

Kosfeld, Reinhold; Eckey, Hans-Friedrich; Schüßler, Martina

**Working Paper**

## Ökonometrische Messung regionaler Preisniveaus auf der Basis örtlich beschränkter Erhebungen

RatSWD Research Note, No. 33

**Provided in Cooperation with:**

German Data Forum (RatSWD)

*Suggested Citation:* Kosfeld, Reinhold; Eckey, Hans-Friedrich; Schüßler, Martina (2009) :  
Ökonometrische Messung regionaler Preisniveaus auf der Basis örtlich beschränkter Erhebungen,  
RatSWD Research Note, No. 33, Rat für Sozial- und Wirtschaftsdaten (RatSWD), Berlin

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/43644>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

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

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

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

**Terms of use:**

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

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

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



Rat für Sozial- und  
Wirtschaftsdaten (RatSWD)

[www.ratswd.de](http://www.ratswd.de)

# RatSWD

## *Research Notes*

Research Note

No. 33

Ursprünglich als RatSWD Working Paper No. 73 erschienen

### Ökonometrische Messung regionaler Preisniveaus auf der Basis örtlich beschränkter Erhebungen

---

Reinhold Kosfeld, Hans-Friedrich Eckey, Martina Schüßler

---

März 2009

---

GEFÖRDERT VOM



Bundesministerium  
für Bildung  
und Forschung

## Research Notes des Rates für Sozial- und Wirtschaftsdaten (RatSWD)

---

In der Publikationsreihe *RatSWD Research Notes* erscheinen empirische Forschungsergebnisse, beruhend auf Daten, die über die durch den RatSWD empfohlene informationelle Infrastruktur zugänglich sind. Die Pre-Print-Reihe startete Ende 2007 unter dem Titel *RatSWD Working Papers*.

Arbeiten aus allen sozialwissenschaftlichen und wirtschaftswissenschaftlichen Disziplinen können in der Reihe erscheinen. Die Reihe *RatSWD Research Notes* bietet einen Einblick in die vielfältigen wissenschaftlichen Anwendungsmöglichkeiten empirischer Daten und Statistiken und richten sich somit an interessierte, empirisch arbeitende Wissenschaftler/innen ebenso wie an Vertreter/innen öffentlicher Einrichtungen der Datenerhebung und der Forschungsinfrastruktur.

Die *RatSWD Research Notes* sind eine Plattform für eine frühzeitige zentrale und weltweit sichtbare Veröffentlichung von auf empirischen Daten basierenden Forschungsergebnissen und konzeptionellen Ideen zur Gestaltung von Erhebungen. *RatSWD Research Notes* sind nicht-exklusiv, d. h. einer Veröffentlichung an anderen Orten steht nichts im Wege. Alle Arbeiten können und sollen auch in fachlich, institutionell und örtlich spezialisierten Reihen erscheinen. *RatSWD Research Notes* können nicht über den Buchhandel, sondern nur online über den RatSWD bezogen werden.

Um nicht deutsch sprechenden Leser/innen die Arbeit mit der neuen Reihe zu erleichtern, sind auf den englischen Internetseiten der RatSWD Research Notes nur die englischsprachigen Papers zu finden, auf den deutschen Seiten werden alle Nummern der Reihe chronologisch geordnet aufgelistet.

Die Inhalte der Ausgaben stellen ausdrücklich die Meinung der jeweiligen Autor/innen dar und nicht die des RatSWD.

Herausgeber der RatSWD Research Notes Reihe:

Vorsitzender des RatSWD (2007/08 Heike Solga, 2009 Gert G. Wagner)

Geschäftsführer des RatSWD (Denis Huschka)

„Ökonometrische Messung regionaler Preisniveaus  
auf der Basis örtlich beschränkter Erhebungen“

*Expertise im Rahmen des Projekts "Weißer Fleck" Regionale Preisindizes - Wie kann die Wissenslücke geschlossen werden?" des Rats für Sozial- und Wirtschaftsdaten (RatSWD)*

**Prof. Dr. Reinhold Kosfeld**  
**Prof. Dr. Hans-Friedrich Eckey**  
**Martina Schüßler**

**Universität Kassel, Institut für Volkswirtschaftslehre**

## Inhaltsverzeichnis:

1. Einleitung	S. 3
2. Ein Preismodell für Konsumgüter und Mieten	S. 5
3. Lebenshaltungskosten und regionaler Preisindex	S. 8
4. Ökonometrische Modellierung	S. 12
5. Daten	S. 15
6. Schätzergebnisse	S. 18
7. Regionaler und temporärer Preisvergleich	S. 21
8. Fazit	S. 27
Literaturverzeichnis	S. 30

## Verzeichnis der Abbildungen:

Abbildung 1: Verbraucherpreisindex 1995 und 2004

Abbildung 2: Mietpreisindex 1995 und 2004

## Tabellenverzeichnis:

Tabelle 1: Deskriptive Statistiken

Tabelle 2: Schätzergebnisse für das VPI-M-Modell

Tabelle 3: Schätzergebnis für das MPI-Modell

Tabelle 4: Kreise mit den höchsten und niedrigsten VPI-Werten

Tabelle 5: VPI-Konvergenzregressionen

Tabelle 6: Kreise mit den höchsten und niedrigsten MPI-Werten

Tabelle 7: MPI-Konvergenzregressionen

## 1. Einleitung

Obwohl die Unterschiede in den Lebenshaltungskosten über die Zeit hinweg eine entscheidende Rolle in der Theorie und Politik der Regionalökonomik spielen (Jüßen, 2005), sind die Kenntnisse über regionale Preisniveaus in der EU äußerst gering. Nationale statistische Ämter erheben Preisdaten nicht flächendeckend. Vielmehr Preiserhebungen werden üblicherweise punktuell durchgeführt, um den Verbraucherpreisindex (VPI) für Länder und Nationen zu berechnen. Obgleich die statistischen Ämter der Länder Inflationsraten für die 16 NUTS 1 Regionen in Deutschland ermitteln, erlauben die Daten keinen interregionalen Preisvergleich. In Großbritannien ermittelt die private „Reward Group“ regelmäßig Lebenshaltungskostenindizes (cost-of-living indices, COLI) für 11 Makroregionen, die unter anderem für die Berechnung regionalisierter Löhne und Gehälter verwendet werden (Johnston et al., 1996). Informationen über regionale Preisniveaus auf einem niedrigeren regionalen Niveau, beispielsweise für NUTS 2 oder NUTS 3 Regionen, sind gewöhnlich nicht verfügbar.

