

# Die Bestimmung regionaler Preisindizes – Das Beispiel Österreich

---

*Univ.-Prof. Dr. Georg Götz, Thomas Krauskopf, Univ.-Prof. Dr. Peter Winker*

*Gießen, Oktober 2008*

*Studie im Rahmen der Ausschreibung „Weißer Fleck“ Regionale Preisindizes – Wie kann die Wissenslücke geschlossen werden? des Rat für Sozial- und Wirtschaftsdaten (RatSWD)*

## 1 Einleitung

Im Jahr 2004 hat die OGM Österreichische Gesellschaft für Marketing ([www.ogm.at](http://www.ogm.at)) im Auftrag mehrerer österreichischer Bundesländer zusammen mit Statistik Austria in der Studie „Preisbereinigte Kaufkraft - Die Einkommen unter Berücksichtigung der regionalen Preisniveaus“ einen Vergleich der regionalen Kaufkraft durchgeführt. Grundlage dieser Bestimmung der Realeinkommen waren regionale Preisindizes auf Ebene der einzelnen Bundesländer, die für die Zwecke dieser Studie ermittelt wurden. Die Studie wurde im Jahr 2005 von OGM fortgeschrieben. Nachdem Statistik Austria für diese Fortschreibung nicht zur Verfügung stand, wurde Professor Georg Götz als wissenschaftlicher Berater in Bezug auf Konzeption und Durchführung der Studie hinzugezogen. Auf Basis der Vorgängerstudie und unter Verwendung zusätzlich erhobener Daten wurden in der Studie aus dem Jahr 2005 auch Hochrechnungen für die Preisindizes auf Ebene der 121 österreichischen Bezirke durchgeführt. Daneben wurde in diesem Jahr auf Basis einer umfangreichen Datenerhebung eine detaillierte Analyse des Preisniveaus in den Bezirken des Bundeslandes Steiermark vorgenommen. Für die Zwecke der Studie wurden etwa 6000 Preise von Gütern ermittelt, die typischerweise regionale Preisunterschiede aufweisen. Daneben wurde auf (VPI-)Daten von Statistik Austria sowie von anderen, kommerziellen Anbieter zurückgegriffen.

Die OGM-Studien weisen teils beträchtliche regionale Preisunterschiede aus. Um diese zu bestimmen wurde zunächst der österreichische Warenkorb in zwei Teilwarenkörbe aufgeteilt, von denen der erste nur solche Güter beinhaltet, die für ganz Österreich als im Preis konstant angesehen werden können und der zweite solche Güter umfasst, die für verschiedene Regionen Österreichs im Preis schwanken. Dieser zweite Warenkorb, der auch als Warenkorb der regional relevanten Güter bezeichnet werden kann, macht ungefähr einen Anteil von 30% des Gesamtwarenkorbs aus.

Teilweise ergeben sich zwischen einzelnen Bundesländern (namentlich Salzburg und Kärnten) Preisindexunterschiede von bis zu sieben Indexpunkten. Bezogen auf den regional relevanten Warenkorb sind dies durchschnittliche Preisunterschiede von bis zu 21%.

Die vorliegende Arbeit hat zwei Schwerpunkte. Zum einen beschreibt sie die methodische Vorgehensweise, die Datenbasis und die Ergebnisse der oben angeführten Studien. Das Augenmerk liegt dabei vor allem auf den Studien aus dem Jahr 2005. In einem zweiten, konzeptionellen Schwerpunkt wird der in den Studien gewählte Ansatz mit dem Ziel evaluiert, Schlussfolgerungen für die zukünftige Bestimmung regionaler Preisindizes abzuleiten. Die Arbeit bedient sich dabei verschiedener Vorgehensweisen: So wird anhand der detaillierten Steiermark-Daten die Varianz des regionalen Preisindex für alternative Aufteilungen des Gesamterhebungsumfangs minimiert. Daneben wird für eine vorgegebene Varianz der Gesamterhebungsumfang minimiert. Die Varianz der regionalen Preisindizes ist ein Maß für die Qualität der Analyse. Sie erlaubt eine Einschätzung der Aussagekraft regional unterschiedlicher Preisindizes, die ihrerseits ja lediglich Mittelwerte sind. Das erste der beiden beschriebenen Verfahren liefert ein maximales Qualitätsniveau bei vorgegebenen Kosten. Bezogen auf die OGM-Studien bedeutet dies zum Beispiel, dass man durch eine andere Verteilung der 30 Erhebungen aus dem Bereich Restaurants und Bäckereien die Qualität hätte erhöhen können. Statt wie geschehen 13 Restaurants und 17 Bäckereien zu befragen, hätte man die Varianz -gegeben die 30 Erhebungen- minimieren können, indem man 17 Restaurants und nur 13 Bäckereien befragt hätte. Das zweite Verfahren lässt entsprechend Schlussfolgerungen dahingehend zu, wie man ein gegebenes Qualitätsniveau durch die –optimierte– Auswahl der zu erhebenden Produkte zu minimalen Kosten erreichen kann. Hier zeigt sich zum Beispiel, dass bei optimaler Aufteilung der Erhebungen die oben angeführte Zahl von 30 Erhebungen auf 28 Erhebungen reduziert werden kann, ohne die Varianz zu verändern.

In einem weiteren Schritt beantwortet dieser Aufsatz die Frage, wie stark sich die Qualität der Preisindizes verändert, wenn man die Zahl der berücksichtigten Güter verringert. In gewisser Weise wird die Frage beantwortet, ob alle im Warenkorb berücksichtigten Güter „notwendig“ sind, um belastbare Ergebnisse zu erhalten. Dabei wird auch wieder die Frage nach den Gütern aufgeworfen, die erfasst werden sollten. Formal werden hier in einem Minimierungsverfahren Güterbündel als Teilwarenkörbe identifiziert, die Preisindexschätzer liefern, die nahe an den Resultaten des umfassenden Warenkorbes liegen. Komplementär dazu wird auch untersucht, welchen Erklärungsgehalt ausgewählte Güterbündel im Hinblick auf den Preisindex des ursprünglichen regionalen Warenkorbes haben. Hier zeigt sich zum Beispiel, dass ein aus nur sechs Gütern aus den Bereichen Wohnen und Kraftstoffe bestehender Warenkorb achtzig Prozent der Varianz eines 70 Güter umfassenden Warenkorbes erklären kann. Eine Vier-Güter-Kombination aus Wohnungsmieten, fiktiven Mieten und Betriebskosten für Mietobjekte und Eigentümerwohnungen kann sogar mehr als 95% der Varianz erklären. Ein wichtiges Ergebnis betrifft die Bedeutung der Mieten und der Preise für selbstgenutztes Eigentum für das regionale Preisniveau. Diese beide Kategorie erklären die Varianz zu mehr als 80%, während die übrigen 68 Güter des siebzig Güter umfassenden Warenkorbes die Varianz des letzteren zu weniger als 50% erklären, obwohl sie ein um mehr als ein Drittel höheres Gewicht im Warenkorb aufweisen.

Der Hauptteil dieses Aufsatzes ist wie folgt aufgebaut. Im zweiten Kapitel werden einige methodische Grundlagen im Hinblick auf die hier relevante Fragestellung der regionalen Preisindexbildung vorgestellt. Kapitel 3 beschreibt detailliert die Vorgehensweise der OGM-Studien. In Kapitel 4

werden die statistischen Analysen zur Evaluierung der Studien präsentiert. Der Aufsatz schließt mit einigen Schlussfolgerungen insbesondere im Hinblick auf eine Übertragbarkeit der Methoden auf entsprechende Studien in Deutschland.

## 2 Methodische Grundlagen regionaler Preisindizes

Die Vorgehensweise bei der Bestimmung regionaler Preisindizes entspricht grundsätzlich derjenigen bei der Vorgehensweise zur Berechnung von Preisindizes für intertemporale Vergleiche (Inflationsmessung). Es wird ein Warenkorb definiert und mit den entsprechenden Preisen bewertet. Während beim intertemporalen Vergleich vor allem Probleme hinsichtlich der Veränderung von Gütern im Zeitablauf auftreten, ist im regionalen Vergleich sicherzustellen, dass die betrachteten Güter über die Regionen hinweg identisch bzw. vergleichbar sind. Es gibt hier im Gefolge der Diskussion über internationale Kaufkraftparitäten eine große wissenschaftliche Diskussion über die Bedeutung von Repräsentativität und Vergleichbarkeit von Gütern auch für regionale Preisvergleiche.<sup>1</sup> In diesem Zusammenhang wird auch diskutiert, inwieweit für die Zwecke der Bestimmung des Verbraucherpreisindex erhobene Daten für regionale Preisvergleiche verwendbar sind.

Es ist hier nicht der Ort, weiter auf diese theoretische Diskussion einzugehen. Es geht vielmehr um die Frage, wie die sich daraus ergebenden Probleme in den österreichischen Studien behandelt bzw. gelöst wurden. Hier ist zunächst festzuhalten, dass Statistik Austria dort, wo VPI-Daten verwendet wurden, die Vergleichbarkeit über Qualitätsanpassungen durch Auswertung von in den Erhebungen enthaltenen Zusatzinformationen sichergestellt hat.

Wie in der Diskussion des „regional relevanten Warenkorbs“ unten aufgezeigt wird, ist zudem vor allem bei Dienstleistungen und bei traditionellen „nicht-handelbaren“ Gütern wie Wohnen mit erheblichen regionalen Preisdifferenzen zu rechnen. Diese Güter entziehen sich einerseits einem einfachen Vergleich: Ist die Qualität einer Zwei-Zimmer-Wohnung am Wiener Stephansdom im ersten Wiener Gemeindebezirk mit einer Wohnung gleicher Größe und Ausstattung in der steirischen Kleinstadt Fürstenfeld vergleichbar?

Andererseits gilt zumindest für ein kleines, relativ homogenes Land wie Österreich, dass Dienstleistungen wie das sprichwörtliche „Wiener Schnitzel“, aber auch ein Standard-Herrenhaarschnitt wohldefinierte und vergleichbare Güter sind. Bei diesen Gütern ist davon auszugehen, dass vor allem auch aufgrund des Wirkens des Konkurrenzmechanismus intraregionale Preisdifferenzen zu einem hohen Maß auf Qualitätsunterschiede zurückzuführen sind. In diesem Fall wären auch bei hoher intraregionaler Varianz interregionale Vergleiche aussagekräftig. Dies gilt jedenfalls, wenn die Varianzen in der gleichen Größenordnung liegen. Dies gilt aber auch, wenn sich die Varianzen unterscheiden, weil zum Beispiel in einer Region nur niedrige Qualitäten angeboten werden.

Der Fall ist hier ähnlich gelagert wie derjenige der oben erwähnten Zwei-Zimmer-Wohnung. Es liegen Qualitätsunterschiede vor, diese sind aber gleichzeitig Unterschiede in den Lebenshaltungskosten des durchschnittlichen Haushalts. Anders als wenn man sich zum Beispiel die Frage nach dem Existenzminimum in den verschiedenen Regionen stellt, geht es bei der Bestimmung der regionalen Preisindizes, wie sie hier verstanden wird, um die Bestimmung der Kosten für das „typi-

---

<sup>1</sup> siehe dazu aktuell Biggeri et al, 2008 und de Carli, 2008 sowie Wingfield et al., 2005.

sche“ Güterbündel eines Haushalts. Es geht in diesem Fall auch um mögliche Unterschiede in den regionalen Präferenzen. Erfasst werden derartige Unterschiede im Paasche-Preisindex, den wir im nächsten Abschnitt in Abgrenzung zum Laspeyres-Index diskutieren.

## 2.1 Paasche, Laspeyres und Fisher-Preisindex in räumlicher Interpretation

In den OGM-Studien werden drei verschiedene Preisindizes bestimmt, ein Paasche-, ein Laspeyres- und als Hybrid ein Fisher-Index. Anders als in der bei der Inflationsmessung üblichen Längsschnittbetrachtung<sup>2</sup>, liegt hier der Fokus auf einer Querschnittsbetrachtung. So äußert sich der Paasche-Charakter des Preisindex hier nicht über die Veränderung des Warenkorbs im Zeitablauf, sondern über die unterschiedliche Gewichtung der Güter des Warenkorbs zwischen den einzelnen Bundesländern. Rechtfertigung für dieses Vorgehen ist an dieser Stelle das Interesse, dass die unterschiedlichen Präferenzen der Konsumenten in den einzelnen Bundesländern abgebildet werden sollen. Man trägt hier der Tatsache Rechnung, dass sich die Konsumgewohnheiten in unterschiedlichen Regionen nicht nur aufgrund von Preisunterschieden, sondern gerade wegen unterschiedlicher Präferenzen teils erheblich unterscheiden. Der Paasche-Preisindex nimmt in diesem Fall folgende Form an:<sup>3</sup>

$$P_p = \frac{\sum_{i=1}^n p_{ib} q_{ib}}{\sum_{i=1}^n p_{ig} q_{ib}}$$

Im Zähler findet man die Summe aller gewichteten Güterpreise zu Preisen des Bundeslands  $b$  ( $p_{ib}$ ) mit Gewichten von Bundesland  $b$  ( $q_{ib}$ ), während im Nenner die Preise des Gesamtstaates  $g$  ( $p_{ig}$ ) mit den Gewichten von Bundesland  $b$  stehen. Ein Paasche-Preisindex in Bundesland  $b$  von z.B. 105% gibt an, dass der bundeslandspezifische Warenkorb im Bundesland  $b$  105% kostet, während man mit österreichischen Durchschnittspreisen nur 100% hätte zahlen müssen. Er beantwortet also folgende Frage: „Wie viel bezahlt die durchschnittliche Vorarlbergerin für ihren Warenkorb in Vorarlberg im Vergleich zu dem was sie bei österreichischen Durchschnittspreisen bezahlen müsste?“<sup>4</sup>

Von einem Laspeyres-Index wird im Rahmen der Studie gesprochen, wenn die Grundlage ein national konstanter Warenkorb darstellt. Diese Konstanz des nationalen Warenkorbs ist damit das entscheidende Charakteristikum. In diesem Fall hält man den Warenkorb nicht über die Zeit, sondern über die Bundesländer konstant. Er nimmt hier folgende Form an:

---

<sup>2</sup> Siehe hierzu ausführlich von der Lippe (2007).

