58(2), 223–228.

SCHAICH, E. UND R. MÜNNICH (2001): *Mathematische Statistik für Ökonomen: Lehrbuch.* Vahlen, München.

SEGNITZ, E. (1870): “Ueber die Berechnung der sogenannten Mittel, sowie deren Anwendung in der Statistik und anderen Erfahrungswissenschaften,” *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 14, 183–195.

SELVANATHAN, E. A. UND D. S. P. RAO (1992): "An Econometric Approach to the Construction of Generalized Theil-Tornqvist Indices for Multilateral Comparisons," *Journal of Econometrics*, 54(1), 335–346.

——— (1994): *Index Numbers: A Stochastic Approach.* Palgrave Macmillan, Basingstoke.

SERGEEV, S. (2001a): "Measures of the Similarity of the Country's Price Structures und their Practical Application," Conference ont the European Comparison Program, U.N. Statistical Commission, Economic Commission for Europe, Geneva, November 12-14.

——— (2001b): "Treatment of Basic Headings with Negative Nominal Values Within the Aggregation Procedures," Eurostat Meeting of the Working Group on Purchasing Power Parities, May, Luxembourg.

——— (2003): "Equi-Representativity and Some Modfications of the EKS Method at the Basic Heading Level," Joint Consultation on the European Comparison Programme, ECE, Geneva, 31 March - 2 April

——— (2004): "The Use of Weights (Indication of Representativity) within the CPD and EKS Methods at the Basic Heading Level," The Worldbank, `http://siteresources.worldbank.org/ICPINT/Resources/Use_of_Weights.doc` (Stand: 17.03.2013).

——— (2009): "Aggregation Methods Based on Structural International Prices," in: *Purchasing Power Parities of Currencies. Recent Advances in Methods and Applications*, D. S. P. Rao (Hrsg.), S. 274–297. Edward Elgar, Cheltenham.

SIDGWICK, H. (1883): *The Principles of Political Economy.* Macmillan, London.

SILVER, M. (2009): "An Index Number Formula Problem: The Aggregation of Broadly Comparable Item," IMF Working Paper Series WP 09/19, Washington, D.C.

——— (2010): "The Wrongs and Rights of Unit Value Indices," *Review of Income and Wealth*, 56(1), S206–S223.

SILVER, M. UND B. WEBB (2002): "The Measurement of Inflation: Aggregation at the Basic Level," *Journal of Economic and Social Measurement*, 28(1-2), 21–35.

STATISTISCHES BUNDESAMT (2013): "Verbraucherpreisindex für Deutschland: Wägungsschema für das Basisjahr 2010," `https://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/GesamtwirtschaftUmwelt/Preise/Verbraucherpreisindizes/WarenkorbWaegungsschema/Waegungsschema.pdf?__blob=publicationFile` (Stand: 17.03.2013).

Stiglitz, J. E., A. Sen und J.-P. Fitoussi (2008): “Report by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress,” Stiglitz-Sen-Fitoussi-Commission , http://www.stiglitz-sen-fitoussi.fr/documents/rapport_anglais.pdf (Stand: 17.03.2013).

Stoneman, P. und N. Francis (1994): “Double Deflation and the Measurement of Output and Productivity in UK Manufacturing 1979-89,” *International Journal of the Economics of Business*, 1(3), 423–437.

Ströhl, G. (1994): “Zwischenörtlicher Vergleich des Verbraucherpreisniveaus in 50 Städten,” Wirtschaft und Statistik Nr. 6, S. 415–434. Statistisches Bundesamt.

Stuvel, G. (1957): “A New Index Number Formula,” *Econometrica*, 25(1), 123–131.

Süddeutsche Zeitung (2006): “Münchener Polizist klagt auf höhere Besoldung,” Zeitungsbericht von Freitag, 21. April 2006, Deutschland, S. 30.

Summers, R. (1973): “International Price Comparisons Based upon Incomplete Data,” *The Review of Income and Wealth*, 19, 1–16.

Swamy, S. (1965): “Consistency of Fisher’s Tests,” *Econometrica*, 33(3), 619–623.

Szulc, B. J. (1964): “Indices for Multiregional Comparisons,” *Przeglad Statystyczny*, 3, 239–254.

——— (1983): “Linking Price Index Numbers,” in: *Price Level Measurement*, W. E. Diewert und C. Montmarquette (Hrsg.), S. 537–566. Statistics Canada, Ottawa.

——— (1996): “Criterion for Adequate Linking Paths in Chain Indices with a Case Study of Multi-Country Price and Volume Comparisons,” in: *Improving the Quality of Price Indices: CPI and PPP*, S. 341–352. Eurostat, Luxembourg.

Theil, H. (1973): “A New Index Number Formula,” *The Review of Economics and Statistics*, 55(4), 498–502.

Törnqvist, L. (1936): “The Bank of Finland’s Consumption Price Index,” Monthly Bulletin 10, Bank of Finland, 1–8.

Törnqvist, L., P. L. I. Vartia und Y. O. Vartia (1985): “How Should Relative Changes Be Measured?,” *The American Statistican*, 39(1), 43–46.

United Nations Statistics Division (1992): “Handbook of the International Comparison Programme,” Studies in Methods Series F No. 62, Department of Economic and Social Development, Statistical Division, United Nations, New York.

van Ark, B., E. J. Monnikhof und M. P. Timmer (1999): "Prices, Quantities, and Productivity in Industry: A Study of Transition Economies in a Comparative Perspective," in: *International and Interarea Comparisons of Income, Output, and Prices*, A. Heston und R. E. Lipsey (Hrsg.), Bd. 61, S. 327–364. The Chicago University Press, Chicago.

van Yzeren, J. (1956): "Three Methods of Comparing the Purchasing Power of Currencies," Statistical Studies No. 7, Netherlands Central Bureau of Statistics, De Haan, Zeist.

——— (1958): "A Note on the Useful Properties of Stuvel's Index Numbers," *Econometrica*, 26(3), 429–439.

——— (1983): "Index Numbers for Binary and Multilateral Comparison: Algebraical and Numerical Aspects," Statistical Studies No. 34, The Netherlands Central Bureau of Statistics/Staatsuitgeverij, The Hague.

——— (1987): "Bias in International Index Numbers: a Mathematical Elucidation," Dissertation, Hungarian Academy of Sciences.

Vartia, Y. O. (1976a): "Ideal Log-Change Index Numbers," *Scandinavian Journal of Statistics*, 3(3), 121–126.

——— (1976b): "Relative Changes and Index Numbers," The Research Institute of the Finnish Economy, University Helsinki.

Vartia, Y. O. und P. L. I. Vartia (1984): "Descriptive Index Number Theory and the Bank of Finland Currency Index," *The Scandinavian Journal of Economics*, 86(3), 352–364.

Vogt, A. (1977): "Zum Indexproblem: Geometrische Darstellung sowie eine neue Formel," *Swiss Journal of Economics and Statistics (SJES)*, 113(1), 73–88.

——— (1979): "Das Statistische Indexproblem im Zwei-Situationen-Fall," Dissertation Nr. 6448, ETH Zürich.

——— (1980): "Der Zeit– und der Faktorumkehrtest als 'Finders of Tests'," *Statistische Hefte*, 21, 66–71.

Vogt, A. und J. Barta (1997): *The Making of Tests for Index Numbers: Mathematical Methods of Descriptive Statistics*. Physica-Verlag, Heidelberg.

Volkmann, L. (1996): *Fundamente der Graphentheorie*. Springer, Wien.

WALD, A. (1939): “A New Formula for the Index of Cost of Living,” *Econometrica*, 7(4), 319–331.

WALSH, C. M. (1901): *The Measurement of General Exchange-Value*. Macmillan, New York.

——— (1921): *The Problem of Estimation*. P.S. King & Son, London.

WEST, D. B. (2001): *Introduction to Graph Theory*, 2. Aufl. Prentice-Hall, Upper Saddle River, N.J.

WILSON, R. J. (1996): *Introduction to Graph Theory*, 4. Aufl. Longman, New York.

YOUNG, A. (1812): *An Inquiry into the Progressive Value of Money in England as Marked by the Price of Agricultural Products*. Hatchard, Picadilly.

——— (1923): “Fisher's 'The Making of Index Numbers',” *The Quarterly Journal of Economics*, 37(2), 342–364.

Anhang A

Beweise

A.1 Der Geary-Khamis Preisindex im Fall von $R = 2$ Regionen

Es seien die Regionen r, s gegeben, wobei r als Normierungsregion diene. Dann gilt für das Preisniveau P^s in Region s gemäß Gleichung (7.4):

$$P^s = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^s \, x_i^s}{\sum_{i=1}^{N} \pi_i \, x_i^s} \tag{A.1.1}$$

und folglich auch

$$(P^s)^{-1} = \frac{\sum_{i=1}^{N} \pi_i \, x_i^s}{\sum_{i=1}^{N} p_i^s \, x_i^s} \qquad . \tag{A.1.2}$$

Aus Gleichung (7.13) sind die Transformationsfaktoren der GK-Methode gegeben durch

$$\pi_i = \frac{\sum_{r=1}^{R} p_i^r \, x_i^r / P^r}{\sum_{r=1}^{R} x_i^r} \qquad . \tag{A.1.3}$$

Für den Fall von $R = 2$ Regionen ergibt sich dann

$$\pi_i = \frac{p_i^r \, x_i^r \, (P^r)^{-1} + p_i^s \, x_i^s \, (P^s)^{-1}}{x_i^r + x_i^s} \qquad . \tag{A.1.4}$$

Einsetzen von (A.1.4) in (A.1.2) liefert nach einigen Umformungen

$$
\begin{aligned}
(P^s)^{-1} &= \frac{1}{\sum_{i=1}^{N} p_i^s\, x_i^s} \cdot \sum_{i=1}^{N} \frac{\left[p_i^r\, x_i^r\, \overbrace{(P^r)^{-1}}^{=1} + p_i^s\, x_i^s\, (P^s)^{-1}\right] x_i^s}{x_i^r + x_i^s} \\
(P^s)^{-1} \sum_{i=1}^{N} p_i^s\, x_i^s &= \sum_{i=1}^{N} \frac{p_i^r\, x_i^r\, x_i^s}{x_i^r + x_i^s} + \sum_{i=1}^{N} \frac{p_i^s\, (x_i^s)^2\, (P^s)^{-1}}{x_i^r + x_i^s} \\
(P^s)^{-1} \sum_{i=1}^{N} p_i^s\, x_i^s - \sum_{i=1}^{N} \frac{p_i^s\, (x_i^s)^2\, (P^s)^{-1}}{x_i^r + x_i^s} &= \sum_{i=1}^{N} \frac{p_i^r\, x_i^r\, x_i^s}{x_i^r + x_i^s} \\
(P^s)^{-1} \left[\sum_{i=1}^{N} \frac{[p_i^s\, x_i^s \cdot (x_i^r + x_i^s)] - [p_i^s\, (x_i^s)^2]}{x_i^r + x_i^s}\right] &= \sum_{i=1}^{N} \frac{p_i^r\, x_i^r\, x_i^s}{x_i^r + x_i^s} \\
(P^s)^{-1} \left[\sum_{i=1}^{N} \frac{p_i^s\, x_i^s\, x_i^r + p_i^s\, (x_i^s)^2 - p_i^s\, (x_i^s)^2}{x_i^r + x_i^s}\right] &= \sum_{i=1}^{N} \frac{p_i^r\, x_i^r\, x_i^s}{x_i^r + x_i^s} \\
(P^s)^{-1} \left[\sum_{i=1}^{N} \frac{p_i^s\, x_i^s\, x_i^r}{x_i^r + x_i^s}\right] &= \sum_{i=1}^{N} \frac{p_i^r\, x_i^r\, x_i^s}{x_i^r + x_i^s} \\
P^s &= \frac{\displaystyle\sum_{i=1}^{N} p_i^s\, \frac{x_i^s\, x_i^r}{x_i^r + x_i^s}}{\displaystyle\sum_{i=1}^{N} p_i^r\, \frac{x_i^r\, x_i^s}{x_i^r + x_i^s}} = \ddot{P}_{\mathrm{GK}}^{rs} \quad . \qquad \text{(A.1.5)}
\end{aligned}
$$

Da $P^r = 1$ als Normierungsregion gewählt wurde, ergibt sich für den Fall von $R = 2$ Regionen unmittelbar der bilaterale Preisindex $\ddot{P}_{\mathrm{GK}}^{rs}$ in Gleichung (3.20) als Lösung für das multilaterale Gleichungssystem (7.4) und (7.13) der GK-Methode.

A.2 Der Jevons*-Index als gewogenes Mittel von drei Teilindizes

Um das Gewichtungsschema, welches sich hinter der Jevons*-Methode verbirgt, besser nachvollziehen zu können, erweist es sich als hilfreich, Gleichung (5.39) bzw. (5.41) weiter umzuformen. Dadurch ist es möglich, die ursprüngliche Schreibweise des Jevons*-Index alternativ in ein gewogenes geometrisches Mittel von *drei*, statt bisher *zwei* Teilindizes zu zerlegen. Jeder der drei Teilindizes berechnet einen separaten Preisvergleich für eine der drei Gütergruppen $N_{r^*s^*}$, $N_{r^*\bar{s}}$ bzw. $N_{\bar{r}s^*}$, genau wie Sergeevs modifizierter Jevons-S-Index aus Gleichung (5.46). Nur die Gewichtung der drei Teilindizes unterscheidet sich letztlich zwischen beiden Varianten des Jevons-Index. Unterzieht man Gleichung (5.39) einigen Umformungen, lässt sich die beschriebene Darstellungsweise wie folgt herleiten:

$$
\begin{aligned}
\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^*} &= \prod_{i=1}^{N_{r^*\bullet}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)^{\frac{1}{2\,N_{r^*\bullet}}} \cdot \prod_{i=1}^{N_{\bullet s^*}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)^{\frac{1}{2\,N_{\bullet s^*}}} \\
&= \left[\prod_{i=1}^{N_{r^*s^*}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right) \cdot \prod_{i=1}^{N_{r^*\bar{s}}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)\right]^{\frac{1}{2\,N_{r^*s^*}\,N_{r^*\bar{s}}}} \cdot \left[\prod_{i=1}^{N_{r^*s^*}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right) \cdot \prod_{i=1}^{N_{\bar{r}s^*}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)\right]^{\frac{1}{2\,N_{r^*s^*}\,N_{\bar{r}s^*}}} \\
&= \left[\prod_{i=1}^{N_{r^*s^*}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)\right]^{\frac{1}{2\,N_{r^*s^*}\,N_{r^*\bar{s}}}} \cdot \left[\prod_{i=1}^{N_{r^*\bar{s}}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)\right]^{\frac{1}{2\,N_{r^*s^*}\,N_{r^*\bar{s}}}} \\
&\quad \cdot \left[\prod_{i=1}^{N_{r^*s^*}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)\right]^{\frac{1}{2\,N_{r^*s^*}\,N_{\bar{r}s^*}}} \cdot \left[\prod_{i=1}^{N_{\bar{r}s^*}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)\right]^{\frac{1}{2\,N_{r^*s^*}\,N_{\bar{r}s^*}}} \\
&= \left[\left[\prod_{i=1}^{N_{r^*s^*}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)\right]^{\frac{1}{N_{r^*s^*}}}\right]^{\left(\frac{N_{r^*s^*}}{2\,N_{r^*s^*}\,N_{r^*\bar{s}}}\right)} \cdot \left[\left[\prod_{i=1}^{N_{r^*\bar{s}}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)\right]^{\frac{1}{N_{r^*\bar{s}}}}\right]^{\left(\frac{N_{r^*\bar{s}}}{2\,N_{r^*s^*}\,N_{r^*\bar{s}}}\right)} \\
&\quad \cdot \left[\left[\prod_{i=1}^{N_{r^*s^*}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)\right]^{\frac{1}{N_{r^*s^*}}}\right]^{\left(\frac{N_{r^*s^*}}{2\,N_{r^*s^*}\,N_{\bar{r}s^*}}\right)} \cdot \left[\left[\prod_{i=1}^{N_{\bar{r}s^*}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)\right]^{\frac{1}{N_{\bar{r}s^*}}}\right]^{\left(\frac{N_{\bar{r}s^*}}{2\,N_{r^*s^*}\,N_{\bar{r}s^*}}\right)} \\
&= \left[\left[\prod_{i=1}^{N_{r^*\bar{s}}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)\right]^{\frac{1}{N_{r^*\bar{s}}}}\right]^{\left(\frac{N_{r^*\bar{s}}}{2\,N_{r^*s^*}\,N_{r^*\bar{s}}}\right)} \cdot \left[\left[\prod_{i=1}^{N_{r^*s^*}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)\right]^{\frac{1}{N_{r^*s^*}}}\right]^{\left(\frac{N_{r^*s^*}}{2\,N_{r^*s^*}\,N_{r^*\bar{s}}}\right)+\left(\frac{N_{r^*s^*}}{2\,N_{r^*s^*}\,N_{\bar{r}s^*}}\right)} \\
&\quad \cdot \left[\left[\prod_{i=1}^{N_{\bar{r}s^*}} \left(\frac{p_i^s}{p_i^r}\right)\right]^{\frac{1}{N_{\bar{r}s^*}}}\right]^{\left(\frac{N_{\bar{r}s^*}}{2\,N_{r^*s^*}\,N_{\bar{r}s^*}}\right)} \\
&= \left(\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^*_{(r^*\bar{s})}}\right)^{\left(\frac{N_{r^*\bar{s}}}{2\,N_{r^*s^*}\,N_{r^*\bar{s}}}\right)} \cdot \left(\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^*_{(r^*s^*)}}\right)^{\left(\frac{N_{r^*s^*}}{2\,N_{r^*s^*}\,N_{r^*\bar{s}}}\right)+\left(\frac{N_{r^*s^*}}{2\,N_{r^*s^*}\,N_{\bar{r}s^*}}\right)} \cdot \left(\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^*_{(\bar{r}s^*)}}\right)^{\left(\frac{N_{\bar{r}s^*}}{2\,N_{r^*s^*}\,N_{\bar{r}s^*}}\right)} \\
&= \left(\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^*_{(r^*\bar{s})}}\right)^{\omega_{(r^*\bar{s})}} \cdot \left(\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^*_{(r^*s^*)}}\right)^{\omega_{(r^*s^*)}} \cdot \left(\ddot{P}^{rs}_{\mathrm{J}^*_{(\bar{r}s^*)}}\right)^{\omega_{(\bar{r}s^*)}} \quad .
\end{aligned}
\tag{A.2.6}
$$

Man erhält schließlich das analoge geometrische Mittel dreier Teilindizes wie für Sergeevs Variante des Jevons-Index in Gleichung (5.46), mit dem Unterschied, dass die einzelnen Gewichte der drei Teilindizes, $\omega_{(r^*\bar{s})}$, $\omega_{(r^*s^*)}$, und $\omega_{(\bar{r}s^*)}$, von dem Gewichtungsschema in (5.49a)-(5.49c) abweichen.

A.3 Eigenschaften der Distanzmaße D^{rs}_{PLA}, D^{rs}_{H} und D^{rs}_{SPI}

Im Allgemeinen sollen Distanzmaße, D^{rs}, die im Zusammenhang des Verkettungsansatzes als Indikatoren für die Verlässlichkeit bilateraler Regionenvergleiche Verwendung finden, zwei wichtige Eigenschaften erfüllen. Nur wenn die Eigenschaften $D^{rr} = 0$ und $D^{rs} = D^{sr}$ erfüllt sind, ist sichergestellt, dass die Matrix (6.7) aller paarweisen Distanzmaße eine symmetrische Form annimmt. Dass die Distanzmaße D^{rs}_{PLA}, D^{rs}_{H} und D^{rs}_{SPI} diese Eigenschaft erfüllen, zeigen die folgenden Beweise.

Angenommen es liegt der Fall vor, dass Basis- und Vergleichsregion identisch ($r = s$) sind. Dann gilt für das Distanzmaß, D^{rs}_{PLA},

$$\begin{aligned} D^{rr}_{\text{PLA}} &= \left| \ln \frac{\ddot{P}^{rr}_{\text{La}}}{\ddot{P}^{rr}_{\text{Pa}}} \right| = \left| \ln \ddot{P}^{rr}_{\text{La}} - \ln \ddot{P}^{rr}_{\text{Pa}} \right| \\ &= \left| \ln \frac{\mathbf{p^r} \cdot \mathbf{x^r}}{\mathbf{p^r} \cdot \mathbf{x^r}} - \ln \frac{\mathbf{p^r} \cdot \mathbf{x^r}}{\mathbf{p^r} \cdot \mathbf{x^r}} \right| = 0 \qquad . \end{aligned} \tag{A.3.7}$$

Derweil ist diese Eigenschaft auch für Hills Distanzmaß, D^{rs}_{H}, erfüllt, da

$$D^{rr}_{\text{H}} = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \left[\underbrace{\ln \frac{p^r_i}{p^r_i}}_{\ln(1)=0} - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{N} \underbrace{\ln \frac{p^r_j}{p^r_j}}_{\ln(1)=0} \right]^2} = 0 \qquad . \tag{A.3.8}$$

Auch für das Distanzmaß (6.6), das auf den Gewichten g^{rs}_{SPI} aus Gleichung (5.33) basiert, ist $D^{rr} = 0$ erfüllt. Für den Similarity Price Index SP^{rs} in (5.32a) gilt im Fall $r = s$

$$\begin{aligned} SP^{rr} &= \frac{\sum_{i=1}^{N} (p^r_i\, x^r_i)(p^r_i\, x^r_i)}{\sqrt{\sum_{i=1}^{N} (p^r_i\, x^r_i)^2 \;\; \sum_{i=1}^{N} (p^r_i\, x^r_i)^2}} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^{N} (p^r_i\, x^r_i)^2}{\sqrt{\left[\sum_{i=1}^{N} (p^r_i\, x^r_i)^2 \right]^2}} = \frac{\sum_{i=1}^{N} (p^r_i\, x^r_i)^2}{\sum_{i=1}^{N} (p^r_i\, x^r_i)^2} = 1 \qquad . \end{aligned} \tag{A.3.9}$$

Auf analoge Weise lässt sich auch $SP^{sr} = 1$ zeigen. Damit sind $SP^{rs} = SP^{sr} = SP^{rr} = 1$, falls Basis- und Vergleichsregion übereinstimmen. Einsetzen von (A.3.9) in

$$g^{rr}_{\text{SPI}} = \sqrt{SP^{rr}\, SP^{rr}} = 1 \tag{A.3.10}$$

liefert schließlich den Beweis, dass für D^{rs}_{SPI} im Fall von $r = s$

$$D^{rr}_{\text{SPI}} = 1 - g^{rr}_{\text{SPI}} = 0 \tag{A.3.11}$$

gilt.

Vertauscht man Basis- und Vergleichsregion, so ergeben sich für die entsprechenden Distanzmaße D^{rs} und D^{sr} dieselben Werte. Während für das Distanzmaß D^{rs}_{PLA} für beliebige $r, s = 1, \ldots, R$

$$\begin{aligned}
D^{rs}_{\text{PLA}} &= \left| \ln \frac{\ddot{P}^{rs}_{\text{La}}}{\ddot{P}^{rs}_{\text{Pa}}} \right| = \left| \ln \ddot{P}^{rs}_{\text{La}} - \ln \ddot{P}^{rs}_{\text{Pa}} \right| \\
&= \left| \ln \frac{\mathbf{p^s} \cdot \mathbf{x^r}}{\mathbf{p^r} \cdot \mathbf{x^r}} - \ln \frac{\mathbf{p^s} \cdot \mathbf{x^s}}{\mathbf{p^r} \cdot \mathbf{x^s}} \right| \\
&= \left| \ln \mathbf{p^s} \cdot \mathbf{x^r} - \ln \mathbf{p^r} \cdot \mathbf{x^r} - \ln \mathbf{p^s} \cdot \mathbf{x^s} + \ln \mathbf{p^r} \cdot \mathbf{x^s} \right| \\
&= \left| \ln \frac{\mathbf{p^r} \cdot \mathbf{x^s}}{\mathbf{p^s} \cdot \mathbf{x^s}} - \ln \frac{\mathbf{p^r} \cdot \mathbf{x^r}}{\mathbf{p^s} \cdot \mathbf{x^r}} \right| \\
&= \left| \ln \ddot{P}^{sr}_{\text{La}} - \ln \ddot{P}^{sr}_{\text{Pa}} \right| = \left| \ln \frac{\ddot{P}^{sr}_{\text{La}}}{\ddot{P}^{sr}_{\text{Pa}}} \right| = D^{sr}_{\text{PLA}}
\end{aligned} \tag{A.3.12}$$

gilt, kann für D^{rs}_{H} mit Hilfe einiger Umformungen für alle $r, s = 1, \ldots, R$

$$\begin{aligned}
D^{rs}_{\text{H}} &= \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \left[\ln \frac{p^s_i}{p^r_i} - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{N} \ln \frac{p^s_j}{p^r_j} \right]^2} \\
&= \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \left[\ln p^s_i - \ln p^r_i - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{N} \ln p^s_j - \ln p^r_j \right]^2} \\
&= \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \left[- \left(\ln p^r_i - \ln p^s_i - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{N} \ln p^r_j - \ln p^s_j \right) \right]^2} \\
&= \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \left[\ln \frac{p^r_i}{p^s_i} - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{N} \ln \frac{p^r_j}{p^s_j} \right]^2} = D^{sr}_{\text{H}}
\end{aligned} \tag{A.3.13}$$

gezeigt werden. Im Fall des Distanzmaßes D^{rs}_{SPI} ist $D^{rs} = D^{sr}$ unmittelbar erfüllt, da die Gewichte g^{rs}_{SPI} aus Gleichung (5.33) aus dem geometrischen Mittel der *Similarity Price Indices* in (5.32a) bzw. (5.32b) hervorgehen. Daher gilt für beliebige $r, s = 1, \ldots, R$

$$\begin{aligned}
D^{rs}_{\text{SPI}} &= \frac{1}{g^{rs}_{\text{SPI}}} = \frac{1}{\sqrt{SP^{rs}\, SP^{sr}}} \\
&= \frac{1}{\sqrt{SP^{sr}\, SP^{rs}}} = \frac{1}{g^{sr}_{\text{SPI}}} = D^{sr}_{\text{SPI}} \qquad .
\end{aligned} \tag{A.3.14}$$

Anhang B

Ausgewählte Tests bilateraler Preisindexfunktionen

Die im folgenden Abschnitt aufgeführten Tests wurden im Zusammenhang mit spezifischen bilateralen Preisindexfunktionen in Kapitel 3 thematisiert. Ziel dieses Abschnitts ist es, diese Tests noch einmal gesondert aufzugreifen und formal darzulegen.