Aufgrund dieses Informationsmangels müssen sich regionale EU Studien gewöhnlich auf nominale Indikatoren stützen. Jüßen (2005) deutet auf die Notwendigkeit hin, die Konvergenz des realen BIP zu analysieren, um zu bewerten, ob sich die Regionen wirtschaftlich auseinander entwickeln oder angleichen. Ebenso sind Vergleiche des regionalen Entwicklungsstands und der Kaufkraft nur bei Kenntnis der regionalen Preisniveaus aussagekräftig. Bei der Messung räumlicher Disparitäten der Lebenshaltungskosten schätzen Aten und Heston (2005) räumliche Preisniveaus, indem sie regionale ökonometrische Modelle mit nationalen Verbraucherpreisindizes kalibrieren. Ein Herunterbrechen von Länderschätzungen auf die regionale Ebene ist allerdings nicht ohne weiteres zu rechtfertigen. Erstens sind die ökonometrischen Modelle aus internationalen Studien hauptsächlich nachfrageorientiert und nicht wirtschaftstheoretisch fundiert. Zweitens beinhaltet die Kalibrierung mit dem nationalen Verbraucherpreisindex nicht notwendig auch eine adäquate Erklärung der regionalen Preisniveaus. Drittens gibt es a priori keine Garantie, dass die Wirkungen der erklärenden Variablen auf nationalem und regionalem Niveau identisch sind.

Roos (2006a) war der Erste, der eine ökonometrische Bestimmung von regionalen Preisniveaus in Deutschland vorschlug. Er hat erstmals Verbraucherpreisindizes unter Auslassung des Wohnungsbereichs für alle deutschen Kreise und Bundesländer für das Jahr 2003 berechnet. Blien et al. (2008) stellen eine alternative Methode vor, mit der sie für das

Jahr 1993 Schätzwerte für alle westdeutschen Kreise berichten. Bei Verwendung der Inflationsraten der Länder rechnet Roos (2006a) die länderspezifischen Preisniveaus (ohne Wohnungsbereich) für den Zeitraum von 1994 – 2002 fort. In einer nachfolgenden Studie kalkuliert Roos (2006b) Verbraucherpreisindizes auf dem Niveau der Bundesländer unter Verwendung von im Mikrozensus erhobenen Wohnungsmieten. Auf der Basis solcher aggregierter Daten können West/Ost-Vergleiche von Pro-Kopf-Realeinkommen die Einkommenslücke zu gering erscheinen lassen, wenn hohe Einkommensregionen gleichzeitig hohe Preisregionen sind. Vor allem aber bleibt der Preisindex in tiefer regionaler Disaggregation wie z.B. der Kreisebene unvollständig. Er erfasst nicht das tatsächliche Ausmaß räumlicher Disparitäten.

Unsere Studie erweitert die Arbeiten von Roos (2006a, 2006b) in verschiedener Hinsicht. Wir bestimmen einen Verbraucherpreisindex ohne Wohnungsbereich und einen Mietwohnungsindex für alle deutschen NUTS 3-Regionen für den Zeitraum 1995 – 2004. Bei Verwendung beider Datenreihen erhält man einen Paneldatensatz für die regionalen Preisniveaus insgesamt. Der Verbraucherpreisindex ohne Wohnungsbereich spiegelt alleine nicht die regionalen Lebenshaltungskosten adäquat wider, da Wohnungsmieten wesentlich größere räumliche Disparitäten zeigen als Preise für handelbare Produkte und Dienstleistungen. Nur unter Verwendung beider Datenreihen können z.B. fundierte Realeinkommensvergleiche auf Gebietsebene geleistet werden. Wie sich zeigt, sind die Disparitäten des regionalen Preisniveaus erheblich größer als dies durch die unvollständigen Preisindizes zum Ausdruck kommt.

Die in dieser Expertise ermittelten räumlichen Preisniveaus basieren auf regionalen ökonometrischen Preismodellen für den Verbraucherpreisindex ohne Wohnungsbereich und für den Mietwohnungsindex, die mit einem Nutzenmaximierungsansatz aus einem Zwei-Güter-Modell abgeleitet worden sind. Das Verbraucherpreisindexmodell ohne den Wohnungsbereich ist mit Daten aus dem letzten Preisvergleich von 50 ausgewählten deutschen Städten aus 1993 kalibriert (Ströhl, 1994). Mietpreisdaten sind für alle 439 deutschen Kreise am aktuellen Rand der Untersuchungsperiode durch das Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR) verfügbar. Prädiktionen für den Verbraucherpreisindex ohne den Wohnungsbereich (VPM-M), einen Index für Wohnungsmieten (MPI) und den Verbraucherpreisindex insgesamt (VPI) auf dem NUTS 3-Niveau sind im Zeitraum 1995 – 2004 mit den numerisch spezifizierten ökonometrischen Preismodellen vorgenommen worden.

Eine Regionalanalyse der ökonometrisch ermittelten (Sub-)Preisindizes gibt Aufschluss über das Ausmaß der Preisdisparität. Insbesondere zeigt sich hierbei, dass eine Vernachlässigung des Wohnungsbereichs erhebliche Verzerrungen der regionalen Preisverhältnisse mit sich bringt. Aus einer ergänzenden temporären Analyse lässt sich dagegen prüfen, ob die zeitliche Entwicklung der (Sub-)Preisindizes die theoretisch zu erwartenden Eigenschaften widerspiegelt. Aufschlüsse werden vor allem durch Konvergenzanalysen vermittelt.

Die anschließenden Abschnitte dieser Arbeit sind folgendermaßen aufgebaut. In Kapitel 2 wird ein einfaches Modell für Konsumgüter und Mietpreise als Grundlage für die ökonometrische Modellbildung vorgestellt. Kapitel 3 befasst sich mit Konzepten der Messung von Lebenshaltungskosten (cost of living) und regionalen Preisindizes. In Kapitel 4 werden Aspekte der ökonometrischen Prädiktion der (Sub-)Preisindizes erörtert. Die Datenbasis dieser Studie wird in Kapitel 5 erläutert. In Kapitel 6 werden die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzungen der Preisgleichungen auf Kreisebene diskutiert. Ein regionaler und temporärer Preisvergleich wird in Kapitel 7 durchgeführt. Kapitel 8 zieht ein Fazit.

## **2. Ein Preismodell für Konsumgüter und Mieten**

Reduzierte Gleichungen für die Konsumgüter (ohne Wohnungsbereich)  $X$  und Wohnungsdienstleistungen  $M$  können aus einem System von Angebots- und Nachfrageschemata abgeleitet werden. Der Konsumententheorie zufolge ist die der Nachfrage nach beiden Arten von Gütern,  $X$  und  $M$ , vom Mietpreis und den Preisen der übrigen Konsumgüter,  $p_M$  und  $p_X$ , dem Einkommen,  $y$ , sowie einem Vektor anderer Einflüsse  $\mathbf{d} = (d_1 \ d_2 \ \dots \ d_r)$  abhängig (vgl. Pollak und Wales, 1981; Goodman, 1990; Hansen et al. 1998). Olsen (1987) leitet die Nachfrage für Wohnungsdienstleistungen aus einem Zwei-Güter-Modell über eine intertemporale Wahl, basierend auf einer Nutzenfunktion vom Stone-Geary-Typ, ab. Goodman (1990) bezieht demo-grafische Faktoren als erklärende Variablen auf der Basis von Präferenzen oder Ergänzungen mit Blick auf die Ungewissheit über die zukünftigen Preise und Einkommen ein (vgl. Megbolugbe und Cho, 1996; Hansen et al., 1998). Er befasst sich außerdem mit dem Problem der Nachfrage von Wohnungsdienstleistungen von Eigentümern (tenure choice).