<sup>3</sup> Siehe hierzu auch die analoge Vorgehensweise und Definition in Wingfield et al. 2007. Der Paasche-Index entspricht in ihrer Terminologie dem Warenkorb mit „regional weights“. Unser Laspeyres-Index entspricht dem Warenkorb mit „national weights“, der Fisher-Index ist das auch in Wingfield et al.

<sup>4</sup> Siehe OGM (2005), S. 26.

$$L_p = \frac{\sum_{i=1}^n p_{ib} q_{ig}}{\sum_{i=1}^n p_{ig} q_{ig}}$$

Im Zähler findet man die Summe aller gewichteten Güterpreise zu Preisen des Bundeslands  $b$  ( $p_{ib}$ ) mit Gewichten des Gesamtstaates  $g$  ( $q_{ig}$ ), während im Nenner die Preise des Gesamtstaates  $g$  ( $p_{ig}$ ) mit den Gewichten des Gesamtstaates  $g$  stehen. Ein Laspeyres-Index von z.B. 103% gibt an, dass der nationale Warenkorb, also der Warenkorb eines Durchschnittsösterreicher oder einer Durchschnittsösterreicherin in einem bestimmten Bundesland  $b$  teurer ist, als im Landesschnitt. Es werden also nur die Preisunterschiede erfasst, die sich bei identischem Einkaufsverhalten ergeben würden.<sup>5</sup> Mit dem Laspeyres-Index lässt sich also folgende Frage beantworten: „Wie teuer ist der Warenkorb des durchschnittlichen Österreichers, wenn er ihn in Vorarlberg kauft?“<sup>6</sup>

Da ein Interesse besteht, die regionalen Konsumgewohnheiten in Form unterschiedlicher Präferenzen zu berücksichtigen aber auch die Vergleichbarkeit der regionalen Indexzahlen zu gewährleisten, wird ein dritter Index gebildet. Durch die Konstruktion eines Fisher-Preisindex berücksichtigt man regionale Verhaltensunterschiede bei weitgehender Vergleichbarkeit der regionalen Indexzahlen. Er ist definiert als das geometrische Mittel aus Laspeyres- und Paasche-Preisindex:<sup>7</sup>

$$F_p = \sqrt{P_p \cdot L_p}$$

Der Fisher-Preisindex ist inhaltlich gesehen ein Kompromiss zwischen den beiden Preisindizes, der den reinen Preisvergleich mit regionalen Besonderheiten in Einklang bringen soll. So wird beispielsweise berücksichtigt, dass der typische Burgenländer von hohen Kosten für selbstgenutztes Wohnen stärker betroffen ist als der Durchschnittsösterreicher. Auf der anderen Seite wird jedoch durch das Laspeyres-Element des Fisher-Preisindex berücksichtigt, dass diese höhere Zusatzlast „selbst gewählt“ ist, da eine höhere Präferenz für dieses Gut besteht. Es wird hier also ein Kompromiss zwischen der Vergleichbarkeit der einzelnen Bundesländer und dem Eingehen auf bundeslandspezifische Präferenzen gemacht.<sup>8</sup>

## 2.2 Der Verbraucherpreisindex

Im Folgenden soll ein kurzer Überblick über die Methodik des österreichischen Verbraucherpreisindex gegeben werden, da er eine wesentliche Grundlage der analysierten Studie darstellt.

Der Verbraucherpreisindex (VPI) misst die Veränderung der Preise über die Zeit auf Konsumentenebene und zählt zu den wichtigsten Indikatoren für Wirtschaft und Währung. Insgesamt werden monatlich 40.000 Preise in etwa 4.000 Geschäften erhoben. Genauigkeit soll beim VPI durch die Repräsentativität der Preiserhebung, die Genauigkeit der Berechnung auf den verschiedenen Aggregationsstufen, die Identifizierung und Bereinigung von Qualitätsänderungen (=rechnerisches

<sup>5</sup> Hier sind natürlich die obigen Anmerkungen zur regionalen Vergleichbarkeit der Güter mitzubedenken.

<sup>6</sup> Vgl. OGM (2005), S. 26.

<sup>7</sup> Vgl. OGM (2005), S. 26.

<sup>8</sup> Vgl. OGM (2005), S. 26.

Herstellen der Vergleichbarkeit) und die Aktualität der Gewichtung hergestellt werden. Dazu werden monatlich die Preise von 790 als repräsentativ betrachtete Produkte erhoben. Alle fünf Jahre wird dieser Warenkorb aktualisiert, während die einzelnen Sorten jedoch permanent repräsentativ gehalten werden.<sup>9</sup>

Hinsichtlich des Meßkonzeptes ist der VPI als Laspeyres-Index ein reiner Preisindex, der ausschließlich die Veränderungen der Preise umfasst. Substitutionseffekte oder Veränderungen in der Zusammensetzung werden außer Acht gelassen. Konkret umgesetzt wird dieses Konzept mit einem Kettenindex. Dies bedeutet, dass grundsätzlich der Charakter eines Laspeyres-Index erhalten bleibt, da der Warenkorb sich auf ein Basisjahr (aktuell 2005) bezieht, sich die Gewichte in den einzelnen Jahren jedoch ändern. Dies hat allerdings den entscheidenden Vorteil, dass keine nachträglichen Änderungen von bereits veröffentlichten Indizes mehr nötig sind. Durch die laufende Überprüfung erfordert die Verwendung dieses Kettenindex allerdings einen erheblich größeren Programmieraufwand sowie hohe Kosten für die laufende Wartung.<sup>10</sup>

Die Preise verschiedener Produkte werden bei den einzelnen Erhebungseinheiten (z.B. Geschäfte) erhoben. Dazu wählt man ein bis zwei umsatzstarke Sorten aus, die repräsentativ sein sollen.<sup>11</sup> Zielsetzung des Konzepts des VPI ist die Abbildung der Preisentwicklung aller Ausgaben der inländischen Haushalte im Inland.<sup>12</sup>

Der Warenkorb, also die Summe aller Indexpositionen stellt den Erfassungsbereich des VPI dar. Natürlich gibt es bei der Auswahl der verschiedenen Güter und Dienstleistungen (=Indexposition) ein Optimierungsproblem. Um eine möglichst hohe Genauigkeit zu erreichen, ist es sinnvoll möglichst viele Güter und Dienstleistungen einzubeziehen. Auf der anderen Seite ist es aber nicht sinnvoll bzw. nicht möglich, alle Güter und Dienstleistungen einzubeziehen, da dies einen unverhältnismäßigen Kostenaufwand darstellen würde. Daher werden nur Güter und Dienstleistungen einbezogen, die mindestens einen Anteil von 0,1% an den gesamten Konsumausgaben eines Durchschnittsösterreichers ausmachen.

Der Warenkorb ist strukturiert nach der internationalen COICOP-Klassifikation (COICOP = Classification of Individual Consumption by Purpose). Mit Hilfe dieser COICOP-Klassifikation findet eine hierarchische Gliederung der Güter und Dienstleistungen nach dem Verwendungszweck statt. Dazu werden 12 Hauptgruppen vorgegeben, die in 40 Warengruppen strukturiert sind. Diese wiederum werden in 106 Klassen eingeteilt. Diese international einheitliche Gliederung wird durch eine national differierende Gliederung ergänzt, die den nationalen Verbrauchsgewohnheiten entspricht. Diese unterste Gliederungsebene (auch COICOP 5-Steller genannt) stellen nun die so genannten Indexpositionen dar. Unterhalb dieser Ebene findet keine weitere Untergliederung statt.<sup>13</sup>

---

<sup>9</sup> Vgl. Statistik Austria (2006), S. 3.

<sup>10</sup> Vgl. Statistik Austria (2006), S. 4/5.

<sup>11</sup> Vgl. Statistik Austria (2006), S. 6.

<sup>12</sup> Vgl. Statistik Austria (2006), S. 6.

<sup>13</sup> Vgl. Statistik Austria (2006), S. 6.

### 2.3 Die Preismesszahl

Eine wichtige Frage bei der Bestimmung der Preisindizes betrifft die Aggregation der einzelnen Erhebungsdaten. Hierbei wurde auf das Konzept der Preismesszahl zurückgegriffen. Eine Preismesszahl basiert zunächst auf einer konkreten Erhebung eines Preises an einem bestimmten Ort, wie z.B. der Preis für Gut  $i$  im Bundesland  $m$  in Bezirk  $b$  bei der Erhebungseinheit  $n$  ( $p_i^{m,b,n}$ ). Mit Hilfe dieses Preises lässt sich nun die Preismesszahl  $P_i^{m,b,n}$  als Relation dieses speziellen Preises und eines Durchschnittspreises für das ganze Land ( $p_i$ ) bilden. Es gilt also:<sup>14</sup>

$$P_i^{m,b,n} = \frac{p_i^{m,b,n}}{p_i}$$

Diese Preismesszahl ist nicht aggregiert, sondern bezieht sich nur auf eine einzelne Erhebungseinheit. Um eine Preismesszahl eines bestimmten Gutes für einen ganzen Bezirk oder ein ganzes Bundesland zu ermitteln, ist eine Aggregation notwendig. Analog zum Vorgehen in Wingfield et al. (2005) wurden die Preismesszahlen für die einzelnen Bezirke als arithmetisches Mittel der einzelnen Preismesszahlen für die jeweiligen Erhebungseinheiten ermittelt:

$$P_i^{m,b} = \frac{P_i^{m,b,1} + P_i^{m,b,2} + \dots + P_i^{m,b,n}}{n}$$

In obiger Formel wurde eine Gleichgewichtung der einzelnen Preismesszahlen unterstellt. Tatsächlich wurden in Fällen, in denen eine Unterscheidung nach ländlichen und städtischen Erhebungsorten verfügbar war, mit der Anzahl der Haushalte gewichtete Durchschnitte der zwei Typen gebildet. Analog wurde bei der Bestimmung der Preismesszahl auf Ebene der Bundesländer vorgegangen.

Eine Preismesszahl gibt das Preisniveau in einem begrenzten Gebiet für ein Gut oder eine Dienstleistung, also eine Indexposition, an. Allerdings kann es auch das Preisniveau einer Gütergruppe oder eines ganzen Warenkorbs angeben. Dann spricht man jedoch eher von einem Preisindex als von einer Preismesszahl.

Aus den unterschiedlichen Preismesszahlen lässt sich durch Gewichtung der Preismesszahlen für die einzelnen Güter und Dienstleistungen bzw. Indexpositionen mit dem entsprechenden Gewicht  $a_i$  aus dem Warenkorb ein Preisindex für Bundesland  $m$  berechnen:

$$P^m = a_1 \cdot P_1^m + a_2 \cdot P_2^m + \dots + a_i \cdot P_i^m$$

---

<sup>14</sup> Vgl. von der Lippe (2007), S. 11.

### 3 Preisindizes in Österreich

In den im Rahmen dieser Analyse untersuchten OGM-Studien werden regionale Preisindizes für die neun österreichischen Bundesländer sowie ausgewählte Ergebnisse für die 121 Bezirke präsentiert. Ergänzend dazu wird für das Bundesland Steiermark noch eine ausführlichere Untersuchung vorgestellt. Die Motivation für die OGM-Studie war insbesondere der Bedarf, das Realeinkommen in den einzelnen Bundesländern zu ermitteln, um zu überprüfen, ob sich die Reihung der Bundesländer im Vergleich zur Betrachtung der Nominaleinkommen ändert.

In diesem Kapitel wird die Vorgehensweise bei der Ermittlung der regionalen Preisindizes auf Bundesland- und Bezirksebene erläutert und deren Ergebnisse vorgestellt. Dazu wird zunächst die Konstruktion eines nationalen Warenkorb beschrieben, der die Grundlage für einen Laspeyres-Preisindex bildet. Anschließend wird erläutert, wie sich aus den regionalen Warenkörben ein Paasche-Preisindex ermitteln lässt, der dann mit dem Laspeyres-Preisindex zu einem Fisher-Preisindex zusammengefasst wird. Dies wird zunächst für die Bundesländer und dann die einzelnen Bezirke durchgeführt.

#### 3.1 Methodische Vorgehensweise

##### 3.1.1 *Der nationale und die regionalen Warenkörbe*

Der nationale Warenkorb für Österreich wird auf Grundlage der Verbrauchsausgaben aus der Konsumerhebung ermittelt. Die Gewichte dieses nationalen Warenkorbes werden zum einen zur Berechnung des Preisindex für Österreich und zum anderen zur Berechnung von Laspeyres-Indizes für die einzelnen Bundesländer verwendet. In diesem Fall gibt ein Laspeyres-Index von z.B. 103% an, dass der nationale Warenkorb, also der Warenkorb eines Durchschnittsösterreichers oder einer Durchschnittsösterreicherin in einem bestimmten Bundesland teurer ist als im Landeschnitt. Für den Warenkorb sind hier 103% des Durchschnittspreises zu zahlen. Um eine bessere Vergleichbarkeit zwischen den einzelnen Bundesländern zu ermöglichen, wird der nationale Warenkorb noch um einen regionalen Warenkorb ergänzt, um die unterschiedlichen Präferenzen in den einzelnen Bundesländern zu berücksichtigen.