Identitätstest

Der Identitätstest postuliert, dass

$$\ddot{P}\left(\mathbf{p^r}, \mathbf{x^r}, \mathbf{p^r}, \mathbf{x^s}\right) = 1 \qquad . \tag{B.0.1}$$

Folglich beinhaltet der Identitätstest, dass eine Preisindexfunktion den Wert Eins annehmen soll, wenn die Preise aller Güter in der Basisregion, $\mathbf{p^r}$, genau den Preisen in der Vergleichsregion, $\mathbf{p^s}$, entsprechen, d.h. wenn $p_i^r = p_i^s, \ \forall\ i = 1, \ldots, N$.

Test linearer Homogenität

Der Test linearer Homogenität postuliert, dass

$$\ddot{P}\left(\mathbf{p^r}, \mathbf{x^r}, \tau\, \mathbf{p^s}, \mathbf{x^s}\right) = \tau\, \ddot{P}\left(\mathbf{p^r}, \mathbf{x^r}, \mathbf{p^s}, \mathbf{x^s}\right) \qquad . \tag{B.0.2}$$

Dieser Test besagt demzufolge nicht anderes, als dass sich durch Multiplikation der Preise aller Güter in der Vergleichsregion, $p_i^s, \ \forall\ i = 1, \ldots, N$, mit einem beliebigen, konstanten Faktor $\tau \in \mathbb{R}$ auch der Wert des Preisindex um diesen Faktor verändern sollte (vgl. u.a. Balk (1995, S. 72) und Auer, 2001, S. 6f).

Kommensurabilitätstest

Der Kommensurabilitätstest (Fisher, 1922, S. 420) besagt, dass ein Preisindex unabhängig davon sein soll, in welchen Maßeinheiten die Preise und Mengen aller betrachteten N Güter gemessen werden. Formal bedeutet dies, dass

$$\ddot{P}\left(\Lambda\,\mathbf{p^r}, \Lambda^{-1}\mathbf{x^r}, \Lambda\,\mathbf{p^s}, \Lambda^{-1}\mathbf{x^s}\right) = \ddot{P}\left(\mathbf{p^r}, \mathbf{x^r}, \mathbf{p^s}, \mathbf{x^s}\right) \tag{B.0.3}$$

gelten sollte, wobei Λ eine $N \times N$-Diagonalmatrix mit strikt positiven Elementen $\lambda_i \in \mathbb{R}_{++}$ ist (vgl. auch Auer, 2001, S. 6).

Test strikter Monotonie

Der Test strikter Monotonie wurde von Eichhorn (1976, S. 23) vorgeschlagen und postuliert, dass

$$\ddot{P}\left(\mathbf{p^r}, \mathbf{x^r}, \tilde{\mathbf{p}}^{\mathbf{s}}, \mathbf{x^s}\right) > \ddot{P}\left(\mathbf{p^r}, \mathbf{x^r}, \mathbf{p^s}, \mathbf{x^s}\right) \quad \text{, wenn} \quad \tilde{\mathbf{p}}^{\mathbf{s}} \geq \mathbf{p^s} \qquad \text{und} \tag{B.0.4}$$

$$\ddot{P}\left(\tilde{\mathbf{p}}^{\mathbf{r}}, \mathbf{x^r}, \mathbf{p^s}, \mathbf{x^s}\right) < \ddot{P}\left(\mathbf{p^r}, \mathbf{x^r}, \mathbf{p^s}, \mathbf{x^s}\right) \quad \text{, wenn} \quad \tilde{\mathbf{p}}^{\mathbf{r}} \geq \mathbf{p^r} \qquad . \tag{B.0.5}$$

Demzufolge besagt dieser Test, dass ein Preisindex eine streng monoton fallende Funktion in $\mathbf{p^r}$ bzw. streng monoton steigende Funktion in $\mathbf{p^s}$ ist (Vogt, 1979, S. 74).

Faktorumkehrtest

Der Faktorumkehrtest postuliert, dass aus der Multiplikation eines Preisindex mit einem auf analoge Weise gebildeten Mengenindex der Wertindex, V^s/V^r, resultieren soll (Vogt, 1980, S. 66). Formal ausgedrückt lautet der Faktorumkehrtest wie folgt:

$$\frac{V^s}{V^r} = \ddot{P}\left(\mathbf{p^r}, \mathbf{x^r}, \mathbf{p^s}, \mathbf{x^s}\right) \cdot \ddot{X}\left(\mathbf{x^r}, \mathbf{p^r}, \mathbf{x^s}, \mathbf{p^s}\right) \qquad . \tag{B.0.6}$$

Die Auswahl der hier aufgeführten Tests erhebt keinerlei Anspruch auf Vollständigkeit hinsichtlich der in der Literatur diskutierten Tests bzw. Eigenschaften von Preisindizes. Tatsächlich existieren weitaus mehr Tests, die im Rahmen dieser Arbeit jedoch keine entscheidende Rolle einnehmen. Für den interessierten Leser sei an dieser Stelle noch einmal auf die exemplarische Auswahl der Arbeiten von Vogt (1979, S. 61ff), Eichhorn und Voeller (1983), Balk (1995), Vogt und Barta (1997, S. 39ff) oder Auer (2001) hingewiesen.

Anhang C

Ergänzende Informationen und Ergebnistabellen zu den empirischen Auswertungen der EVP-Vergleiche

C.1 Zusätzliche Informationen und Angaben zu den verwendeten Daten unterhalb und auf der Elementarebene

Tabelle C.1: Zusammenfassende Informationen zu allen EVP-Länder für die Jahre 2005, 2008 und 2011

								Nominale Konsumausgaben privater Haushalte					
EVP37-Länder		**Wechselkurse (Euro=1.00)** (*)			**Bevölkerungszahl (in Mio.)**			Gesamt (in Mio. Einh. nat. Währ.)			Pro Kopf (in Einh. nat. Währ.)		
Engl. Name	Code	2005	2008	2011	2005	2008	2011	2005	2008	2011	2005	2008	2011
Albania	AL	125.330	122.700	140.920	3.142	3.182	2.832	634471	861890	982300	201932	270864	346857
Austria	AT	1.000	1.000	1.000	8.233	8.336	8.420	136430	151889	163264	16571	18221	19390
Belgium	BE	1.000	1.000	1.000	10.474	10.708	10.978	152809	173964	187619	14589	16246	17090
Bosnia Herzegovina	BA	1.956	1.956	1.956	3.843	3.842	3.840	17261	23213	22177	4492	6042	5775
Bulgaria	BG	1.956	1.956	1.956	7.719	7.623	7.459	31606	48322	49149	4095	6339	6589
Croatia	HR	7.401	7.224	7.439	4.397	4.434	4.429	171758	246618	231915	39063	55620	52363
Cyprus	CY	0.577	1.000	1.000	0.758	0.793	0.862	5976	12819	12666	7884	16165	14694
Czech Republic	CZ	29.782	24.946	24.590	10.234	10.430	10.543	1515653	1944902	1986935	148100	186472	188460
Denmark	DK	7.452	7.456	7.451	5.419	5.492	5.569	735256	825796	849566	135681	150363	152553
Estonia	EE	15.647	15.647	1.000	1.348	1.341	1.340	101134	140388	8313	75025	104689	6204
Finland	FI	1.000	1.000	1.000	5.245	5.313	5.387	77936	91539	100453	14859	17229	18647
France	FR	1.000	1.000	1.000	62.818	64.142	65.176	967567	1073995	1115456	15403	16744	17115
FYR Macedonia	MK	61.309	61.520	61.480	2.037	2.047	2.060	218734	322121	336025	107380	157362	163119
Germany	DE	1.000	1.000	1.000	82.464	82.120	81.777	1256370	1315390	1396511	15235	16018	17077
Greece	EL	1.000	1.000	1.000	11.104	11.237	11.310	147539	174880	166026	13287	15563	14680
Hungary	HU	248.050	251.510	279.370	10.087	10.038	9.974	12089969	14552095	15194741	1198569	1449701	1523435
Iceland	IS	78.230	127.455	161.420	0.296	0.319	0.319	553184	720379	819399	1868865	2258241	2568649
Ireland	IE	1.000	1.000	1.000	4.149	4.443	4.489	70088	86912	72678	16893	19562	16190
Italy	IT	1.000	1.000	1.000	58.607	59.832	60.749	851365	940756	976072	14527	15723	16067
Latvia	LV	0.696	0.703	0.706	2.300	2.266	2.063	5461	9736	8717	2374	4297	4225
Lithuania	LT	3.453	3.453	3.453	3.414	3.358	3.222	47060	72285	67496	13784	21526	20948
Luxembourg	LU	1.000	1.000	1.000	0.465	0.488	0.518	12595	14352	15504	27086	29410	29931
Malta	MT	0.430	1.000	1.000	0.403	0.412	0.419	1508	4145	4448	3742	10061	10616
Montenegro	ME	1.000	1.000	1.000	0.623	0.629	0.620	1241	2815	2698	1992	4475	4352
Netherlands	NL	1.000	1.000	1.000	16.317	16.440	16.691	245144	264994	265365	15024	16119	15899
Norway	NO	8.009	8.224	7.793	4.622	4.769	4.953	768608	923703	1037520	166293	193689	209473
Poland	PL	4.023	3.512	4.121	38.161	38.116	38.175	616593	778698	926045	16158	20430	24258
Portugal	PT	1.000	1.000	1.000	10.549	10.622	10.651	97445	116005	114583	9237	10921	10758
Romania	RO	3.621	3.683	4.239	21.624	21.504	21.346	197758	326301	350635	9145	15174	16426
Serbia	RS	81.727	81.467	101.957	7.441	7.350	7.258	1286732	2036304	2496327	172925	277048	343941
Slovakia	SK	38.599	31.262	1.000	5.387	5.406	5.441	835259	1130665	39026	155051	209150	7173
Slovenia	SI	239.568	1.000	1.000	2.001	2.022	2.053	3918192	20847	21369	1958117	10310	10409
Spain	ES	1.000	1.000	1.000	43.398	45.593	46.125	545763	642966	644669	12576	14102	13977
Sweden	SE	9.282	9.615	9.030	9.030	9.220	9.442	1283882	1462990	1623011	142180	158676	171893
Switzerland	CH	1.548	1.587	1.233	7.415	7.711	7.847	269365	298109	312032	36327	38660	39764
Turkey	TR	1.677	1.906	2.338	72.065	71.095	75.066	486564	695620	957601	6752	9784	12757
United Kingdom	UK	0.684	0.796	0.868	60.218	61.398	62.735	768306	864834	918433	12759	14086	14640

(*) Die nominalen Wechselkurse entsprechen den Referenz-KKPs für die Güterkategorie *Nettokäufe im Ausland*. Für die meisten Ländern gründen diese Informationen auf den Euro-Referenzkursen, die von der Europäischen Zentralbank ausgewiesen werden (vgl. hierzu: `http://www.bundesbank.de/Navigation/DE/Statistiken/Zeitreihen_Datenbanken/Makrooekonomische_Zeitreihen/its_list_node.html?listId=www_s331_b01012_1`).

Tabelle C.2: Zusammenfassende Informationen zu den Güterkategorien der Klasse *Nahrungsmittel* für alle 37 EVP-Länder

	Anzahl preislich erfasster/repräsentativer Güter innerhalb der Güterkategorien der Ausgabenklasse *Nahrungsmittel*																													
	Brot, Cerealien					**Fleisch**						**Fisch**		**Milch, Käse, Eier**				**Öle, Fette**			**Früchte**		**Gemüse**			**Zucker,Konfitüre,etc.**				**Sonst.**
Länder (fett = Eurozone)	Reis	Getreide-produkte	Brot	sonst. Backwaren	Nudeln	Rind, Kalb	Schwein	Lamm, Ziege, Hammel	Geflügel	sonst. Fleisch	Delikatessen	frisch, gefroren	konserviert	Milch (frisch)	sonst. Milch-produkte	Käse	Eier, Eierpro-dukte	Butter	Margarine	sonst. Fette u. Öle	frisch, gekühlt	gefroren, kon-serviert	frisch, gekühlt	Kartoffeln	gefroren	Zucker	Marmelade, Honig	Konfitüre, Schokolade	Eis-Creme	sonst. Nah-rungsmittel
AL	3/3	8/5	7/4	12/10	6/5	10/10	5/5	2/2	5/4	2/1	14/10	8/6	5/3	4/4	9/8	11/10	1/1	2/2	3/3	5/4	17/14	7/4	17/14	2/2	16/10	2/1	5/5	11/11	6/6	18/14
AT	5/3	7/5	12/10	14/9	6/4	12/8	6/3	2/1	6/5	3/2	16/8	10/6	7/4	5/3	12/11	15/7	3/3	2/1	3/2	5/3	12/11	7/2	15/13	4/4	16/11	4/3	4/3	11/8	5/3	15/12
BE	6/3	10/6	18/10	17/11	9/6	15/9	7/4	3/2	10/7	4/2	23/14	15/8	14/9	6/3	17/13	20/13	5/2	3/2	4/4	9/6	17/13	9/5	20/16	5/3	21/15	3/2	4/3	15/10	9/5	21/16
BA	5/3	9/4	11/7	13/9	6/4	9/8	2/2	3/2	7/3	1/1	16/13	11/6	9/5	4/3	9/6	13/8	1/1	2/2	3/3	4/1	15/12	6/4	16/12	2/2	17/13	3/2	5/3	12/8	6/3	19/12
BG	7/4	8/6	12/11	14/11	7/3	4/3	5/5	3/1	7/5	3/2	17/12	13/8	11/9	5/5	9/6	14/7	2/2	2/2	3/3	7/3	17/15	8/7	18/15	3/3	19/17	3/3	3/2	13/11	5/4	19/18
HR	6/3	8/7	13/9	13/10	5/5	11/9	6/4	2/2	7/6	3/2	15/13	8/5	4/4	5/4	11/9	14/9	4/3	2/2	3/3	5/4	12/11	7/4	14/12	3/2	17/13	4/3	2/2	11/9	6/2	15/11
CY	7/5	9/7	12/9	14/9	6/5	11/8	5/5	3/3	6/3	3/1	16/14	10/8	9/8	4/4	10/10	14/12	4/2	2/2	2/2	6/4	16/14	8/5	18/15	3/2	19/12	3/2	3/3	14/14	8/5	15/14
CZ	6/4	8/3	13/7	13/8	6/4	11/7	6/4	2/1	8/6	3/2	18/10	10/4	9/8	5/5	13/13	14/14	4/4	2/2	3/3	6/6	13/13	7/6	15/15	4/3	18/18	3/3	4/4	10/10	6/6	16/16
DK	6/2	9/8	11/9	14/13	7/6	5/4	5/5	3/1	6/6	1/1	14/8	7/5	8/7	5/5	11/10	14/13	3/3	2/1	4/4	3/3	11/10	8/7	17/17	4/3	16/12	3/2	3/3	11/9	7/5	16/15
EE	5/4	9/7	10/4	14/14	6/4	6/5	5/5	1/1	6/4	3/2	15/11	8/4	8/7	3/3	12/10	15/13	2/1	2/1	4/4	5/2	11/11	7/7	17/16	4/3	16/14	3/3	3/1	13/11	5/3	15/13
FI	5/3	8/5	8/5	12/8	6/4	6/4	5/5	2/1	5/4	1/1	15/10	8/3	9/5	4/3	12/8	13/10	3/2	1/1	4/4	2/1	11/6	8/5	16/13	4/3	16/10	3/2	3/2	10/7	9/6	17/13
FR	7/7	9/9	13/10	13/7	7/7	11/10	5/5	2/2	8/6	3/2	17/14	13/13	11/10	6/5	8/7	13/10	4/3	3/3	3/3	7/6	17/15	8/6	18/17	3/2	19/14	3/3	3/2	12/9	5/5	18/10
MK	2/1	7/4	10/6	10/8	5/2	11/8	6/5	2/2	5/4	2/2	11/8	6/5	6/3	3/3	7/5	11/5	1/1	2/1	3/3	3/1	9/7	5/3	12/9	2/2	12/9	4/3	2/2	11/6	5/5	15/9
DE	6/6	8/8	13/11	13/12	6/4	11/6	6/5	2/2	8/5	3/3	17/13	12/10	9/6	5/4	12/11	14/14	4/3	2/1	3/3	6/4	13/13	7/5	15/15	4/4	18/16	4/3	4/4	12/10	4/4	16/14
EL	7/6	9/7	11/8	14/9	6/5	11/8	5/3	3/3	8/6	3/1	15/11	11/9	9/6	6/3	9/6	14/7	4/3	3/2	3/3	6/5	16/15	8/7	18/17	3/3	17/10	3/2	3/2	13/8	6/5	18/15
HU	6/4	8/7	12/8	14/11	6/4	10/3	6/6	2/1	8/8	3/2	18/13	10/5	8/6	5/5	13/11	12/10	3/2	2/2	3/3	5/2	13/11	7/6	15/13	4/3	17/15	4/4	4/4	11/8	5/4	14/11
IS	5/4	7/7	12/11	13/12	7/7	7/5	5/5	3/3	5/5	1/1	10/9	8/6	9/7	3/3	9/9	13/10	2/2	2/1	4/3	3/3	11/10	8/7	17/15	2/2	18/17	3/3	3/3	13/12	7/5	17/16
IE	6/5	8/7	9/7	14/13	6/3	6/4	5/2	3/2	6/3	1/1	13/10	8/4	8/5	5/3	11/9	12/9	3/2	2/2	2/2	5/4	11/9	8/6	17/17	4/4	16/12	3/2	3/2	12/10	6/5	17/15
IT	6/5	9/9	10/6	12/10	7/6	10/10	5/5	3/3	8/7	3/3	15/15	13/12	6/5	6/6	13/13	14/11	4/3	3/3	2/2	7/6	17/17	8/8	17/17	3/3	18/18	2/2	3/3	14/13	8/7	16/14
LV	5/3	8/7	11/7	14/12	7/4	8/6	5/5	2/2	6/3	3/1	15/8	7/5	9/7	5/3	8/8	13/8	3/2	1/1	4/3	4/2	11/10	8/5	17/16	4/4	16/11	3/2	3/3	12/8	4/3	15/15
LT	5/5	7/6	11/10	14/14	6/5	8/6	5/5	2/1	6/6	2/2	12/7	7/5	9/8	5/4	10/8	12/8	2/2	1/1	3/3	5/4	11/10	6/5	16/14	3/2	15/14	3/3	3/3	10/8	5/3	16/16
LU	6/4	8/5	13/10	14/13	5/4	12/10	6/4	2/2	8/6	3/2	17/12	10/7	9/5	5/3	9/8	14/10	4/4	2/1	3/3	6/4	12/11	5/3	15/13	4/1	18/10	4/4	4/2	10/10	7/3	16/14
MT	7/7	9/9	12/10	14/14	7/7	11/10	5/5	3/2	8/7	3/3	17/17	13/9	11/10	4/4	13/11	14/11	3/2	3/2	3/3	6/5	17/17	8/7	18/18	3/3	19/15	3/3	4/4	13/13	8/6	17/15
ME	5/3	7/5	12/10	12/10	6/4	11/10	5/5	3/3	7/5	2/1	12/11	10/4	9/5	2/2	7/7	10/8	2/2	2/1	3/3	5/2	15/12	5/4	15/13	2/2	18/14	3/3	3/3	11/9	5/3	15/13
NL	3/1	6/2	7/2	13/5	7/3	7/3	5/2	2/1	6/2	2/1	12/5	10/5	8/4	4/2	11/6	8/2	2/1	2/1	3/3	6/3	11/4	4/2	16/5	3/3	18/7	2/1	3/1	7/1	5/3	18/7
NO	4/3	8/4	11/2	5/4	7/5	8/4	5/4	3/2	5/2	3/1	12/10	7/5	9/5	4/3	11/4	14/5	3/3	2/1	4/4	5/3	11/10	5/4	17/13	4/3	15/9	3/2	2/2	7/5	5/5	16/12
PL	3/2	7/5	13/7	13/9	6/3	10/7	6/4	2/1	8/6	2/1	15/11	8/6	9/6	5/3	12/8	14/10	4/2	2/1	2/2	5/3	13/10	5/4	15/13	4/2	18/15	4/3	4/3	10/6	6/4	16/13
PT	7/4	8/8	13/12	14/13	7/7	11/11	5/5	3/2	8/8	3/3	17/16	12/10	8/8	5/5	10/10	14/13	4/3	2/2	3/3	6/6	17/17	8/7	18/18	3/3	18/17	3/1	3/3	15/15	6/6	17/16
RO	6/5	9/5	11/7	12/9	7/4	10/10	4/3	3/3	8/7	1/1	16/14	9/6	10/9	5/5	10/10	10/5	2/1	3/2	3/3	6/2	16/16	8/5	17/16	3/2	17/11	3/3	3/2	12/9	5/3	19/13
RS	5/3	8/6	11/10	13/13	6/6	10/10	4/3	3/3	7/6	2/2	15/14	10/5	10/7	5/4	10/10	14/11	1/1	2/2	3/3	4/3	15/14	8/7	16/15	2/2	18/16	3/3	4/4	12/12	5/4	17/15
SK	5/3	8/7	11/8	13/10	5/4	8/6	6/4	1/1	7/7	3/2	17/12	5/4	8/7	5/5	12/10	13/9	2/2	2/2	3/3	6/4	13/12	6/4	14/13	3/3	19/17	3/2	4/4	11/11	6/5	16/15
SI	6/4	9/7	13/12	16/13	7/6	13/8	6/4	3/1	8/4	3/3	19/15	11/8	10/6	5/5	10/9	17/14	4/2	2/2	3/3	7/4	12/10	7/4	18/16	4/3	23/21	4/3	5/5	13/11	8/6	20/18
ES	7/5	8/6	13/9	13/12	7/7	11/11	5/5	3/3	8/8	3/3	16/14	13/13	11/9	6/5	11/8	13/10	4/4	3/2	2/2	7/5	17/17	7/5	19/18	3/3	18/14	3/3	3/3	15/11	8/8	18/18
SE	6/4	9/9	12/11	13/12	7/5	7/6	5/5	3/3	6/5	2/1	16/12	10/6	8/7	5/4	11/10	15/12	3/2	2/1	4/4	5/3	10/8	8/5	17/14	4/4	17/17	3/3	3/2	13/10	9/7	18/17
CH	6/5	6/5	13/13	13/11	6/6	12/10	6/6	2/2	7/5	3/2	18/15	11/9	9/8	5/5	12/11	12/12	3/3	2/2	3/3	6/5	12/11	7/6	15/15	4/4	18/16	4/4	4/4	11/11	7/7	16/16
TR	4/3	9/7	12/9	10/7	7/4	10/10	0/0	3/2	6/4	3/1	2/2	11/7	11/2	6/5	9/6	12/4	4/2	3/3	3/2	5/5	16/14	5/3	18/18	3/3	17/10	3/3	3/2	12/9	8/5	17/10
UK	6/4	9/6	12/7	13/8	7/5	8/3	5/4	3/2	6/4	3/1	15/9	10/7	8/4	4/3	11/7	14/10	3/2	2/1	3/2	5/3	11/8	7/4	17/11	4/3	17/9	3/2	3/2	14/7	9/5	17/11
Gesamtanzahl der Güter einer Güter-kategorie	**(7)**	**(11)**	**(18)**	**(18)**	**(9)**	**(15)**	**(7)**	**(4)**	**(10)**	**(5)**	**(27)**	**(19)**	**(15)**	**(8)**	**(20)**	**(22)**	**(5)**	**(3)**	**(4)**	**(9)**	**(17)**	**(10)**	**(21)**	**(5)**	**(26)**	**(4)**	**(5)**	**(18)**	**(10)**	**(26)**

Tabelle C.3: Elementare Güterkategorien der Klasse *Nahrungsmittel* und jeweilige Einzelgüter