Das Modell der intertemporalen Wahl erlaubt die Ableitung von Nachfragegleichungen für Wohnungsdienstleistungen und alle anderen Konsumgüter. Zur vereinfachten Darstellung



betrachten wir Wohnungsdienstleistungen aus der Sicht eines Mieters.<sup>1</sup> Wegen des Mangels an disaggregierten Zukunftsdaten begrenzen wir die Verbraucherwahl auf eine Periode, nehmen aber ergänzend Variablen in die Nachfragefunktionen auf, die den Nutzen beeinflussen (siehe Olsen 1987).<sup>2</sup>

Der repräsentative Konsument maximiert die Nutzenfunktion,  $U = U(M, X)$ , hinsichtlich der Budgetrestriktion  $p_M \cdot M + p_X \cdot X = y$ , in der  $p_X$  den Preis aller Güter ohne den Wohnungsbereich darstellt,  $p_M$  den Mietpreis und  $y$  das Einkommen. Man erhält hieraus gewöhnliche Nachfragefunktionen mit den beiden Preisen der X- und M-Güter,  $p_X$  und  $p_M$ , sowie dem Einkommen  $y$  als erklärende Variablen:

$$(1) X^D = X^D(p_X, p_M, y)$$

und

$$(2) M^D = M^D(p_X, p_M, y).$$

Das gewöhnliche Nachfragesystem (1)-(2) kann mit zusätzlichen Charakteristiken erweitert werden, die mit Variablen verbunden sind, die das Konsumniveau beeinflussen (Pollak und Wales, 1981; Goodman, 1990; Megbolugbe und Cho, 1996). Hierzu zählen Charakteristiken wie z.B. die Altersstruktur der Bevölkerung oder das Bildungsniveau. Das verbundene Nachfragesystem muss die Bedingungen erster Ordnung der originären Gleichungen erhalten (Pollak und Wales, 1981). Eine einfache Form der Erweiterung ist die so genannte Translation, wobei Interaktionen zwischen den originär ökonomischen und den ergänzenden Variablen ausgeschlossen sind.<sup>3</sup> Es seien  $a_X$  und  $a_M$  Funktionen der demografischen Charakteristiken:

$$a_X = a_X(\mathbf{d}) \quad \text{und} \quad a_M = a_M(\mathbf{d}).$$

Dann führt die Translation (T) zu dem Nachfragesystem

$$(1') X_T^D = a_X + X^D(p_X, p_M, y - p_X \cdot a_X - p_M \cdot a_M)$$

und

---

1 Arevalo und Ruiz-Castilo (2006) wenden den Ansatz der Mietäquivalenz an, um Wohnungsdienstleistungen aus Eigentum in den Verbraucherpreisindex integrieren zu können (siehe auch Crone et al. 2000).

2 Die Angebots- und Nachfragefunktionen, die aus einer Ein-Perioden-Optimierung abgeleitet werden, stellen Spezialfälle der intertemporalen Nutzenmaximierung dar. Im Allgemeinen ist ein Wissen über zukünftige Güterpreise erforderlich, was insbesondere für eine tiefe regionale Gliederung nicht vorhanden ist. Außerdem sind in unserem vereinfachten Ansatz Konsumentenentscheidungen durch das Einkommen anstatt des Vermögens eingeschränkt.

3 Interaktionen können mit der so genannten Skalierungsmethode berücksichtigt werden (siehe Goodman, 1990; Megbolugbe und Cho, 1996).

$$(2') M_T^D = a_M + H^D(p_X, p_M, y - p_X \cdot a_X - p_M \cdot a_M).$$

Die Parameter  $a_X$  und  $a_M$  können als Subsistenzmengen interpretiert werden, die von demografischen Charakteristiken abhängig sind. Der Term  $y - p_X \cdot a_X - p_M \cdot a_M$  reflektiert daher eine Art von überzähligem Einkommen. Für die Nutzenfunktion vom Typ Stone-Geary  $U = (M - a_M)^\gamma (X - a_X)^{1-\gamma}$ , in der der Parameter  $\gamma$  den Ausgabenanteil der X-Güter bezeichnet, ist das Nachfragesystem linear, was eine Translationsfunktion unter Verwendung linearer Funktionen nahe legt:

$$a_k = \sum_{j=1}^r \delta_j \cdot d_j, \quad k = X, M.$$

Die Angebotsfunktionen für X und M können auf Grundlage einer Gewinnmaximierung abgeleitet werden, wenn die Technologie als separierbar angenommen wird.<sup>4</sup> Dann geht die Standardangebotsfunktion für alle Güter außer dem Wohnungsbereich,

$$(3) X^S = X^S(p_X, w, r),$$

aus der neoklassischen Produktionsfunktion mit der Arbeit L und dem Kapital K als Inputfaktoren hervor. Gleichung (3) erklärt das Angebot von X-Gütern als eine Funktion des Güterpreises,  $p_X$ , des Lohnsatzes,  $w$ , und des Zinssatzes,  $r$ .

Das Angebot im Wohnungsbereich kann, inter alia, vom Mietpreis, von den Baukosten, den Finanzierungskosten und dem Angebot an Land abhängen (Ho und Ganesan, 1998; Ge et al., 2006). Tse et al. (1999) benutzt die Änderung des Mietpreises als einzigen Einflussfaktor. Mit dem Mietpreis,  $p_M$ , einem Maß anderer Rentabilitätseinflüsse,  $i_p$ , und dem Angebot an Boden,  $l$ , als erklärende Variablen lautet die Angebotsfunktion

$$(4) H^S = H^S(p_M, i_p, l).$$

Im Gleichgewicht müssen sich Angebot und Nachfrage in beiden Märkten entsprechen. Nach Aggregation von (1') und (3) über alle Haushalte und Firmen und Auflösen nach den Gütermarktpreisen  $p_X$  erhält man die Beziehung

$$(5) p_X = p_X(p_M, Y, w, r, \mathbf{D}).$$

---

4 Die Technologie wird als separierbar bezeichnet, wenn die Inputs aufgeteilt werden können. Der eine Teil des Inputs wird in der Produktion von X-Gütern, der andere Teil in der Produktion von M-Gütern verwendet.

Analog lässt sich der Mietpreis  $p_M$  durch Gleichsetzung von (2') und (4) bestimmen:

$$(6) \quad p_M = p_M(p_X, Y, i_P, l, \mathbf{D}).$$

Die Gleichungen (5) und (6) geben die Gleichgewichtspreise auf dem Güter- und Wohnungsmarkt als Funktionen der Determinanten der entsprechenden Angebots- und Nachfrageschemata an. Der Vektor  $\mathbf{D}$  setzt sich aus aggregierten demografischen Charakteristiken zusammen. In beiden Preisfunktionen ist das individuelle Einkommen durch das aggregierte Einkommen  $Y$  ersetzt worden.