Die Gewichte der regionalen Warenkörbe werden ebenso wie die Gewichtung des nationalen Warenkorbs für ganz Österreich auf Grundlage der Verbrauchsausgaben ermittelt.<sup>15</sup> Diese werden, wie bereits im Kapitel zum VPI erörtert, im Rahmen der alle fünf Jahre durchgeführten Konsumerhebung der Statistik Austria ermittelt. Anhand der unterschiedlichen Ausgabenmuster lassen sich auch unterschiedliche Gewichtungen für Österreich und die einzelnen Bundesländer berechnen. Man trägt dabei der Tatsache Rechnung, dass sich die Konsumgewohnheiten in unterschiedlichen Regionen teils massiv unterscheiden. Als gutes Beispiel ist der im Vergleich zu Wien viel größere Ausgabenposten für selbstgenutztes Wohneigentum der Burgenländer zu nennen. Dies ist vor

---

<sup>15</sup> Laut Aussagen von Statistik Austria waren die in den OGM-Studien verwendeten regionalen Warenkörbe, die aus der Konsumerhebung 1999/2000 abgeleitet wurden, repräsentativ. Leider trifft dies für die späteren Wellen der Konsumerhebung wohl nicht mehr zu.



allem auf die sehr ländliche Struktur des Burgenlandes zurückzuführen. Für andere Bundesländer lassen sich ähnliche Unterschiede im Ausgabenverhalten feststellen.

Eine etwas andere Herangehensweise als in den OGM-Studien wählt eine Referenzstudie aus Italien. Dort wurden zunächst nur solche Güter in den Warenkorb übernommen, die über die einzelnen Regionen Italiens sehr ähnlich bzw. fast identisch sind. Auf diese Art wird ein reiner Preiseffekt isoliert. In einem zweiten Schritt werden regionale Besonderheiten berücksichtigt und ein Durchschnittspreis bestimmt. Dieser Gesamteffekt wird dann wieder in einen reinen Preiseffekt sowie in Effekte, die auf regionale Besonderheiten zurückgehen, zerlegt.<sup>16</sup> Inwieweit eine solche Vorgehensweise zu anderen Ergebnissen führt, kann hier nicht geklärt werden.

### 3.1.2 Die Ermittlung der regionalen Preise

Zunächst gilt es festzuhalten, dass in der analysierten Studie zur Ermittlung der regionalen Preisindizes nicht alle Komponenten des nationalen Warenkorbs für den regionalen Warenkorb berücksichtigt wurden. Dies lässt sich rechtfertigen, da die Preisgestaltung von etwa 70% aller Güter nicht regional sondern national erfolgt. Insbesondere die Preisgestaltung der großen Einzelhandelsketten erfolgt national einheitlich. Daneben spielen auch noch preisgebundene Produkte wie Tabak, Zeitungen oder Medikamente eine Rolle. Auch für Ausgaben wie Urlaub oder Versicherungen oder für Anschaffungen, die regional unabhängig sind (z.B. Haushaltsausstattung), lassen sich keine regionalen Preisunterschiede ausmachen. So bleiben nur noch etwa 30% aller Preise übrig, die in die Preisindexermittlung eingehen.<sup>17</sup> Wie unsere Analysen unten zeigen, ist die Reduzierung des Warenkorbes bei geeigneter Güterwahl nicht mit einem hohen Informationsverlust verbunden. Es scheint deshalb aus budgetären Gründen vertretbar, eine entsprechende Vorauswahl zu treffen und Güter auszuscheiden, bei denen nach Expertenansicht nicht mit merklichen Preisunterschieden zu rechnen ist.

Insgesamt setzt sich der als regional relevant erkannte Warenkorb aus einigen Gütern der Gütergruppen Nahrungsmittel, Bekleidung und Schuhe, Wohnen, Verkehr, Freizeit und Kultur, Restaurants und Cafes, Erziehung und Unterricht sowie Verschiedene Waren und Dienstleistungen zusammen.<sup>18</sup>

Nun ist es wichtig festzulegen, welche Städte und Gemeinden für die einzelnen Preiserhebungen ausgewählt werden sollen. Zur Ermittlung der Preise werden zunächst die Erhebungsgemeinden in städtische und ländliche (bis maximal 7000 Einwohner, jedoch abhängig von regionaler Struktur und zentralörtlicher Funktion) eingeteilt. Anzumerken ist, dass die 20 Gemeinden in denen die VPI-Preise erhoben werden, in diese Auswahl grundsätzlich eingebunden werden. In diesen Gemeinden ist es oft möglich, die VPI-Preise direkt zu übernehmen. Die restlichen Gemeinden werden regional gestreut ausgewählt. Dabei gilt es jedoch zu beachten, dass die ausgewählten Gemeinden in den einzelnen Bundesländern unterschiedlich hohe Bevölkerungsanteile repräsentieren. So werden durch die ausgewählten Gemeinden in Niederösterreich nur 12,4% der Haushalte repräsentiert, während in Kärnten dieser Anteil 36,8% beträgt.<sup>19</sup>

---

<sup>16</sup> Vgl. De Carli (2008), S. 4.

<sup>17</sup> Vgl. OGM (2008) S. 1.

<sup>18</sup> Vgl. OGM (2008), S. 4.

<sup>19</sup> Vgl. OGM (2008), S. 3.

Die eigentliche Erhebung besteht darin, in den einzelnen Auswahlgemeinden zwischen 5 und 10 Preise zu erheben. Aus diesen Einzelpreisen werden ein ländlicher und ein städtischer Durchschnittspreis für jedes Bundesland ermittelt. Diese Durchschnittspreise werden gemäß der repräsentierten Bevölkerung gewichtet und zusammengefasst. So erhält man für jedes Bundesland einen Durchschnittspreis für ein bestimmtes Gut bzw. für eine bestimmte Indexposition.

Zur Ermittlung der Preise wurden von der OGM auf Bundesländerebene etwa 6000 Preise in verschiedenen Güterkategorien erhoben. Daneben verwendete man auch diverse Sekundärstatistiken und Online-Quellen zur Ermittlung. In den Gütergruppen Nahrungsmittel, Bekleidung und Schuhe, Freizeit und Kultur, Restaurants und Cafes sowie Verschiedene Waren und Dienstleistungen wurden die Preise mit den Daten der OGM-Erhebung 2003 und der VPI-Basis von 2003 auf das aktuelle Preisniveau inflationiert. Eine Ausnahme bildet hier die Steiermark, in der im Jahr 2005 eine gesonderte Erhebung für Güter der verschiedenen Gütergruppen stattfand.

Im Bereich der Wohnungskosten griff man auf die Sekundärstatistik der Wohnungs- und Gebäudezählung von Statistik Austria sowie auf den Immobilienpreisspiegel zurück. Darüber hinaus befragte die OGM 2003 2000 Haushalte, die für die österreichische Bevölkerung repräsentativ sind. Zur Ermittlung der Wohnungs- und Eigenheimbetriebskosten befragte man zudem über 200 Gemeinden. Die Strom-, Gas- und Heizölpreise erhob man bei den Energieversorgern. Die Preise für die Wohnungsinstandhaltung ermittelte man bei etwa 300 österreichischen Gewerbetreibenden in Form von durchschnittlichen Stundensätzen.

Mit diesen Informationen wurden nun die durchschnittlichen Quadratmeterpreise für Eigentum und Miete auf Bezirksebene bestimmt. Die Gewichtung der Eigentums- und Mietpreise folgt hier der statistischen Verteilung von Miet- und selbstgenutzten Wohnungen. Auch hier wurden die Daten der OGM-Erhebung 2003 auf Basis des VPI 2003 inflationiert.

Im Bereich Verkehr, den man in Individual- und öffentlichen Verkehr trennt, wurde eine Internetrecherche für Kosten des öffentlichen Verkehrs bei den Verkehrsverbänden durchgeführt. Ergänzt wurde dies durch eine schriftliche Befragung der Verkehrsverbände durch die OGM im Jahr 2003. Auch diese Preise wurden mit der VPI-Basis 2003 inflationiert. Im Bereich des Individualverkehrs wird auf die umfangreiche ÖAMTC-Spritpreisübersicht zurückgegriffen, die online verfügbar ist.

Für die Preise für Erziehung und Unterricht werden die durchschnittlichen Betreuungskosten von Kindern zwischen 3 und 15 Jahren zugrunde gelegt. Dazu wurden etwa 500 Preise in Form von Primärerhebungen bei österreichischen Gemeinden und durch Internetrecherche bei Ämtern der Landesregierungen und dem Familien- und Gesundheitsministerium erhoben. Weitere Quellen waren der Mikrozensus und eine repräsentative Befragung, die Aufschluss über den Aufwand der Kinderbetreuung geben sollte.

### *3.1.3 Berechnung des Preisindex für die Bundesländer*

Zur Berechnung des Preisindex werden zunächst einmal die Preise für sämtliche Güteraggregate eines einzelnen Bundeslandes den österreichischen Durchschnittspreisen gegenübergestellt. Man bildet den Quotienten aus dem bundeslandspezifischen Preis und dem Durchschnittspreis für Österreich. Man erhält eine Preismesszahl für ein bestimmtes Gut in einem bestimmten Bundesland. Eine Preismesszahl von 1,012 für Betriebskosten für Wasser im Burgenland gibt z.B. an, dass

die Betriebskosten für Wasser im Burgenland um 1,2% teurer sind als im österreichischen Durchschnitt. Anhand dieser Preismesszahlen für bestimmte Güteraggregate lässt sich ein umfassender Preisindex ermitteln.

Um einen Paasche-Index auszurechnen, bestimmt man zunächst den erfassten Warenkorbteil in einem bestimmten Bundesland. Dieser erfasste Warenkorbanteil hat eine unterschiedliche Größe in den einzelnen Bundesländern, da zwar in allen Bundesländern die gleichen Güter enthalten sind, diese aber aufgrund der unterschiedlichen Präferenzen eine unterschiedliche Gewichtung haben. Nun multipliziert man die einzelnen Preismesszahlen mit ihren bundeslandspezifischen Gewichten und summiert diese. Dies entspricht dann den „Ausgaben“ für den regionalen Warenkorb. Sind die „Ausgaben“ für den Warenkorb z.B. im Burgenland größer als sein Anteil, dann bedeutet dies, dass ein Burgenländer für einen typischen Burgenländer Warenkorb mehr zahlen muss, als wenn man für den gleichen Warenkorb österreichische Durchschnittspreise zugrunde legt. Den Paasche-Preisindex erhält man schließlich, indem man den erfassten Warenkorbanteil von den „Ausgaben“ subtrahiert und 1 addiert. Folgendes vereinfachtes Beispiel soll die Berechnung verdeutlichen:

**Tabelle 1: Warenkorb von Bundesland X angewendet auf Bundesland X**

Güter	Gewicht	Preismesszahl
Gut 1	0,3	1,05
Gut 2	0,2	1,03
Gut 3	0,1	1,02
Gut 4	0,3	0,98
Gut 5	0,1	1,01

Gut 2 und 3 seien die Güter, die auf Bundesländerebene variieren. Sie machen also den regionalen Warenkorb aus. Der erfasste Warenkorbanteil beträgt demnach 0,3. Die „Ausgaben“ sind somit  $0,2 \cdot 1,03 + 0,1 \cdot 1,02 = 0,308$ . Für den Paasche-Preisindex gilt folgendes:

$$\text{Paasche-Preisindex} = \text{„Ausgaben“} - \text{erfasster Warenkorbanteil} + 1 = 0,308 - 0,3 + 1 = 1,008$$

Zur Ermittlung des Laspeyres-Preisindex geht man analog vor, wobei jedoch anstelle der bundeslandspezifischen Gewichtung die Gewichtung des österreichischen Warenkorbs verwendet wird. Das bedeutet, dass die österreichischen Durchschnittsanteile den erfassten Warenkorb bestimmen.

**Tabelle 2: Österreichischer Durchschnittswarenkorb angewendet auf Bundesland X**

Güter	Gewicht	Preismesszahl
Gut 1	0,28	1,05
Gut 2	0,22	1,03
Gut 3	0,11	1,02
Gut 4	0,31	0,98
Gut 5	0,08	1,01

Der erfasste Warenkorbanteil beträgt demnach 0,33. Die „Ausgaben“ belaufen sich auf  $0,22 \cdot 1,03 + 0,11 \cdot 1,02 = 0,3388$ . Für den Laspeyres-Preisindex gilt somit:

Laspeyres-Preisindex = „Ausgaben – erfasster Warenkorbanteil + 1 =  $0,3388 - 0,33 + 1 = 1,0088$

Das geometrische Mittel dieser Preisindizes stellt dann den Fisher-Preisindex dar, der den bereits oben erläuterten Kompromiss zwischen Vergleichbarkeit und der Berücksichtigung bundesland-spezifischer Ausgabenstrukturen ermöglicht.

In der praktischen Umsetzung durch die OGM werden hierfür allerdings nicht mehr die einzelnen Preismesszahlen für sämtliche Indexpositionen verwendet, die regional von Bedeutung sind, sondern die meisten Indexpositionen werden zu großen Gruppen wie etwa Lebensmittel, Freizeit oder Bildung zusammengefasst. Nur die Preise aus dem Wohnungsbereich sowie die Preise für Kraftstoffe werden noch einzeln aufgeführt. Es hat also vor der Berechnung des Preisindex schon eine erhebliche Aggregation und Datenaufbereitung durch die OGM stattgefunden.

### 3.2 Regionale Preisindizes für die österreichischen Bundesländer: Ergebnisse

In Tabelle 3 lässt sich erkennen, dass die regionalen Preisunterschiede teilweise recht groß sind. Besonders groß ist der Unterschied zwischen den Bundesländern Kärnten und Salzburg von etwa 7 Prozentpunkten. Für den regionalen Warenkorb, der ja etwa 30% des gesamten Warenkorbs ausmacht, beträgt der durchschnittliche Preisunterschied somit sogar etwa 21%. Zurückzuführen sind diese Unterschiede vor allem auf erhebliche regionale Unterschiede im Bereich der Preise für Wohnen und für Güter aus dem Angebot der Gaststätten.