Güterkategorien	**Name Einzelgut**	**Marke**	**Menge**	**Einheit**
Reis	Langkornreis, parboiled	SM	1000	g
	Langkornreis, parboiled	BM	1000	g
	Langkornreis, parboiled, im Beutel	BM	1000	g
	Langkornreis, nicht parboiled	NM	1000	g
	Rundkornreis	BM	1000	g
	Basmati-Reis	BM	1000	g
	Thai-Reis (Jasmin-Reis, Pandan-Reis)	BM	1000	g
Getreideprodukte	Weizenmehl	BM	1000	g
	Weizenmehl	NM	1000	g
	Weizengrieß	BM	1000	g
	Haferflocken zum Kochen	BM	1000	g
	Cornflakes	SM	1000	g
	Cornflakes	NM	1000	g
	Frühstückszerealien	SM 1	500	g
	Frühstückszerealien	SM 2	500	g
	Frühstückszerealien	SM 3	500	g
	Frühstückszerealien	SM 4	500	g
	Müsli, knusprig	BM	1000	g
Brot	Baguette	-	200	g
	Brötchen	-	1	Stück
	Mehrkornbrötchen	-	1	Stück
	Vorgebackene Brötchen	BM	200	g
	Weißbrot, kleiner Laib	-	1000	g
	Weißbrot, großer Laib	-	1000	g
	Weißbrot, kleine Packung	BM	1000	g
	Weißbrot, große Packung	BM	1000	g
	Vollkornbrot, Weizen	-	1000	g
	Vollkornbrot, Weizen	BM	1000	g
	Vollkornbrot, Roggen	BM	1000	g
	Graubrot	-	1000	g
	Mischbrot	-	1000	g
	Mischbrot, Bio	-	1000	g
	Mehrkornbrot	-	1000	g
	Roggenbrot	-	1000	g
	Roggenbrot	BM	1000	g
	Paniermehl	BM	200	g
sonst. Backwaren	Kekse, Butter	BM	200	g
	Kekse, süß	BM	200	g
	Kekse, Schokolade	BM	200	g
	Kekse, Creme	BM	200	g
	Kekse, Waffel	BM	200	g
	Kekse, salzig	SM	200	g
	Kekse, salzig	BM	200	g
	Croissant	-	1	Stück
	Croissant, gefüllt	BM	100	g
	Donut	-	1	Stück
	Biskuitrolle	NM	500	g
	Weizentortillas	BM	500	g
	Zwieback	BM	500	g
	Knäckebrot, schwedische Art	SM	500	g

Fortsetzung auf folgender Seite

Tabelle C.3 – Fortsetzung von vorheriger Seite

Güterkategorien	Name Einzelgut	Marke	Menge	Einheit
sonst. Backwaren (*Fortsetzung*)	Pizza, tiefgefroren	SM	500	g
	Pizza, tiefgefroren	BM	500	g
	Blätterteig, tiefgefroren	BM	500	g
	Blätterteig, gekühlt	BM	500	g
Nudeln	Spaghetti	SM	1000	g
	Spaghetti	BM	1000	g
	Spaghetti	NM	1000	g
	Nudeln, ohne Ei	BM	1000	g
	Vollkornnudeln, ohne Ei	BM	1000	g
	Nudeln, mit Ei	BM	1000	g
	Tortellini oder Ravioli, frisch	BM	200	g
	Lasagne Bolognese, tiefgefroren	BM	500	g
	Instant-Nudeln, Portionspackung	BM	100	g
Rind, Kalb	Rind, Filet, Tenderloin	-	1	kg
	Rind, Rumpsteak	-	1	kg
	Rind, Brust	-	1	kg
	Rind, Brust, mit Knochen	-	1	kg
	Rind, Unterschale	-	1	kg
	Rind, Lendensteak	-	1	kg
	Rind, Lendensteak, Bio	-	1	kg
	Rind, Würfel	-	1	kg
	Rind, Hackfleisch	-	1	kg
	Rind/Schwein, Hackfleisch	-	1	kg
	Kalb, Brust, ohne Knochen	-	1	kg
	Kalb, Brust, mit Knochen	-	1	kg
	Kalb, Schnitzel	-	1	kg
	Kalb, Lende	-	1	kg
	Kalb, Bein (Filetstück)	-	1	kg
Schwein	Schwein, Filet, Tenderloin	-	1	kg
	Schwein, Schnitzel	-	1	kg
	Schwein, Lende	-	1	kg
	Schwein, Lende, mariniert	-	1	kg
	Schwein, Bauch	-	1	kg
	Schwein, Rippen	-	1	kg
	Schwein, geschnitzelt	-	1	kg
Lamm, Ziege, Hammel	Lamm, Hinterbeine	-	1	kg
	Lamm, Koteletts	-	1	kg
	Milchlamm, Hälfte	-	1	kg
	Lamm, Hinterbeine, tiefgefroren	-	1	kg
Geflügel	Huhn, Braten, klein	-	1	kg
	Huhn, Braten, groß	-	1	kg
	Huhn, Braten, freilaufend	-	1	kg
	Huhn, Braten, tiefgefroren	-	1	kg
	Hühnerbrust, Filets	-	1	kg
	Hühnerbrust, Filets, geschnitzelt	-	1	kg
	Hühnerschenkel, Unterschenkel und Hüften	-	1	kg
	Hühnerleber	-	1	kg
	Putenbrust, Filet	-	1	kg
	Pute, Unterschenkel	-	1	kg

Fortsetzung auf folgender Seite

Tabelle C.3 – Fortsetzung von vorheriger Seite

Güterkategorien	**Name Einzelgut**	**Marke**	**Menge**	**Einheit**
	Hase	-	1	kg
	Leber, Rind	-	1	kg
sonst. Fleischsorten	Leber, Schwein	-	1	kg
	Leber, Kalb	-	1	kg
	Leber, Lamm	-	1	kg
	Bacon, lose verkauft	-	1000	g
	Bacon	BM	1000	g
	Wurst, Frankfurter/Wiener, natürliche Haut	BM	1000	g
	Wurst, Frankfurter/Wiener	BM	1000	g
	Wurst, Frankfurter/Wiener	NM	1000	g
	Wurst, frisch und roh, lose verkauft	-	1000	g
	Wurst, frisch und roh	BM	1000	g
	Wurst, Mortadella, lose verkauft	-	1000	g
	Wurst, gekochter Schinken, landestypisch	-	1000	g
	Wurst, Frankfurter/Wiener, Huhn	BM	1000	g
	Wurst, Frankfurter/Wiener, Pute	BM	1000	g
Delikatessen	Wurst, Frankfurter/Wiener, Geflügel	BM	1000	g
	Schinken, Original "Prosciutto di Parma"	-	1000	g
und andere	Schinken, luftgetrocknet	-	1000	g
	Schinken, von der Hüfte, gekocht und geräuchert	-	1000	g
Fleischzubereitungen	Schinken, gepresst, lose verkauft	-	1000	g
	Schinken, gepresst	BM	1000	g
	Schinken, Pute	BM	1000	g
	Salami, lose verkauft	-	1000	g
	Salami	BM	1000	g
	Chorizo, geräuchert	BM	1000	g
	Vorgekochte Mahlzeit, Huhn und Reis	BM	500	g
	Vorgekochte Mahlzeit, Spaghetti Bolognese/ Chili con Carne	BM	500	g
	Vorgekochte Fleischbälle	BM	500	g
	Gegrilltes Huhn	-	1000	g
	Schweineleberpastete, konserviert	BM	100	g
	Chicken Nuggets, tiefgefroren	BM	500	g
	Karpfen (Cyprinus carpio)	-	1	kg
	Kabeljau (Gadus morhua)	-	1	kg
	Schellfisch (Melanogrammus aeglefinus)	-	1	kg
	Seehecht (Merluccius merluccius)	-	1	kg
	Makrele (Scomber scombrus)	-	1	kg
	Barsch (Sander lucioperca)	-	1	kg
	Scholle (Pleuronectes platessa)	-	1	kg
	Regenbogenforelle (Salmo gairdneri)	-	1	kg
	Lachs, Steak (Atlantischer Lachs - salmo salar)	-	1	kg
Fisch (frisch, gefroren)	Sardinen (Sardina pilchardus)	-	1	kg
	Seebarsch (Labrax lupus)	-	1	kg
	Seezunge (Solea solea)	-	1	kg
	Kabeljau (Gadus morhua)	BM	1000	g
	Seehecht (Merluccius merluccius)	BM	1000	g
	Seelachs (Pollachius virens)	NM	1000	g
	Lachs (Atlantischer Lachs - salmo salar)	BM	1000	g

Fortsetzung auf folgender Seite

Tabelle C.3 – Fortsetzung von vorheriger Seite

Güterkategorien	**Name Einzelgut**	**Marke**	**Menge**	**Einheit**
Fisch (frisch, gefroren) (*Fortsetzung*)	Muscheln (Moule mytilidae)	-	1	kg
	Tintenfisch (Loligo vulgaris)	-	1	kg
	Garnelen (Pandalus borealis)	BM	1000	g
	Heringfilets	BM	200	g/net
Fisch (konserviert)	Sardinenbüchse, in pflanzlichem Öl	BM	200	g/net
	Sardinenbüchse, in Olivenöl, ohne Knochen und Haut	BM	200	g/net
	Sardinenbüchse, in Olivenöl, mit Knochen und Haut	BM	200	g/net
	Sardinenbüchse	NM	200	g/net
	Makrelenfilets in Büchse, in Tomatensauce	BM	200	g/net
	Makrelenfilets in Büchse, in pflanzlichem Öl	BM	200	g/net
	Thunfisch in Büchse (Skipjack, Thunnus Thynn, Albacares = Gelbflossenthun)	BM	200	g/net
	Thunfischflocken in Büchse, in pflanzlichem Öl	NM	200	g/net
	Räucherlachs	BM	200	g
	Fischstäbchen	BM	500	g
	Fischstäbchen Filets	BM	500	g
	Fischstäbchen	NM	500	g
	Fischfrikadelle	BM	500	g
	Meeresfrüchte	BM	200	g
Milch (frisch)	Milch, frisch, nicht entrahmt	BM	1	l
	Milch, frisch, teilentrahmt	BM	1	l
	Milch, frisch, teilentrahmt, Bio	BM	1	l
	Milch, frisch, teilentrahmt	NM	1	l
	Milch, frisch, entrahmt	BM	1	l
	Milch, UHT, nicht entrahmt	BM	1	l
	Milch, UHT, nicht entrahmt	NM	1	l
	Milch, UHT, teilentrahmt	BM	1	l
sonst. Milchprodukte	Sauerrahm / creme epaisse /smetana	BM	1000	g/ml
	Sauerrahm / creme epaisse /smetana, fettarm	BM	1000	g/ml
	Sauerrahm / creme epaisse / smetana, fettarm	NM	1000	g/ml
	Schlagsahne	BM	1000	g/ml
	Schlagsahne im Behälter	BM	250	g
	Dessertcreme	SM	320	g
	Dessertcreme	Danone	320	g
	Kondensmilch	BM	500	g
	Milchpulver, für Babies	BM	1000	g
	Milchpulver, für Babies	BM	200	ml
	Joghurt	SM	1000	g/ml
	Joghurt, natürlich, kleine Packung	BM	1000	g/ml
	Joghurt, natürlich, große Packung	BM	1000	g/ml
	Joghurt, natürlich, Bio	BM	1000	g/ml
	Joghurt, natürlich	NM	1000	g/ml
	Joghurt, mit Frucht	BM	1000	g/ml
	Joghurt, mit Frucht, fettarm, kleine Packung	BM	1000	g/ml
	Joghurt, mit Frucht, fettarm, große Packung	BM	1000	g/ml
	Joghurt, mit Fruchtgeschmack, Mehrstückpackung	BM	1000	g/ml
	Joghurt, Drink	SM	500	g/ml
Käse	Hüttenkäse	BM	200	g
	Quark	-	1000	g
	Frischkäse	SM	200	g

Fortsetzung auf folgender Seite

Tabelle C.3 – Fortsetzung von vorheriger Seite

Güterkategorien	**Name Einzelgut**	**Marke**	**Menge**	**Einheit**
Käse (*Fortsetzung*)	Frischkäse	BM	200	g
	Frischkäse, fettarm	BM	200	g
	Frischkäse	NM	200	g
	Käse, verarbeitet, geschnitten	BM	200	g
	Käse, verarbeitet, streichfähig	BM	200	g
	Käse, Original Brie	BM	200	g
	Käse, Camembert	BM	200	g
	Käse, Edamer	BM	1000	g
	Käse, Edamer	NM	1000	g
	Käse, Emmentaler	BM	500	g
	Käse, Original Feta	BM	1000	g
	Käse, Feta	BM	1000	g
	Käse, Feta, einzeln verkauft	BM	1000	g
	Käse, Gouda, einzeln verkauft	BM	1000	g
	Käse, Gouda	BM	1000	g
	Käse, Mozzarella	BM	200	g
	Käse, Parmesan	BM	100	g
	Käse, Original Cheddar	BM	200	g
	Käse, blau	BM	200	g
Eier, Eierprodukte	Hühnereier, konventionell (Käfighaltung)	-	10	Eier
	Hühnereier, Bodenhaltung	-	10	Eier
	Hühnereier, freilaufend	-	10	Eier
	Hühnereier, Bio	-	10	Eier
	Hühnereier, angereichert mit Omega-3 (Käfighaltung)	-	10	Eier
Butter	Butter, ungesalzen, kleine Packung	BM	250	g
	Butter, ungesalzen, größere Packung	BM	250	g
	Butter, gesalzen	BM	250	g
Margarine	Margarine	BM	250	g
	Margarine, fettarm	BM	250	g
	Margarine, zum Kochen	BM	250	g
	Margarine, flüssig	BM	500	ml
sonst. Fette und Öle	Olivenöl, Extra Vergine	BM	1	l
	Olivenöl	SM	1	l
	Olivenöl	NM	1	l
	Maisöl	BM	1	l
	Sonnenblumenöl	BM	1	l
	Sonnenblumenöl	NM	1	l
	Pflanzliches Öl, zum braten	BM	1	l
	Erdnussbutter, weich	BM	400	g
	Rapsöl	BM	1	l
Früchte (frisch, gekühlt)	Äpfel, Golden Delicious oder Granny Smith	-	1	kg
	Äpfel, Red Delicious	-	1	kg
	Äpfel, landestypische Variation	-	1	kg
	Bananen	-	1	kg
	Orangen	-	1	kg
	Grapefruit	-	1	kg
	Mandarinen	-	1	kg
	Zitronen	-	1	kg
	Limetten	-	1	kg

Fortsetzung auf folgender Seite

Tabelle C.3 – Fortsetzung von vorheriger Seite

Güterkategorien	**Name Einzelgut**	**Marke**	**Menge**	**Einheit**
Früchte (frisch, gekühlt) (*Fortsetzung*)	Weintrauben, weiß	-	1	kg
	Birnen	-	1	kg
	Wassermelone	-	1	kg
	Nektarinen	-	1	kg
	Pfirsiche	-	1	kg
	Kiwis	-	1	kg
	Kirschen	-	1	kg
	Erdbeeren	-	1	kg
Früchte (gefroren, konserviert, weiterverarbeitet)	Mandeln, getrocknet, geschält	BM	200	g
	Erdnüsse, getrocknet	BM	200	g
	Rosinen	BM	300	g
	Rosinen	NM	300	g
	Pflaumen	NM	300	g
	Pfirsiche, in der Dose, in Sirup	BM	500	g/net
	Pfirsiche, in der Dose, in Sirup	NM	1000	g/net
	Ananas, in der Dose, ganze Scheiben in eigenem Saft	BM	500	g/net
	Ananas, in der Dose, ganze Scheiben in Sirup, kleinere Packung	NM	500	g/net
	Ananas, in der Dose, ganze Scheiben in Sirup, größere Packung	NM	1000	g/net
Gemüse (frisch, gekühlt)	Auberginen (Eierfrucht)	-	1	kg
	Brokkoli	-	1	kg
	Kopfsalat, rund, weiche Blätter	-	1	kg
	Möhren	-	1	kg
	Blumenkohl	-	1	kg
	Zucchini	-	1	kg
	Gurke	-	1	kg
	Zuchtchampignons, weiß, ganz	-	1000	g
	Grüne Bohnen	-	1	kg
	Grüne Paprika	-	1	kg
	Lauch	-	1	kg
	Eisbergsalat	-	1	kg
	gemischter Salat oder Eisbergsalat, in Tüte	-	1000	g
	Spinat	-	1	kg
	Tomaten, rund	-	1	kg
	Bündel Tomaten	-	1	kg
	rote Kirschtomaten	-	1000	g
	Weißkohl	-	1	kg
	gelbe Zwiebeln	-	1	kg
	Knoblauch, einzeln verkauft	-	1	kg
	Jungkarotten	-	1000	g
Kartoffeln	Kartoffeln, einzeln verkauft	-	1	kg
	Kartoffeln, Industrieverpackt	-	1	kg
	Kartoffeln, Bio	-	1	kg
	Kartoffeln, für Püree	-	1	kg
	Kartoffeln, "neu"gekennzeichnet	-	1	kg
Gemüse (gefroren, konserviert, weiterverarbeitet)	Grüne Bohnen, konserviert, fein	BM	500	g/net
	Pilze, geschnitten in Salzwasser	NM	500	g/net
	Erbsen, konserviert, sehr fein	SM	500	g/net
	Erbsen, konserviert, fein	NM	500	g/net

Fortsetzung auf folgender Seite

Tabelle C.3 – Fortsetzung von vorheriger Seite

Güterkategorien	**Name Einzelgut**	**Marke**	**Menge**	**Einheit**
Gemüse (gefroren, konserviert, weiterverarbeitet) (*Fortsetzung*)	Mais, konserviert	NM	500	g/net
	Tomatenpüree (Passata di Pomodoro)	BM	500	g
	Tomaten, geschnitten	NM	500	g/net
	Weiße Bohnen in Tomatensauce, konserviert	SM	500	g/net
	Rote Beete, Scheiben in Essig	BM	500	g/net
	Grüne Oliven, entsteint	BM	300	g/net
	Saure Gurken	BM	500	g/net
	Tomatenpaste	BM	100	g
	Rote Paprikaschoten in Öl, geschält	BM	1000	g/net
	Ajvar, mit roter Paprika	BM	1000	g
	Brokkoli, tiefgefroren	BM	1000	g
	Pommes frites, tiefgefroren	BM	1000	g
	Grüne Bohnen, tiefgefroren, fein	BM	1000	g
	Gemischtes Gemüse, tiefgefroren, naturbelassen	BM	1000	g
	Wokgemüse, tiefgefroren, naturbelassen	BM	1000	g
	Wokgemüse, tiefgefroren, naturbelassen	NM	1000	g
	Erbsen, tiefgefroren, klein	SM	1000	g
	Spinat, tiefgefroren, naturbelassen	BM	1000	g
	Weiße Bohnen, getrocknet	NM	1000	g
	Chips, gesalzen	SM	200	g
	Kartoffelchips, Einzelpack	BM	200	g
	Mikrowellenpopcorn	BM	200	g
Zucker	Weißzucker	BM	1000	g
	Puderzucker	BM	1000	g
	Würfelzucker	BM	1000	g
	Süßstoff, Tabletten	BM	500	Stück
Marmelade, Honig	Honig, gemischte Blumen	BM	500	g
	Honig, gemischte Blumen	NM	500	g
	Marmelade, 280 - 500 g	BM	500	g
	Marmelade, 650 - 900 g	BM	1000	g
	Marmelade, niedriger Fruchtgehalt	NM	500	g
Konfitüre, Schokolade	Schokolade, dunkel, zartbitter	SM	200	g
	Schokolade, Milch	BM	200	g
	Schokolade, zum Kochen	BM	200	g
	Schokolade, Milch, Tafeln	SM	100	g
	Schokolade, Riegel, einzeln	SM	1	Stück
	Schokolade, Riegel, Packung	SM	300	g
	Schokolade, Riegel, mit Mandeln und Honig	SM	100	g
	Schokolade, Vollnuss	SM	100	g
	Schokolade, Minze	SM	300	g
	Schokolade, gemischt	SM	250	g
	Karamellbonbons (Toffees)	BM	200	g
	Karamellbonbons (Toffees)	Werther's	200	g
	Fruchtdrops	BM	200	g
	Gelees, Weingummi	SM	200	g
	Kaubonbons (Toffees)	BM	200	g
	Kaugummi	BM	1	Packung
	Schokoladenaufstrich	SM	400	g
	Süßigkeiten, gemischt, einzeln verkauft	BM	100	g

Fortsetzung auf folgender Seite

Tabelle C.3 – Fortsetzung von vorheriger Seite

Güterkategorien	**Name Einzelgut**	**Marke**	**Menge**	**Einheit**
Eiscreme	Eiscreme, einzeln	SM	1	Stück
	Eiscreme, Magnum, einzeln	BM	1	Stück
	Eiscreme, Cornetto, einzeln	BM	1	Stück
	Eiscreme, Cornetto, Packung	BM	500	ml
	Eiscreme	SM 1	1000	ml
	Eiscreme	SM 2	1000	ml
	Eiscreme	BM	1000	ml
	Eiscreme, große Portion	BM	1000	ml
	Eiscreme, große Portion	NM	1000	ml
	Eiscreme	SM 3	1000	ml
sonst. Nahrungsmittel	Babynahrung, Püree	BM	500	g
	Babynahrung, Mehlbasis	BM	500	g
	Babynahrung, Reisbasis	BM	500	g
	Babynahrung, Getreideflocken	BM	500	g
	Babynahrung, Fleischbasis	BM	500	g
	Suppe, im Beutel, Pilzcreme	SM	1	Packung
	Tomatensuppe	SM	500	g
	Gemüse- oder Pilzsuppe	BM	1000	ml
	Mineralsalz	-	1000	g
	Meersalz	-	1000	g
	Schwarzer Pfeffer	BM	100	g
	Fleischextrakt	BM	100	g
	Fleischextrakt (kleine Packung)	SM	100	g
	Fleischextrakt (große Packung)	SM	100	g
	Tomatenketchup	Heinz	1000	g
	Tomatenketchup	BM	1000	g
	Tomatenketchup	NM	1000	g
	Mayonnaise	BM	500	g
	Senf	BM	500	g
	Knoblauchsauce	BM	500	g
	Salatdressing	BM	500	g
	Sojasauce	BM	250	ml
	Essig	BM	1000	ml
	Süß-Sauer Soße	SM	500	g
	Gemüse, getrocknet, gemischt, gesalzen	BM	500	g
	Tomatensauce für Paste (sugo)	BM	500	g

Quelle: Eurostat (Informationen zu Daten unterhalb der elementaren Güterkategorien).

Legende: SM – **S**pezifisches **M**arkenprodukt, BM – **B**ekanntes **M**arkenprodukt, NM – **N**icht-**M**arkenprodukt.