Die Preisgleichungen (5) und (6) geben den Rahmen für ökonometrische Modelle der beiden Sub-Preisindizes VPI-M (Verbraucherpreisindex ohne Mieten) und MPI (Mietpreisindex) vor. Im Kontext der ökonometrischen Modelle erörtern wir die theoretisch zu erwartenden Effekte ausgewählter erklärender Variablen auf die Preisindizes. Außerdem diskutieren Endogenitätsprobleme, die sich in realen Ökonomien ergeben können.

### **3. Lebenshaltungskosten und regionaler Preisindex**

Seitdem die Boskin-Kommission zu dem Schluss gekommen ist, dass der Verbraucherpreisindex die US-Inflation übertrieben darstellt (Boskin et al., 1998), erfolgt eine Diskussion über Preisindex-Konzepte, die in der amtlichen Statistik benutzt werden. Die Übertreibung der Inflationsrate durch den Verbraucherpreisindex mit einem konstanten Warenkorb entsteht durch eine Vernachlässigung von Substitutionen und Veränderungen der Produktqualität zwischen den Basisperioden. Veränderungen der Lebenshaltungskosten resultieren aus Preis- und Mengenveränderungen, um z. B. ein konstantes Nutzenniveau aufrechtzuerhalten. Mit dem traditionellen Laspeyres-Preisindex lassen sich die Lebenshaltungskosten nicht adäquat messen, weil er auf konstanten Mengen basiert. Aus diesem Grund ist er kein – oder ein sehr unzureichender – Lebenshaltungskostenindex (COLI), sondern ein Güterpreisindex (COGI) (Schultze und Mackie, 2002, S. 38, 40 und 74).

Während Informationen über die zeitliche Entwicklung des Verbraucherpreisindex zur Ausgestaltung der Geldpolitik erforderlich sind, benötigt man interregionale Preisvergleiche, um Aufschlüsse über Unterschiede des Lebensstandards zu erhalten (Rao, 2004). Sie betreffen eher den Cost-of-Living-Index (COLI) als den COGI-Ansatz. Ein umfassender Lebenshaltungskostenindex muss für alle Arten von Umweltbedingungen kontrollieren, die den Nutzen neben den Preisen der Güter und Dienstleistungen in unterschiedlichen Gebieten

beeinflussen. Ein solch umfassender Cost-of-Living-Index ist ein sehr anspruchsvoller Messansatz (Schultze, 2003; Diewert, 2004b). Lässt man die Erweiterung außer Acht,<sup>5</sup> vergleicht ein regionaler Lebenshaltungskostenindex die minimalen Ausgabenanteile  $C(\mathbf{p}_r, U_b)$  und  $C(\mathbf{p}_b, U_b)$ , die erforderlich sind, um das gleiche Nutzenniveau  $U_b$  in Region  $r$  wie im Basisgebiet  $b$  bei gegebenen Preisvektoren  $\mathbf{p}_r$  und  $\mathbf{p}_b$  zu erlangen:<sup>6</sup>

$$(7) P_r^{\text{COL}} = \frac{C(\mathbf{p}_r, U_b)}{C(\mathbf{p}_b, U_b)}.$$

Anstelle eines fixen Bündels an Gütern und Dienstleistungen verlangt ein Lebenshaltungskostenindex (COLI) ein konstantes Nutzenniveau. Wenn  $\mathbf{q}_b^*$  und  $\mathbf{q}_r^*$  die optimalen Güterbündel bezeichnen, kann der Lebenshaltungskostenindex wie folgt dargestellt werden:

$$(8) P_r^{\text{COL}} = \frac{\sum_{i=1}^n p_{ir} \cdot q_{ir}^*}{\sum_{i=1}^n p_{ib} \cdot q_{ib}^*} \text{ mit } U_r = U_b$$

Der Cost-of-Living-Index misst die notwendige Kompensation an Einkommen, die erforderlich ist, damit ein Konsument in der Region  $r$  nicht schlechter gestellt ist als ein Konsument im Basisgebiet  $b$ , wenn für ihn der Preisvektor  $\mathbf{p}_r$  und nicht  $\mathbf{p}_b$  relevant ist. Eine positive Kompensation ist gleichbedeutend mit einem Wohlfahrtsverlust, während eine negative Kompensation einem Gewinn an Wohlfahrt gleichkommt. Da die optimalen Bündel  $\mathbf{q}_b^*$  und  $\mathbf{q}_r^*$  nicht beobachtbar sind, sind die COLI-Formeln (7) und (8) nicht operational. Sie können mit einem superlativen Preisindex wie dem Fisher-, Törnquist- oder Walsh-Index approximiert werden, bei denen die Preise beider Regionen symmetrisch gewichtet werden.<sup>7</sup>

Räumliche Konsummuster sind – wenn überhaupt – in den meisten Ländern nur bei einem höher aggregiertem Niveau bekannt. Obwohl für fast alle Bundesländer ein Verbraucherpreisindex berechnet wird, sind die Preismesszahlen mit nationalen Ausgaben gewichtet. Auf einem höher disaggregiertem Niveau sind regionale Preisindizes erst recht mit nationalen Gewichten konstruiert. Sowohl in Ostdeutschland als auch in Westdeutschland kommt bei einem Preisvergleich auf der Ebene von Städten der Preisindex nach Laspeyres in

5 In diesem Fall wird der Index auch als „bedingter“ Cost-of-Living-Index („conditional“ COLI) bezeichnet (s. Schulze und Mackie, 2002, S. 65 und S. 95).

6 Vgl. Schultze und Mackie, 2002, S. 46; Diewert, 2004a; Diewert, 2004b. Für eine kritische Darstellung des COLI-Ansatzes siehe von der Lippe (2004).

7 Ein Preisindex wird als „superlativ“ bezeichnet, wenn er sich als Approximation zweiter Ordnung einer beliebigen Nutzenfunktion erweist. Superlative Indizes zeichnen sich dadurch aus, dass sie symmetrisch sind (Diewert, 2004c, S. 348).

einer modifizierten Form zum Einsatz (Rostin, 1979; Ströhl, 1994). Der originäre räumliche Laspeyres-Preisindex ist wie folgt definiert (Neubauer, 1996, S. 151):

$$(9) P_{br}^L = \frac{\sum_{i=1}^n p_{ir}}{\sum_{i=1}^n p_{ib}} \cdot \frac{p_{ib} \cdot q_{ib}}{\sum_{j=1}^n p_{jb} \cdot q_{jb}} = \frac{\sum_{i=1}^n p_{ir} \cdot q_{ib}}{\sum_{i=1}^n p_{ib} \cdot q_{ib}} .$$

Normalerweise wird eine aktuelle oder fiktive Region als Basisregion  $b$  gewählt. Wenn nur nationale Konsumstrukturen verfügbar sind, würde die Verwendung der nationalen Durchschnittspreise in Einklang mit dem „reinen“ Laspeyres sein.