In der hier vorgelegten methodischen Studie ist nicht der Ort weiter auf die inhaltliche Interpretation und Erklärung der Ergebnisse einzugehen. Stattdessen werden wir unten analysieren, inwieweit die Zahl der erhobenen Güter reduziert werden kann, ohne die Qualität der Ergebnisse wesentlich zu beeinträchtigen. Es soll an dieser Stelle aber noch ein auf den ersten Blick doch überraschendes Ergebnis hinsichtlich der Werte der Laspeyres- und Paasche-Indizes diskutiert werden.

**Tabelle 3: Ergebnisse: Preisindizes für die einzelnen Bundesländer**

Bundesland	Paasche-Preisindex	Laspeyres-Preisindex	Fisher-Preisindex
Burgenland	97,8	97,6	97,7
Kärnten	97,3	97,1	97,2
Niederösterreich	98,3	97,8	98,0
Oberösterreich	98,2	98,2	98,2
Salzburg	104,4	103,7	104,0
Steiermark	98,1	98,3	98,2
Tirol	103,6	102,3	102,9
Vorarlberg	104,8	103,5	104,2
Wien	101,8	101,9	101,9

Tabelle 3 zeigt, dass in sechs der insgesamt neun Bundesländer der Paasche-Preisindex höher ist als der Laspeyres-Preisindex, was den ursprünglichen Erwartungen durchaus widerspricht. Normalerweise scheint es nahe liegend, dass der Paasche-Preisindex unter dem Laspeyres-Preisindex liegt, da man erwarten könnte, dass die Konsumenten die relativ teuren Produkte durch relativ billigere substituieren, um so bei gegebenen Präferenzen einen höheren Nutzen erzielen zu können. Allerdings ist davon auszugehen, dass sich die Präferenzen für bestimmte Güter zwischen den Bundesländern durchaus unterscheiden können. Weisen die Konsumenten in einem Bundesland relativ starke Präferenzen für relativ teure Güter auf, kann sich dies trotz des gegenläufig wirkenden Substitutionseffektes in einem höheren Wert für den Paasche-Preisindex im Vergleich zum Laspeyres-Preisindex niederschlagen. Im vorliegenden Fall sind die Unterschiede zwischen Laspeyres- und Paasche-Preisindex nur in den Bundesländern Salzburg (0,7 Prozentpunkte), Tirol (1,3 Prozentpunkte) und Vorarlberg (1,3 Prozentpunkte) groß. In allen anderen Fällen betragen die Unterschiede weniger als 0,5 Prozentpunkte. Die Erklärung hierfür liegt wesentlich in den überdurchschnittlich hohen Ausgaben für Wohnen in den angeführten Bundesländern. Diese führen dazu, dass das Gewicht dieser Kategorie um zwei Prozentpunkte (13 statt 11 %) über dem Österreichschnitt liegt. Da gleichzeitig eben die entsprechenden Preise über dem Bundesdurchschnitt liegen, folgt das Ergebnis.

### **3.3 Regionale Preisindizes für die österreichischen Bezirke: Berechnung und Ergebnisse**

Die Berechnung der Preisindizes für die 121 österreichischen Bezirke erfolgt in der OGM-Studie analog zu der Berechnung der Preisindizes für die Bundesländer. Statt Preismesszahlen für das

jeweilige Bundesland werden Preismesszahlen für jeden Bezirk berechnet, indem man den Quotienten aus dem bezirksspezifischen Preis und dem Durchschnittspreis für Österreich bildet. Allerdings gehen für die meisten Güter Preise in die Indexberechnung ein, die für alle Bezirke eines Bundeslands gleich sind. Nur Preise für Mieten, selbstgenutztes Wohneigentum und Kraftstoffe werden explizit für die einzelnen Bezirke unterschieden. Diese beiden Güterkategorien machen immerhin etwa 15% des gesamten Warenkorbs aus, während alle regional relevanten Güter zusammen etwa 32% des gesamten Warenkorbs betragen. Weiter unten wird am Beispiel der steirischen Bezirke gezeigt, dass ein solches Güterbündel die Varianz eines umfassenderen, 70 Güter umfassenden Warenkorbs zu 80 Prozent erklärt. Laspeyres- und Paasche-Index unterscheiden sich hier dadurch, dass beim Laspeyres-Index vom bundesweiten Warenkorb ausgegangen wird, während dies beim Paasche-Index erneut der Bundesländerwarenkorb ist. Auf Bezirksebene existieren keine Warenkörbe.

Die analog zu den Bundesländerindizes gebildeten Preisindizes für die jeweiligen Bezirke führen zu folgenden Ergebnissen. Die Fisher-Preisindizes variieren von 95 bis 110. Dies bedeutet, dass die Preisunterschiede im regional relevanten Warenkorb bis zu 50% betragen. Die Rangordnungen im Einkommensranking verschieben sich zum Teil stark, wenn man die Preisbereinigung durchführt und von den Nominal- zu den Realeinkommen übergeht. Die Spannweite reicht hier von einem Verlust von 27 Rangplätzen bis zu einem Gewinn von 19 Rangplätzen (bei insgesamt 121 Rängen).

Angesichts der teilweise drastischen Ergebnisse erscheint es sehr wichtig, deren Aussagekraft zu überprüfen. Dabei geht es vor allem um die Frage, ob ein stark begrenzter Warenkorb Schlussfolgerungen auf das allgemeine Preisniveau zulässt. Ermöglicht wird eine derartige Einschätzung durch Rückgriff auf die Daten einer detaillierten Studie, die OGM für das Bundesland Steiermark durchgeführt hat. Sie wird im folgenden Abschnitt beschrieben.

### **3.4 Preisniveaus in den steirischen Bezirken**

Im Unterschied zur Berechnung des Fisher-Preisindex für alle Bezirke Österreichs, wo ein großer Teil aller Preise für ein Bundesland einheitlich war, liegt für die Steiermark zusätzlich eine ausführlichere Berechnung vor. So erhob die OGM im Jahr 2005 Daten in allen Bezirken der Steiermark. Das Ergebnis war, dass für alle Güterkategorien des regionalen Warenkorbs eigene Preise für die einzelnen Bezirke vorliegen. Eine Ausnahme bilden hier die Güter Strom, Gas, Ofenheizöl und Brennholz, für die keine Preise auf Bezirksebene vorliegen. Da diese Preise als konstant für alle Bezirke der Steiermark angenommen werden können, werden sie im regionalen Warenkorb nicht mehr berücksichtigt. Der regionale Warenkorb verringert sich somit von knapp 32% auf Bundesebene auf gut 27% für die Bezirksebene. Dieser Warenkorb bzw. die Gewichtung der einzelnen Güter ist in der ganzen Steiermark für alle Bezirke gleich. Demzufolge wird nur ein einziger (Laspeyres-) Preisindex für jeden Bezirk auf Grundlage eines für die ganze Steiermark identischen Warenkorbs bestimmt.

Der wesentliche Unterschied zur oben beschriebenen Berechnung des Preisindex für alle österreichischen Bezirke besteht darin, dass der Preisindex in der österreichweiten Untersuchung nur auf Grundlage einiger weniger Güter berechnet wurde, die insgesamt nur etwa 15% am gesamten Warenkorb ausmachen, während in der steirischen Detailanalyse der Preisindex auf Grundlage von etwa 70 verschiedenen Gütern berechnet wurde, deren Gewicht am gesamten Warenkorb etwa 27% betragen. Die Frage, die es hier zu klären gilt ist, ob es ausreichen könnte, mit nur etwa

15% des gesamten Warenkorbs die Preisindizes für die einzelnen Bezirke zu berechnen, oder ob es sinnvoll ist, weitere Güterpreise auf Bezirksebene zu erheben. Beantwortet wird diese Frage in Abschnitt 4.3.2, in dem dargestellt wird, wie gut der 15%-Preisindex den 27%-Preisindex erklären kann.

## **4 Statistisch-ökonomische Evaluierung der OGM-Studien**

In diesem Teil des Aufsatzes soll nun zum einen überprüft werden, ob das Vorgehen in der analysierten Studie als gerechtfertigt betrachtet werden kann. Zum anderen sollen auch allgemeine Schlussfolgerungen im Hinblick auf die zukünftige Bestimmung von regionalen Preisindizes abgeleitet werden. Zunächst wird in Kapitel 4.1 eine Methode vorgestellt, mit der sich die Varianz eines Preisindex optimieren lässt. Hier wird der Warenkorb der einzelnen Bundesländer als gegeben betrachtet. Ziel dieser Untersuchung ist es, für eine gegebene Gesamtanzahl an Erhebungseinheiten diejenige Verteilung der Erhebungseinheiten auf die einzelnen Güter zu identifizieren, die die Varianz des Preisindex minimiert.

In Abschnitt 4.2 soll für eine gegebene exogene Varianz des Preisindex die Gesamtanzahl der Erhebungseinheiten minimiert werden. Dies entspricht einer Kostenminimierung bei gegebener Qualität.

Abschnitt 4.3 widmet sich dann der Frage, ob es möglich wäre, den Umfang des regionalen Warenkorbs zu reduzieren, um weniger Preise erheben zu müssen. Konkret geht es auch darum, wie gut eine Erhebung, die sich auf wenige Güter beschränkt, das allgemeine Preisniveau erklären kann.

### **4.1 Minimierung der Varianz des Preisindex**

#### *4.1.1 Methodenbeschreibung*

Im Folgenden soll eine ausführliche Evaluation der in Kapitel 3 beschriebenen Methode durchgeführt werden. Im Mittelpunkt steht hierbei die Frage, ob die zur Verfügung stehenden finanziellen Mittel effizient genutzt wurden. Grundgedanke dieser Überlegung ist, dass die Erhebungen mancher Preise für bestimmte Indexpositionen durch Primärerhebungen mit einem erhöhten Kostenaufwand verbunden sind. Zwar wurden auch im vorliegenden Fall viele Informationen aus anderen Statistiken und aus Online-Quellen bezogen, jedoch sind diese nicht ausreichend. So wurden einige Daten durch explizite Befragungen einzelner Privatpersonen oder Gewerbetreibender ermittelt. Dabei stellt sich die Frage, nach welchen Kriterien diese Befragung geschehen ist. Im vorliegenden Fall wurde der Erhebungsumfang meist durch „Expertenwissen“ der OGM und von Statistik Austria festgelegt. Eine statistische Evaluation fand nicht statt. Nun ist aber jede Erhebung, ob nun telefonisch oder durch einen Fragebogen ermittelt, mit Kosten verbunden. Daher wird durch eine bestimmte zur Verfügung stehende Summe der Rahmen für den Gesamterhebungsumfang abgesteckt. Man kann daher die Frage stellen, ob vielleicht für eine Indexposition zu viele und für die andere zu wenige Preise erhoben wurden. Einen Anhaltspunkt für die Beantwortung dieser Frage kann beispielsweise die Berechnung der Varianz des Preisindex für alternative Verteilungen der Gesamtanzahl an Preiserhebungen auf die einzelnen Güter liefern. Möglicherweise kann die Varianz verringert werden, wenn die Anzahl der gesamten Befragungen zwar gleich bleibt, aber

zwischen den einzelnen Gütern neu austariert wird. Diese Fragestellung lässt sich auch als Optimierungsproblem formulieren: Unter der Einschränkung der maximalen Anzahl an möglichen Preiserhebungen soll die Varianz des Preisindex minimiert werden.

Um die Varianz des Preisindex zu minimieren, muss man zunächst einmal klären, welche Varianzen überhaupt zu berücksichtigen sind. Es macht offenbar nur wenig Sinn, die Varianzen der Preise der einzelnen Indexpositionen zu minimieren, da diese sehr unterschiedliche Größenordnungen aufweisen. So haben beispielsweise die Varianzen der Preise für Vollkornbrot und Mietaufwendungen ganz unterschiedliche Dimensionen. Es sollte also eher eine Untersuchung auf Ebene der Preismesszahlen stattfinden. Die Preismesszahlen werden für die konkrete Indexposition bzw. das konkrete Produkt berechnet. Optimal wäre es, für jede einzelne Erhebung über alle Indexpositionen eine Preismesszahl zu ermitteln. Bei Vorliegen der entsprechenden Daten würde man also die Preismesszahl aus dem Quotienten des jeweiligen Preises für ein bestimmtes Gut an einem bestimmten Ort und dem österreichweiten Durchschnittspreis für dieses Gut bilden. Aus diesen in Preismesszahlen transformierten einzelnen Erhebungen lassen sich der Mittelwert und die Varianz für eine bestimmte Indexposition bzw. für ein bestimmtes Gut in einem Bundesland berechnen. Damit liegt im optimalen Fall für jede Indexposition des regional relevanten Warenkorbs ein Schätzer für Erwartungswert und Varianz der Preismesszahl vor.