C.2 Ergebnistabellen aus Berechnungen unterhalb der Elementarebene

Tabelle C.4: Vergleich der KKPs elementarer Güterkategorien auf Basis der GEKS-Standardform mit $\ddot{P}^{rs}_{J^*}$-Indizes für alle 37 EVP-Länder (Jahr 2009)

	Kaufkraftparitäten für verschiedene elementare Güterkategorien aus der Klasse Nahrungsmittel																													
	Brot, Cerealien					**Fleisch**						**Fisch**		**Milch, Käse, Eier**				**Öle, Fette**			**Früchte**		**Gemüse**			**Zucker,Konfitüre,etc.**				**Sonst.**
Länder (fett = Eurozone)	Reis	Getreide-produkte	Brot	sonst. Backwaren	Nudeln	Rind, Kalb	Schwein	Lamm, Ziege, Hammel	Geflügel	sonst. Fleisch	Delikatessen	frisch, gefroren	konserviert	Milch (frisch)	sonst. Milch-produkte	Käse	Eier, Eierpro-dukte	Butter	Margarine	sonst. Fette u. Öle	frisch, gekühlt	gefroren, kon-serviert	frisch, gekühlt	Kartoffeln	gefroren	Zucker	Marmelade, Honig	Konfitüre, Schokolade	Eis-Creme	sonst. Nah-rungsmittel
AL	98.50	129.37	44.83	89.13	94.56	69.94	88.51	62.70	89.19	59.13	83.33	78.48	130.94	130.67	94.35	113.47	70.95	124.73	125.69	103.28	71.59	118.22	72.90	58.52	110.45	86.27	117.76	108.68	144.02	115.70
AT	1.00	1.10	1.23	1.13	1.06	1.20	1.26	1.07	1.20	1.00	1.30	1.39	0.81	0.90	0.78	0.90	1.28	0.94	0.94	1.22	1.29	1.03	1.19	1.25	1.08	0.84	1.11	0.94	0.97	1.19
BE	1.02	1.06	1.10	1.03	1.10	1.16	1.22	1.18	1.22	1.16	1.14	1.23	1.15	0.98	1.06	1.16	1.09	1.07	1.00	1.22	1.22	1.08	0.89	1.05	1.08	0.83	0.84	0.99	0.90	0.96
BA	2.09	1.64	0.93	1.23	2.21	1.35	1.44	1.05	1.55	1.43	1.60	1.25	1.75	1.46	1.20	1.43	1.46	1.64	1.10	1.50	1.31	1.77	1.45	1.06	1.58	1.09	2.15	1.52	1.23	1.78
BG	1.43	1.53	0.66	1.04	1.97	0.94	1.25	1.07	1.34	0.84	1.09	1.22	1.58	1.69	1.52	1.71	1.19	1.53	1.07	1.79	1.13	1.63	1.10	1.16	1.59	1.37	2.01	1.55	1.70	1.39
HR	8.18	7.95	6.01	6.63	7.20	5.64	5.74	5.22	6.57	5.70	6.54	6.09	9.27	5.92	6.07	7.16	6.14	6.88	5.63	7.18	5.57	7.04	5.49	6.55	7.60	6.28	8.10	7.54	6.91	7.19
CY	1.21	1.09	1.00	1.13	1.02	0.79	0.76	0.84	1.08	0.95	0.90	1.16	1.10	1.18	1.38	1.18	1.30	1.18	1.20	0.88	0.77	0.99	0.91	0.88	1.17	1.18	1.17	1.06	1.27	1.04
CZ	21.59	18.51	16.05	15.44	20.58	20.54	15.83	22.42	18.25	14.10	16.90	19.20	22.22	17.51	17.11	23.25	17.91	14.48	20.28	25.66	17.97	16.45	17.60	14.70	20.37	17.94	24.33	20.94	21.13	19.21
DK	5.88	9.19	11.11	9.29	10.67	10.82	11.78	9.48	8.27	9.29	8.13	9.75	7.68	6.76	7.33	8.61	9.21	8.65	9.03	10.41	9.30	7.92	10.37	11.23	8.68	9.55	8.09	11.87	11.25	9.99
EE	14.84	14.95	9.24	11.27	15.86	9.69	10.68	7.54	12.40	9.03	10.21	11.60	11.28	12.13	10.04	13.75	11.33	12.74	10.10	17.91	12.93	13.29	10.13	9.56	13.96	15.83	17.95	13.01	10.14	12.64
FI	0.98	0.99	1.26	1.10	1.22	1.23	1.28	1.50	1.04	1.30	1.12	1.01	0.90	0.89	0.93	1.18	0.93	0.73	0.93	1.45	1.17	1.09	1.51	1.14	1.11	1.04	1.24	1.03	0.84	1.13
FR	0.83	0.94	1.18	0.99	0.78	1.26	1.21	1.30	1.25	1.14	1.08	1.01	1.07	1.14	0.85	0.84	1.10	0.89	1.22	0.90	1.25	0.99	1.20	1.52	0.81	1.25	0.65	0.95	0.80	0.98
MK	46.59	50.23	19.88	27.90	37.38	29.21	33.14	23.25	39.49	17.52	27.69	31.59	37.22	32.23	27.79	37.26	34.54	39.81	32.92	34.60	26.55	43.72	20.87	28.46	34.71	35.92	29.95	40.58	41.59	41.53
DE	1.12	0.99	1.06	1.02	0.97	1.26	1.26	1.27	1.11	1.24	1.22	1.26	0.88	0.89	0.83	0.80	0.82	0.70	0.84	1.13	1.32	1.18	1.18	1.49	0.98	0.95	0.94	0.89	0.87	1.07
EL	1.34	1.22	1.04	1.04	0.98	0.87	0.93	0.70	1.02	0.87	1.03	0.94	1.29	1.23	1.32	1.06	1.54	1.58	1.11	0.98	0.66	0.97	0.70	0.73	1.09	0.82	1.21	0.95	1.27	1.18
HU	261.63	207.45	144.81	209.85	251.31	178.38	157.91	247.23	173.25	78.53	231.23	230.19	275.96	237.81	213.57	231.51	182.35	316.36	172.83	263.48	186.81	227.53	220.06	144.13	254.96	180.84	247.25	203.35	235.64	262.52
IS	184.16	180.58	230.22	176.17	193.85	165.74	159.31	136.73	222.53	3.87	174.03	117.75	154.95	103.76	145.60	163.05	193.65	82.03	155.85	208.79	195.42	185.72	190.33	209.52	190.67	222.67	221.07	195.19	162.12	176.03
IE	1.23	1.02	1.22	1.28	1.31	1.08	1.34	1.20	1.18	1.68	1.22	1.15	0.89	1.15	1.35	1.24	1.25	0.87	0.96	1.02	1.43	1.18	1.36	1.84	1.20	1.14	0.99	1.23	0.88	1.16
IT	1.35	1.04	0.84	1.09	0.94	1.02	1.01	0.91	0.91	0.93	1.33	0.98	1.26	1.44	1.27	0.92	1.15	1.35	1.18	0.95	0.87	1.21	0.84	0.87	1.16	1.01	1.18	1.17	1.59	1.10
LV	0.60	0.68	0.40	0.59	0.85	0.37	0.57	0.43	0.52	0.34	0.57	0.51	0.53	0.55	0.53	0.63	0.51	0.62	0.54	0.96	0.57	0.65	0.58	0.53	0.57	0.83	0.72	0.56	0.49	0.59
LT	2.99	2.84	2.19	2.42	3.73	2.10	2.22	2.97	2.58	1.51	2.02	2.20	2.07	2.27	2.37	2.59	2.27	2.31	2.42	3.57	2.43	2.50	2.46	1.47	2.82	3.62	2.89	2.51	2.95	2.52
LU	0.94	1.05	1.24	1.11	1.06	1.17	1.20	1.18	1.29	0.82	1.20	1.18	1.16	1.07	1.09	1.03	1.24	1.05	0.97	1.21	1.26	0.92	1.27	1.63	0.97	0.92	0.86	0.97	0.92	1.06
MT	0.95	1.09	0.61	0.83	0.86	0.87	0.73	0.60	0.75	1.09	0.62	0.84	0.96	1.17	1.06	0.94	0.66	1.06	0.98	0.95	0.88	0.83	0.92	0.68	0.90	1.22	1.16	0.93	1.67	1.00
ME	1.14	0.99	0.52	0.64	0.73	0.73	0.70	0.54	0.88	0.96	0.73	0.69	0.86	0.71	0.61	0.81	0.80	1.25	0.48	0.97	0.75	1.09	0.82	0.65	0.89	0.54	0.92	0.77	0.92	0.87
NL	0.79	0.86	0.99	0.78	1.02	1.15	1.38	1.51	1.08	1.52	0.95	1.08	0.82	0.80	0.77	0.95	0.72	0.76	0.63	0.84	1.14	0.72	1.15	1.12	0.77	0.81	0.81	0.91	0.61	0.62
NO	9.86	10.75	11.40	11.48	12.83	14.20	13.71	10.27	18.82	9.00	13.23	10.02	10.33	13.42	11.73	13.44	15.78	8.94	11.46	14.82	11.99	9.28	15.59	14.86	12.16	13.50	12.31	14.79	10.09	9.82
PL	3.34	2.43	1.86	2.60	3.88	2.13	2.59	4.84	1.95	1.60	2.39	2.75	2.90	2.56	2.17	2.34	3.01	2.75	2.58	3.73	2.96	4.30	2.76	1.86	2.97	2.73	2.87	3.00	2.40	2.79
PT	0.63	0.92	1.00	0.96	1.10	0.78	0.63	0.87	0.78	0.79	0.86	0.68	0.90	0.79	1.13	1.08	0.84	0.93	1.21	0.78	0.76	0.92	0.78	0.60	0.90	1.09	1.22	1.15	0.83	1.03
RO	3.53	2.96	1.91	2.80	2.72	2.12	2.50	1.48	2.96	2.07	2.30	2.62	3.74	3.90	2.56	3.72	3.71	4.22	2.55	2.92	2.13	3.41	2.28	2.03	3.18	3.32	3.83	2.73	2.23	3.01
RS	100.94	80.14	41.00	52.22	88.94	52.85	50.19	41.41	69.23	34.61	69.60	69.24	89.41	61.17	55.33	83.19	66.80	94.44	55.31	76.10	65.48	75.13	44.72	52.21	78.07	51.99	74.36	84.42	97.25	75.27
SK	0.93	0.78	0.63	0.74	0.97	0.72	0.64	0.76	0.69	0.53	0.66	0.75	0.87	0.81	0.75	0.94	0.76	0.94	0.95	1.02	0.73	1.01	0.60	0.55	0.97	0.89	0.99	0.98	0.97	0.98
SI	1.20	1.02	0.91	0.91	0.90	0.81	0.82	0.80	0.87	0.64	0.99	0.86	1.07	0.82	0.85	1.02	0.98	1.13	0.86	1.20	0.78	0.87	0.98	0.88	0.96	0.95	1.06	0.87	1.09	0.94
ES	0.81	0.91	1.04	1.02	0.86	0.91	0.88	0.87	0.83	1.01	0.77	0.79	1.06	0.98	0.92	0.89	0.80	1.21	1.24	0.59	0.95	1.19	0.99	0.78	0.98	1.25	0.83	1.05	1.06	0.75
SE	9.76	9.36	12.62	10.47	10.34	11.23	10.98	13.13	12.41	8.86	10.45	10.56	9.90	7.52	7.65	10.15	9.07	8.50	8.97	11.78	12.75	11.80	13.38	14.14	9.65	9.96	9.60	9.46	6.34	9.86
CH	1.22	1.70	2.03	1.99	1.85	3.08	3.38	2.97	3.17	2.33	2.45	2.38	1.76	1.55	1.74	1.51	2.26	2.26	2.45	2.27	1.73	1.29	2.13	2.08	2.11	1.30	1.57	1.66	1.88	1.85
TR	2.67	1.99	1.17	1.37	1.17	1.53	3.03	1.40	1.15	1.58	1.57	1.29	2.75	1.79	1.78	2.63	1.64	2.15	1.20	1.82	1.16	2.02	1.14	1.64	1.94	2.44	1.76	2.08	1.40	1.61
UK	0.80	0.76	0.68	0.65	0.76	0.98	0.97	0.84	0.84	0.61	0.88	0.59	0.69	0.80	0.77	0.66	1.03	0.62	0.66	0.81	1.10	0.61	1.05	1.42	0.73	0.87	0.57	0.76	0.57	0.77
Eurozone	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00

Tabelle C.5: Vergleich der KKPs elementarer Güterkategorien auf Basis des Verkettungsansatzes (mit $\ddot{P}^{rs}_{J^*}$-Indizes und $D^{rs}_{J^*}$) für alle 37 EVP-Länder (Jahr 2009)

	Kaufkraftparitäten für verschiedene elementare Güterkategorien aus der Klasse Nahrungsmittel																													
	Brot, Cerealien					Fleisch						Fisch		Milch, Käse, Eier				Öle, Fette			Früchte		Gemüse			Zucker,Konfitüre,etc.				Sonst.
Länder (fett = Eurozone)	Reis	Getreide-produkte	Brot	sonst. Backwaren	Nudeln	Rind, Kalb	Schwein	Lamm, Ziege, Hammel	Geflügel	sonst. Fleisch	Delikatessen	frisch, gefroren	konserviert	Milch (frisch)	sonst. Milch-produkte	Käse	Eier, Eierpro-dukte	Butter	Margarine	sonst. Fette u. Öle	frisch, gekühlt	gefroren, kon-serviert	frisch, gekühlt	Kartoffeln	gefroren	Zucker	Marmelade, Honig	Konfitüre, Schokolade	Eis-Creme	sonst. Nah-rungsmittel
AL	94.10	130.06	39.93	89.78	92.51	78.99	100.63	62.67	92.74	59.76	79.44	70.84	114.19	127.86	93.62	108.11	62.76	118.57	124.38	103.18	72.90	130.65	74.04	58.34	109.08	84.05	118.51	117.09	127.60	127.64
AT	0.93	1.07	1.14	1.17	1.02	1.17	1.23	1.08	1.21	1.25	1.31	1.36	0.90	0.87	0.74	0.95	1.12	0.90	0.90	1.13	1.28	1.16	1.25	1.26	1.12	0.85	1.11	0.99	1.04	1.19
BE	1.07	1.08	1.13	0.94	1.05	1.20	1.27	1.17	1.22	1.18	1.16	1.17	1.14	1.01	1.04	1.15	1.01	1.12	1.00	1.20	1.24	1.09	0.91	1.06	1.09	0.78	0.83	0.96	0.97	0.93
BA	2.03	1.79	1.01	1.27	1.99	1.33	1.54	1.05	1.59	2.05	1.54	1.26	1.62	1.51	1.26	1.40	1.29	1.64	1.09	1.60	1.35	1.66	1.37	1.06	1.65	1.03	2.01	1.70	1.09	1.87
BG	1.43	1.54	0.68	1.00	1.96	0.84	1.26	1.02	1.27	0.50	1.14	1.23	1.50	1.73	1.50	1.67	1.10	1.43	1.06	2.11	1.19	1.72	1.10	1.17	1.64	1.35	1.92	1.62	1.48	1.37
HR	8.27	7.93	5.83	6.52	6.72	5.18	6.29	5.22	6.40	7.15	6.51	5.74	9.09	6.08	6.14	7.53	5.65	7.14	5.59	6.65	5.52	6.42	5.77	6.53	7.79	7.16	7.91	7.52	5.80	7.28
CY	1.19	1.10	0.97	1.13	0.98	0.78	0.76	0.85	1.09	1.28	0.95	1.14	1.07	1.12	1.42	1.18	1.53	1.24	1.27	0.96	0.77	1.07	0.87	0.89	1.18	1.28	1.26	1.08	1.21	0.99
CZ	21.43	20.19	17.70	15.45	17.99	19.39	17.22	21.30	18.49	17.81	15.80	16.51	21.98	17.61	17.16	24.83	19.03	14.92	20.00	23.48	17.57	15.62	18.55	15.86	20.59	16.75	22.40	22.09	21.65	19.39
DK	6.25	9.24	9.93	8.83	11.16	11.99	13.32	8.27	8.17	11.82	8.03	9.97	7.73	6.95	7.06	8.26	9.84	8.90	8.99	10.75	9.33	7.87	10.67	11.32	7.83	9.84	8.34	10.36	8.58	9.82
EE	14.78	14.67	9.23	11.45	16.21	11.05	11.83	8.47	12.13	11.80	10.95	10.77	10.46	13.60	9.76	13.54	12.39	14.03	10.48	14.69	12.76	13.57	10.80	10.38	12.90	16.12	16.70	12.40	10.61	12.36
FI	0.96	0.87	1.33	1.05	1.28	1.32	1.28	1.55	1.10	1.86	1.07	1.11	0.94	1.02	0.86	1.19	0.98	0.73	0.95	1.38	1.14	1.01	1.59	1.05	1.05	1.00	1.22	0.89	0.78	1.15
FR	0.83	0.95	1.19	0.98	0.75	1.28	1.23	1.31	1.19	1.15	1.08	0.99	1.02	1.08	0.86	0.83	1.16	0.89	1.21	0.92	1.26	1.01	1.22	1.53	0.79	1.24	0.72	0.95	0.86	0.96
MK	59.64	55.62	25.63	27.38	37.16	28.53	37.00	23.26	41.80	25.91	26.28	32.09	36.11	36.25	29.29	38.51	30.55	38.90	32.44	37.01	27.61	44.22	22.01	28.67	37.03	37.00	30.43	38.99	37.76	40.68
DE	1.13	0.99	1.06	1.02	0.97	1.25	1.24	1.28	1.09	1.47	1.19	1.25	0.89	0.86	0.86	0.84	0.81	0.67	0.84	1.20	1.31	1.07	1.22	1.37	0.99	0.96	0.90	0.87	0.85	1.08
EL	1.32	1.21	1.00	1.02	0.98	0.86	0.90	0.73	1.05	1.10	1.14	0.99	1.27	1.17	1.24	1.00	1.71	1.59	1.11	1.08	0.65	1.02	0.70	0.74	1.12	0.92	1.36	0.96	1.26	1.17
HU	248.53	210.06	172.28	224.09	233.07	165.52	186.77	245.22	176.69	150.32	228.47	221.67	308.53	241.40	218.95	248.77	189.23	301.06	170.54	270.74	181.26	215.77	225.79	149.87	270.19	181.10	239.18	195.67	207.43	264.30
IS	170.35	189.26	235.93	176.17	218.97	183.17	189.19	132.42	209.04	64.66	180.00	98.50	139.50	114.92	126.19	160.38	183.14	83.69	161.96	201.28	192.59	184.45	204.09	212.89	181.97	226.87	226.39	186.84	156.37	172.29
IE	1.28	0.99	1.26	1.23	1.57	1.20	1.39	0.86	1.06	0.78	1.25	1.13	0.92	1.24	1.22	1.19	1.31	0.89	0.94	0.92	1.42	1.05	1.43	1.87	1.14	1.16	0.98	1.20	0.92	1.08
IT	1.33	1.07	0.89	1.13	0.94	1.02	0.99	0.93	0.89	0.79	1.31	0.98	1.23	1.39	1.32	0.91	1.14	1.35	1.09	0.96	0.86	1.24	0.78	0.88	1.19	1.01	1.26	1.23	1.42	1.19
LV	0.72	0.66	0.44	0.60	0.88	0.41	0.57	0.43	0.48	0.48	0.55	0.52	0.48	0.61	0.54	0.63	0.55	0.56	0.55	0.87	0.57	0.63	0.61	0.54	0.54	0.89	0.75	0.54	0.49	0.56
LT	2.94	2.87	2.46	2.45	4.25	2.25	2.30	2.95	2.48	1.87	1.98	2.17	2.01	2.50	2.36	2.61	2.11	2.10	2.39	3.32	2.40	2.55	2.62	1.46	2.94	3.73	3.02	2.56	3.23	2.43
LU	0.94	1.07	1.25	1.10	1.06	1.15	1.22	1.18	1.37	0.96	1.21	1.11	1.07	1.06	1.18	1.10	1.21	0.98	0.97	1.31	1.23	0.89	1.35	1.70	0.94	0.91	0.67	0.99	0.93	1.07
MT	0.93	1.10	0.66	0.84	0.82	0.89	0.71	0.62	0.75	0.74	0.64	0.85	0.93	1.18	1.04	0.97	0.54	1.04	0.97	0.93	0.93	0.82	0.84	0.69	0.91	1.28	1.15	0.94	1.50	1.02
ME	1.11	0.96	0.55	0.67	0.67	0.75	0.69	0.55	0.87	0.90	0.65	0.73	1.18	0.75	0.63	0.82	0.71	1.21	0.48	0.98	0.77	1.13	0.78	0.64	0.90	0.55	0.94	0.85	0.75	0.91
NL	0.77	0.86	0.74	0.85	1.19	1.07	1.42	1.52	1.09	1.68	0.92	1.10	0.78	0.83	0.86	0.81	0.79	0.78	0.68	0.79	1.19	0.80	1.07	1.02	0.76	0.71	0.75	0.85	0.68	0.72
NO	9.32	10.38	12.64	10.43	13.81	15.99	15.94	11.00	15.40	14.52	15.48	8.99	9.30	14.64	9.53	12.62	15.53	9.08	11.61	16.91	11.82	8.67	17.08	15.65	11.13	14.24	12.57	14.39	8.23	10.29
PL	2.96	2.37	1.89	2.62	3.55	2.20	2.74	4.59	2.04	2.07	2.31	2.74	3.02	2.65	2.11	2.43	3.07	2.45	2.39	3.25	2.99	3.98	2.78	1.83	3.09	2.68	2.75	2.93	2.72	2.87
PT	0.64	1.01	1.04	0.97	1.06	0.77	0.61	0.90	0.74	0.55	0.88	0.68	0.81	0.79	1.24	1.06	0.91	0.96	1.19	0.81	0.78	0.96	0.77	0.62	0.92	1.05	1.23	1.18	0.82	0.95
RO	3.37	2.98	2.12	2.70	2.70	2.15	2.62	1.47	2.97	3.04	2.45	2.51	3.70	3.96	2.82	4.04	3.47	4.53	2.51	3.28	2.15	3.43	2.22	2.05	3.47	3.35	3.61	2.93	1.85	3.00
RS	99.85	83.51	42.19	51.00	81.96	57.73	56.90	42.38	74.46	52.72	65.46	71.68	107.25	64.80	52.79	81.97	59.09	84.71	54.48	66.29	70.52	76.51	42.64	52.88	78.61	51.89	66.94	89.24	91.71	72.94
SK	1.00	0.80	0.64	0.75	0.87	0.68	0.63	0.85	0.70	0.73	0.62	0.74	0.94	0.82	0.72	1.01	0.63	0.92	0.94	1.00	0.71	0.95	0.61	0.57	0.98	0.78	0.93	1.01	1.00	0.99
SI	1.20	1.00	0.97	0.92	0.88	0.79	0.84	0.78	0.88	0.78	0.89	0.89	1.21	0.83	0.81	1.06	0.96	1.11	0.85	1.13	0.76	0.82	1.00	0.93	0.97	1.01	1.08	0.91	1.08	0.95
ES	0.82	0.92	1.08	1.03	0.82	0.90	0.87	0.95	0.85	0.67	0.79	0.79	1.06	0.94	0.96	0.88	0.88	1.23	1.32	0.60	0.97	1.19	0.96	0.80	0.99	1.35	0.90	1.09	1.06	0.73
SE	9.91	8.99	13.42	10.31	11.03	12.88	11.89	10.86	11.97	11.27	10.83	8.73	8.58	8.30	7.36	9.91	10.02	9.09	8.95	11.63	12.89	10.97	13.91	14.85	9.26	10.00	9.80	9.11	6.20	9.79
CH	1.25	1.68	2.04	1.95	1.69	3.05	3.44	2.99	3.14	2.96	2.42	2.25	1.78	1.55	1.71	1.60	2.06	2.21	2.43	2.30	1.69	1.20	2.16	2.10	2.16	1.54	1.46	1.62	1.82	1.89
TR	2.59	2.01	1.34	1.37	1.20	1.58	100.63	1.40	1.19	1.18	1.69	1.42	2.30	1.80	1.47	2.68	1.80	2.10	1.16	1.76	1.10	2.45	1.08	1.69	1.95	2.46	2.13	2.18	1.41	1.58
UK	0.84	0.73	0.71	0.58	0.86	1.04	1.03	0.70	0.83	0.64	0.84	0.55	0.68	0.86	0.71	0.66	1.06	0.64	0.67	0.90	1.12	0.57	1.15	1.35	0.71	0.89	0.57	0.73	0.50	0.71
Eurozone	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00

C.3 Ergebnistabellen aus Berechnungen auf der Elementarebene

Tabelle C.6: Vergleich des realen BIP pro Kopf zwischen allen 37 EVP-Ländern (Jahr 2011) basierend auf KKPs mit *unveränderten* (negativen) und *absoluten* Ausgaben; KKP-Berechnung gemäß GEKS-Methode - ungewogene geometrische Mittelung von Törnqvist-Indizes

			Reales BIP/Kopf (Eurozone=100)		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	Anteil negativer Ausgaben am BIP [(1)] (in %)	Kaufkraftindex [(2)] (Eurozone=100) KKI = WK/KKP_{neg} (in %)	BIP auf Basis von KKPs mit negativen Ausg. (BIP_{neg})	BIP auf Basis von KKPs mit absoluten Ausg. (BIP_{abs})	Abweichung der realen BIPs [(3)] (in %) $\Delta\,(BIP_{neg}, BIP_{abs})$
Albania	25.047	231.357	29.098	24.986	16.458
Austria	2.865	87.116	119.789	120.438	-0.539
Belgium	1.476	84.985	109.556	109.250	0.280
Bosnia Herzegovina	26.012	195.260	27.416	24.342	12.628
Bulgaria	5.852	208.169	41.269	39.058	5.660
Croatia	12.576	141.260	56.210	54.320	3.479
Cyprus	8.384	106.287	84.151	84.170	-0.022
Czech Republic	4.106	130.774	73.834	72.631	1.655
Denmark	1.799	69.341	114.717	116.026	-1.128
Estonia	3.931	135.217	61.924	61.017	1.487
Finland	5.118	78.477	107.226	107.657	-0.400
France	4.707	84.013	98.891	99.744	-0.855
FYR Macedonia	21.773	245.263	33.457	28.870	15.890
Germany	1.705	91.774	110.858	110.457	0.363
Greece	12.784	103.473	75.613	76.154	-0.710
Hungary	4.279	157.430	61.121	59.420	2.863
Iceland	0.076	83.526	101.604	102.351	-0.730
Ireland	2.286	87.825	117.601	117.382	0.186
Italy	3.283	93.491	93.445	93.440	0.005
Latvia	6.063	143.370	53.527	52.552	1.855
Lithuania	2.669	156.991	57.487	56.074	2.521
Luxembourg	8.220	82.115	260.786	266.563	-2.167
Malta	13.619	130.963	76.819	75.063	2.340
Montenegro	27.866	192.277	39.208	34.879	12.410
Netherlands	3.096	87.642	121.483	120.951	0.440
Norway	2.090	63.853	172.920	175.407	-1.417
Poland	2.935	162.603	60.558	58.900	2.815
Portugal	11.082	116.222	71.705	70.927	1.097
Romania	5.723	184.288	45.276	43.195	4.819
Serbia	18.595	197.158	32.504	29.411	10.517
Slovakia	0.707	139.793	68.177	66.927	1.869
Slovenia	5.710	116.287	77.578	76.780	1.039
Spain	4.440	102.668	91.804	91.641	0.178
Sweden	3.323	73.888	116.299	117.637	-1.138
Switzerland	3.823	61.738	138.542	140.799	-1.603
Turkey	11.707	171.490	48.622	45.633	6.549
United Kingdom	1.846	94.230	100.256	100.614	-0.356

[(1)] Rot markierte Zahlen deuten daraufhin, dass der Anteil (absoluter) negativer Ausgaben am BIP im jeweiligen Land größer ist als 7% (vgl. auch Abbildung 9.1).
[(2)] Rot markierte KKIs kennzeichnen diejenigen Länder, gegenüber denen der Durchschnitt der Länder der Eurozone (Referenz Eurozone = 100%) einen Kaufkraftgewinn von mehr als 50% (KKI = 150%) bzw. einen Kaufkraftverlust von mehr als 33.3% (KKI = 100%/150% = 66,66%) verzeichnet. Die zur Berechnung der KKIs benötigten Wechselkurse sind mengennotierte Wechselkurse gegenüber dem Euro (vgl. hierzu auch Tabelle C.1).
[(3)] Rot markierte Zahlen kennzeichnen alle Länder, deren Abweichung der realen BIPs pro Kopf größer als $\pm 2\%$ ist.