In seinem Preisvergleich zwischen 50 deutschen Städten verwendet Ströhl (1994) die modifizierte Formel (siehe auch Rostin, 1979)

$$(10) P_{br}^{RS} = \frac{\sum_{i=1}^n p_{ir}}{\sum_{i=1}^n p_{ib}} \cdot \frac{p_{ib} \cdot q_{iG}}{\sum_{j=1}^n p_{jb} \cdot q_{jG}} = \frac{\sum_{i=1}^n p_{ir} \cdot q_{iG}}{\sum_{i=1}^n p_{ib} \cdot q_{iG}} ,$$

wobei  $b$  für die Basisstadt Bonn steht und  $G$  Deutschland bezeichnet. In (10) werden Preismesszahlen dadurch gebildet, dass die Preise für Güter und Dienstleistungen der Berichtsstadt  $r$  in Beziehung zu den entsprechenden Preisen der Basisstadt Bonn gesetzt werden. Die Gewichte sind allerdings fiktive Ausgabenanteile, da die Preise der Basisstadt Bonn mit nationalen Durchschnittswerten multipliziert werden.

Der axiomatische Ansatz der Indextheorie bewertet die Brauchbarkeit von Preisindizes im Hinblick auf ihre formalen Eigenschaften. Axiome, die bei zeitlichen Vergleichen genutzt werden, können, müssen aber nicht räumliche Gegenstücke haben und umgekehrt. Wir wollen unsere Diskussion auf die drei wichtigsten Eigenschaften der Preisindizes (9) und (10) begrenzen,

- Regionale Umkehrbarkeit (region reversal),
- Transitivität (transitivity),
- Charakteristizität (characteristicity),

die einer ökonomischen Interpretation zugänglich sind.<sup>8</sup> Verschiedene Testresultate geben Aufschluss über einige Vorbehalte, den Preisindex von Rostin und Ströhl als Laspeyres-Index zu bezeichnen.

---

<sup>8</sup> Gewöhnlich werden Axiome oder Tests für räumliche Preisindizes im Kontext mit internationalen Vergleichen der Kaufkraftparitäten diskutiert. Siehe Diewert, 1993, Kapitel 12; von der Lippe, 2001, Kapitel 8; Rao, 2004, S. 498.

Ein Preisindex  $P$  wird als regional umkehrbar bezeichnet, wenn er invariant zu der Wahl von  $s$  oder  $r$  als Basisregion in einem bilateralen Vergleich ist:

$$(11) P_{sr} = (P_{rs})^{-1}.$$

In internationalen Studien über die Kaufkraftparitäten nennt man die Überprüfung der Eigenschaft (11) Test auf nationale Umkehrbarkeit (country reversal test) (Diewert, 1993, S. 311; von der Lippe, 2001, Kapitel 2, S. 9 und Kapitel 3, S. 8). Trotz einiger Interpretationsschwierigkeiten von (10) besitzt  $P^{RS}$  diese erwünschte Eigenschaft. Bei der Verwendung von  $P^{RS}$  ist das relative Preisniveau der Regionen eindeutig bilateral festgelegt. Im Gegensatz zu  $P^{RS}$  besteht der originäre Laspeyres Preisindex (9) beim Test auf regionale Umkehrbarkeit nicht.

Was die Konsistenz der Messung anbetrifft, spielt die Eigenschaft der Transitivität von räumlichen Preisindizes eine herausragende Rolle. Unter dem Axiom der regionalen Umkehrbarkeit können  $R(R-1)/2$  Preisindexzahlen sinnvoll zwischen  $R$  Gebieten errechnet werden. Einerseits können die jeweiligen Preisniveaus zwischen zwei Regionen  $r$  und  $s$  durch einen direkten Vergleich zwischen  $r$  und  $s$  gemessen werden. Andererseits kann er indirekt über eine dritte zwischengeschaltete Region  $t$  berechnet werden, d. h. durch den nacheinander folgenden Vergleich von  $r$  mit  $t$  und  $t$  mit  $s$ . Wenn beide Vergleiche dieselbe Indexzahl für jede Region  $r$ ,  $s$  und  $t$  des regionalen Systems ergeben, wird der zugrunde liegende Preisindex  $P$  als transitiv bezeichnet:

$$(12) P_{rs} = P_{rt} \cdot P_{ts}.$$

Die Eigenschaft der Transitivität gewährleistet interne Konsistenz im Sinne einer eindeutigen Anordnung der Regionen im Hinblick auf das räumliche Preisniveau. In multilateralen Vergleichen können die  $R(R-1)/2$  Preisindizes dann ohne Informationsverlust auf  $R - 1$  Indizes reduziert werden. Es lässt sich einfach zeigen, dass der Preisindex  $P^{RS}$  transitiv ist, während dies für den Laspeyres Preisindex  $P^L$  nicht zutrifft. Die Unterschiede zwischen  $P^L$  und  $P^{RS}$  sind der Grund dafür, letzteren nicht als Laspeyres Index einzustufen.

Eine Eigenschaft, die eine spezielle Relevanz im Hinblick auf ökonomische Interpretationen erreicht, ist die Charakteristizität. Sie beinhaltet, dass bilaterale Vergleiche für beide Regionen repräsentativ und nicht von Eigenschaften anderer Regionen verzerrt werden sollten. Charakteristizität und Transitivität sind offensichtlich nicht voneinander

unabhängig. Ein Preisindex, der die Transitivitätseigenschaft besitzt, muss von den Charakteristika aller möglichen intermediären Regionen beeinflusst werden. Dementsprechend verletzt er immer die Eigenschaften der Charakteristizität im strengen Sinne (siehe Balk, 2001). Aus der Sicht des axiomatischen Ansatzes ist es für einen Preisindex vorteilhaft, die meisten regionalen Eigenschaften zu erhalten, ohne die Transitivität zu verlieren. Wie an den Formeln (9) und (11) zu sehen ist, hängt  $P^{RS}$  von den Durchschnittsmengen  $q_{jG}$  ab, die für den aktuellen Vergleich von zwei Regionen nicht typisch sein müssen. Dies stellt eine potenzielle Quelle für Verzerrungen dar. Vermerkt sei allerdings, dass das Konsummuster der Berichtsregion in  $P^L$  ebenso fehlt. Während im ersten Fall die Repräsentativität der durchschnittlichen Ausgabenanteile eine entscheidende Rolle für die Charakteristizität spielt, ist es im zweiten Fall die Repräsentativität der Basisregion, die zählt.

#### 4. Ökonometrische Modellierung

Um ein ökonometrisches Modell für den Verbraucherpreisindex ohne den Wohnungsbereich (VPI-M) und den Mietpreisindex (MPI) zu spezifizieren, nehmen wir Bezug auf die Gleichgewichtsbeziehungen (5) und (6) der Angebots- und Nachfrageschemata. Da die Preise für beide Arten von Gütern für den gesamten Untersuchungszeitraum geschätzt werden müssen, können sie selbst nicht als wechselseitige Determinanten im Preismodell genutzt werden. Darüber hinaus müssen wir aufgrund seiner Konstanz über die Regionen von einer Verwendung des Zinssatzes absehen.<sup>9</sup> Dementsprechend müssen regionale Preisniveaus von X-Gütern in empirischen Arbeiten durch die Kaufkraft, den Lohn und andere Faktoren, die den Nutzen beeinflussen, erklärt werden. Die Kaufkraft wird häufig anhand des verfügbaren Einkommens (Y) gemessen. In einigen Gebieten kann die Nachfrage von Touristen und Reisenden die lokalen Preise zusätzlich beeinflussen. Aus diesem Grund führen wir die Hotelübernachtungen (HN) zur Messung des Effekts der externen Kaufkraft auf das regionale Preisniveau ein. In bevölkerungsreichen Gebieten können die Haushalte ihren Nutzen einerseits aufgrund einer umfangreichen Produktpalette erhöhen; sie müssen jedoch andererseits oft Nachteile durch Staus (congestion) und Umweltverschmutzung in Kauf nehmen. Dementsprechend ziehen wir die Bevölkerungsdichte (BD) als weiteren Einflussfaktor hinzu, der die beiden gegenteiligen Effekte erfasst.