Für die Preismesszahl  $P_i^m$  einer Indexposition  $i$  in Bundesland  $m$  gilt bei einer Gleichgewichtung der einzelnen Preiserhebungen:

$$P_i^m = \frac{P_{i,1} + \dots + P_{i,n}}{n}$$

Für den Erwartungswert und die Varianz ergibt sich also Folgendes:<sup>20</sup>

$$E(P_i) = E\left(\frac{P_{i,1} + \dots + P_{i,n}}{n}\right) = E\left(\frac{P_{i,1}}{n_i}\right) + \dots + E\left(\frac{P_{i,n}}{n_i}\right) = \frac{\mu_i}{n_i} + \dots + \frac{\mu_i}{n_i} = \frac{n_i \mu_i}{n_i} = \mu_i$$

$$Var(P_i) = Var\left(\frac{P_{i,1} + \dots + P_{i,n}}{n_i}\right) = Var\left(\frac{P_{i,1}}{n_i}\right) + \dots + Var\left(\frac{P_{i,n}}{n_i}\right) = \frac{1}{n_i^2} Var(P_{i,1}) + \dots + \frac{1}{n_i^2} Var(P_{i,n}) =$$

$$\frac{1}{n_i^2} \sigma_i^2 + \dots + \frac{1}{n_i^2} \sigma_i^2 = \frac{n_i \sigma_i^2}{n_i^2} = \frac{\sigma_i^2}{n_i}$$

An dieser Stelle wird angenommen, dass die einzelnen Preiserhebungen voneinander unabhängig sind und dass man somit keine Kovarianzen in der obigen Formel berücksichtigen muss.

Bevor die Varianzminimierung vorgenommen werden kann, müssen zunächst einige Voraussetzungen erfüllt werden. Zunächst einmal muss die Annahme getroffen werden, dass die Preise der

<sup>20</sup> Vgl. Fahrmeir; Künstler; Pigeot; Tutz (2004), S.314.



einzelnen Indexpositionen normalverteilt sind.<sup>21</sup> Da jedoch das Rechnen mit Preisen aufgrund der unterschiedlichen Dimensionen einige Probleme verursacht, modifiziert man die Annahme, indem man davon ausgeht, dass die Preismesszahlen der einzelnen Indexpositionen approximativ normalverteilt sind. Zur Überprüfung dieser Annahme kann die Jarque-Bera-Statistik benutzt werden, die misst, inwiefern sich die vorliegenden Daten einer Normalverteilung anpassen. Die Formel der Jarque-Bera-Statistik lautet:<sup>22</sup>

$$JB = \frac{T - k}{6} \cdot \left( S^2 + \frac{(K - 3)^2}{4} \right)$$

$T$  steht hier für die Anzahl der Beobachtungen und  $k$  für die Anzahl der zu schätzenden Parameter. Diese beträgt hier zwei, da mit den vorliegenden Daten der Mittelwert und die Varianz geschätzt werden.  $S$  wiederum steht für die Schiefe der Verteilung, die im Falle einer perfekten Normalverteilung null betragen würde.  $K$  steht für die Kurtosis einer Verteilung. Sie wäre im Fall von normalverteilten Daten drei. Die Jarque-Bera-Teststatistik folgt dabei einer  $\chi^2$ -Verteilung mit 2 Freiheitsgraden. Wenn der Wert groß ist, wird die Nullhypothese normalverteilter Daten verworfen.<sup>23</sup> Da ein „großer Wert“ aber einigen Interpretationsbedarf ermöglicht, ist es sinnvoller ein bestimmtes Signifikanzniveau vorzugeben. So ist es beispielsweise üblich, ein Signifikanzniveau von 1% vorzugeben. Ein Signifikanzniveau von 1% bedeutet, dass die Wahrscheinlichkeit, die Nullhypothese der normalverteilten Daten zu verwerfen, obwohl sie richtig ist, kleiner als 1% ist. Ein marginales Signifikanzniveau<sup>24</sup> für den Wert der Jarque-Bera-Statistik von beispielsweise 5,6% würde dazu führen, dass man die Nullhypothese sowohl zum 1%- als auch zum 5%-Niveau nicht verwerfen könnte. Man dürfte also weiterhin von normalverteilten Daten ausgehen. Kann die Nullhypothese der normalverteilten Preismesszahlen für die einzelnen Indexpositionen nicht verworfen werden, ist eine wichtige Bedingung auf dem Weg zur Varianzminimierung gegeben. Wir wissen nun, dass die Preismesszahlen der einzelnen Indexpositionen sich gut durch eine Normalverteilung approximieren lassen. Wenn die Preismesszahlen als normalverteilt betrachtet werden können, können wir annehmen, dass die Preismesszahl  $P_i^m$  einer Indexposition wie folgt approximativ normalverteilt ist:<sup>25</sup>

$$P_i^m \overset{a}{\sim} N\left(\mu_i, \frac{\sigma_i^2}{n_i}\right)$$

Hieraus zeigt sich, dass die Varianz umso kleiner wird, je größer der Erhebungsumfang für Indexposition  $i$  wird, was unmittelbar einleuchtet.

Mit diesen Informationen kann man die Varianzminimierung vornehmen. Man minimiert nun die gewichtete Summe aller Varianzen der Preismesszahlen für die jeweiligen Indexpositionen unter

<sup>21</sup> Vgl. Fahrmeir; Künstler; Pigeot; Tutz (2004), S. 316.

<sup>22</sup> Vgl. Winker (2007), S.169.

<sup>23</sup> Vgl. Winker (2007), S. 169.

<sup>24</sup> Das marginale Signifikanzniveau gibt hier an, zu welchem Signifikanzniveau die Nullhypothese „Die Preismesszahlen sind normalverteilt.“ verworfen werden kann. Vgl. Winker (2007), S.149.

<sup>25</sup> Vgl. Fahrmeir; Künstler; Pigeot; Tutz (2004), S. 314.

der Nebenbedingung, dass die Summe der Anzahl  $n_i$  der Erhebungen für die einzelnen Indexpositionen  $i$  den Gesamterhebungsumfang  $N$  nicht überschreiten darf. Die Gewichte  $w_i$  entsprechen dabei den (relativen) Wägungsanteilen der Güter im Warenkorb.

$$\min_{n_1, \dots, n_n} \left[ w_1 \bar{f}_1 + \dots + w_n \bar{f}_n \right] \quad \text{u.d.NB. } n_1 + \dots + n_n \leq N \quad , \text{ wobei } \bar{f}_i = \frac{\sigma_i^2}{n_i}$$

Hier wird eine Unabhängigkeit der Preismesszahlen unterstellt, die bei der späteren Berechnung allerdings insofern aufgegeben wird, als dass die Kovarianzen innerhalb einer Gütergruppe berechnet werden, nicht jedoch zwischen den Gütergruppen.

Das Optimierungsproblem lässt sich beispielsweise mit Solver aus Microsoft Excel lösen. Existieren beispielsweise 10 Indexpositionen, von denen jeweils 100 Preise bzw. Preismesszahlen erhoben wurden, kann die neue Verteilung der Anzahl der Erhebungen für unterschiedliche Indexpositionen nun deutlich variieren. So gibt die Lösung tendenziell vor, für Preismesszahlen mit größeren Varianzen mehr Preise zu erheben, während für Preismesszahlen mit relativ kleinen Varianzen auch weniger Preise erhoben werden müssen.

#### 4.1.2 Varianzminimierung für ausgewählte Indexpositionen

Nun soll die beschriebene Vorgehensweise an einem konkreten Beispiel verdeutlicht werden. Allerdings betrachten wir nur die Varianzminimierung durch eine Veränderung des Erhebungsumfangs innerhalb von zwei der insgesamt sieben regional relevanten Gütergruppen für die ländlichen Gebiete des Bundeslandes Steiermark. Es handelt sich dabei um die Indexpositionen, die in die Gruppe der Nahrungsmittel und alkoholfreien Getränke (Gruppe 01) sowie in die Gruppe Beherbergungs- und Gaststätten-Dienstleistungen (Gruppe 11) fallen. Die auf regionaler Ebene erfassten Indexpositionen aus der Gruppe Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke waren ausschließlich fünf verschiedene Backwaren. Die Gruppe Beherbergungs- und Gaststätten-Dienstleistungen dagegen umfasst 24 Indexpositionen.

Aus der Gruppe 01 wurden sämtliche Indexpositionen in die Varianzminimierung miteinbezogen, während aus der Gruppe 11 zunächst nur jene Indexpositionen berücksichtigt wurden, die bei einem bestimmten Erhebungsobjekt, wie beispielsweise einem Restaurant erhoben werden können. So umfasst die Gruppe 11 beispielsweise typische Restaurantgüter wie eine Tagessuppe oder ein Beefsteak aber auch Produkte wie einen Disco-Eintritt oder eine Cola am Imbissstand. Das Problem hierbei ist, dass es innerhalb dieser Gruppe nur wenig Sinn macht, die Güter einzeln zu erheben, da z.B. der Preis für ein Beefsteak und der Preis für eine Tagessuppe im gleichen Restaurant durch den gleichen Telefonanruf erhoben werden können. Würde man beispielsweise in manchen Restaurants nur die Beefsteak- und in anderen nur die Tagessuppenpreise erheben, würde man auf Informationen, die Grenzkosten von nahe null besäßen, verzichten. Ebenso ist es aber nicht möglich, alle 24 Indexpositionen durch einen Telefonanruf zu erheben, da der Preis für den Disco-Eintritt oder eine Cola am Imbissstand nicht in einem Restaurant erhoben werden kann. Daher werden nur 19 der insgesamt 24 Indexpositionen berücksichtigt, die durch einen einzigen Telefonanruf erhoben werden können.

In der Gruppe 01 stellt sich die Situation etwas anders dar. Die aus dieser Gruppe erhobenen Waren sind allesamt Bäckereiwaren, die mit einem einzigen Telefonanruf erhoben werden können. Zusammenfassend stehen wir nun also vor der Frage, wie wir eine feststehende Anzahl von Telefonanrufen am effizientesten nutzen und auf die Restaurants und die Bäckereien verteilen, um dort die 19 bzw. 5 Preise zu erheben. Wie schon erwähnt, macht es wenig Sinn, diese Preise einzeln zu erheben, da wir durch einen Telefonanruf viel mehr Informationen erhalten könnten. Dies hat jedoch zur Folge, dass wir nicht auf der Ebene der Indexpositionen die effiziente Anzahl der Erhebungen feststellen können, sondern auf die Ebene der Gruppen wechseln müssen. Dabei ist es notwendig, ein gewichtetes Mittel und eine gewichtete Varianz der jeweiligen Gruppe zu ermitteln. Zunächst einmal müssen die Preismesszahlen für die einzelnen Beobachtungen berechnet werden. Da keine österreichweiten Durchschnittsdaten für die einzelnen Güter vorliegen, werden diese durch die Durchschnittswerte für die ländlichen Regionen aller Bundesländer approximiert. Nun sind das arithmetische Mittel und die Varianz für jedes Gut zu ermitteln. Dann lässt sich die Varianzagggregation mit folgender Formel durchführen:<sup>26</sup>

$$Var(P) = \sum_{i=1}^n a_i^2 Var(P_i) + 2 \sum_{i < j} a_i a_j Cov(P_i, P_j)$$

Das bedeutet, dass man zur Ermittlung der Varianz einer Gütergruppe sowohl alle gewichteten Einzelvarianzen der jeweiligen Preismesszahlen der Güter, als auch das Doppelte aller gewichteten Kovarianzen zwischen den jeweiligen Preismesszahlen der Güter addieren muss. Die Berücksichtigung der Kovarianzen ist hier geboten, da die Preise für die einzelnen Güter voneinander abhängen. Grund dafür ist, dass in einer Bäckerei, in der das Vollkornbrot relativ teuer ist, auch das Weißbrot relativ teuer sein dürfte. Bei den Bäckereien ist die Ermittlung der Kovarianzen ohne weiteres möglich, da hier für jedes Gut jeweils die gleiche Zahl von Erhebungen vorliegt. Dies stellt sich jedoch bei den Restaurants anders dar. Hier ist die Anzahl der Erhebungen für die einzelnen Güter unterschiedlich. Erklären lässt sich dies dadurch, dass nicht in jedem Restaurant alle relevanten Güter angeboten werden. Dadurch ergibt sich nun aber das Problem, dass die Kovarianzen nicht für alle Güterpaare berechnet werden können. So ist es beispielsweise nicht möglich, die Kovarianz für das Güterpaar Schnitzel/Beefsteak zu ermitteln, da für das Schnitzel 13 und für das Beefsteak nur 10 Preise vorliegen. Deshalb wurde entschieden, zunächst nur diejenigen Güter in die Varianzoptimierung mit einzubeziehen, die in gleicher Anzahl erhoben werden. Daher bleiben von den 19 Gütern nur acht Güter übrig, die jeweils in einer Anzahl von 13 erhoben wurden. Diese Güter repräsentieren somit nur noch einen Teil der ganzen Gütergruppe.

Als nächster Schritt ist zu klären, ob die fünf bzw. acht Preismesszahlen der Güter als normalverteilt angesehen werden können. Dazu wird wieder der Jarque-Bera-Test durchgeführt. In den unten aufgeführten Tabellen lassen sich die Werte für die Jarque-Bera-Statistik sowie deren marginales Signifikanzniveau ablesen.

Da ein Signifikanzniveau von 1% zugrunde gelegt wird, kann die Nullhypothese normalverteilter Preismesszahlen nicht verworfen werden, da die marginalen Signifikanzniveaus aller Güter größer als 1% sind. Wir können also weiterhin von einer Normalverteilung der Preismesszahlen ausgehen.

---

<sup>26</sup> Vgl. Fahrmeir; Künstler; Pigeot; Tutz (2004), S. 355.