Tabelle C.7: Vergleich des realen BIP pro Kopf zwischen allen 37 EVP-Ländern (Jahr 2011) basierend auf KKPs mit *unveränderten* (negativen) und *absoluten* Ausgaben; KKP-Berechnung gemäß GEKS-Methode - ungewogene geometrische Mittelung von Davies-Indizes

			Reales BIP/Kopf (Eurozone=100)		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	Anteil negativer Ausgaben am BIP [(1)] (in %)	Kaufkraftindex [(2)] (Eurozone=100) KKI = WK/KKP_{neg} (in %)	BIP auf Basis von KKPs mit negativen Ausg. (BIP_{neg})	BIP auf Basis von KKPs mit absoluten Ausg. (BIP_{abs})	Abweichung der realen BIPs [(3)] (in %) $\Delta\,(BIP_{neg}, BIP_{abs})$
Albania	25.047	227.531	28.605	24.834	15.185
Austria	2.865	87.117	119.742	120.349	-0.504
Belgium	1.476	85.037	109.578	109.198	0.348
Bosnia Herzegovina	26.012	193.426	27.148	24.306	11.692
Bulgaria	5.852	207.420	41.104	39.033	5.306
Croatia	12.576	141.291	56.200	54.432	3.248
Cyprus	8.384	106.468	84.261	84.375	-0.135
Czech Republic	4.106	130.578	73.693	72.597	1.510
Denmark	1.799	69.820	115.463	116.359	-0.770
Estonia	3.931	135.297	61.935	61.111	1.349
Finland	5.118	78.626	107.387	107.562	-0.163
France	4.707	84.099	98.952	99.778	-0.828
FYR Macedonia	21.773	242.577	33.077	28.909	14.418
Germany	1.705	91.846	110.900	110.461	0.398
Greece	12.784	103.497	75.600	76.237	-0.836
Hungary	4.279	157.213	61.012	59.420	2.680
Iceland	0.076	83.662	101.729	102.314	-0.572
Ireland	2.286	88.134	117.966	117.683	0.241
Italy	3.283	93.476	93.392	93.413	-0.023
Latvia	6.063	143.303	53.480	52.590	1.691
Lithuania	2.669	156.751	57.377	56.073	2.325
Luxembourg	8.220	81.567	258.940	264.232	-2.003
Malta	13.619	130.954	76.783	75.093	2.250
Montenegro	27.866	191.829	39.101	35.010	11.686
Netherlands	3.096	87.680	121.487	120.890	0.494
Norway	2.090	64.402	174.336	175.776	-0.819
Poland	2.935	162.062	60.332	58.808	2.591
Portugal	11.082	116.154	71.634	70.957	0.954
Romania	5.723	183.840	45.148	43.202	4.502
Serbia	18.595	196.185	32.330	29.462	9.735
Slovakia	0.707	139.426	67.971	66.828	1.711
Slovenia	5.710	116.265	77.532	76.818	0.929
Spain	4.440	102.620	91.724	91.655	0.076
Sweden	3.323	74.224	116.780	117.734	-0.810
Switzerland	3.823	62.201	139.525	140.928	-0.995
Turkey	11.707	170.831	48.415	45.624	6.119
United Kingdom	1.846	94.223	100.208	100.618	-0.408

(1) Rot markierte Zahlen deuten daraufhin, dass der Anteil (absoluter) negativer Ausgaben am BIP im jeweiligen Land größer ist als 7% (vgl. auch Abbildung 9.1).
(2) Rot markierte KKIs kennzeichnen diejenigen Länder, gegenüber denen der Durchschnitt der Länder der Eurozone (Referenz Eurozone = 100%) einen Kaufkraftgewinn von mehr als 50% (KKI = 150%) bzw. einen Kaufkraftverlust von mehr als 33.3% (KKI = 100%/150% = 66,66%) verzeichnet. Die zur Berechnung der KKIs benötigten Wechselkurse sind mengennotierte Wechselkurse gegenüber dem Euro (vgl. hierzu auch Tabelle C.1).
(3) Rot markierte Zahlen kennzeichnen alle Länder, deren Abweichung der realen BIPs pro Kopf größer als ± 2% ist.

Tabelle C.8: Vergleich des realen BIP pro Kopf zwischen allen 37 EVP-Ländern (Jahr 2011) basierend auf KKPs mit *unveränderten* (negativen) und *absoluten* Ausgaben; KKP-Berechnung gemäß GEKS-Regressionsansatz mit Fisher-Indizes - gewogen mit PLA-Gewichten

			Reales BIP/Kopf (Eurozone=100)		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	Anteil negativer Ausgaben am BIP (1) (in %)	Kaufkraftindex (2) (Eurozone=100) KKI = WK/KKP_{neg} (in %)	BIP auf Basis von KKPs mit negativen Ausg. (BIP_{neg})	BIP auf Basis von KKPs mit absoluten Ausg. (BIP_{abs})	Abweichung der realen BIPs (3) (in %) $\Delta\,(BIP_{neg}, BIP_{abs})$
Albania	25.047	226.924	28.445	25.378	12.081
Austria	2.865	87.075	119.332	119.570	-0.199
Belgium	1.476	85.578	109.950	109.523	0.390
Bosnia Herzegovina	26.012	192.817	26.982	24.734	9.092
Bulgaria	5.852	211.047	41.699	39.141	6.537
Croatia	12.576	141.571	56.146	54.949	2.177
Cyprus	8.384	106.864	84.325	84.523	-0.234
Czech Republic	4.106	131.745	74.132	73.008	1.540
Denmark	1.799	71.077	117.195	117.612	-0.354
Estonia	3.931	136.873	62.472	61.785	1.112
Finland	5.118	79.391	108.112	108.098	0.013
France	4.707	85.317	100.090	100.260	-0.169
FYR Macedonia	21.773	247.886	33.702	29.530	14.128
Germany	1.705	91.812	110.532	110.486	0.042
Greece	12.784	103.340	75.263	76.758	-1.948
Hungary	4.279	159.686	61.789	59.683	3.528
Iceland	0.076	83.765	101.554	102.259	-0.690
Ireland	2.286	85.936	114.686	115.087	-0.348
Italy	3.283	93.487	93.128	93.085	0.045
Latvia	6.063	144.866	53.904	52.728	2.229
Lithuania	2.669	159.040	58.042	56.510	2.711
Luxembourg	8.220	78.930	249.831	250.164	-0.133
Malta	13.619	130.695	76.405	75.520	1.172
Montenegro	27.866	190.039	38.622	35.697	8.192
Netherlands	3.096	87.328	120.642	120.515	0.106
Norway	2.090	63.797	172.189	173.129	-0.543
Poland	2.935	163.818	60.806	58.809	3.396
Portugal	11.082	116.359	71.549	71.164	0.542
Romania	5.723	187.102	45.813	43.590	5.101
Serbia	18.595	197.151	32.394	29.923	8.259
Slovakia	0.707	141.327	68.694	67.202	2.221
Slovenia	5.710	116.506	77.463	76.891	0.744
Spain	4.440	102.957	91.754	91.663	0.099
Sweden	3.323	74.380	116.681	117.636	-0.811
Switzerland	3.823	61.992	138.646	139.736	-0.779
Turkey	11.707	171.888	48.571	46.129	5.295
United Kingdom	1.846	94.597	100.309	100.486	-0.176

(1) Rot markierte Zahlen deuten daraufhin, dass der Anteil (absoluter) negativer Ausgaben am BIP im jeweiligen Land größer ist als 7% (vgl. auch Abbildung 9.1).
(2) Rot markierte KKIs kennzeichnen diejenigen Länder, gegenüber denen der Durchschnitt der Länder der Eurozone (Referenz Eurozone = 100%) einen Kaufkraftgewinn von mehr als 50% (KKI = 150%) bzw. einen Kaufkraftverlust von mehr als 33.3% (KKI = 100%/150% = 66,66%) verzeichnet. Die zur Berechnung der KKIs benötigten Wechselkurse sind mengennotierte Wechselkurse gegenüber dem Euro (vgl. hierzu auch Tabelle C.1).
(3) Rot markierte Zahlen kennzeichnen alle Länder, deren Abweichung der realen BIPs pro Kopf größer als ± 2% ist.

Tabelle C.9: Vergleich des realen BIP pro Kopf zwischen allen 37 EVP-Ländern (Jahr 2011) basierend auf KKPs mit *unveränderten* (negativen) und *absoluten* Ausgaben; KKP-Berechnung gemäß Simultanous MGUV-Ansatz (Gerardi)

			Reales BIP/Kopf (Eurozone=100)		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	Anteil negativer Ausgaben am BIP (1) (in %)	Kaufkraftindex (2) (Eurozone=100) KKI = WK/KKP_{neg} (in %)	BIP auf Basis von KKPs mit negativen Ausg. (BIP_{neg})	BIP auf Basis von KKPs mit absoluten Ausg. (BIP_{abs})	Abweichung der realen BIPs (3) (in %) $\Delta\,(BIP_{neg}, BIP_{abs})$
Albania	25.047	252.521	31.763	25.925	22.517
Austria	2.865	87.825	120.776	121.475	-0.575
Belgium	1.476	85.382	110.078	108.964	1.023
Bosnia Herzegovina	26.012	205.392	28.842	24.662	16.947
Bulgaria	5.852	217.863	43.195	41.594	3.849
Croatia	12.576	138.666	55.183	53.318	3.499
Cyprus	8.384	105.163	83.269	84.192	-1.096
Czech Republic	4.106	127.491	71.987	71.645	0.477
Denmark	1.799	70.987	117.451	116.784	0.571
Estonia	3.931	132.765	60.807	60.733	0.122
Finland	5.118	77.702	106.178	105.205	0.925
France	4.707	83.403	98.182	99.341	-1.166
FYR Macedonia	21.773	262.890	35.865	30.254	18.545
Germany	1.705	92.825	112.138	111.104	0.930
Greece	12.784	100.522	73.463	75.034	-2.093
Hungary	4.279	154.763	60.091	59.463	1.055
Iceland	0.076	85.251	103.712	103.607	0.101
Ireland	2.286	90.064	120.611	119.338	1.067
Italy	3.283	93.471	93.434	93.749	-0.336
Latvia	6.063	141.791	52.942	52.714	0.433
Lithuania	2.669	153.574	56.242	56.025	0.387
Luxembourg	8.220	90.995	289.015	295.970	-2.350
Malta	13.619	129.664	76.065	74.297	2.380
Montenegro	27.866	207.574	42.331	35.829	18.148
Netherlands	3.096	88.045	122.054	120.365	1.404
Norway	2.090	70.504	190.949	188.192	1.465
Poland	2.935	160.373	59.733	59.384	0.588
Portugal	11.082	114.036	70.364	70.105	0.369
Romania	5.723	189.943	46.670	45.059	3.574
Serbia	18.595	207.716	34.248	30.282	13.097
Slovakia	0.707	136.713	66.681	66.477	0.307
Slovenia	5.710	114.249	76.225	75.981	0.321
Spain	4.440	101.403	90.682	91.081	-0.439
Sweden	3.323	76.309	120.121	119.463	0.551
Switzerland	3.823	67.813	152.190	150.430	1.170
Turkey	11.707	178.157	50.517	47.016	7.447
United Kingdom	1.846	94.669	100.733	101.326	-0.585

(1) Rot markierte Zahlen deuten daraufhin, dass der Anteil (absoluter) negativer Ausgaben am BIP im jeweiligen Land größer ist als 7% (vgl. auch Abbildung 9.1).
(2) Rot markierte KKIs kennzeichnen diejenigen Länder, gegenüber denen der Durchschnitt der Länder der Eurozone (Referenz Eurozone = 100%) einen Kaufkraftgewinn von mehr als 50% (KKI = 150%) bzw. einen Kaufkraftverlust von mehr als 33.3% (KKI = 100%/150% = 66,66%) verzeichnet. Die zur Berechnung der KKIs benötigten Wechselkurse sind mengennotierte Wechselkurse gegenüber dem Euro (vgl. hierzu auch Tabelle C.1).
(3) Rot markierte Zahlen kennzeichnen alle Länder, deren Abweichung der realen BIPs pro Kopf größer als ± 2% ist.

Tabelle C.10: Vergleich des realen BIP pro Kopf zwischen allen 37 EVP-Ländern (Jahr 2011) basierend auf KKPs mit *unveränderten* (negativen) und *absoluten* Ausgaben; KKP-Berechnung gemäß Stepwise MGUV-Ansatz mit ungewogenen, arithmetisch gemittelten Transformationsfaktoren $\widetilde{\pi}_{ij}$

			Reales BIP/Kopf (Eurozone=100)		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	Anteil negativer Ausgaben am BIP (1) (in %)	Kaufkraftindex (2) (Eurozone=100) KKI = WK/KKP$_{neg}$ (in %)	BIP auf Basis von KKPs mit negativen Ausg. (BIP$_{neg}$)	BIP auf Basis von KKPs mit absoluten Ausg. (BIP$_{abs}$)	Abweichung der realen BIPs (3) (in %) Δ (BIP$_{neg}$, BIP$_{abs}$)
Albania	25.047	256.463	32.324	26.341	22.711
Austria	2.865	87.488	120.556	121.283	-0.600
Belgium	1.476	85.151	110.002	108.841	1.067
Bosnia Herzegovina	26.012	207.108	29.141	24.900	17.035
Bulgaria	5.852	220.963	43.898	42.225	3.962
Croatia	12.576	139.604	55.669	53.779	3.515
Cyprus	8.384	105.559	83.752	84.717	-1.140
Czech Republic	4.106	127.596	72.193	71.823	0.514
Denmark	1.799	71.068	117.824	117.103	0.616
Estonia	3.931	133.940	61.469	61.341	0.209
Finland	5.118	77.619	106.279	105.241	0.987
France	4.707	83.277	98.233	99.425	-1.199
FYR Macedonia	21.773	266.767	36.468	30.704	18.772
Germany	1.705	92.731	112.252	111.159	0.983
Greece	12.784	100.736	73.769	75.385	-2.145
Hungary	4.279	155.864	60.641	59.958	1.139
Iceland	0.076	85.182	103.838	103.707	0.126
Ireland	2.286	90.260	121.118	119.756	1.138
Italy	3.283	93.116	93.267	93.610	-0.366
Latvia	6.063	143.328	53.624	53.322	0.566
Lithuania	2.669	154.903	56.843	56.586	0.455
Luxembourg	8.220	90.548	288.176	295.619	-2.518
Malta	13.619	130.770	76.869	74.938	2.577
Montenegro	27.866	212.133	43.348	36.552	18.594
Netherlands	3.096	87.757	121.901	120.144	1.462
Norway	2.090	70.449	191.186	188.332	1.516
Poland	2.935	161.453	60.257	59.860	0.664
Portugal	11.082	113.894	70.418	70.222	0.279
Romania	5.723	192.250	47.332	45.663	3.655
Serbia	18.595	211.048	34.868	30.775	13.300
Slovakia	0.707	137.008	66.961	66.712	0.372
Slovenia	5.710	114.203	76.349	76.115	0.308
Spain	4.440	101.028	90.529	90.971	-0.486
Sweden	3.323	76.350	120.428	119.687	0.620
Switzerland	3.823	67.720	152.289	150.326	1.306
Turkey	11.707	179.658	51.046	47.495	7.476
United Kingdom	1.846	94.410	100.660	101.274	-0.606

(1) Rot markierte Zahlen deuten daraufhin, dass der Anteil (absoluter) negativer Ausgaben am BIP im jeweiligen Land größer ist als 7% (vgl. auch Abbildung 9.1).
(2) Rot markierte KKIs kennzeichnen diejenigen Länder, gegenüber denen der Durchschnitt der Länder der Eurozone (Referenz Eurozone = 100%) einen Kaufkraftgewinn von mehr als 50% (KKI = 150%) bzw. einen Kaufkraftverlust von mehr als 33.3% (KKI = 100%/150% = 66,66%) verzeichnet. Die zur Berechnung der KKIs benötigten Wechselkurse sind mengennotierte Wechselkurse gegenüber dem Euro (vgl. hierzu auch Tabelle C.1).
(3) Rot markierte Zahlen kennzeichnen alle Länder, deren Abweichung der realen BIPs pro Kopf größer als ± 2% ist.

Tabelle C.11: Vergleich des realen BIP pro Kopf zwischen allen 37 EVP-Ländern (Jahr 2011) basierend auf KKPs mit *unveränderten* (negativen) und *absoluten* Ausgaben; KKP-Berechnung gemäß Stepwise MGUV-Ansatz mit ungewogenen, harmonisch gemittelten Transformationsfaktoren $\widetilde{\pi}_{ij}$

			Reales BIP/Kopf (Eurozone=100)		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	Anteil negativer Ausgaben am BIP [(1)] (in %)	Kaufkraftindex [(2)] (Eurozone=100) KKI = WK/KKP_{neg} (in %)	BIP auf Basis von KKPs mit negativen Ausg. (BIP_{neg})	BIP auf Basis von KKPs mit absoluten Ausg. (BIP_{abs})	Abweichung der realen BIPs [(3)] (in %) $\Delta\,(BIP_{neg}, BIP_{abs})$
Albania	25.047	247.581	31.073	25.451	22.088
Austria	2.865	88.219	121.051	121.728	-0.556
Belgium	1.476	85.675	110.213	109.111	1.009
Bosnia Herzegovina	26.012	203.115	28.459	24.397	16.650
Bulgaria	5.852	214.104	42.356	40.841	3.710
Croatia	12.576	137.494	54.597	52.821	3.362
Cyprus	8.384	104.673	82.699	83.665	-1.155
Czech Republic	4.106	127.307	71.725	71.405	0.447
Denmark	1.799	70.959	117.148	116.500	0.556
Estonia	3.931	131.486	60.088	60.064	0.041
Finland	5.118	77.777	106.047	105.083	0.918
France	4.707	83.516	98.100	99.246	-1.155
FYR Macedonia	21.773	258.150	35.141	29.738	18.169
Germany	1.705	92.979	112.077	111.064	0.912
Greece	12.784	100.096	72.991	74.617	-2.179
Hungary	4.279	153.483	59.463	58.886	0.980
Iceland	0.076	85.328	103.577	103.483	0.091
Ireland	2.286	90.033	120.304	119.063	1.042
Italy	3.283	93.855	93.611	93.907	-0.315
Latvia	6.063	139.977	52.150	52.002	0.284
Lithuania	2.669	152.081	55.572	55.388	0.332
Luxembourg	8.220	91.724	290.689	297.271	-2.214
Malta	13.619	128.420	75.169	73.640	2.076
Montenegro	27.866	202.328	41.171	35.057	17.439
Netherlands	3.096	88.418	122.301	120.620	1.394
Norway	2.090	70.738	191.162	188.417	1.457
Poland	2.935	158.866	59.042	58.734	0.523
Portugal	11.082	114.084	70.238	69.974	0.377
Romania	5.723	187.081	45.865	44.334	3.454
Serbia	18.595	203.697	33.511	29.728	12.725
Slovakia	0.707	136.224	66.297	66.131	0.251
Slovenia	5.710	114.303	76.094	75.848	0.324
Spain	4.440	101.719	90.764	91.144	-0.418
Sweden	3.323	76.352	119.924	119.292	0.530
Switzerland	3.823	68.040	152.363	150.753	1.068
Turkey	11.707	176.283	49.875	46.479	7.308
United Kingdom	1.846	94.980	100.842	101.425	-0.575

[(1)] Rot markierte Zahlen deuten daraufhin, dass der Anteil (absoluter) negativer Ausgaben am BIP im jeweiligen Land größer ist als 7% (vgl. auch Abbildung 9.1).
[(2)] Rot markierte KKIs kennzeichnen diejenigen Länder, gegenüber denen der Durchschnitt der Länder der Eurozone (Referenz Eurozone = 100%) einen Kaufkraftgewinn von mehr als 50% (KKI = 150%) bzw. einen Kaufkraftverlust von mehr als 33.3% (KKI = 100%/150% = 66,66%) verzeichnet. Die zur Berechnung der KKIs benötigten Wechselkurse sind mengennotierte Wechselkurse gegenüber dem Euro (vgl. hierzu auch Tabelle C.1).
[(3)] Rot markierte Zahlen kennzeichnen alle Länder, deren Abweichung der realen BIPs pro Kopf größer als ± 2% ist.

Tabelle C.12: Vergleich realer Konsumausgaben priv. Haushalte pro Kopf (Eurozone=100) aller 37 EVP-Länder (Jahr 2011); KKP-Berechnung auf Basis der GEKS-Methode (geometrisch-gewogen) mit verschiedenen bilateralen Indexformeln $\ddot{P}^{rs}$

	Standard-GEKS-Ansatz - geometrische Mittelung - gewogen ($\omega^l = \mathbf{p^l\,x^l} \,/\, \sum_{t=1}^{R} \mathbf{p^t\,x^t}$)												
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	Fisher	Drobsich	Marshall-Edgeworth	Walsh (1)	Stuvel	Törnqvist	Walsh (2)	Theil	Vartia (1)	Vartia (2)	Banerjee	Davies	Lehr
Albania	31.34	31.37	29.16	31.34	28.84	31.29	31.21	31.15	42.81	31.23	29.37	31.18	58.09
Austria	118.61	118.58	116.16	119.01	117.21	118.87	119.06	119.28	126.24	119.00	117.86	118.80	136.27
Belgium	99.46	99.47	97.82	99.39	99.08	99.76	99.42	99.56	99.58	99.53	99.57	99.64	109.92
Bosnia Herzegovina	33.61	33.62	31.51	33.80	32.47	33.79	33.71	33.92	33.53	33.74	33.31	33.62	44.85
Bulgaria	41.87	41.91	39.60	41.81	41.13	41.80	41.76	41.71	41.82	41.77	42.02	41.79	51.54
Croatia	61.54	61.46	59.36	61.93	58.87	61.32	61.90	61.98	69.40	61.70	59.20	61.40	82.87
Cyprus	106.92	106.89	100.57	106.78	104.42	106.73	106.74	106.98	107.24	106.74	106.52	106.77	142.40
Czech Republic	64.29	64.25	62.37	64.15	62.00	64.40	64.14	63.96	78.78	64.23	61.99	64.33	96.13
Denmark	93.85	93.89	90.77	94.41	92.45	94.13	94.44	94.60	107.38	94.34	92.64	94.01	128.39
Estonia	51.40	51.37	48.49	51.33	50.24	51.42	51.31	51.25	56.66	51.35	51.01	51.39	72.38
Finland	97.02	97.09	93.86	97.35	96.97	96.77	97.36	97.95	100.30	97.18	97.86	96.91	119.05
France	100.89	100.93	102.03	100.63	101.67	100.79	100.66	100.73	100.74	100.70	101.45	100.87	98.74
FYR Macedonia	38.33	38.43	34.85	37.94	35.30	38.14	37.85	37.54	47.13	37.85	36.78	38.14	62.49
Germany	107.46	107.48	108.66	108.15	108.08	107.50	108.13	107.75	108.02	107.92	107.76	107.45	105.47
Greece	99.91	99.84	97.51	99.04	98.24	99.76	98.99	99.26	102.11	99.23	98.86	99.78	108.67
Hungary	54.40	54.37	52.41	54.42	51.09	54.47	54.39	54.05	75.06	54.42	51.01	54.40	99.38
Iceland	91.51	91.60	83.65	91.48	82.52	91.43	91.33	91.29	126.83	91.36	85.68	91.32	181.04
Ireland	89.57	89.54	86.48	89.33	88.45	89.42	89.33	90.07	91.41	89.34	89.05	89.49	107.01
Italy	101.63	101.60	102.01	101.12	101.60	101.57	101.10	101.13	98.79	101.24	101.45	101.58	92.61
Latvia	52.27	52.23	49.51	52.24	50.80	52.18	52.20	52.09	53.80	52.19	51.69	52.18	70.19
Lithuania	61.14	61.07	58.71	61.37	59.47	61.34	61.30	61.52	67.45	61.32	59.86	61.17	80.57
Luxembourg	161.52	162.67	144.15	160.13	164.35	162.73	160.73	161.56	167.93	161.37	170.93	162.74	227.72
Malta	87.61	87.54	82.74	88.15	84.38	88.01	88.12	88.33	90.46	88.10	86.25	87.77	124.10
Montenegro	48.17	48.14	45.15	48.34	46.54	48.14	48.24	48.43	48.12	48.21	47.76	48.06	69.84
Netherlands	96.43	96.48	95.82	96.68	96.83	96.55	96.69	96.69	96.59	96.66	97.19	96.49	100.85
Norway	115.92	116.39	112.05	116.85	116.10	116.67	116.97	116.44	130.59	116.85	116.21	116.41	156.63
Poland	63.56	63.52	62.56	64.16	62.25	63.82	64.11	63.78	66.91	64.02	62.29	63.64	71.08
Portugal	80.35	80.30	78.33	80.40	79.24	80.46	80.39	80.21	80.92	80.42	79.75	80.39	90.64
Romania	41.78	41.84	40.59	41.17	41.22	41.59	41.13	41.01	42.07	41.28	41.52	41.64	46.23
Serbia	38.94	38.98	36.70	38.87	36.46	38.83	38.80	38.56	50.15	38.81	36.84	38.82	67.17
Slovakia	64.28	64.22	61.80	64.43	62.48	64.31	64.40	64.45	68.33	64.38	63.09	64.26	80.35
Slovenia	81.35	81.31	77.31	81.44	79.93	81.57	81.44	81.14	89.22	81.48	80.96	81.44	109.20
Spain	93.06	93.02	92.52	92.91	92.24	93.08	92.92	93.20	92.22	92.98	92.25	93.08	89.90
Sweden	97.89	98.08	96.27	98.71	97.84	98.25	98.70	98.39	113.58	98.55	97.54	98.07	130.18
Switzerland	128.39	128.49	126.12	131.46	128.18	128.86	131.64	133.18	130.19	130.68	128.88	128.74	141.97
Turkey	56.31	56.44	57.09	57.40	57.02	56.58	57.39	56.84	50.35	57.14	56.88	56.44	42.06
United Kingdom	108.08	108.15	109.54	108.44	109.26	108.40	108.50	108.46	100.09	108.51	109.01	108.30	89.26
Eurozone	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Tabelle C.13: Vergleich der realen Konsumausgaben priv. Haushalte pro Kopf (Eurozone=100) aller 37 EVP-Länder (Jahr 2011); KKP-Berechnung auf Basis des verallgemeinerten GEKS-Regressionsansatz (gewogen mit SPI) und verschiedenen bilateralen Indexformeln $\ddot{P}^{rs}$