Bei der Verwendung dieser erklärenden Variablen lautet das ökonometrische Modell für den Verbraucherpreisindex ohne den Wohnungsbereich, VPI-M,

---

<sup>9</sup> Regional abgegrenzte Investitionszuschüsse sind nicht für den Konsumsektor der Volkswirtschaft verfügbar.

$$(13) \text{VPI} - \text{M} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{Y} + \alpha_2 \cdot \text{HN} + \alpha_3 \cdot \text{w} + \alpha_4 \cdot \text{BD} + u,$$

wobei  $u$  eine normalverteilte Störvariable mit einem Erwartungswert von null und konstanter Varianz ist. Da eine zunehmende Kaufkraft zu vermehrter Nachfrage führt, stehen  $Y$  und  $HN$  in einer positiven Beziehung zu dem Verbraucherpreisindex ( $\text{VPI}-\text{M}$ ). Als Kostenfaktor beeinflusst der Lohnsatz ( $w$ ) die regionalen Preise ebenfalls positiv. Die Dichtevvariable ( $BD$ ) erfasst Ballungseffekte auf regionale Preise. Je höher die Bevölkerungsdichte ist, desto stärker konzentriert sich die Nachfrage auf das bereitgestellte Angebot und übt damit einen aufwärts gerichteten Druck auf den  $\text{VPI}-\text{M}$  aus. Ein stärkerer Wettbewerb unter den Firmen in ökonomischen Zentren arbeitet in die andere Richtung. Dementsprechend hängt das Vorzeichen von  $BD$  von der Intensität beider Effekte ab.

Weil Einkommen und Preise auf realen Märkten simultan bestimmt werden, kann  $Y$  in ökonometrischen Analysen nicht als exogen gesehen werden. Die bekannte Lohnpreisspirale suggeriert das Gleiche für den Lohnsatz ( $w$ ). Um eine potenzielle Verzerrung durch Endogenität zu eliminieren, sollten  $Y$  und  $w$  instrumentiert werden. Das kann durch die Anwendung der zweistufigen Methode der kleinsten Quadrate (TSLS) anstelle einer OLS-Schätzung erreicht werden. Neben den Hotelübernachtungen und der Bevölkerungsdichte kommen die Bevölkerung und das Humankapital als weitere Instrumente in Betracht. Roos (2006a) hat gezeigt, dass die Bevölkerung durchaus genauso viel Erklärungskraft wie das Einkommen haben kann. Das Humankapital wird oft als Kontrollvariable in internationalen ökonometrischen Preismodellen genutzt (cf. Aten und Heston, 2005).

Zur Erklärung der Mietpreise wird die Kaufkraft erneut durch das regionale verfügbare Einkommen ( $Y$ ) gemessen. Zumindest langfristig können die Kosten für die Touristenunterkünfte einen ansteigenden Druck auf die Mietpreise ausüben, da ihre Nutzung austauschbar werden könnte. Aus diesem Grund können Hotelübernachtungen ( $HN$ ) als potenzielle Einflüsse auf die Profitabilität betrachtet werden. Da Landpreise außerordentlich variabel sind, messen wir die Knappheit des Wohnraums anhand der Wohnkapazität ( $DWELL$ ). Des Weiteren erklären wir Preise für  $M$ -Güter durch zusätzliche Variablen wie die Bevölkerungsdichte ( $BD$ ), das Humankapital ( $HUM$ ) und die Wachstumsrate der Bevölkerung ( $WPOP$ ):

$$(14) \text{MPI} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Y} + \beta_2 \cdot \text{HN} + \beta_3 \cdot \text{WO} + \beta_4 \cdot \text{BD} + \beta_5 \cdot \text{HUM} + \beta_6 \cdot \text{WPOP} + v.$$

$v$  ist eine normalverteilte Störvariable mit dem Erwartungswert null und einer konstanten Varianz.



Aufgrund der Nachfrageeffekte sollten die Regressionskoeffizienten von Y und HN positiv sein. Da die Bevölkerung durch vorteilhafte Lebens- und Arbeitsbedingungen angezogen wird, gehen vom Bevölkerungswachstum die gleichen Effekte aus. Bei gegebener Wohnungsnachfrage führt ein Anstieg der Wohnfläche zu einem sinkenden Druck auf die Mietpreise. Infolge der Knappheit an Land wird der MPI in Ballungsgebieten höher sein als in ländlichen Gebieten. Dieser Effekt wird von der BD Variablen erfasst. Letztendlich wird ein höherer Anteil an qualifizierten Arbeitskräften (HUM) die Nachfrage nach höherwertigem Lebensraum ansteigen lassen und einen aufwärts gerichteten Druck auf den MPI hervorrufen.

In Mietpreismodellen wird Y normalerweise als exogen betrachtet (cf. Goodman, 1990; Lee et al., 2001; Ge et al., 2006), da Wohnungsmieten als geringer Teil des verfügbaren Einkommens angesehen werden. Deswegen kann das MPI-Modell ohne Instrumentierung von Y geschätzt werden können. Eine einseitige Endogenität könnte sich jedoch aus einer Einführung des Bevölkerungswachstums (WPOP) als erklärende Variable ergeben. Ein Beschäftigungsschock könnte den erwarteten Effekt auf die Mietpreise haben und gleichzeitig das Bevölkerungswachstum beeinflussen. In diesem Fall könnte sich eine Korrelation zwischen WPOP und dem Fehlerterm des MPI-Modells ergeben. Allerdings ist das Ausmaß der möglichen Verzerrung aufgrund großer Pendlerströme zwischen den NUTS 3 Regionen und der eingeschränkten Arbeitskräftemobilität in Deutschland sehr beschränkt.<sup>10</sup> Da WPOP bereits eine nicht-ökonomische Variable ist, würde sich außerdem ihre Instrumentierung als schwierig erweisen. Aus diesen beiden Gründen nehmen wir von einer Instrumentierung des Bevölkerungswachstums Abstand.

In einigen Fällen können regionale Charakteristika der Anlass für Ausreißer sein. Sobald Ausreißer Regressionskoeffizienten ungünstig beeinflussen können, sollten sie in den finalen Preismodellen mitberücksichtigt werden. Jedoch sind nicht alle Ausreißer schädlich. Ausreißer in Bezug auf die X-Variablen (leverage points) verfälschen nur die Regressionskoeffizienten, wenn sie mit großen Residuen einhergehen. Eine nützliche Diagnose zur Identifizierung von einflussreichen Beobachtungen ist durch das Distanzmaß von Cook (CD) gegeben, das Residuen und Extremwerte im x-Raum miteinander verknüpft. In Anlehnung an Fox (1991) betrachten wir einen Datenpunkt mit einem CD-Wert, der größer als der Trennwert von  $4/(n-k)$  ist, als eine einflussreiche Beobachtung.