**Tabelle 4: Jarque-Bera-Statistik für Bäckereiprodukte**

<b>Bäckereiprodukte</b>	<b>Jarque-Bera-Statistik</b>	<b>marginales Signifikanzniveau</b>
Mischbrotwecken	7,4652	2,39%
Vollkornbrot	7,5191	2,33%
Weißbrot	6,0372	4,89%
Maschinensemmel	6,368	4,14%
Gebäck	5,9896	5%

**Tabelle 5: Jarque-Bera-Statistik für Restaurantprodukte**

<b>Restaurantprodukte</b>	<b>Jarque-Bera-Statistik</b>	<b>marginales Signifikanzniveau</b>
Schweineschnitzel, paniert	4,5613	10,22%
Rostbraten	4,1456	12,58%
Salatteller als Beilage	3,9794	13,67%
Fischgericht	8,372	1,52%
Kinderschnitzel mit Pommes	8,347	1,54%
Rotwein	3,1018	21,21%
Apfelsaftschorle	6,1898	4,53%
Cola	4,8541	8,83%

Nun kann die Varianzsumme der Preismesszahlen der einzelnen Gütergruppen wie oben beschrieben minimiert werden. Die empirische Varianz der Bäckereiprodukte liegt bei 0,015079, während die empirische Varianz der verwendeten Restaurantprodukte bei 0,022005 liegt. Da man von normalverteilten Preismesszahlen ausgehen kann, ist die Preismesszahl der Bäckereiprodukte normalverteilt mit einer Varianz von  $0,015079/17$  und die Preismesszahl der Restaurantprodukte normalverteilt mit einer Varianz von  $0,022005/13$ . Erhöht man den Erhebungsumfang, verringert sich die Varianz mit dem Faktor  $1/n$ . Bei einer Erhöhung des Erhebungsumfangs sinkt die Varianz daher. Insgesamt wurden für die Restaurants und die Bäckereien in der Steiermark 30 Befragungen vorgenommen, von denen 17 auf die Bäckereien und 13 auf die Restaurants entfielen. Nun fasst man die Varianzen beider Gruppen wie folgt zusammen<sup>27</sup>:

$$\text{Var}(P_R + P_B) = a_R \text{Var}(P_R) + a_B \text{Var}(P_B) = 0,544759 \cdot \frac{0,022005}{13} + 0,455241 \cdot \frac{0,015079}{17} = 0,001326$$

Durch eine Veränderung des Erhebungsumfangs für Restaurants und Bäckereien lässt sich die Varianz minimieren. So kommt man mit Solver zu der Lösung, dass bei einem Erhebungsumfang von  $n_R = 17$  und  $n_B = 13$  die Varianz mit 0,001326 optimal ist.<sup>28</sup> Man sollte also statt 13 eher 17 Restaurants und statt 17 eher 13 Bäckereien befragen, wenn die Gesamtanzahl der Befragungen konstant bei 30 liegen soll. In diesem Fall ergibt sich dann annähernd eine Varianz von:

$$\text{Var}(P_R + P_B) = a_R \text{Var}(P_R) + a_B \text{Var}(P_B) = 0,544759 \cdot \frac{0,022005}{17} + 0,455241 \cdot \frac{0,015079}{13} = 0,001233$$

Insgesamt konnte durch eine Veränderung in der Anzahl der befragten Wirtschaftsobjekte bei gleich bleibenden Gesamterhebungsumfang die Varianz um  $0,001326 - 0,001233 = 0,000093$  verringert werden. Dies entspricht einer prozentualen Verringerung der Varianz um etwa 7,01%.

## 4.2 Minimierung des Erhebungsumfangs

### 4.2.1 Methodenbeschreibung

Ebenso wie in im vorhergehenden Abschnitt die Varianz für einen vorgegebenen Erhebungsumfang minimiert wurde, ist es auch möglich, für eine vorgegebene Gesamtvarianz  $c$  den Erhebungsumfang zu minimieren. Die vorgegebene Gesamtvarianz des Preisindex entspricht dabei dem gewünschten Qualitätsniveau des Preisindex. Ziel ist also, den Gesamterhebungsumfang zu ermitteln, der für ein bestimmtes Qualitätsniveau erforderlich ist. Auch für diese Formel wird wieder eine Unabhängigkeit der Preismesszahlen unterstellt, die bei der späteren Berechnung allerdings insofern aufgegeben wird, als dass die Kovarianzen innerhalb einer Gütergruppe berechnet werden, nicht jedoch zwischen den Gütergruppen.

$$\min_{n_1, \dots, n_n} [N] \quad \text{u.d.NB. } w_1 \bar{f}_1 + \dots + w_n \bar{f}_n = c, \text{ wobei } \bar{f}_i = \frac{\sigma_i^2}{n_i} \text{ und } n_1 + \dots + n_n = N$$

<sup>27</sup> Die Gewichte der beiden Varianzen entsprechen den relativen Gewichten der einzelnen Güterkategorien im fiktiven regionalen Warenkorb.

<sup>28</sup> Es wurden nur ganzzahlige Lösungen zugelassen.

Wie man an obiger Formel erkennen kann, wird der Gesamterhebungsumfang  $N$ , der der Summe von einzelnen Preiserhebungen für verschiedene Güter bzw. der Anzahl an Erhebungseinheiten bei Gütergruppen entspricht für eine vorgegebene Varianz  $c$ , die die Summe der Preismesszahlen-varianzen der Güter bzw. Gütergruppen darstellt, minimiert.

Als Ergebnis erhält man den minimalen Gesamterhebungsumfang, um eine Varianz von  $c$  zu erreichen. Hierdurch ist es möglich, die Kosten für ein bestimmtes Qualitätsniveau zu minimieren.

#### 4.2.2 Minimierung des Erhebungsumfangs für ausgewählte Indexpositionen

Nun soll diese Minimierung des Erhebungsumfangs für das gleiche Beispiel wie in Abschnitt 4.1.2 umgesetzt werden. An dieser Stelle wird für die vorgegebene Varianz  $c$  die Ausgangsvarianz vor einer Veränderung des Erhebungsumfangs von 0,001326 zugrunde gelegt. Ebenfalls durch die Umsetzung eines Minimierungsproblems mit Solver ergibt sich ein anderer Wert für den Gesamterhebungsumfang und den Erhebungsumfang für die Güterkategorien der Restaurant- und Bäckerei-Produkte. So lässt sich der Gesamterhebungsumfang von 30 auf 28 reduzieren ohne dass sich die Varianz erhöht, indem man einen Erhebungsumfang von  $n_R = 16$  und  $n_B = 12$  zugrunde legt:<sup>29</sup>

$$\text{Var}(P_R + P_B) = a_R \text{Var}(P_R) + a_B \text{Var}(P_B) = 0,544759 \cdot \frac{0,022005}{16} + 0,455241 \cdot \frac{0,015079}{12} = 0,001321$$

Insgesamt sollten also statt 13 nun 16 Restaurants und statt 17 nur noch 12 Bäckereien befragt werden, wenn man den Erhebungsumfang bei gegebener Varianz minimieren möchte. Der Gesamterhebungsumfang kann dadurch bei einer gleich bleibenden Varianz um zwei Erhebungen bzw. um 6,67% verringert werden.

#### 4.2.3 Schlussfolgerungen für die Minimierungsprobleme

Anhand der eben erläuterten Minimierungsprobleme konnte gezeigt werden, dass es zwei verschiedene Wege gibt, die auf Expertenwissen beruhende Auswahl von Gütern und Erhebungsumfängen zu verbessern. Zum einen wurde aufgezeigt, wie sich die Qualität bei gleich bleibenden Kosten maximieren lässt, und zum anderen, wie sich die Kosten für ein bestimmtes Qualitätsniveau minimieren lassen. Diese Methoden lassen sich praktisch auf alle Güter übertragen, wobei jedoch darauf zu achten ist, dass einige Güter zusammengefasst werden müssen, da sie nicht getrennt, sondern zusammen erhoben werden.

Bei der Umsetzung dieser Ansätze ist darauf zu achten, dass diese Methoden nicht am Anfang eines Konzepts zur Ermittlung von Preisniveaus stehen können. Vielmehr sind diese Methoden darauf angewiesen, dass schon Daten erhoben wurden. Man könnte also in einem ersten Schritt in einer Pilotstudie für wenige Regionen eine sehr umfangreiche Datenerhebung durchführen, die dann als Grundlage für die Durchführung der eben vorgestellten Methoden dienen. Eine sinnvolle Vorgehensweise scheint dabei auch zu sein, zunächst, wie im Rahmen der analysierten Studie auch erfolgt, diese Pilotstudien auf Expertenwissen zu gründen, die dann mit statistischen Methoden auf Verbesserungspotential hin analysiert wird. Diese Methode kann natürlich auch als laufende

---

<sup>29</sup> Auch hier wurden nur ganzzahlige Lösungen zugelassen.

Qualitätskontrolle im Zeitablauf implementiert werden und somit auch als Ergänzung zu einem auf Expertenwissen basierenden Ansatz verwendet werden.

Welche Einsparungsmöglichkeiten es bei derartigen Studien durch geeignete Wahl der erhobenen Güter gibt, wird auch Thema des nächsten Abschnittes sein.

### **4.3 Überprüfung der Indexpositionen auf Relevanz**

#### *4.3.1 Methodenbeschreibung*

Wie bereits in Kapitel 3 erläutert wurde, besteht der regional relevante Warenkorb aus etwa 70 Gütern. Im Folgenden soll nun geprüft werden, ob die Anzahl der in diesem Warenkorb berücksichtigten Güter nicht verringert werden kann. So ist zu diskutieren, ob es tatsächlich notwendig ist, die etwa 70 Güter, die zwischen den einzelnen Bundesländern als im Preis schwankend angesehen werden zu berücksichtigen, um einen guten Preisindex zu erhalten. Möglicherweise könnte auch eine geringere Anzahl an Gütern einen hinreichend genauen Schätzer liefern. Wie bereits in Kapitel 3 dargestellt, wäre es z.B. eine Möglichkeit, nur die Preise im Bereich Wohnen und im Bereich Kraftstoffe zu ermitteln, um eine gute Schätzung des Preisindex zu erhalten. Möglicherweise existiert aber ein Güterbündel, das den Preisindex noch besser beschreibt oder mit einer geringeren Anzahl an Beobachtungen auskommt. Um dieses Güterbündel zu identifizieren werden im Folgenden zwei verschiedene, sich ergänzende Methoden vorgestellt, anhand derer sich die Brauchbarkeit eines Güterbündels beurteilen lässt. Das erste Verfahren beantwortet, vereinfacht ausgedrückt, folgende Frage: Gegeben es sollen nur  $c$  (z.B. vier) Güter erfasst bzw. erhoben werden, welche Güter aus dem umfassenden Warenkorb sollen dies sein, wenn man den Ergebnissen, die der umfassende Warenkorb liefert, möglichst nahe kommen will. Die zweite Methode untersucht, inwiefern die Preisindizes für alternative Güterbündel die Variation des Preisindex auf Bezirksebene erklären. Dazu ist für die alternativen Güterbündel das Bestimmtheitsmaß  $R^2$  zu berechnen.<sup>30</sup>

#### **4.3.1.1 Minimierung einer Zielfunktion**

In diesem Abschnitt soll eine Methode beschrieben werden, mit der man dasjenige Güterbündel aus der Menge der aus  $c$  Gütern bestehenden Bündel identifizieren kann, dessen Preisindexschätzer dem 70-Güter-Schätzer möglichst „nahe“ kommt. Die ‚Nähe‘ wird hier durch eine ad hoc gewählte Zielfunktion spezifiziert, in die neben der einfachen Abweichung von den regionalen Preisindizes auch die Varianz der Preise des Güterbündels eingeht. Es wird also ein Güterbündel bestimmt, dessen Preise in den unterschiedlichen Regionen eines Bundeslandes relativ konstant sind. Hintergrund dieser Forderung ist, dass man Güter identifiziert, die im Hinblick auf die Bestimmung von Preismesszahlen vorgegebener Qualität mit relativ wenigen Beobachtungen auskommen. Diese Forderung lässt sich erfüllen, wenn die Preise für die einzelnen Beobachtungen eines Gutes über die Regionen eines Bundeslandes hinweg recht ähnlich sind. Die Varianz der Preise für die Güter des Güterbündels soll also minimiert werden.

Konkret wird an dieser Stelle die folgende Funktion zur Optimierung des Güterbündels vorgeschlagen:

---

<sup>30</sup> Vgl. Winker (2007), S. 150.

$$\min_{G_j \subset G} \left[ 1.000 \sum_{i=1}^n a_i (p_{i,j} - p_i)^2 + \sum_{i < k}^n Var(p_{i,j} - p_{k,j}) \right]$$

$$\text{u.d.NB. } \#G_j = c$$

$G_j$  steht hier für ein bestimmtes Güterbündel aus der Menge aller regional preisvariablen Güter  $G$ . Die Anzahl der Güter in  $G_j$  ist mit  $c$  festgelegt.  $p_{i,j}$  steht für den Preisindex für Güterbündel  $G_j$  in Region  $i$ , während  $p_i$  das Preisniveau in Region  $i$  basierend auf dem umfassenden Güterbündel  $G$  beschreibt. Berücksichtigt werden  $n$  Regionen. Die Klammer  $(p_{i,j} - p_i)^2$  gibt das Quadrat der Abweichung des Preisindex für Güterbündel  $G_j$  in Region  $i$  vom umfassenden Preisindex in Region  $i$  an.  $a_i$  ist das Gewicht der jeweiligen Region, das dem Bevölkerungsanteil entspricht. Der Ausdruck  $Var(p_{i,j} - p_{k,j})$  gibt Auskunft über die Varianz der Differenzen der Preisindizes zwischen den Regionen  $i$  und  $k$  für Güterbündel  $G_j$ . Der ad hoc gewählte Faktor 1.000 wird multipliziert, um eine Gewichtung vorzunehmen, da der vordere Summand im Vergleich zum hinteren Summanden sehr klein ist. Der Abweichung des Schätzers vom regionalen Preisindex soll damit ein größeres Gewicht eingeräumt werden. Die Anpassung an das wirkliche Preisniveau erscheint wichtiger, als eine geringe Varianz zwischen den einzelnen Regionen. Nun ist dasjenige Güterbündel zu bestimmen, das die Zielfunktion minimiert.