	Verallgemeinerter GEKS Regressionsansatz - gewogen mit Similarity Price Indizes ($g^{rs}_{\mathbf{SPI}}$)												
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	Fisher	Drobsich	Marshall-Edgeworth	Walsh (1)	Stuvel	Törnqvist	Walsh (2)	Theil	Vartia (1)	Vartia (2)	Banerjee	Davies	Lehr
Albania	31.09	31.20	29.11	31.15	28.26	31.05	30.98	30.86	45.38	31.00	28.84	30.88	60.67
Austria	118.84	118.94	117.22	119.40	117.52	119.19	119.42	119.58	120.88	119.36	118.69	119.05	121.73
Belgium	99.39	99.47	98.28	99.37	98.56	99.60	99.39	99.53	100.25	99.45	99.36	99.51	101.04
Bosnia Herzegovina	33.42	33.48	31.61	33.51	31.95	33.56	33.38	33.81	34.35	33.44	33.36	33.36	37.39
Bulgaria	41.66	41.76	39.96	41.45	40.53	41.55	41.37	41.71	42.04	41.42	41.82	41.53	43.82
Croatia	61.17	61.17	59.31	61.42	58.97	60.93	61.36	61.40	69.00	61.21	60.02	60.99	76.60
Cyprus	106.89	106.95	101.70	106.91	103.16	106.77	106.87	107.44	107.29	106.85	107.25	106.79	116.58
Czech Republic	64.48	64.51	63.17	64.26	61.86	64.52	64.23	64.13	76.01	64.33	62.48	64.47	85.28
Denmark	94.02	94.07	91.97	94.38	90.30	94.11	94.42	94.06	108.43	94.31	91.20	94.09	121.77
Estonia	50.99	51.00	48.90	50.91	49.36	50.96	50.89	51.23	52.08	50.92	50.90	50.95	56.04
Finland	97.32	97.37	95.23	97.53	95.62	97.16	97.57	97.75	99.69	97.46	97.10	97.28	103.39
France	100.73	100.77	101.35	100.54	101.22	100.64	100.56	100.44	100.93	100.59	100.75	100.70	101.57
FYR Macedonia	37.79	37.86	34.93	37.30	34.04	37.71	37.19	37.28	49.75	37.23	35.03	37.64	61.28
Germany	107.26	107.27	108.05	107.63	107.87	107.21	107.63	107.44	107.15	107.49	107.33	107.24	108.24
Greece	100.30	100.31	98.44	99.62	98.76	100.16	99.58	99.87	99.61	99.77	100.06	100.19	99.27
Hungary	54.32	54.34	52.92	54.26	50.72	54.36	54.21	54.08	74.04	54.26	51.28	54.28	83.42
Iceland	91.25	91.26	85.09	91.34	83.88	91.18	91.24	91.23	126.45	91.21	85.64	91.10	177.36
Ireland	90.23	90.23	88.14	90.19	88.49	90.27	90.19	90.59	91.43	90.21	89.88	90.25	93.96
Italy	101.73	101.72	102.09	101.52	101.98	101.71	101.49	101.55	101.19	101.54	101.72	101.70	98.98
Latvia	52.20	52.21	49.89	52.00	50.59	51.99	51.95	52.25	51.46	51.96	52.45	52.04	55.10
Lithuania	60.27	60.27	58.49	60.42	58.42	60.42	60.30	60.87	65.20	60.35	59.52	60.24	69.59
Luxembourg	162.71	162.61	151.13	161.37	155.40	163.42	161.87	162.66	166.15	162.37	165.00	163.58	184.28
Malta	87.44	87.42	82.87	87.75	83.82	87.85	87.66	88.56	89.38	87.74	87.52	87.56	98.78
Montenegro	47.41	47.39	44.79	47.38	45.31	47.33	47.26	47.99	47.64	47.27	47.58	47.24	53.61
Netherlands	96.05	96.01	95.60	96.30	95.79	96.19	96.31	96.35	96.27	96.29	96.12	96.12	95.14
Norway	115.09	114.93	113.14	116.27	108.84	115.75	116.34	116.42	134.77	116.15	109.26	115.48	149.57
Poland	63.22	63.17	62.75	63.55	62.26	63.49	63.45	63.44	67.23	63.46	62.17	63.25	69.52
Portugal	80.21	80.17	78.84	80.23	79.24	80.30	80.20	80.45	80.36	80.24	80.19	80.23	80.67
Romania	41.85	41.77	41.17	41.20	40.93	41.54	41.13	41.25	44.08	41.26	41.13	41.63	45.89
Serbia	38.35	38.28	36.64	38.28	35.20	38.28	38.21	38.23	49.04	38.23	35.77	38.26	60.60
Slovakia	64.06	64.02	62.09	64.25	62.61	64.02	64.18	64.65	63.98	64.15	63.99	63.97	65.51
Slovenia	80.87	80.81	77.98	80.87	78.80	81.09	80.84	81.22	82.56	80.92	80.94	80.95	87.04
Spain	93.51	93.44	93.39	93.35	93.41	93.59	93.36	93.40	93.05	93.45	93.48	93.56	91.56
Sweden	97.49	97.28	96.52	98.37	93.75	97.76	98.37	98.25	112.77	98.18	93.83	97.64	123.54
Switzerland	130.36	130.21	128.61	132.55	128.27	130.64	132.72	132.09	135.24	132.02	129.25	130.61	140.53
Turkey	56.27	56.01	57.87	57.42	57.67	56.44	57.36	57.35	57.35	57.08	56.07	56.30	53.83
United Kingdom	108.02	107.79	109.44	108.06	109.45	108.38	108.11	108.20	105.47	108.20	108.60	108.26	100.57
Eurozone	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Tabelle C.14: Vergleich der realen Konsumausgaben priv. Haushalte pro Kopf (Eurozone=100) auf Basis versch. GEKS-Törnqvist-KKPs (Jahr 2011)

	Standard-GEKS-Ansatz (Mittelung aller bilateralen Vergleiche $\ddot{P}^{rs}_{\mathbf{To}}$)						**GEKS-Regressionsansatz**			
	Klassisch (geom.)		WBFS (arith.)		WDOS (harm.)			gewogen mit g^{rs}		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	ungewogen	gewogen	ungewogen	gewogen	ungewogen	gewogen	ungewogen	g^{rs}_{PLA}	g^{rs}_{SPI}	g^{rs}_{EcD}
Albania	31.06	31.29	30.88	31.49	31.09	31.22	31.06	31.06	31.05	30.91
Austria	119.19	118.87	119.06	118.44	119.13	119.00	119.19	119.18	119.19	119.22
Belgium	99.60	99.76	99.82	99.83	99.54	99.64	99.60	99.70	99.60	99.45
Bosnia Herzegovina	33.57	33.79	33.66	33.84	33.49	33.77	33.57	33.48	33.56	33.56
Bulgaria	41.57	41.80	41.42	41.79	41.54	42.07	41.57	41.42	41.55	41.35
Croatia	60.93	61.32	60.84	61.39	60.81	61.19	60.93	60.86	60.93	61.09
Cyprus	106.77	106.73	106.41	106.41	106.71	107.08	106.77	106.63	106.77	106.50
Czech Republic	64.52	64.40	63.96	64.25	64.58	65.02	64.52	64.71	64.52	64.31
Denmark	94.12	94.13	94.18	94.23	94.11	93.81	94.12	94.88	94.11	93.99
Estonia	50.98	51.42	51.02	51.89	50.93	50.65	50.98	50.93	50.96	51.23
Finland	97.19	96.77	97.04	96.54	97.24	96.74	97.19	97.19	97.16	96.78
France	100.63	100.79	100.73	100.91	100.62	100.68	100.63	100.80	100.64	100.70
FYR Macedonia	37.71	38.14	37.65	38.50	37.71	37.88	37.71	37.78	37.71	37.71
Germany	107.20	107.50	107.41	107.92	107.23	107.15	107.20	107.44	107.21	107.57
Greece	100.16	99.76	98.94	99.14	100.20	100.56	100.16	100.01	100.16	100.63
Hungary	54.38	54.47	54.12	54.52	54.40	54.71	54.38	54.17	54.36	54.08
Iceland	91.20	91.43	91.67	91.61	91.04	90.48	91.20	91.09	91.18	90.38
Ireland	90.23	89.42	89.70	88.39	90.29	91.03	90.23	91.29	90.27	91.01
Italy	101.72	101.57	101.71	101.19	101.65	101.76	101.72	101.66	101.71	101.40
Latvia	51.99	52.18	51.65	52.22	51.99	52.20	51.99	51.85	51.99	51.90
Lithuania	60.38	61.34	61.29	62.16	60.15	60.04	60.38	59.93	60.42	60.53
Luxembourg	163.49	162.73	162.65	162.12	163.59	163.10	163.49	163.12	163.42	162.89
Malta	87.86	88.01	87.95	88.00	87.83	88.22	87.86	87.85	87.85	87.91
Montenegro	47.31	48.14	47.75	48.89	47.23	47.19	47.31	47.82	47.33	47.61
Netherlands	96.22	96.55	96.95	97.12	96.16	95.73	96.22	95.62	96.19	95.64
Norway	115.77	116.67	117.48	117.40	115.46	115.03	115.77	115.63	115.75	114.76
Poland	63.51	63.82	63.32	63.84	63.41	63.84	63.51	62.86	63.49	63.35
Portugal	80.32	80.46	80.61	80.76	80.27	79.95	80.32	80.27	80.30	80.03
Romania	41.54	41.59	41.28	41.58	41.54	41.74	41.54	41.48	41.54	41.16
Serbia	38.29	38.83	38.38	39.21	38.23	38.38	38.29	38.30	38.28	38.37
Slovakia	64.03	64.31	63.70	64.39	63.96	64.40	64.03	63.76	64.02	63.73
Slovenia	81.10	81.57	81.36	81.94	81.01	80.83	81.10	80.74	81.09	80.79
Spain	93.59	93.08	93.14	92.71	93.70	93.69	93.59	93.22	93.59	93.47
Sweden	97.79	98.25	98.02	98.54	97.69	97.57	97.79	97.67	97.76	97.33
Switzerland	130.51	128.86	128.69	127.32	130.90	131.38	130.51	131.25	130.64	131.74
Turkey	56.47	56.58	56.38	56.35	56.39	57.13	56.47	56.05	56.44	55.98
United Kingdom	108.38	108.40	109.15	108.32	108.23	108.29	108.38	108.31	108.38	108.16
Eurozone	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Tabelle C.15: Vergleich der realen Konsumausgaben priv. Haushalte pro Kopf (Eurozone=100) auf Basis versch. GEKS-Walsh(1)-KKPs (Jahr 2011)

	Standard-GEKS-Ansatz (Mittelung aller bilateralen Vergleiche $\ddot{P}^{rs}_{\mathbf{Wa}}$)						**GEKS-Regressionsansatz**			
	Klassisch (geom.)		WBFS (arith.)		WDOS (harm.)			gewogen mit g^{rs}		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	ungewogen	gewogen	ungewogen	gewogen	ungewogen	gewogen	ungewogen	g^{rs}_{PLA}	g^{rs}_{SPI}	g^{rs}_{EcD}
Albania	31.17	31.34	31.06	31.47	31.24	31.41	31.17	31.07	31.15	30.94
Austria	119.41	119.01	119.38	118.48	119.28	119.21	119.41	119.58	119.40	119.50
Belgium	99.36	99.39	99.46	99.26	99.34	99.54	99.36	99.67	99.37	99.37
Bosnia Herzegovina	33.51	33.80	33.54	33.93	33.49	33.63	33.51	33.49	33.51	33.54
Bulgaria	41.46	41.81	41.25	41.92	41.48	42.00	41.46	41.39	41.45	41.41
Croatia	61.42	61.93	61.49	62.07	61.31	61.71	61.42	61.38	61.42	61.58
Cyprus	106.91	106.78	106.54	106.52	106.84	106.92	106.91	106.80	106.91	106.27
Czech Republic	64.26	64.15	63.62	63.98	64.35	64.86	64.26	64.45	64.26	64.13
Denmark	94.39	94.41	94.34	94.58	94.42	94.11	94.39	95.57	94.38	94.20
Estonia	50.93	51.33	50.92	51.73	50.93	50.69	50.93	50.83	50.91	51.16
Finland	97.58	97.35	97.52	97.35	97.66	97.02	97.58	97.54	97.53	96.87
France	100.53	100.63	100.52	100.71	100.54	100.47	100.53	100.50	100.54	100.49
FYR Macedonia	37.29	37.94	37.39	38.51	37.31	37.38	37.29	37.48	37.30	37.54
Germany	107.62	108.15	108.03	108.87	107.62	107.48	107.62	108.01	107.63	107.86
Greece	99.61	99.04	98.15	98.25	99.71	100.24	99.61	99.24	99.62	100.46
Hungary	54.28	54.42	54.08	54.48	54.32	54.60	54.28	54.03	54.26	53.99
Iceland	91.37	91.48	91.62	91.60	91.27	90.55	91.37	91.26	91.34	90.45
Ireland	90.14	89.33	89.51	88.25	90.23	91.02	90.14	91.39	90.19	91.02
Italy	101.52	101.12	101.35	100.42	101.47	101.71	101.52	101.43	101.52	101.32
Latvia	52.00	52.24	51.59	52.27	52.06	52.38	52.00	51.85	52.00	51.86
Lithuania	60.36	61.37	61.20	62.27	60.23	60.04	60.36	59.74	60.42	60.62
Luxembourg	161.34	160.13	159.62	159.08	161.57	161.28	161.34	161.84	161.37	161.38
Malta	87.75	88.15	87.99	88.32	87.74	88.06	87.75	87.74	87.75	87.80
Montenegro	47.36	48.34	47.87	49.22	47.34	47.26	47.36	47.81	47.38	47.65
Netherlands	96.34	96.68	97.10	97.29	96.24	95.71	96.34	95.73	96.30	95.71
Norway	116.29	116.85	117.67	117.17	116.01	115.95	116.29	116.26	116.27	115.48
Poland	63.56	64.16	63.62	64.47	63.51	63.89	63.56	63.21	63.55	63.56
Portugal	80.24	80.40	80.70	80.67	80.18	79.93	80.24	80.12	80.23	79.91
Romania	41.20	41.17	40.81	41.05	41.25	41.51	41.20	41.14	41.20	40.74
Serbia	38.28	38.87	38.33	39.26	38.26	38.39	38.28	38.29	38.28	38.31
Slovakia	64.26	64.43	63.82	64.39	64.27	64.86	64.26	63.88	64.25	63.76
Slovenia	80.86	81.44	81.20	81.89	80.78	80.58	80.86	80.53	80.87	80.70
Spain	93.35	92.91	92.96	92.57	93.45	93.51	93.35	93.02	93.35	93.38
Sweden	98.41	98.71	98.49	98.92	98.35	98.09	98.41	98.20	98.37	97.71
Switzerland	132.57	131.46	131.82	131.06	132.78	131.87	132.57	133.49	132.55	132.54
Turkey	57.46	57.40	57.19	57.10	57.50	58.22	57.46	56.80	57.42	56.89
United Kingdom	108.05	108.44	108.93	108.74	107.95	108.13	108.05	108.15	108.06	108.33
Eurozone	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Tabelle C.16: Vergleich der realen Konsumausgaben priv. Haushalte pro Kopf (Eurozone=100) auf Basis versch. GEKS-Marsh.Edgew.-KKPs (Jahr 2011)

	Standard-GEKS-Ansatz (Mittelung aller bilateralen Vergleiche $\ddot{P}^{rs}_{\mathbf{ME}}$)						**GEKS-Regressionsansatz**			
	Klassisch (geom.)		WBFS (arith.)		WDOS (harm.)			gewogen mit g^{rs}		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	ungewogen	gewogen	ungewogen	gewogen	ungewogen	gewogen	ungewogen	g^{rs}_{PLA}	g^{rs}_{SPI}	g^{rs}_{EcD}
Albania	29.08	29.16	29.51	29.82	29.34	28.77	29.08	29.66	29.11	29.24
Austria	117.21	116.16	117.21	115.49	117.40	116.75	117.21	118.59	117.22	117.71
Belgium	98.27	97.82	98.59	97.75	98.46	98.01	98.27	99.19	98.28	98.29
Bosnia Herzegovina	31.57	31.51	31.99	31.90	31.73	31.15	31.57	32.13	31.61	31.91
Bulgaria	39.96	39.60	40.28	39.90	40.11	39.29	39.96	40.40	39.96	40.09
Croatia	59.31	59.36	58.74	59.36	59.49	60.01	59.31	59.89	59.31	59.84
Cyprus	101.66	100.57	100.63	100.14	102.46	102.63	101.66	103.09	101.70	103.73
Czech Republic	63.14	62.37	62.71	62.07	63.44	63.44	63.14	63.98	63.17	63.46
Denmark	91.98	90.77	91.85	90.54	92.31	90.96	91.98	93.85	91.97	92.07
Estonia	48.89	48.49	48.09	48.42	49.25	49.16	48.89	49.86	48.90	49.21
Finland	95.27	93.86	95.15	93.51	95.65	94.07	95.27	96.17	95.23	95.20
France	101.38	102.03	101.77	102.50	101.26	101.29	101.38	100.56	101.35	100.89
FYR Macedonia	34.89	34.85	35.46	35.58	35.16	34.23	34.89	35.70	34.93	35.53
Germany	108.06	108.66	108.49	109.11	107.96	108.33	108.06	107.92	108.05	108.22
Greece	98.40	97.51	97.04	96.88	98.56	98.49	98.40	98.67	98.44	99.95
Hungary	52.94	52.41	52.81	52.57	53.17	52.55	52.94	53.12	52.92	53.08
Iceland	85.03	83.65	83.82	82.81	85.76	85.50	85.03	86.58	85.09	86.15
Ireland	88.07	86.48	86.80	85.06	88.64	89.42	88.07	90.84	88.14	89.10
Italy	102.08	102.01	101.91	101.63	101.89	102.12	102.08	102.46	102.09	101.24
Latvia	49.88	49.51	49.39	49.44	50.20	50.24	49.88	50.51	49.89	50.14
Lithuania	58.45	58.71	58.51	59.02	58.64	58.82	58.45	58.85	58.49	59.73
Luxembourg	150.92	144.15	148.71	141.05	153.14	150.04	150.92	154.22	151.13	152.83
Malta	82.83	82.74	81.81	83.04	83.67	84.42	82.83	84.36	82.87	83.52
Montenegro	44.73	45.15	44.64	45.69	44.99	44.92	44.73	46.57	44.79	45.46
Netherlands	95.64	95.82	96.88	96.75	95.76	94.50	95.64	95.31	95.60	95.00
Norway	113.17	112.05	115.57	113.12	113.28	109.03	113.17	114.11	113.14	111.86
Poland	62.78	62.56	62.43	62.54	62.68	62.47	62.78	61.86	62.75	62.83
Portugal	78.83	78.33	78.83	78.43	79.11	78.36	78.83	79.51	78.84	79.12
Romania	41.17	40.59	41.50	40.74	41.10	39.95	41.17	41.30	41.17	41.05
Serbia	36.63	36.70	37.20	37.47	36.72	35.61	36.63	37.27	36.64	37.07
Slovakia	62.10	61.80	61.87	61.88	62.34	62.52	62.10	62.61	62.09	62.50
Slovenia	77.95	77.31	77.30	77.10	78.42	78.18	77.95	78.88	77.98	78.28
Spain	93.36	92.52	92.34	91.71	93.53	93.52	93.36	93.10	93.39	94.32
Sweden	96.58	96.27	97.28	97.04	96.77	94.68	96.58	97.09	96.52	96.05
Switzerland	128.52	126.12	127.39	124.88	129.16	127.98	128.52	129.80	128.61	130.02
Turkey	57.95	57.09	57.99	56.85	57.73	56.69	57.95	56.87	57.87	56.58
United Kingdom	109.48	109.54	110.22	109.69	109.25	108.71	109.48	108.99	109.44	108.59
Eurozone	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Tabelle C.17: Vergleich der realen Konsumausgaben priv. Haushalte pro Kopf (Eurozone=100) auf Basis versch. GEKS-Davies-KKPs (Jahr 2011)

	Standard-GEKS-Ansatz (Mittelung aller bilateralen Vergleiche $\ddot{P}^{rs}_{\mathbf{Da}}$)						**GEKS-Regressionsansatz**			
	Klassisch (geom.)		WBFS (arith.)		WDOS (harm.)			gewogen mit g^{rs}		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	ungewogen	gewogen	ungewogen	gewogen	ungewogen	gewogen	ungewogen	g^{rs}_{PLA}	g^{rs}_{SPI}	g^{rs}_{EcD}
Albania	30.89	31.18	30.82	31.44	30.92	31.02	30.89	30.91	30.88	30.77
Austria	119.05	118.80	119.03	118.37	118.95	118.90	119.05	119.14	119.05	119.10
Belgium	99.51	99.64	99.60	99.67	99.48	99.59	99.51	99.67	99.51	99.42
Bosnia Herzegovina	33.36	33.62	33.49	33.73	33.31	33.50	33.36	33.34	33.36	33.41
Bulgaria	41.55	41.79	41.40	41.78	41.52	42.06	41.55	41.40	41.53	41.31
Croatia	60.99	61.40	60.97	61.49	60.89	61.24	60.99	60.93	60.99	61.08
Cyprus	106.80	106.77	106.47	106.45	106.70	107.09	106.80	106.64	106.79	106.53
Czech Republic	64.47	64.33	63.97	64.17	64.55	64.98	64.47	64.66	64.47	64.30
Denmark	94.11	94.01	94.16	94.02	94.09	93.80	94.11	95.00	94.09	93.99
Estonia	50.97	51.39	51.06	51.85	50.93	50.66	50.97	50.93	50.95	51.23
Finland	97.31	96.91	97.26	96.73	97.34	96.76	97.31	97.29	97.28	96.83
France	100.70	100.87	100.77	101.02	100.69	100.71	100.70	100.78	100.70	100.66
FYR Macedonia	37.64	38.14	37.64	38.59	37.64	37.76	37.64	37.71	37.64	37.67
Germany	107.23	107.45	107.43	107.81	107.27	107.23	107.23	107.50	107.24	107.63
Greece	100.18	99.78	99.02	99.14	100.21	100.59	100.18	99.95	100.19	100.72
Hungary	54.30	54.40	54.04	54.45	54.33	54.63	54.30	54.09	54.28	54.03
Iceland	91.12	91.32	91.56	91.53	90.99	90.49	91.12	91.04	91.10	90.45
Ireland	90.21	89.49	89.71	88.53	90.27	90.98	90.21	91.26	90.25	90.94
Italy	101.71	101.58	101.76	101.24	101.62	101.69	101.71	101.64	101.70	101.40
Latvia	52.05	52.18	51.74	52.18	52.04	52.27	52.05	51.87	52.04	51.91
Lithuania	60.19	61.17	61.16	62.03	59.98	59.85	60.19	59.73	60.24	60.46
Luxembourg	163.66	162.74	162.53	162.00	163.82	163.35	163.66	163.32	163.58	163.12
Malta	87.56	87.77	87.65	87.82	87.56	87.97	87.56	87.61	87.56	87.63
Montenegro	47.22	48.06	47.69	48.81	47.14	47.08	47.22	47.71	47.24	47.54
Netherlands	96.15	96.49	96.78	97.08	96.11	95.69	96.15	95.61	96.12	95.63
Norway	115.50	116.41	117.33	117.08	115.15	114.82	115.50	115.47	115.48	114.63
Poland	63.27	63.64	63.26	63.74	63.16	63.51	63.27	62.79	63.25	63.19
Portugal	80.24	80.39	80.55	80.67	80.20	79.91	80.24	80.19	80.23	79.98
Romania	41.63	41.64	41.38	41.58	41.61	41.83	41.63	41.52	41.63	41.23
Serbia	38.26	38.82	38.37	39.24	38.21	38.34	38.26	38.26	38.26	38.34
Slovakia	63.98	64.26	63.83	64.36	63.91	64.34	63.98	63.70	63.97	63.69
Slovenia	80.95	81.44	81.25	81.80	80.87	80.72	80.95	80.64	80.95	80.69
Spain	93.56	93.08	93.07	92.74	93.66	93.67	93.56	93.22	93.56	93.46
Sweden	97.67	98.07	97.93	98.32	97.58	97.47	97.67	97.62	97.64	97.27
Switzerland	130.49	128.74	128.46	127.19	130.93	131.29	130.49	131.33	130.61	131.66
Turkey	56.32	56.44	56.32	56.21	56.24	56.98	56.32	55.91	56.30	55.81
United Kingdom	108.25	108.30	109.02	108.25	108.10	108.13	108.25	108.24	108.26	108.01
Eurozone	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Tabelle C.18: Zusammenfassender Vergleich zwischen nominalen und realen Konsumausgaben privater Haushalte für alle 37 EVP-Länder (Jahr 2011); KKP-Berechnung auf Basis der Standard-GEKS-Methode (geometrisch - ungewogen - Fisher-Indizes)