---

<sup>10</sup> In Deutschland sind mehr als 50% der sozialversicherungspflichtigen Arbeitnehmer Pendler, die zwischen den NUTS 3 Regionen zu ihrer Arbeitsstätte pendeln (Kosfeld und Dreger, 2006).

## 5. Daten

Die Daten der abhängigen Variablen der ökonometrischen Preismodelle, VPI-M und MPI, stammen von zwei Quellen ab. VPI-Daten ohne den Wohnungsbereich, die zur Kalibrierung eines ökonometrischen Preismodells mit X-Gütern genutzt werden, sind über die letzte Städteerhebung des Statistischen Bundesamtes von 1993 verfügbar (Ströhl, 1994). Der Preisvergleich ist für 50 ausgewählte Städte durchgeführt worden. Mietpreisdaten, die zur Prädiktion der Preise für M-Güter genutzt werden, sind für 2004 vom Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR) für die 439 deutschen Kreise und kreisfreien Städte bereitgestellt worden. Zeitreihen der unabhängigen Variablen für alle 439 Kreise erhält man aus der Regionalstatistik des Statistischen Bundesamtes und von der Bundesagentur für Arbeit.

Die Arbeitsschritte, die erforderlich sind, um einen Paneldatensatz des Verbraucherpreisindex ohne Wohnungsbereich (VPI-M) und des Mietpreisindex (MPI) für den Zeitraum von 1995 – 2004 zu erstellen, lassen sich in drei Stufen unterteilen:

- Erstens erhält man die Rohdaten des VPI-M und MPI durch Berechnen der Regressionswerte mit den numerisch spezifizierten Regressionsmodellen (13) und (14) unter Verwendung der beobachteten Werte der erklärenden Variablen.
- Zweitens sind die Regressionswerte der Sub-Preisindizes durch Verwendung von Inflationsraten des VPI-M und MPI der Bundesländer zu adjustieren.<sup>11</sup>
- Drittens sind die beölkerungsgewichteten Sub-Preisindizes VPI-M und MPI für das Jahr 2000 auf den Wert 100 zu normieren.

Wir berechnen das regionale Preisniveau (VPI) insgesamt durch Aggregation von VPI-M und MPI unter Verwendung der amtlichen Gewichtung von X- und M-Gütern in den Warenkörben (Statistisches Bundesamt, 1998, 2003). Wegen der unterschiedlichen Konsumgewohnheiten wendet das Statistische Bundesamt verschiedene Gewichtungsschemata bei der Ermittlung des Verbraucherpreisindex (VPI) für West- und Ostdeutschland im ersten Jahrzehnt nach der Vereinigung der beiden deutschen Staaten an. Wir machen bei der Berechnung der regionalen VPI für die erste Hälfte des Untersuchungszeitraums von dieser Differenzierung Gebrauch:

---

<sup>11</sup> Für Schleswig-Holstein, Hamburg und Bremen werden keine Inflationsraten durch amtliche Statistiken bereit-gestellt. Jedoch können wir die Regressionswerte des VPI-M und MPI für diese drei Bundesländer unter Verwendung einer gemeinsamen Inflationsrate adjustieren, die aus den Raten der übrigen Länder und der natio-nalen Inflationsrate berechnet werden kann.

$$(15a) \quad VPI = \begin{cases} 0.81498 \cdot VPI - M + 0.18502 \cdot MPI & \text{für Westdeutschland} \\ 0.87895 \cdot VPI - M + 0.12105 \cdot MPI & \text{für Ostdeutschland} \end{cases} \quad \text{für } 1995 -$$

1999.

In Anlehnung an die amtliche Statistik berechnen wir die regionalen Verbraucherpreisindizes in der zweiten Untersuchungsperiode mit einheitlichen Gewichten:

$$(15b) \quad VPI = 0.78783 \cdot VPI - M + 0.21217 \cdot MPI \quad \text{für } 2000 - 2004.$$

Da die Regressionswerte der Sub-Preisindizes durch die regionalen Preisdeterminanten determiniert sind, können die Inflationsraten der Kreise von den zugehörigen Länderinflationsraten abweichen. Dieser Ansatz lässt also explizit Intra-Länderdifferenzen der VPI-M- und MPI-Inflation zu. Insbesondere sind dadurch unterschiedliche Entwicklungen von Preisen in Agglomerationen und ländlichen Regionen erfasst. Die anschließende Anpassung garantiert, dass die bevölkerungsgewichteten Indizes der Kreise mit den Inflationsraten der Länder kompatibel sind. Die Normierung der Indizes auf 100 im Jahr 2000 ist durchgeführt worden durch, um den Vergleich mit dem VPI und seinen Komponenten der amtlichen Statistik zu erleichtern.

Obwohl in der amtlichen Statistik ein konstantes Gewichtungsschema für alle Regionen genutzt wird<sup>12</sup>, können Konsumgewohnheiten innerhalb des Gesamttraums variieren. Darüber hinaus können Umweltbedingungen den Nutzen der Konsumenten neben den Preisen für Güter und Dienstleistungen in verschiedenen Gebieten beeinflussen (Schultze, 2003; Diewert, 2004). Wenn solche Effekte nicht berücksichtigt sind, lassen sich die regionalen Preisindizes nicht als „wahre“ Cost-of-Living-Indizes („true“ COLI) interpretieren. Bei der Verwendung von nationalen Gewichten zur Konstruktion regionaler Preisindizes entsprechen sie eher dem Laspeyres-Ansatz eines „reinen“ Preisvergleichs (Ströhl, 1994; Neubauer, 1996, S. 151).

Das nachfragewirksame Einkommen ist vorzugsweise als verfügbares Einkommen zu operationalisieren. Allerdings sind für diese Größe keine kompletten Zeitreihen für die Kreise in allen deutschen Bundesländern verfügbar. Für Rheinland-Pfalz fehlen die Daten für die Jahre 1993 und 1994. Für das Saarland und alle ostdeutschen Bundesländer außer Berlin sind höher aggregierte Daten des verfügbaren Einkommens nur für den Zeitraum von 1995 – 2004 verfügbar („Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung der Bundesländer“, Statistisches Landesamt Baden-Württemberg). Da balancierte Paneldaten für diese Einkommensgröße auf Bundeslandebene für den Zeitraum von 1992 – 2004 verfügbar sind, nutzen wir die Wachstumsraten der Länder zur Berechnung der fehlenden Daten für die VPI-M Regression

<sup>12</sup> Das deutsche Statistische Bundesamt nimmt nur in den 90er Jahren eine West-Ost-Differenzierung in den Warenkorb für Güter vor.

für 1993.