Bei der Berechnung der Zielfunktion für verschiedene Güterbündel ist darauf zu achten, dass die Anzahl der Güter in den unterschiedlichen Güterbündeln gleich ist, da ansonsten die Werte der Zielfunktionen nicht miteinander zu vergleichen wären. Die Gewichte der unterschiedlichen Güter gehen nicht in die Zielfunktion ein. Tendenziell kann man aber damit rechnen, dass ein Güterbündel, das ein relativ großes Gesamtgewicht aufweist, einen kleineren Wert der Zielfunktion besitzt als ein Güterbündel mit einem kleinen Gewicht. Dennoch ist es nicht ausgeschlossen, dass auch Güterbündel mit kleinen Gewichten stark mit den Preisen aller Güter korrelieren und so als Schätzer geeignet sind.

Abschließend muss man erwähnen, dass für eine fundierte Gewichtung der beiden Teile der Zielfunktion eine Paneldatenanalyse notwendig wäre. Man müsste also auf Grundlage von Daten aus mehreren Perioden überprüfen, ob die Wahl eines ad hoc gewählten Faktors 1.000 gerechtfertigt ist. Darüber hinaus wäre es für eine fundierte Gewichtung auch notwendig zu untersuchen, ob die einzelnen Preisindex-Schätzer für alternative Güterbündel den 70-Güter-Preisindex systematisch über- bzw. unterschätzen. Wäre dies der Fall, ließen sich die entsprechenden Schätzer korrigieren, was natürlich auch die Gewichtung beeinflussen müsste. Für den vorliegenden Fall einer reinen Querschnittsbetrachtung sind diese Untersuchungen jedoch nicht möglich.

#### 4.3.1.2 Berechnung des Bestimmtheitsmaßes und des Rangkorrelationskoeffizienten für alternative Preisindexschätzer

Nun sollen zwei ergänzende Methoden zur Beurteilung der Eignung von alternativen Güterbündeln für die Schätzung des Preisindex vorgestellt werden. Für die erste Methode wird der Preisindex des gesamten Warenkorbs für die einzelnen Bezirke auf die Preisindizes kleinerer Warenkörbe



für die einzelnen Bezirke regressiert. Aus dieser Regression lässt sich das Bestimmtheitsmaß  $R^2$  wie folgt berechnen:

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{Cov(P_i, P_{i,j})^2}{Var(P_i)Var(P_{i,j})}$$

ESS steht hier für die durch den Preisindex des kleineren Warenkorbes erklärte Varianz des gesamten regionalen Preisindex. TSS steht wiederum für die gesamte Varianz des regionalen Preisindex. Mit  $R^2$  wird also der Anteil der erklärten Varianz an der Gesamtvarianz angegeben.<sup>31</sup>

Konkret berechnet werden kann das Bestimmtheitsmaß z.B. direkt mit einem Statistiksoftwareprogramm wie EViews, welche das Bestimmtheitsmaß standardmäßig bei jeder Regression angibt, oder über die Varianzen und Kovarianzen der einzelnen Preisindizes. Das Bestimmtheitsmaß entspricht hier dem Quadrat des Pearson'schen Korrelationskoeffizienten. Es nimmt Werte zwischen 0 und 1 an, wobei ein Wert nahe 1 bedeutet, dass der Anteil der erklärten Varianz sehr groß ist.<sup>32</sup> Für das Bestimmtheitsmaß bei einem bestimmten Preisindexschätzer mit kleinerem Warenkorb würde das bedeuten, dass dieser Schätzer den Preisindex des gesamten Warenkorbs sehr gut erklärt.

Eine weitere Möglichkeit zur Beurteilung der Güte alternativer Schätzer ist die Berechnung des Rangkorrelationskoeffizienten nach Spearman. Dieser Rangkorrelationskoeffizienten entspricht dabei dem Pearson'schen Korrelationskoeffizienten angewandt auf Ränge anstatt auf konkrete Ausprägungen. Durchgeführt wird die Berechnung indem man zunächst den einzelnen Ausprägungen, im untersuchten Fall also den Preisindizes für die unterschiedlichen Bezirke, Ränge zuordnet und den Korrelationskoeffizienten berechnet:<sup>33</sup>

$$r_{SP} = \frac{\sum (rg(x_i) - \bar{rg}X)(rg(y_i) - \bar{rg}Y)}{\sqrt{\sum (rg(x_i) - \bar{rg}X)^2 \sum (rg(y_i) - \bar{rg}Y)^2}}$$

$rg(x_i)$  bzw.  $rg(y_i)$  stehen hier für die Ränge der Preisindizes x und y in den verschiedenen Bezirken, während  $\bar{rg}X$  bzw.  $\bar{rg}Y$  die jeweilige mittlere Rangzahl angeben.

Die Berechnung des Rangkorrelationskoeffizienten ist hier geeignet, da der Rangkorrelationskoeffizient nur die Ordnungsrelation benutzt und daher schon für ein Ordinalskalenniveau verwendbar ist. Er gibt also den monotonen Zusammenhang an.<sup>34</sup> Man kann also mit dem Rangkorrelationskoeffizienten Aussagen darüber treffen, inwiefern die Ränge eines bestimmten Preisindex mit den Rängen des 70-Güter-Preisindex korreliert sind. Der Rangkorrelationskoeffizient kann dabei Werte zwischen -1 und 1 annehmen. Ist ein Wert nahe 1, bedeutet dies, dass die Ränge eines bestimmten Preisindex die Ränge des 70-Güter-Preisindex recht gut beschreiben.

<sup>31</sup> Vgl. Winker (2007), S. 150.

<sup>32</sup> Vgl. Fahrmeir; Künstler; Pigeot; Tutz (2004), S. 160.

<sup>33</sup> Vgl. Fahrmeir; Künstler; Pigeot; Tutz (2004), S. 142.

<sup>34</sup> Vgl. Fahrmeir; Künstler; Pigeot; Tutz (2004), S. 144.

### 4.3.2 Umsetzung für die Steiermark

#### 4.3.2.1 Minimierung einer Zielfunktion

Zur Berechnung der Zielfunktion wurde die Steiermark zunächst in zwei Regionen aufgeteilt. Folgende Tabelle gibt Auskunft über die Gliederung der Regionen:

**Tabelle 6: Gliederung der Steiermark**

Bundesland	Region	NUTS3	Bezirk
Steiermark	Region 1	Graz	Graz, Graz-Umgebung
		Oststeiermark	Feldbach, Fürstenfeld, Hartberg, Radkersburg, Weiz
		West- und Südsteiermark	Deutschlandsberg, Leibnitz, Voitsberg
	Region 2	Liezen	Liezen
		Östliche Obersteiermark	Bruck an der Mur, Leoben, Mürzzuschlag
		Westliche Obersteiermark	Judenburg, Knittelfeld, Murau

Die Aufteilung in zwei Regionen erfolgte aufgrund der Tatsache, dass für eine Aufteilung nach NUTS3-Regionen<sup>35</sup> die Anzahl der Preismesszahlen in den einzelnen Regionen nicht groß genug ist. Da für jeden Bezirk nur eine Preismesszahl für jedes der 70 Güter bekannt ist, hätte eine Aufteilung nach NUTS3 zur Folge gehabt, dass man im Bezirk Liezen keine Varianz hätte berechnen können, da es dort nur eine Preismesszahl für jedes Gut gegeben hätte.

Für diese Einteilung der Regionen lässt sich die in Abschnitt 4.3.1.1 erläuterte allgemeine Formel konkretisieren:

---

<sup>35</sup> Vgl. Statistik Austria (2008).

$$\min_{G_j \in \bar{G}} \left[ 1.000 \cdot \left( 0,7047 \cdot (p_{1,j} - p_1)^2 + 0,2953 \cdot (p_{2,j} - p_2)^2 \right) + Var(p_{1,j} - p_{2,j}) \right]$$

$$\text{u.d.NB. } \#G_j = 4$$

Im Folgenden wurde ein Bündel von vier Gütern unterstellt. Selbstverständlich kann man dies noch ausweiten. Die Anzahl der möglichen Güterbündel beträgt bei vier ausgewählten Gütern allerdings bereits  $\binom{70}{4} = 916895$ . Dies bedeutet eine etwas aufwendige Berechnung für alle Güterbündel. Aus diesem Grund erfolgt zunächst die Konzentration auf eine Auswahl von einigen wenigen Güterbündeln.

Die ersten beiden Produkte in der obigen Klammer geben jeweils das Quadrat der Abweichung des 4-Güter-Schätzers vom 70-Güter-Schätzer in den beiden Teilregionen der Steiermark an. Diese Abweichungen sollen in beiden Regionen möglichst klein gehalten werden. Das dritte Produkt gibt nun die Varianz der Abweichungen zwischen den beiden Preisindizes der 4-Güter-Schätzer an. Diese Varianz soll ebenfalls minimiert werden, da man, wie unter 4.3.1.1 bereits erläutert, dasjenige Güterbündel identifizieren möchte, dessen Preise im ganzen Bundesland relativ konstant sind. Mit der Untersuchung der Abweichungen der 4-Güter-Preisindizes lässt sich nun ermitteln, inwiefern die Schätzer variieren.

In der folgenden Tabelle lassen sich die Werte der Zielfunktion für die unterschiedlichen Güterbündel ablesen.

**Tabelle 7: Werte der Zielfunktion für alternative Güterbündel**

Güterbündel	Gewicht im Warenkorb	Wert der Zielfunktion
1) Wohnungsmieten, 2) Kosten (fikt. Mieten) für Eigentumswohnungen & -häuser, 3) Betriebskosten Mietobjekte, 4) Betriebskosten Eigentümerwohnungen & Hauseigentümer	15,3080%	12,93
1) Mischbrotwecken 2) Vollkornbrot, 3) Weißbrot, Baguette 4) Maschinensemmel	0,8077%	14,63
1) 1 Liter Normalbenzin, 2) 1 Liter Superbenzin, 3) 1 Liter Dieseltreibstoff, 4) 1 Liter Motoröl	2,803%	84,23

Vergleicht man nun die Werte der Zielfunktion für die einzelnen Güterbündel, erkennt man, dass die Zielfunktion für das erste Güterbündel minimiert wird. Daher ist unter den drei vorgestellten Güterbündeln dieses auszuwählen. Das vorgestellte Instrument der Minimierung einer Zielfunktion gibt allerdings keinerlei Auskunft darüber, welcher Wert für die Zielfunktion optimal ist. Dies ist

eine Vorgabe, die beispielsweise durch eine Begrenzung des Budgets für die Erhebung von Preisen gegeben wird.

Das Ergebnis ist jedoch mit Einschränkungen zur Kenntnis zu nehmen, da zur Berechnung der Zielfunktion nur auf die Preismesszahlen auf Bezirksebene zurückgegriffen wurde. Für die Berechnung der Schätzer ist dies unproblematisch, nicht jedoch für die Berechnung der Varianz. So konnte hier nur die Varianz zwischen den einzelnen Bezirken und nicht die Varianz innerhalb eines Bezirks berücksichtigt werden. Man kann das vorliegende Ergebnis aber dennoch zumindest als eine Annäherung an ein optimales Ergebnis betrachten.

#### 4.3.2.2 Berechnung des Bestimmtheitsmaßes und des Rangkorrelationskoeffizienten

Als Ergänzung wird nun noch analysiert, inwiefern die Preisindizes für die verschiedenen Güterbündel den 70-Güter-Preisindex für die einzelnen Bezirke erklären, indem das Bestimmtheitsmaß für die unterschiedlichen Regressionen berechnet wird. Darüber hinaus gibt die Tabelle auch noch das Bestimmtheitsmaß für drei weitere Güterbündel an.

**Tabelle 8: Werte des Bestimmtheitsmaßes und des Rangkorrelationskoeffizienten für alternative Güterbündel**

Güterbündel	Gewicht im Warenkorb	Bestimmtheitsmaß $R^2$	Rangkorrelationskoeffizient
<b>Güterbündel 1</b> 1) Wohnungsmieten, 2) Kosten (fikt. Mieten) für Eigentumswohnungen & -häuser, 3) Betriebskosten Mietobjekte, 4) Betriebskosten Eigentümerwohnungen & Hauseigentümer	15,3080%	0,9515	0,9804
<b>Güterbündel 2</b> 1) Mischbrotwecken 2) Vollkornbrot, 3) Weißbrot, Baguette 4) Maschinensemmel	0,8077%	0,2317	0,4608
<b>Güterbündel 3</b> 1) 1 Liter Normalbenzin, 2) 1 Liter Superbenzin, 3) 1 Liter Dieseltreibstoff, 4) 1 Liter Motoröl	2,803%	0,0377	-0,1225

<b>Güterbündel 4</b>			
Mieten, selbstgenutztes Wohneigentum und Kraftstoffe (Warenkorb aus 3.3)	14,52%	0,8034	0,9681
<b>Güterbündel 5</b>			
Güterbündel 1 + Güterbündel 2 + Gebäck (Gut aus dem Bereich Bäckerei, das nicht Teil von Güterbündel 2 ist)	16,47%	0,957	0,9804
<b>Güterbündel 6</b>			
Neun zufällig ausgewählte Güter	4,59%	0,6291	0,8015
<b>Güterbündel 7</b>			
1) Wohnungsmieten, 2) Kosten (fikt. Mieten) für Eigentumswohnungen & -häuser	11,86%	0,8773	0,9363
<b>Güterbündel 8</b>			
alle Güter ohne 1) Wohnungsmieten und 2) Kosten (fikt. Mieten) für Eigentumswohnungen & -häuser	15,41%	0,4654	0,6397
<b>Güterbündel 9</b>			
alle Güter ohne 1) Wohnungsmieten, 2) Kosten (fikt. Mieten) für Eigentumswohnungen & -häuser, 3) Betriebskosten Mietobjekte und 4) Betriebskosten Eigentümerwohnungen & Hauseigentümer	11,96%	0,2125	0,1299

Wie man in der Tabelle ablesen kann, weist das Güterbündel 1 deutlich das höchste Bestimmtheitsmaß der ersten drei Güterbündel auf, die alle auf nur vier Gütern basieren. Die Varianz des Preisindex des 70-Güter-Warenkorbes wird von dem Preisindex, der auf diesem Güterbündel basiert, zu etwa 95% erklärt. Man kann hier den Schluss ziehen, dass es durchaus sinnvoll erscheint, mit einem – geeignet gewählten – 4-Güterbündel zu arbeiten. Zur Bestimmung der Preisindizes in den einzelnen Bezirken eines Bundeslandes kann es also ausreichen, wenn man einen Schätzer verwendet, dem weitaus weniger als 70 verschiedene Güter zu Grunde liegen.