				Gesamt-Konsumausgaben priv. HH			**Pro-Kopf Konsumausgaben priv. HH**		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	Nominaler Wechselkurs (WK)	Kaufkraftparität (KKP)	Kaufkraftindex (WK/KKP)	Nominal (in Mio. Einh. nat. Währ.)	WK-bereinigt	KKP-bereinigt	Nominal (in Einh. nat. Währ.)	WK-bereinigt	KKP-bereinigt
Albania	140.92	73.96	190.54	982300	2.23	4.50	346889	15.43	31.11
Austria	1.00	1.08	92.41	163264	52.33	51.18	19391	121.51	118.84
Belgium	1.00	1.14	87.68	187619	60.13	55.80	17090	107.10	99.38
Bosnia Herzegovina	1.96	1.15	170.63	22177	3.63	6.56	5776	18.51	33.42
Bulgaria	1.96	1.05	186.57	49149	8.05	15.90	6589	21.11	41.69
Croatia	7.44	5.68	131.03	231915	9.99	13.86	52362	44.11	61.17
Cyprus	1.00	0.91	109.70	12666	4.06	4.71	14693	92.08	106.89
Czech Republic	24.59	19.38	126.85	1986935	25.90	34.77	188460	48.03	64.48
Denmark	7.45	10.76	69.25	849566	36.55	26.78	152553	128.31	94.03
Estonia	1.00	0.81	124.00	8313	2.66	3.50	6203	38.87	51.01
Finland	1.00	1.27	78.74	100453	32.20	26.83	18646	116.85	97.36
France	1.00	1.13	88.74	1115456	357.52	335.77	17115	107.25	100.73
FYR Macedonia	61.48	28.63	214.75	336025	1.75	3.98	163119	16.63	37.79
Germany	1.00	1.06	94.70	1396511	447.60	448.57	17077	107.02	107.25
Greece	1.00	0.97	103.01	166026	53.21	58.01	14680	91.99	100.29
Hungary	279.37	185.94	150.25	15194741	17.43	27.72	1523420	34.17	54.34
Iceland	161.42	186.64	86.49	819399	1.63	1.49	2568649	99.72	91.27
Ireland	1.00	1.19	84.00	72678	23.29	20.71	16190	101.46	90.20
Italy	1.00	1.05	95.48	976072	312.84	316.12	16067	100.69	101.74
Latvia	0.71	0.54	131.61	8717	3.96	5.51	4224	37.48	52.20
Lithuania	3.45	2.31	149.67	67496	6.27	9.92	20949	38.02	60.22
Luxembourg	1.00	1.22	81.99	15504	4.97	4.31	29925	187.53	162.72
Malta	1.00	0.81	124.12	4448	1.43	1.87	10622	66.56	87.43
Montenegro	1.00	0.61	164.21	2698	0.86	1.50	4352	27.27	47.39
Netherlands	1.00	1.10	91.12	265365	85.05	82.02	15899	99.63	96.08
Norway	7.79	12.07	64.57	1037520	42.67	29.16	209473	168.44	115.09
Poland	4.12	2.54	161.94	926045	72.03	123.44	24258	36.89	63.22
Portugal	1.00	0.89	112.44	114583	36.73	43.70	10758	67.42	80.22
Romania	4.24	2.60	162.85	350635	26.51	45.69	16427	24.28	41.85
Serbia	101.96	59.47	171.44	2496327	7.85	14.24	343941	21.14	38.36
Slovakia	1.00	0.74	134.69	39026	12.51	17.83	7173	44.95	64.07
Slovenia	1.00	0.85	117.14	21369	6.85	8.49	10410	65.24	80.87
Spain	1.00	0.99	100.88	644669	206.62	220.59	13977	87.59	93.51
Sweden	9.03	11.69	77.24	1623011	57.61	47.09	171893	119.29	97.51
Switzerland	1.23	2.02	60.87	312032	81.14	52.27	39766	202.18	130.24
Turkey	2.34	1.50	155.56	957601	131.29	216.13	12757	34.20	56.30
United Kingdom	0.87	0.90	96.56	918433	339.18	346.58	14640	105.71	108.02
Eurozone	1.00	1.00	100.00	-	100.00	100.00	-	100.00	100.00
Var.koeff. in %	-	-	-	-	162.58	155.75	-	63.57	38.44

Tabelle C.19: Zusammenfassender Vergleich zwischen nominalen und realen Konsumausgaben privater Haushalte für alle 37 EVP-Länder (Jahr 2011); KKP-Berechnung auf Basis der Standard-GEKS-Methode (geometrisch - gewogen - Fisher-Indizes)

				Gesamt-Konsumausgaben priv. HH			Pro-Kopf Konsumausgaben priv. HH		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	Nominaler Wechselkurs (WK)	Kaufkraftparität (KKP)	Kaufkraftindex (WK/KKP)	Nominal (in Mio. Einh. nat. Währ.)	WK-bereinigt	KKP-bereinigt	Nominal (in Einh. nat. Währ.)	WK-bereinigt	KKP-bereinigt
Albania	140.92	73.41	191.97	982300	2.23	4.54	346889	15.43	31.34
Austria	1.00	1.08	92.24	163264	52.33	51.08	19391	121.51	118.61
Belgium	1.00	1.14	87.76	187619	60.13	55.85	17090	107.10	99.46
Bosnia Herzegovina	1.96	1.14	171.62	22177	3.63	6.60	5776	18.51	33.61
Bulgaria	1.96	1.04	187.42	49149	8.05	15.97	6589	21.11	41.87
Croatia	7.44	5.64	131.84	231915	9.99	13.94	52362	44.11	61.54
Cyprus	1.00	0.91	109.73	12666	4.06	4.71	14693	92.08	106.92
Czech Republic	24.59	19.44	126.49	1986935	25.90	34.67	188460	48.03	64.29
Denmark	7.45	10.78	69.11	849566	36.55	26.73	152553	128.31	93.85
Estonia	1.00	0.80	124.96	8313	2.66	3.52	6203	38.87	51.40
Finland	1.00	1.27	78.46	100453	32.20	26.73	18646	116.85	97.02
France	1.00	1.12	88.90	1115456	357.52	336.32	17115	107.25	100.89
FYR Macedonia	61.48	28.22	217.85	336025	1.75	4.04	163119	16.63	38.33
Germany	1.00	1.05	94.89	1396511	447.60	449.44	17077	107.02	107.46
Greece	1.00	0.97	102.63	166026	53.21	57.79	14680	91.99	99.91
Hungary	279.37	185.72	150.42	15194741	17.43	27.75	1523420	34.17	54.40
Iceland	161.42	186.15	86.71	819399	1.63	1.49	2568649	99.72	91.51
Ireland	1.00	1.20	83.43	72678	23.29	20.57	16190	101.46	89.57
Italy	1.00	1.05	95.38	976072	312.84	315.78	16067	100.69	101.63
Latvia	0.71	0.54	131.77	8717	3.96	5.52	4224	37.48	52.27
Lithuania	3.45	2.27	151.96	67496	6.27	10.08	20949	38.02	61.14
Luxembourg	1.00	1.23	81.39	15504	4.97	4.28	29925	187.53	161.52
Malta	1.00	0.80	124.37	4448	1.43	1.88	10622	66.56	87.61
Montenegro	1.00	0.60	166.93	2698	0.86	1.53	4352	27.27	48.17
Netherlands	1.00	1.09	91.46	265365	85.05	82.32	15899	99.63	96.43
Norway	7.79	11.98	65.03	1037520	42.67	29.36	209473	168.44	115.92
Poland	4.12	2.53	162.80	926045	72.03	124.09	24258	36.89	63.56
Portugal	1.00	0.89	112.62	114583	36.73	43.77	10758	67.42	80.35
Romania	4.24	2.61	162.57	350635	26.51	45.61	16427	24.28	41.78
Serbia	101.96	58.57	174.09	2496327	7.85	14.46	343941	21.14	38.94
Slovakia	1.00	0.74	135.13	39026	12.51	17.89	7173	44.95	64.28
Slovenia	1.00	0.85	117.83	21369	6.85	8.54	10410	65.24	81.35
Spain	1.00	1.00	100.40	644669	206.62	219.54	13977	87.59	93.06
Sweden	9.03	11.64	77.54	1623011	57.61	47.27	171893	119.29	97.89
Switzerland	1.23	2.05	60.01	312032	81.14	51.53	39766	202.18	128.39
Turkey	2.34	1.50	155.62	957601	131.29	216.21	12757	34.20	56.31
United Kingdom	0.87	0.90	96.62	918433	339.18	346.79	14640	105.71	108.08
Eurozone	1.00	1.00	100.00	-	100.00	100.00	-	100.00	100.00
Var.koeff. in %	-	-	-	-	162.58	155.79	-	63.57	38.05

Tabelle C.20: Zusammenfassender Vergleich zwischen nominalen und realen Konsumausgaben privater Haushalte für alle 37 EVP-Länder (Jahr 2011); KKP-Berechnung auf Basis des GEKS-Regressionsansatz (gewogen mit g^{rs}_{PLA} - Fisher-Indizes)

				Gesamt-Konsumausgaben priv. HH			Pro-Kopf Konsumausgaben priv. HH		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	Nominaler Wechselkurs (WK)	Kaufkraftparität (KKP)	Kaufkraftindex (WK/KKP)	Nominal (in Mio. Einh. nat. Währ.)	WK-bereinigt	KKP-bereinigt	Nominal (in Einh. nat. Währ.)	WK-bereinigt	KKP-bereinigt
Albania	140.92	74.09	190.21	982300	2.23	4.50	346889	15.43	31.04
Austria	1.00	1.08	92.62	163264	52.33	51.28	19391	121.51	119.08
Belgium	1.00	1.14	87.91	187619	60.13	55.93	17090	107.10	99.61
Bosnia Herzegovina	1.96	1.15	170.54	22177	3.63	6.56	5776	18.51	33.39
Bulgaria	1.96	1.05	185.87	49149	8.05	15.84	6589	21.11	41.52
Croatia	7.44	5.68	130.94	231915	9.99	13.84	52362	44.11	61.11
Cyprus	1.00	0.91	109.56	12666	4.06	4.71	14693	92.08	106.73
Czech Republic	24.59	19.33	127.24	1986935	25.90	34.87	188460	48.03	64.66
Denmark	7.45	10.64	70.02	849566	36.55	27.08	152553	128.31	95.07
Estonia	1.00	0.81	123.85	8313	2.66	3.49	6203	38.87	50.94
Finland	1.00	1.27	78.72	100453	32.20	26.82	18646	116.85	97.32
France	1.00	1.13	88.77	1115456	357.52	335.77	17115	107.25	100.73
FYR Macedonia	61.48	28.56	215.25	336025	1.75	3.99	163119	16.63	37.87
Germany	1.00	1.05	94.98	1396511	447.60	449.80	17077	107.02	107.54
Greece	1.00	0.97	102.74	166026	53.21	57.84	14680	91.99	100.00
Hungary	279.37	186.62	149.70	15194741	17.43	27.61	1523420	34.17	54.12
Iceland	161.42	186.71	86.46	819399	1.63	1.49	2568649	99.72	91.22
Ireland	1.00	1.18	84.95	72678	23.29	20.94	16190	101.46	91.19
Italy	1.00	1.05	95.43	976072	312.84	315.89	16067	100.69	101.67
Latvia	0.71	0.54	131.13	8717	3.96	5.49	4224	37.48	52.00
Lithuania	3.45	2.32	148.54	67496	6.27	9.85	20949	38.02	59.75
Luxembourg	1.00	1.22	82.06	15504	4.97	4.31	29925	187.53	162.81
Malta	1.00	0.80	124.26	4448	1.43	1.87	10622	66.56	87.52
Montenegro	1.00	0.60	165.68	2698	0.86	1.52	4352	27.27	47.80
Netherlands	1.00	1.10	90.69	265365	85.05	81.61	15899	99.63	95.60
Norway	7.79	12.05	64.66	1037520	42.67	29.19	209473	168.44	115.23
Poland	4.12	2.56	161.06	926045	72.03	122.75	24258	36.89	62.87
Portugal	1.00	0.89	112.40	114583	36.73	43.67	10758	67.42	80.17
Romania	4.24	2.61	162.14	350635	26.51	45.48	16427	24.28	41.66
Serbia	101.96	59.44	171.52	2496327	7.85	14.24	343941	21.14	38.36
Slovakia	1.00	0.75	134.14	39026	12.51	17.75	7173	44.95	63.79
Slovenia	1.00	0.86	116.79	21369	6.85	8.46	10410	65.24	80.61
Spain	1.00	0.99	100.56	644669	206.62	219.83	13977	87.59	93.19
Sweden	9.03	11.68	77.28	1623011	57.61	47.11	171893	119.29	97.54
Switzerland	1.23	2.01	61.32	312032	81.14	52.64	39766	202.18	131.17
Turkey	2.34	1.51	154.47	957601	131.29	214.57	12757	34.20	55.89
United Kingdom	0.87	0.90	96.63	918433	339.18	346.79	14640	105.71	108.08
Eurozone	1.00	1.00	100.00	-	100.00	100.00	-	100.00	100.00
Var.koeff. in %	-	-	-	-	162.58	155.87	-	63.57	38.57

Tabelle C.21: Zusammenfassender Vergleich zwischen nominalen und realen Konsumausgaben privater Haushalte für alle 37 EVP-Länder (Jahr 2011); KKP-Berechnung auf Basis des GEKS-Regressionsansatz (gewogen mit g^{rs}_{SPI} - Fisher-Indizes)

				Gesamt-Konsumausgaben priv. HH			**Pro-Kopf Konsumausgaben priv. HH**		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	Nominaler Wechselkurs (WK)	Kaufkraftparität (KKP)	Kaufkraftindex (WK/KKP)	Nominal (in Mio. Einh. nat. Währ.)	WK-bereinigt	KKP-bereinigt	Nominal (in Einh. nat. Währ.)	WK-bereinigt	KKP-bereinigt
Albania	140.92	74.00	190.44	982300	2.23	4.50	346889	15.43	31.09
Austria	1.00	1.08	92.42	163264	52.33	51.18	19391	121.51	118.84
Belgium	1.00	1.14	87.69	187619	60.13	55.80	17090	107.10	99.39
Bosnia Herzegovina	1.96	1.15	170.65	22177	3.63	6.56	5776	18.51	33.42
Bulgaria	1.96	1.05	186.48	49149	8.05	15.89	6589	21.11	41.66
Croatia	7.44	5.68	131.04	231915	9.99	13.86	52362	44.11	61.17
Cyprus	1.00	0.91	109.70	12666	4.06	4.71	14693	92.08	106.89
Czech Republic	24.59	19.38	126.87	1986935	25.90	34.77	188460	48.03	64.48
Denmark	7.45	10.76	69.24	849566	36.55	26.78	152553	128.31	94.02
Estonia	1.00	0.81	123.95	8313	2.66	3.50	6203	38.87	50.99
Finland	1.00	1.27	78.71	100453	32.20	26.82	18646	116.85	97.32
France	1.00	1.13	88.75	1115456	357.52	335.78	17115	107.25	100.73
FYR Macedonia	61.48	28.63	214.78	336025	1.75	3.98	163119	16.63	37.79
Germany	1.00	1.06	94.71	1396511	447.60	448.61	17077	107.02	107.26
Greece	1.00	0.97	103.03	166026	53.21	58.02	14680	91.99	100.30
Hungary	279.37	186.00	150.20	15194741	17.43	27.71	1523420	34.17	54.32
Iceland	161.42	186.67	86.47	819399	1.63	1.49	2568649	99.72	91.25
Ireland	1.00	1.19	84.04	72678	23.29	20.72	16190	101.46	90.23
Italy	1.00	1.05	95.48	976072	312.84	316.09	16067	100.69	101.73
Latvia	0.71	0.54	131.61	8717	3.96	5.51	4224	37.48	52.20
Lithuania	3.45	2.30	149.81	67496	6.27	9.93	20949	38.02	60.27
Luxembourg	1.00	1.22	81.99	15504	4.97	4.31	29925	187.53	162.71
Malta	1.00	0.81	124.13	4448	1.43	1.87	10622	66.56	87.44
Montenegro	1.00	0.61	164.28	2698	0.86	1.50	4352	27.27	47.41
Netherlands	1.00	1.10	91.10	265365	85.05	82.00	15899	99.63	96.05
Norway	7.79	12.07	64.57	1037520	42.67	29.15	209473	168.44	115.09
Poland	4.12	2.54	161.93	926045	72.03	123.43	24258	36.89	63.22
Portugal	1.00	0.89	112.43	114583	36.73	43.70	10758	67.42	80.21
Romania	4.24	2.60	162.86	350635	26.51	45.69	16427	24.28	41.85
Serbia	101.96	59.47	171.44	2496327	7.85	14.24	343941	21.14	38.35
Slovakia	1.00	0.74	134.67	39026	12.51	17.83	7173	44.95	64.06
Slovenia	1.00	0.85	117.15	21369	6.85	8.49	10410	65.24	80.87
Spain	1.00	0.99	100.89	644669	206.62	220.60	13977	87.59	93.51
Sweden	9.03	11.69	77.23	1623011	57.61	47.08	171893	119.29	97.49
Switzerland	1.23	2.02	60.93	312032	81.14	52.32	39766	202.18	130.36
Turkey	2.34	1.50	155.51	957601	131.29	216.05	12757	34.20	56.27
United Kingdom	0.87	0.90	96.56	918433	339.18	346.60	14640	105.71	108.02
Eurozone	1.00	1.00	100.00	-	100.00	100.00	-	100.00	100.00
Var.koeff. in %	-	-	-	-	162.58	155.75	-	63.57	38.44

Tabelle C.22: Zusammenfassender Vergleich zwischen nominalen und realen Konsumausgaben privater Haushalte für alle 37 EVP-Länder (Jahr 2011); KKP-Berechnung auf Basis der MST-Methode (Fisher-Indizes, Verlässlichkeitsmaße D^{rs}_{PLA})

				Gesamt-Konsumausgaben priv. HH			**Pro-Kopf Konsumausgaben priv. HH**		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	Nominaler Wechselkurs (WK)	Kaufkraftparität (KKP)	Kaufkraftindex (WK/KKP)	Nominal (in Mio. Einh. nat. Währ.)	WK-bereinigt	KKP-bereinigt	Nominal (in Einh. nat. Währ.)	WK-bereinigt	KKP-bereinigt
Albania	140.92	75.29	187.18	982300	2.23	4.38	346889	15.43	30.27
Austria	1.00	1.05	94.94	163264	52.33	52.08	19391	121.51	120.95
Belgium	1.00	1.11	90.22	187619	60.13	56.88	17090	107.10	101.30
Bosnia Herzegovina	1.96	1.15	170.24	22177	3.63	6.49	5776	18.51	33.03
Bulgaria	1.96	1.07	183.34	49149	8.05	15.48	6589	21.11	40.58
Croatia	7.44	5.70	130.52	231915	9.99	13.67	52362	44.11	60.36
Cyprus	1.00	0.94	106.55	12666	4.06	4.53	14693	92.08	102.86
Czech Republic	24.59	19.74	124.55	1986935	25.90	33.82	188460	48.03	62.71
Denmark	7.45	10.50	70.94	849566	36.55	27.18	152553	128.31	95.43
Estonia	1.00	0.82	121.83	8313	2.66	3.40	6203	38.87	49.65
Finland	1.00	1.25	79.92	100453	32.20	26.98	18646	116.85	97.90
France	1.00	1.10	90.95	1115456	357.52	340.89	17115	107.25	102.26
FYR Macedonia	61.48	28.59	215.06	336025	1.75	3.95	163119	16.63	37.49
Germany	1.00	1.03	97.11	1396511	447.60	455.71	17077	107.02	108.96
Greece	1.00	0.99	100.58	166026	53.21	56.11	14680	91.99	97.00
Hungary	279.37	187.63	148.89	15194741	17.43	27.21	1523420	34.17	53.34
Iceland	161.42	185.78	86.89	819399	1.63	1.48	2568649	99.72	90.84
Ireland	1.00	1.15	87.09	72678	23.29	21.27	16190	101.46	92.63
Italy	1.00	1.04	96.06	976072	312.84	315.05	16067	100.69	101.40
Latvia	0.71	0.54	130.52	8717	3.96	5.41	4224	37.48	51.28
Lithuania	3.45	2.34	147.80	67496	6.27	9.71	20949	38.02	58.91
Luxembourg	1.00	1.27	78.52	15504	4.97	4.09	29925	187.53	154.36
Malta	1.00	0.82	122.26	4448	1.43	1.83	10622	66.56	85.31
Montenegro	1.00	0.61	165.06	2698	0.86	1.50	4352	27.27	47.19
Netherlands	1.00	1.08	92.65	265365	85.05	82.62	15899	99.63	96.78
Norway	7.79	11.65	66.88	1037520	42.67	29.92	209473	168.44	118.10
Poland	4.12	2.58	159.85	926045	72.03	120.71	24258	36.89	61.82
Portugal	1.00	0.88	113.16	114583	36.73	43.57	10758	67.42	79.98
Romania	4.24	2.67	158.91	350635	26.51	44.17	16427	24.28	40.46
Serbia	101.96	59.59	171.10	2496327	7.85	14.08	343941	21.14	37.92
Slovakia	1.00	0.76	132.29	39026	12.51	17.35	7173	44.95	62.34
Slovenia	1.00	0.85	117.76	21369	6.85	8.46	10410	65.24	80.54
Spain	1.00	1.04	96.57	644669	206.62	209.19	13977	87.59	88.68
Sweden	9.03	11.39	79.29	1623011	57.61	47.89	171893	119.29	99.17
Switzerland	1.23	2.03	60.58	312032	81.14	51.53	39766	202.18	128.40
Turkey	2.34	1.55	150.86	957601	131.29	207.64	12757	34.20	54.08
United Kingdom	0.87	0.88	98.34	918433	339.18	349.69	14640	105.71	108.99
Eurozone	1.00	1.00	100.00	-	100.00	100.00	-	100.00	100.00
Var.koeff. in %	-	-	-	-	162.58	157.01	-	63.57	38.66

Tabelle C.23: Zusammenfassender Vergleich zwischen nominalen und realen Konsumausgaben privater Haushalte für alle 37 EVP-Länder (Jahr 2011); KKP-Berechnung auf Basis der MST-Methode (Fisher-Indizes, Verlässlichkeitsmaße D^{rs}_{SPI})