Zu klären ist allerdings noch, ob sich das Bestimmtheitsmaß durch Ergänzung um weitere Güter noch erhöhen lässt. Aus diesem Grunde wurde das Bestimmtheitsmaß für drei weitere Preisindizes (Güterbündel 4-6) ausgerechnet. Güterbündel 4 entspricht demjenigen, das in der OGM-Studie zur Bestimmung des Preisindex für die Bezirke verwendet wurde (siehe Abschnitt 3.3). Neben diesem Bündel, dessen Gesamtgewicht im Warenkorb etwa 14,5% beträgt, wurden noch zwei weitere Preisindizes bestimmt, die aus je neun Güter umfassenden Bündeln bestehen.

Für das vierte Güterbündel erhält man ein Bestimmtheitsmaß von 0,8034, ein Wert, der angesichts geringer Erhebungskosten eine Approximation des 70-Güter-Preisindex durch Güterbündel 4 vertretbar erscheinen lässt. Interessant ist hier aber noch ein Blick auf die anderen beiden Güterbündel. Während das fünfte Güterbündel eine Zusammenfassung aus Güterbündel 1 und 2 ergänzt um ein weiteres Gut aus dem Bäckereibereich ist, besteht Güterbündel sechs aus neun zufällig ausgewählten Gütern des regionalen Warenkorbs.

Für Güterbündel 5, das ein Gewicht von 16,47% besitzt, nimmt das Bestimmtheitsmaß einen Wert von 0,957 an, während das Bestimmtheitsmaß für Güterbündel 6 bei einem Gewicht von 4,86% 0,6291 ist. Das bedeutet, dass der Preisindexschätzer für Güterbündel 5 die Varianz des 70-Güter-Preisindex zu 95,7% erklärt. Dies ist zwar ein hoher Wert, jedoch ist die Erhöhung im Vergleich zu Güterbündel 1 nur marginal.

Zu ähnlichen Ergebnissen kommt man, wenn man die Werte des Rangkorrelationskoeffizienten betrachtet. Auffallend ist hier, dass der Rangkorrelationskoeffizient für Güterbündel 1, für Güterbündel 4 und auch für Güterbündel 5 sehr nahe an 1 ist. Dies bedeutet, dass sich auch mit Güterbündel 4 die Rangfolge der Preisindizes für die einzelnen Bezirke gut schätzen lässt und dies nicht nur sehr gut mit Güterbündel 1 und 5 möglich ist.

Abschließend wollen wir die Bedeutung und die Erklärungskraft der Kategorie Wohnen für das regionale Preisniveau noch detaillierter analysieren. Zu diesem Zweck haben wir das Bestimmtheitsmaß für einen Preisindex ausgerechnet, der nur auf den beiden Gütern Wohnungsmieten und fiktiven Mieten für Eigentumswohnungen und Häuser basiert (Güterbündel 7). Für dieses Güterbündel, das ein Gewicht von 11,86% besitzt, erhält man ein Bestimmtheitsmaß von 0,8773 sowie einen Rangkorrelationskoeffizienten von 0,9363!<sup>36</sup> Nimmt man hingegen alle 68 übrigen Güter aus unserem 70 Güter umfassenden Warenkorb (Güterbündel 8), so erhält man lediglich ein Bestimmtheitsmaß von 0,465 in Bezug auf den gesamten Warenkorb. Dies gilt, obwohl das Ge-

---

<sup>36</sup> Überraschend ist an dieser Stelle, dass das Bestimmtheitsmaß für das Güterbündel 7 höher ist als für das zusätzliche Güter (nämlich Kraftstoffe) enthaltende Güterbündel 4. Die Erklärung hierfür liegt wohl daran, dass die Kraftstoffe lediglich „Noise“ hinzufügen. Dies ist aus den Berechnungen für Güterbündel 3 ersichtlich, die ein Bestimmtheitsmaß von 0,03 aufweisen.

wicht mit 15,41% deutlich höher als im Fall der beiden Wohnungsgüter ist. Das entsprechende Güterbündel hat also einen deutlich höheren Erklärungsgehalt im Hinblick auf das Preisniveau als die Gesamtheit aller anderen Güter.

#### 4.3.3 *Schlussfolgerung*

Die in diesem Abschnitt durchgeführte Überprüfung der Indexpositionen auf deren Relevanz liefert eine Abschätzung, wie viele Indexpositionen erhoben werden müssen, um zu einer akzeptablen Güte der Preisindexmessung zu kommen. So zeigt sich, dass ein Bestimmtheitsmaß von 0,6 zu erreichen ist, selbst wenn die neun Güter zufällig ausgewählt sind. Ein von Experten ausgewähltes Güterbündel aus nur sechs Gütern, das etwa 15% des Gesamtgewichts umfasst, kann die Varianz eines Preisindex, der auf Grundlage eines siebzig Güter umfassenden Warenkorbs gebildet wurde, schon zu achtzig Prozent erklären. Das bedeutet, dass sich eine Vorgehensweise, die die Preiserhebung auf Bezirksebene nur auf den Wohn- und Kraftstoffbereich beschränkt zwar grundsätzlich rechtfertigen lässt, auf der anderen Seite aber sogar durch eine Verringerung des Güterbündels ein noch besseres Ergebnis erreicht werden kann. So kann man bei einem auf zwei Gütern basierenden Preisindex ein Bestimmtheitsmaß von 0,8773 erreichen, ohne dass man die Kraftstoffpreise berücksichtigen muss. Für andere Güterbündel, die beispielsweise aus vier Gütern bestehen, ergeben sich aber noch deutlich bessere Werte wie z.B. ein Bestimmtheitsmaß von 0,9515, ein Wert, der auf einen guten Schätzer hinweist. Es wäre also im vorliegenden Fall der Steiermark ausreichend, statt der Preise des Wohnungsbereichs und der Kraftstoffpreise die Preise des Wohnungsbereichs samt Betriebskosten zu erheben, um eine sehr gute Schätzung des Preisindex zu erhalten. Selbst ohne die Berücksichtigung der Betriebskosten erhält man noch eine gute Schätzung.

Hat man allerdings nur ein Interesse an der Reihung der einzelnen Bezirke hinsichtlich ihres Preisindex, könnte auch Güterbündel 7, das nur Mieten und Kosten für selbstgenutztes Eigentum umfasst, als Schätzer völlig ausreichen, da der Wert für den Rangkorrelationskoeffizienten mit 0,9363 sehr nahe an den für Güterbündel 1 herankommt. Unsere Ergebnisse zeigen andererseits auch, dass Analysen, die die Kategorie Wohnen ausblenden, kaum zu zufriedenstellenden Resultaten im Hinblick auf die regionalen Preisniveaus führen dürften.

Man muss an dieser Stelle noch erwähnen, dass es Güterbündel geben könnte, die noch bessere Ergebnisse liefern könnten als die von uns analysierten. Des Weiteren muss man einschränkend erwähnen, dass es sich bei unseren Aussagen um das Ergebnis einer Querschnittsanalyse handelt. Es ist also nicht gesichert, dass sich diese Ergebnisse ohne weiteres auf zukünftige Perioden übertragen lassen. Dazu wäre es notwendig, eine Längsschnittanalyse durchzuführen.

## 5 **Zusammenfassung und Ausblick**

Die vorliegende Arbeit stellte österreichische Studien aus den Jahren 2004 und 2005 vor, die regionale Preisindizes auf Ebene der (österreichischen) Bundesländer und Bezirke abgeleitet haben. Neben der Präsentation der Vorgehensweise und Ergebnisse dieser Studien lag der Schwerpunkt der Arbeit auf deren statistischen Evaluierung. Untersucht wurde dabei insbesondere die Frage, inwieweit eine auf wenige Güter beschränkte Erhebung zu aussagekräftigen Ergebnissen führt. Die Ergebnisse sind vor dem Hintergrund knapper Budgets für umfangreiche Datenerhebungen als

sehr positiv zu bezeichnen. Es wurde gezeigt, dass der Preisindexschätzer eines aus vier Gütern bestehenden Bündels die Varianz eines auf Basis von siebzig Gütern abgeleiteten Preisindex zu mehr als 95 % erklären kann. Wichtig ist hier allerdings eine geeignete Auswahl der Güter. Die statistische Analyse kann hier a priori Vermutungen unterstützen und gegebenenfalls korrigieren. Unsere Resultate unterstreichen hier die besondere Bedeutung, die der Kategorie Wohnen im Hinblick auf die regionalen Preisniveaus zukommt.

Ein weiterer Schwerpunkt dieses Aufsatzes lag darauf, wie eine bestehende Datenbasis zur Optimierung zukünftiger Studien zur Bestimmung regionaler Preisindizes verwendet werden kann. Dieses Vorgehen liefert auch eine erste Abschätzung davon, welche Erkenntnisse und vor allem welcher Nutzen von einer mehrstufigen Vorgehensweise mit Pilot- und Hauptstudie zu erwarten sind. Wir haben eine einfache Anwendung mit nur zwei Güterkategorien und demzufolge sehr beschränktem Optimierungspotential betrachtet. Je nachdem ob die Qualität bei gegebenen Kosten maximiert oder die Kosten bei gegebener Qualität minimiert werden sollen, kann man zeigen, dass schon in diesem Szenario Kosteneinsparungen bzw. Qualitätsverbesserungen im Ausmaß von 6-7% durch eine optimierte Ausgestaltung der Erhebung erreichbar sind.

Natürlich muss hier festgehalten werden, dass unsere Ergebnisse nur eine Momentaufnahme liefern. Es ist auch zu fragen, inwiefern in unserem Fall die Daten aus der Steiermark und deren Bezirke repräsentativ für ganz Österreich sind. Hier sind unsere Ergebnisse abhängig von der zur Verfügung stehenden Datenbasis. Unsere Arbeit zeigt aber auf, wie man die Ergebnisse einer repräsentativ konzipierten Pilotstudie zur Vorbereitung einer umfassenden Studie verwenden könnte.

Inwiefern die Vorgehensweise aus einem kleinen, relativ homogenen Land wie Österreich auf Deutschland übertragen werden kann, ist natürlich im Detail zu klären. Inwieweit zur Bestimmung regionaler Preisindizes zum Beispiel VPI-Daten herangezogen werden können, ist nicht ohne das Statistische Bundesamt zu klären. Die Strukturen mit großen, bundesweit tätigen Handelsketten hier wie dort und einer zunehmenden Bedeutung von Online-Handel im Bereich „handelbarer“ Güter lassen aber nicht darauf schließen, dass einer Übertragung grundsätzliche Probleme entgegen stehen.



## 6 Literaturverzeichnis

Biggeri, Luigi, Rita De Carli, und Tiziana Laureti, The interpretation of the PPPs: a method for measuring the factors that affect the comparisons and the integration with the CPI work at regional level, <http://www.unece.org/stats/documents/ece/ces/ge.22/2008/mtg1/zip.26.e.pdf>

De Carli, Rita (2008), An experiment to calculate PPPs at regional level in Italy: procedures adopted and analyses of the results.  
<http://www.unece.org/stats/documents/ece/ces/ge.22/2008/mtg1/zip.56.e.pdf>

Fahrmeir, Ludwig; Künstler, Rita; Pigeot, Iris; Tutz, Gerhard (2004), Statistik – Der Weg zur Datenanalyse, 5. Auflage, Springer Verlag (Heidelberg)

Götz, Georg (2006), Regionale Preisindizes und Realeinkommen in Österreich, Vortrag an der Universität Wien beim Sommerseminar der GfR und des IAB in Dresden, 6./7.7.2006.

Statistik Austria (2006), Standard-Dokumentation und Metainformationen zum Verbraucherpreisindex und Harmonisierter Verbraucherpreisindex,  
[http://www.statistik.at/web\\_de/wcmsprod/groups/gd/documents/stdok/003214.pdf#page=e=bookmarks](http://www.statistik.at/web_de/wcmsprod/groups/gd/documents/stdok/003214.pdf#page=e=bookmarks)

OGM (2008), Reale Kaufkraft 2008 OGM, unveröffentlichte Publikation

OGM (2005), Die Einkommen der Bundesländer unter Berücksichtigung der regionalen Preisniveaus, [http://www.ogm.at/pdfs/Reale\\_Kaufkraft\\_2005.pdf](http://www.ogm.at/pdfs/Reale_Kaufkraft_2005.pdf)

Statistik Austria (2008), Gliederung Österreich in NUTS-Einheiten,  
[www.statistik.at/web\\_de/static/gliederung\\_in\\_nuts-einheiten\\_023722.pdf](http://www.statistik.at/web_de/static/gliederung_in_nuts-einheiten_023722.pdf)

Winker, Peter (2007), Empirische Wirtschaftsforschung und Ökonometrie, 2. Auflage, Springer-Verlag (Heidelberg)

von der Lippe, Peter (2007), Index Theory and Price Statistics, Peter Lang GmbH (Frankfurt am Main)

Wingfield, Damon; Fenwick, David; Smith, Kevin (2005) Relative regional consumer price levels in 2004, Economic Trends 615, February 2005.