				Gesamt-Konsumausgaben priv. HH			**Pro-Kopf Konsumausgaben priv. HH**		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	Nominaler Wechselkurs (WK)	Kaufkraftparität (KKP)	Kaufkraftindex (WK/KKP)	Nominal (in Mio. Einh. nat. Währ.)	WK-bereinigt	KKP-bereinigt	Nominal (in Einh. nat. Währ.)	WK-bereinigt	KKP-bereinigt
Albania	140.92	72.87	193.39	982300	2.23	4.59	346889	15.43	31.72
Austria	1.00	1.08	92.35	163264	52.33	51.38	19391	121.51	119.32
Belgium	1.00	1.14	87.54	187619	60.13	55.97	17090	107.10	99.68
Bosnia Herzegovina	1.96	1.18	166.03	22177	3.63	6.42	5776	18.51	32.67
Bulgaria	1.96	1.04	187.59	49149	8.05	16.06	6589	21.11	42.11
Croatia	7.44	5.53	134.44	231915	9.99	14.28	52362	44.11	63.05
Cyprus	1.00	0.90	111.34	12666	4.06	4.81	14693	92.08	109.00
Czech Republic	24.59	19.15	128.38	1986935	25.90	35.35	188460	48.03	65.56
Denmark	7.45	10.83	68.82	849566	36.55	26.74	152553	128.31	93.89
Estonia	1.00	0.80	125.44	8313	2.66	3.55	6203	38.87	51.84
Finland	1.00	1.29	77.76	100453	32.20	26.62	18646	116.85	96.61
France	1.00	1.13	88.37	1115456	357.52	335.91	17115	107.25	100.77
FYR Macedonia	61.48	27.67	222.20	336025	1.75	4.14	163119	16.63	39.28
Germany	1.00	1.06	94.47	1396511	447.60	449.56	17077	107.02	107.48
Greece	1.00	0.97	103.56	166026	53.21	58.59	14680	91.99	101.29
Hungary	279.37	186.00	150.20	15194741	17.43	27.84	1523420	34.17	54.57
Iceland	161.42	190.93	84.54	819399	1.63	1.46	2568649	99.72	89.64
Ireland	1.00	1.17	85.40	72678	23.29	21.15	16190	101.46	92.12
Italy	1.00	1.06	94.71	976072	312.84	315.02	16067	100.69	101.39
Latvia	0.71	0.53	132.42	8717	3.96	5.57	4224	37.48	52.77
Lithuania	3.45	2.29	150.81	67496	6.27	10.05	20949	38.02	60.96
Luxembourg	1.00	1.25	79.83	15504	4.97	4.22	29925	187.53	159.16
Malta	1.00	0.80	124.65	4448	1.43	1.89	10622	66.56	88.22
Montenegro	1.00	0.59	169.48	2698	0.86	1.56	4352	27.27	49.14
Netherlands	1.00	1.11	90.18	265365	85.05	81.55	15899	99.63	95.53
Norway	7.79	12.07	64.56	1037520	42.67	29.29	209473	168.44	115.62
Poland	4.12	2.51	164.00	926045	72.03	125.60	24258	36.89	64.33
Portugal	1.00	0.88	113.39	114583	36.73	44.27	10758	67.42	81.27
Romania	4.24	2.61	162.41	350635	26.51	45.78	16427	24.28	41.93
Serbia	101.96	58.47	174.37	2496327	7.85	14.55	343941	21.14	39.19
Slovakia	1.00	0.74	134.99	39026	12.51	17.95	7173	44.95	64.51
Slovenia	1.00	0.84	119.02	21369	6.85	8.67	10410	65.24	82.55
Spain	1.00	1.00	99.64	644669	206.62	218.89	13977	87.59	92.78
Sweden	9.03	11.74	76.92	1623011	57.61	47.12	171893	119.29	97.57
Switzerland	1.23	2.00	61.59	312032	81.14	53.13	39766	202.18	132.39
Turkey	2.34	1.51	154.36	957601	131.29	215.47	12757	34.20	56.12
United Kingdom	0.87	0.90	96.44	918433	339.18	347.79	14640	105.71	108.39
Eurozone	1.00	1.00	100.00	-	100.00	100.00	-	100.00	100.00
Var.koeff. in %	-	-	-	-	162.58	155.43	-	63.57	37.82

Tabelle C.24: Zusammenfassender Vergleich zwischen nominalen und realen Konsumausgaben privater Haushalte für alle 37 EVP-Länder (Jahr 2011); KKP-Berechnung auf Basis der MST-Methode (Fisher-Indizes, Verlässlichkeitsmaße D_{ν}^{rs})

				Gesamt-Konsumausgaben priv. HH			Pro-Kopf Konsumausgaben priv. HH		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	Nominaler Wechselkurs (WK)	Kaufkraftparität (KKP)	Kaufkraftindex (WK/KKP)	Nominal (in Mio. Einh. nat. Währ.)	WK-bereinigt	KKP-bereinigt	Nominal (in Einh. nat. Währ.)	WK-bereinigt	KKP-bereinigt
Albania	140.92	74.75	188.52	982300	2.23	4.44	346889	15.43	30.64
Austria	1.00	1.07	93.54	163264	52.33	51.58	19391	121.51	119.78
Belgium	1.00	1.14	88.06	187619	60.13	55.80	17090	107.10	99.38
Bosnia Herzegovina	1.96	1.15	169.48	22177	3.63	6.49	5776	18.51	33.05
Bulgaria	1.96	1.06	184.40	49149	8.05	15.65	6589	21.11	41.02
Croatia	7.44	5.72	130.03	231915	9.99	13.69	52362	44.11	60.44
Cyprus	1.00	0.93	107.64	12666	4.06	4.60	14693	92.08	104.44
Czech Republic	24.59	19.58	125.57	1986935	25.90	34.27	188460	48.03	63.55
Denmark	7.45	10.61	70.22	849566	36.55	27.04	152553	128.31	94.94
Estonia	1.00	0.80	124.25	8313	2.66	3.49	6203	38.87	50.89
Finland	1.00	1.26	79.11	100453	32.20	26.84	18646	116.85	97.40
France	1.00	1.13	88.89	1115456	357.52	334.87	17115	107.25	100.46
FYR Macedonia	61.48	28.43	216.21	336025	1.75	3.99	163119	16.63	37.88
Germany	1.00	1.05	95.36	1396511	447.60	449.80	17077	107.02	107.54
Greece	1.00	0.98	102.23	166026	53.21	57.33	14680	91.99	99.10
Hungary	279.37	188.33	148.34	15194741	17.43	27.25	1523420	34.17	53.42
Iceland	161.42	186.86	86.39	819399	1.63	1.48	2568649	99.72	90.78
Ireland	1.00	1.17	85.63	72678	23.29	21.02	16190	101.46	91.54
Italy	1.00	1.04	96.23	976072	312.84	317.22	16067	100.69	102.10
Latvia	0.71	0.55	129.58	8717	3.96	5.40	4224	37.48	51.18
Lithuania	3.45	2.27	151.84	67496	6.27	10.02	20949	38.02	60.83
Luxembourg	1.00	1.22	82.16	15504	4.97	4.30	29925	187.53	162.36
Malta	1.00	0.82	122.47	4448	1.43	1.84	10622	66.56	85.91
Montenegro	1.00	0.60	165.84	2698	0.86	1.51	4352	27.27	47.66
Netherlands	1.00	1.09	91.59	265365	85.05	82.09	15899	99.63	96.16
Norway	7.79	12.03	64.78	1037520	42.67	29.13	209473	168.44	114.98
Poland	4.12	2.57	160.63	926045	72.03	121.92	24258	36.89	62.45
Portugal	1.00	0.90	111.03	114583	36.73	42.97	10758	67.42	78.88
Romania	4.24	2.66	159.32	350635	26.51	44.51	16427	24.28	40.77
Serbia	101.96	59.76	170.62	2496327	7.85	14.11	343941	21.14	38.01
Slovakia	1.00	0.75	133.31	39026	12.51	17.57	7173	44.95	63.15
Slovenia	1.00	0.86	116.44	21369	6.85	8.40	10410	65.24	80.05
Spain	1.00	0.99	101.16	644669	206.62	220.27	13977	87.59	93.37
Sweden	9.03	11.63	77.67	1623011	57.61	47.15	171893	119.29	97.64
Switzerland	1.23	2.01	61.31	312032	81.14	52.42	39766	202.18	130.63
Turkey	2.34	1.54	152.06	957601	131.29	210.37	12757	34.20	54.79
United Kingdom	0.87	0.88	98.54	918433	339.18	352.22	14640	105.71	109.77
Eurozone	1.00	1.00	100.00	-	100.00	100.00	-	100.00	100.00
Var.koeff. in %	-	-	-	-	162.58	156.39	-	63.57	38.88

Tabelle C.25: Zusammenfassender Vergleich zwischen nominalen und realen Konsumausgaben privater Haushalte für alle 37 EVP-Länder (Jahr 2011); KKP-Berechnung auf Basis des Simultaneous MGUV-Ansatz (Geary-Khamis)

				Gesamt-Konsumausgaben priv. HH			Pro-Kopf Konsumausgaben priv. HH		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	Nominaler Wechselkurs (WK)	Kaufkraftparität (KKP)	Kaufkraftindex (WK/KKP)	Nominal (in Mio. Einh. nat. Währ.)	WK-bereinigt	KKP-bereinigt	Nominal (in Einh. nat. Währ.)	WK-bereinigt	KKP-bereinigt
Albania	140.92	70.57	199.69	982300	2.23	4.74	346889	15.43	32.71
Austria	1.00	1.09	91.95	163264	52.33	51.10	19391	121.51	118.66
Belgium	1.00	1.14	87.35	187619	60.13	55.79	17090	107.10	99.36
Bosnia Herzegovina	1.96	1.11	176.83	22177	3.63	6.83	5776	18.51	34.75
Bulgaria	1.96	1.00	195.55	49149	8.05	16.73	6589	21.11	43.85
Croatia	7.44	5.75	129.42	231915	9.99	13.73	52362	44.11	60.63
Cyprus	1.00	0.91	110.15	12666	4.06	4.75	14693	92.08	107.72
Czech Republic	24.59	19.22	127.91	1986935	25.90	35.18	188460	48.03	65.24
Denmark	7.45	10.69	69.68	849566	36.55	27.04	152553	128.31	94.95
Estonia	1.00	0.82	122.01	8313	2.66	3.45	6203	38.87	50.37
Finland	1.00	1.27	78.56	100453	32.20	26.86	18646	116.85	97.49
France	1.00	1.14	88.08	1115456	357.52	334.43	17115	107.25	100.33
FYR Macedonia	61.48	26.99	227.76	336025	1.75	4.24	163119	16.63	40.22
Germany	1.00	1.06	94.44	1396511	447.60	448.94	17077	107.02	107.34
Greece	1.00	0.97	103.12	166026	53.21	58.27	14680	91.99	100.74
Hungary	279.37	182.31	153.24	15194741	17.43	28.37	1523420	34.17	55.61
Iceland	161.42	183.46	87.99	819399	1.63	1.52	2568649	99.72	93.18
Ireland	1.00	1.20	83.36	72678	23.29	20.62	16190	101.46	89.82
Italy	1.00	1.05	95.21	976072	312.84	316.34	16067	100.69	101.81
Latvia	0.71	0.53	132.23	8717	3.96	5.55	4224	37.48	52.63
Lithuania	3.45	2.37	145.70	67496	6.27	9.69	20949	38.02	58.83
Luxembourg	1.00	1.16	86.32	15504	4.97	4.56	29925	187.53	171.91
Malta	1.00	0.80	125.06	4448	1.43	1.89	10622	66.56	88.41
Montenegro	1.00	0.61	164.23	2698	0.86	1.51	4352	27.27	47.56
Netherlands	1.00	1.10	90.78	265365	85.05	82.00	15899	99.63	96.06
Norway	7.79	11.62	67.08	1037520	42.67	30.40	209473	168.44	119.99
Poland	4.12	2.51	164.33	926045	72.03	125.71	24258	36.89	64.38
Portugal	1.00	0.90	111.20	114583	36.73	43.37	10758	67.42	79.62
Romania	4.24	2.51	169.15	350635	26.51	47.62	16427	24.28	43.62
Serbia	101.96	56.71	179.79	2496327	7.85	14.98	343941	21.14	40.36
Slovakia	1.00	0.74	135.46	39026	12.51	17.99	7173	44.95	64.66
Slovenia	1.00	0.86	116.42	21369	6.85	8.47	10410	65.24	80.66
Spain	1.00	0.99	100.79	644669	206.62	221.17	13977	87.59	93.75
Sweden	9.03	11.50	78.55	1623011	57.61	48.06	171893	119.29	99.52
Switzerland	1.23	2.00	61.66	312032	81.14	53.13	39766	202.18	132.39
Turkey	2.34	1.40	166.75	957601	131.29	232.49	12757	34.20	60.56
United Kingdom	0.87	0.90	96.11	918433	339.18	346.20	14640	105.71	107.90
Eurozone	1.00	1.00	100.00	-	100.00	100.00	-	100.00	100.00
Var.koeff. in %	-	-	-	-	162.58	154.90	-	63.57	38.58

Tabelle C.26: Zusammenfassender Vergleich zwischen nominalen und realen Konsumausgaben privater Haushalte für alle 37 EVP-Länder (Jahr 2011); KKP-Berechnung auf Basis des Simultaneous MGUV-Ansatz (Gerardi)

				Gesamt-Konsumausgaben priv. HH			**Pro-Kopf Konsumausgaben priv. HH**		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	Nominaler Wechselkurs (WK)	Kaufkraftparität (KKP)	Kaufkraftindex (WK/KKP)	Nominal (in Mio. Einh. nat. Währ.)	WK-bereinigt	KKP-bereinigt	Nominal (in Einh. nat. Währ.)	WK-bereinigt	KKP-bereinigt
Albania	140.92	72.12	195.39	982300	2.23	4.63	346889	15.43	31.94
Austria	1.00	1.09	92.15	163264	52.33	51.09	19391	121.51	118.65
Belgium	1.00	1.14	87.75	187619	60.13	55.91	17090	107.10	99.58
Bosnia Herzegovina	1.96	1.13	173.57	22177	3.63	6.68	5776	18.51	34.04
Bulgaria	1.96	1.02	191.10	49149	8.05	16.31	6589	21.11	42.75
Croatia	7.44	5.83	127.61	231915	9.99	13.51	52362	44.11	59.64
Cyprus	1.00	0.91	109.64	12666	4.06	4.72	14693	92.08	106.97
Czech Republic	24.59	19.53	125.92	1986935	25.90	34.55	188460	48.03	64.08
Denmark	7.45	10.72	69.52	849566	36.55	26.92	152553	128.31	94.52
Estonia	1.00	0.82	122.09	8313	2.66	3.45	6203	38.87	50.29
Finland	1.00	1.27	78.83	100453	32.20	26.89	18646	116.85	97.60
France	1.00	1.13	88.75	1115456	357.52	336.22	17115	107.25	100.86
FYR Macedonia	61.48	27.45	224.01	336025	1.75	4.16	163119	16.63	39.46
Germany	1.00	1.06	94.64	1396511	447.60	448.86	17077	107.02	107.32
Greece	1.00	0.98	101.83	166026	53.21	57.42	14680	91.99	99.26
Hungary	279.37	185.13	150.90	15194741	17.43	27.87	1523420	34.17	54.64
Iceland	161.42	184.16	87.65	819399	1.63	1.51	2568649	99.72	92.62
Ireland	1.00	1.20	83.17	72678	23.29	20.53	16190	101.46	89.41
Italy	1.00	1.05	95.28	976072	312.84	315.86	16067	100.69	101.66
Latvia	0.71	0.54	129.93	8717	3.96	5.45	4224	37.48	51.60
Lithuania	3.45	2.36	146.36	67496	6.27	9.72	20949	38.02	58.96
Luxembourg	1.00	1.15	87.15	15504	4.97	4.59	29925	187.53	173.18
Malta	1.00	0.81	123.73	4448	1.43	1.87	10622	66.56	87.27
Montenegro	1.00	0.61	163.19	2698	0.86	1.50	4352	27.27	47.15
Netherlands	1.00	1.09	91.61	265365	85.05	82.56	15899	99.63	96.72
Norway	7.79	11.57	67.33	1037520	42.67	30.44	209473	168.44	120.17
Poland	4.12	2.55	161.55	926045	72.03	123.30	24258	36.89	63.15
Portugal	1.00	0.89	111.93	114583	36.73	43.55	10758	67.42	79.96
Romania	4.24	2.55	166.56	350635	26.51	46.79	16427	24.28	42.86
Serbia	101.96	58.11	175.46	2496327	7.85	14.59	343941	21.14	39.30
Slovakia	1.00	0.75	133.22	39026	12.51	17.66	7173	44.95	63.45
Slovenia	1.00	0.86	116.62	21369	6.85	8.46	10410	65.24	80.62
Spain	1.00	0.99	100.65	644669	206.62	220.36	13977	87.59	93.41
Sweden	9.03	11.49	78.58	1623011	57.61	47.96	171893	119.29	99.32
Switzerland	1.23	2.02	61.11	312032	81.14	52.54	39766	202.18	130.91
Turkey	2.34	1.44	162.49	957601	131.29	226.04	12757	34.20	58.88
United Kingdom	0.87	0.89	97.44	918433	339.18	350.20	14640	105.71	109.14
Eurozone	1.00	1.00	100.00	-	100.00	100.00	-	100.00	100.00
Var.koeff. in %	-	-	-	-	162.58	155.54	-	63.57	39.26

Tabelle C.27: Zusammenfassender Vergleich zwischen nominalen und realen Konsumausgaben privater Haushalte für alle 37 EVP-Länder (Jahr 2011); KKP-Berechnung auf Basis des Simultaneous MGUV-Ansatz (Gerardi gewogen mit Rao-Gewichten)

				Gesamt-Konsumausgaben priv. HH			**Pro-Kopf Konsumausgaben priv. HH**		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	Nominaler Wechselkurs (WK)	Kaufkraftparität (KKP)	Kaufkraftindex (WK/KKP)	Nominal (in Mio. Einh. nat. Währ.)	WK-bereinigt	KKP-bereinigt	Nominal (in Einh. nat. Währ.)	WK-bereinigt	KKP-bereinigt
Albania	140.92	71.84	196.16	982300	2.23	4.64	346889	15.43	32.02
Austria	1.00	1.08	92.29	163264	52.33	51.10	19391	121.51	118.66
Belgium	1.00	1.14	87.50	187619	60.13	55.68	17090	107.10	99.16
Bosnia Herzegovina	1.96	1.13	173.09	22177	3.63	6.66	5776	18.51	33.90
Bulgaria	1.96	1.03	189.67	49149	8.05	16.16	6589	21.11	42.37
Croatia	7.44	5.81	128.12	231915	9.99	13.55	52362	44.11	59.80
Cyprus	1.00	0.91	110.05	12666	4.06	4.73	14693	92.08	107.22
Czech Republic	24.59	19.39	126.80	1986935	25.90	34.75	188460	48.03	64.44
Denmark	7.45	10.65	69.93	849566	36.55	27.04	152553	128.31	94.94
Estonia	1.00	0.82	122.34	8313	2.66	3.45	6203	38.87	50.32
Finland	1.00	1.26	79.13	100453	32.20	26.96	18646	116.85	97.84
France	1.00	1.13	88.72	1115456	357.52	335.64	17115	107.25	100.69
FYR Macedonia	61.48	27.53	223.33	336025	1.75	4.14	163119	16.63	39.29
Germany	1.00	1.05	95.25	1396511	447.60	451.15	17077	107.02	107.87
Greece	1.00	0.98	101.85	166026	53.21	57.35	14680	91.99	99.14
Hungary	279.37	184.84	151.14	15194741	17.43	27.88	1523420	34.17	54.65
Iceland	161.42	183.16	88.13	819399	1.63	1.52	2568649	99.72	93.00
Ireland	1.00	1.20	83.08	72678	23.29	20.48	16190	101.46	89.19
Italy	1.00	1.05	95.33	976072	312.84	315.59	16067	100.69	101.57
Latvia	0.71	0.54	130.32	8717	3.96	5.45	4224	37.48	51.68
Lithuania	3.45	2.36	146.34	67496	6.27	9.70	20949	38.02	58.87
Luxembourg	1.00	1.16	86.35	15504	4.97	4.54	29925	187.53	171.35
Malta	1.00	0.81	123.98	4448	1.43	1.87	10622	66.56	87.32
Montenegro	1.00	0.61	163.03	2698	0.86	1.49	4352	27.27	47.04
Netherlands	1.00	1.09	91.69	265365	85.05	82.52	15899	99.63	96.67
Norway	7.79	11.60	67.18	1037520	42.67	30.33	209473	168.44	119.74
Poland	4.12	2.54	162.23	926045	72.03	123.65	24258	36.89	63.33
Portugal	1.00	0.90	111.56	114583	36.73	43.35	10758	67.42	79.58
Romania	4.24	2.56	165.50	350635	26.51	46.43	16427	24.28	42.52
Serbia	101.96	57.96	175.91	2496327	7.85	14.61	343941	21.14	39.35
Slovakia	1.00	0.75	133.57	39026	12.51	17.68	7173	44.95	63.53
Slovenia	1.00	0.86	116.10	21369	6.85	8.41	10410	65.24	80.15
Spain	1.00	1.00	100.40	644669	206.62	219.51	13977	87.59	93.05
Sweden	9.03	11.43	79.00	1623011	57.61	48.16	171893	119.29	99.72
Switzerland	1.23	1.99	61.80	312032	81.14	53.06	39766	202.18	132.20
Turkey	2.34	1.43	163.06	957601	131.29	226.52	12757	34.20	59.00
United Kingdom	0.87	0.89	97.01	918433	339.18	348.18	14640	105.71	108.51
Eurozone	1.00	1.00	100.00	-	100.00	100.00	-	100.00	100.00
Var.koeff. in %	-	-	-	-	162.58	155.60	-	63.57	39.18

Tabelle C.28: Zusammenfassender Vergleich zwischen nominalen und realen Konsumausgaben privater Haushalte für alle 37 EVP-Länder (Jahr 2011); KKP-Berechnung auf Basis der CPD-Methode (gewogen)

				Gesamt-Konsumausgaben priv. HH			**Pro-Kopf Konsumausgaben priv. HH**		
EVP37-Länder (**fett** = Eurozone)	Nominaler Wechselkurs (WK)	Kaufkraftparität (KKP)	Kaufkraftindex (WK/KKP)	Nominal (in Mio. Einh. nat. Währ.)	WK-bereinigt	KKP-bereinigt	Nominal (in Einh. nat. Währ.)	WK-bereinigt	KKP-bereinigt
Albania	140.92	76.91	183.22	982300	2.23	4.32	346889	15.43	29.82
Austria	1.00	1.08	92.98	163264	52.33	51.33	19391	121.51	119.20
Belgium	1.00	1.13	88.12	187619	60.13	55.90	17090	107.10	99.57
Bosnia Herzegovina	1.96	1.18	165.92	22177	3.63	6.36	5776	18.51	32.39
Bulgaria	1.96	1.07	182.52	49149	8.05	15.51	6589	21.11	40.66
Croatia	7.44	5.81	128.11	231915	9.99	13.50	52362	44.11	59.62
Cyprus	1.00	0.91	110.03	12666	4.06	4.71	14693	92.08	106.89
Czech Republic	24.59	19.37	126.97	1986935	25.90	34.69	188460	48.03	64.34
Denmark	7.45	10.81	68.94	849566	36.55	26.58	152553	128.31	93.32
Estonia	1.00	0.81	124.07	8313	2.66	3.49	6203	38.87	50.88
Finland	1.00	1.28	78.22	100453	32.20	26.57	18646	116.85	96.42
France	1.00	1.13	88.64	1115456	357.52	334.34	17115	107.25	100.30
FYR Macedonia	61.48	29.04	211.74	336025	1.75	3.91	163119	16.63	37.14
Germany	1.00	1.05	95.59	1396511	447.60	451.41	17077	107.02	107.93
Greece	1.00	0.97	102.70	166026	53.21	57.66	14680	91.99	99.68
Hungary	279.37	186.27	149.98	15194741	17.43	27.58	1523420	34.17	54.07
Iceland	161.42	185.23	87.14	819399	1.63	1.50	2568649	99.72	91.68
Ireland	1.00	1.21	82.73	72678	23.29	20.33	16190	101.46	88.55
Italy	1.00	1.04	95.88	976072	312.84	316.46	16067	100.69	101.85
Latvia	0.71	0.54	131.78	8717	3.96	5.50	4224	37.48	52.11
Lithuania	3.45	2.38	145.25	67496	6.27	9.60	20949	38.02	58.26
Luxembourg	1.00	1.21	82.34	15504	4.97	4.32	29925	187.53	162.91
Malta	1.00	0.81	123.62	4448	1.43	1.86	10622	66.56	86.82
Montenegro	1.00	0.63	159.21	2698	0.86	1.45	4352	27.27	45.80
Netherlands	1.00	1.09	91.60	265365	85.05	82.20	15899	99.63	96.29
Norway	7.79	11.83	65.89	1037520	42.67	29.66	209473	168.44	117.09
Poland	4.12	2.55	161.39	926045	72.03	122.65	24258	36.89	62.82
Portugal	1.00	0.89	112.82	114583	36.73	43.71	10758	67.42	80.24
Romania	4.24	2.59	163.59	350635	26.51	45.76	16427	24.28	41.91
Serbia	101.96	59.28	172.00	2496327	7.85	14.24	343941	21.14	38.36
Slovakia	1.00	0.75	132.87	39026	12.51	17.53	7173	44.95	63.01
Slovenia	1.00	0.85	117.54	21369	6.85	8.49	10410	65.24	80.90
Spain	1.00	0.99	100.78	644669	206.62	219.69	13977	87.59	93.13
Sweden	9.03	11.51	78.48	1623011	57.61	47.70	171893	119.29	98.77
Switzerland	1.23	2.07	59.56	312032	81.14	50.98	39766	202.18	127.04
Turkey	2.34	1.46	159.80	957601	131.29	221.34	12757	34.20	57.65
United Kingdom	0.87	0.89	97.17	918433	339.18	347.71	14640	105.71	108.37
Eurozone	1.00	1.00	100.00	-	100.00	100.00	-	100.00	100.00
Var.koeff. in %	-	-	-	-	162.58	156.15	-	63.57	38.88