Das Bruttoinlandsprodukt (BIP) ist ein schlechterer Indikator für das nachfragewirksame Einkommen. Allerdings sind die BIP-Daten für die gesamte Untersuchungsperiode 1995-2004 auf Kreisebene durch die „Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung der Länder“ verfügbar (Statistisches Landesamt Baden-Württemberg). Alle östlichen Bundesländer außer Sachsen und fünf westliche Bundesländer (Hessen, Bayern, Baden-Württemberg, Nordrhein-Westfalen, Bremen) berichten BIP-Zahlen ebenfalls für das Erhebungsjahr der ausgewählten VPI-M-Daten (1993). Für die VPI-M-Regression schätzen wir das BIP ausgewählter Städte dieser Bundesländer unter Verwendung der Kreisdaten für 1994 und der Bundesländerdaten für 1993. Wir verwenden BIP-Daten zur Beurteilung der Robustheit der Schätzergebnisse. Zu diesem Zweck ziehen wir ebenfalls die Bevölkerungszahl heran, die für alle Jahre verfügbar ist.

Besonders in touristischen Gebieten können Einkommen und Bevölkerung nicht die gesamte lokale Nachfrage erfassen. Die Nachfrage nach Gütern kommt nicht nur durch die Einheimischen, sondern auch von Touristen und Reisenden. In Tourismusgebieten kann die externe Nachfrage signifikant auf die lokalen Preise für Güter einwirken. Wir benutzen Hotelübernachtungen als Proxy-Variable für die Nachfrage von Gebietsfremden. Daten für diese Größen sind nur unvollständig auf der CD „Statistik regional“ verfügbar. Die Lücken lassen sich jedoch durch Interpolation sowie unter Verwendung anderer Größen aus der Tourismusstatistik schließen.<sup>13</sup>

Die Angebotsseite der Preisdetermination ist in den Kosten des Produktionsfaktors Arbeit berücksichtigt. Lohndaten auf Kreisebene werden für den Zeitraum von 1993 – 2004 durch das Institut für Berufsforschung (IAB) zur Verfügung gestellt. Speziell werden die Lohnkosten durch die Bruttodurchschnittslöhne und -gehälter der sozialversicherungspflichtigen Vollzeitbeschäftigten gemessen. Sie enthalten Steuern und Abgaben der Beschäftigten, jedoch keine Sozialabgaben der Arbeitgeber. Lohndaten sind für alle Bundesländer verfügbar. Wir benutzen die Bevölkerungsdichte, um den Einfluss der Ballungsgebiete auf die Güter- und Mietpreise zu erfassen. Insbesondere in der MPI-Regression ist der Bezug der Bevölkerung auf die Wohn- und Freifläche der gewöhnlich verwendeten Bevölkerungsdichte vorzuziehen, da die Knappheit hiermit genauer erfasst wird. Die Attraktivität von Lebens- und Arbeitsbedingungen hinsichtlich der Mietpreise wird über die Proxy-Variable Bevölkerungswachstum gemessen. Höhere Ansprüche hinsichtlich der Wohnraumausstattung der qualifizierten Arbeitskräfte gehen über den Anteil der

---

13 Roos (2006a) nähert die externe Nachfrage dagegen unter Verwendung einer auf die Anzahl von Hotelbetten bezogenen Dummy-Variablen an.

Beschäftigten mit einem Universitäts- oder Fachhochschulabschluss in die Schätzung ein. Deskriptive Statistiken für alle Variablen sind in der Tabelle 1 für die Ränder der Untersuchungsperiode enthalten.

Tabelle 1: Deskriptive Statistiken

Größe	Jahr	Arithmetisches Mittel	Standardabweichung	Minimum	Maximum
Verbraucherpreisindex (VPI-M) ohne Wohnungsbereich <sup>a</sup>	1995	89.9	1.2	88.4	97.6
	2004	102.5	1.8	97.8	107.6
Mietpreisindex (MPI) <sup>a</sup>	1995	79.6	9.9	62.6	111.3
	2004	87.5	8.9	73.1	124.4
Verbraucherpreisindex (VPI) <sup>a</sup>	1995	88.7	1.9	86.0	97.5
	2004	99.3	2.8	95.4	111.2
Verfügbares Einkommen <sup>b</sup>	1995	11.3	0.7	9.5	14.3
	2004	14.4	0.6	13.0	16.6
Bruttoinlandsprodukt (BIP) <sup>b</sup>	1995	14.3	3.3	10.1	23.7
	2004	18.6	4.4	12.9	35.0
Bevölkerung <sup>b</sup>	1995	156.4	321.9	45.4	3471.0
	2004	149.2	314.3	44.1	3387.5
Bevölkerungsdichte <sup>b,c</sup>	1995	3366.8	1818.3	1573.8	10057.5
	2004	3159.1	1400.1	1520.0	9447.6
Lohn/Gehalt <sup>d</sup>	1995	52.0	3.8	45.0	70.8
	2004	63.0	5.9	50.9	82.2
Hotelübernachtungen <sup>c</sup>	1995	269.5	655.3	9.2	6720.0
	2004	383.8	1131.6	14.4	11504.4
Wohnungskapazität <sup>c</sup>	1995	81.9	109.6	16.5	1770.3
	2004	89.7	116.5	17.7	1878.5
Humankapital <sup>c</sup>	1995	0.092	0.031	0.047	0.228
	2004	0.094	0.033	0.050	0.250

Quellen:

a Eigene Berechnung, b Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung der Länder, Statistisches Amt Baden-Württemberg, c regionale Statistik (CD), Statistisches Bundesamt, d Bundesanstalt für Arbeit, Nürnberg.

## 6. Schätzungsergebnisse

Daten für den Verbraucherpreisindex ohne Wohnungsbereich (VPI-M) sind aus einem Preisvergleich in 50 Städten für 1993 verfügbar. In einem vorbereiteten Schritt zielen wir darauf ab, Ausreißer durch die Berechnung der Cook-Distanz aus der OLS-Regression des

Preismodells (13) zu identifizieren. Die Stadt Mainz ist ein potentieller Ausreißer, da ihr standardisiertes Residuum größer als 2 ist. Allerdings übersteigt keiner der CD-Werte den Trennwert von 0.089. Da keine einflussreiche Beobachtung identifiziert werden kann, kalibrieren wir das ökonometrische Modell der X-Güter durch die Verwendung des gesamten Datensatzes der Stichproben.

Tabelle 2: Schätzergebnisse für das VPI-M-Modell

	TSLS des VPI (ohne Wohnungsbereich)		
Instrumente	Bevölkerung, Bevölkerungsdichte, Hotelübernachtungen, Humankapital, West-Dummy		
Konst.	82.173 (119.784)	82.470 (110.844)	81.999 (124.208)
Verfügbares Einkommen	0.049 (2.470)		
BIP		0.029 (2.394)	
Bevölkerung			0.710 (2.515)
Bevölkerungsdichte	16.537 (2.470)	14.824 (2.079)	16.213 (2.429)
Lohn/ Gehalt	0.215 (19.158)	0.212 (18.079)	0.218 (20.011)
Hotelübernachtungen	0.222 (2.112)	0.196 (1.840)	0.226 (2.166)
R <sup>2</sup>	0.934	0.932	0.935
SER	0.931	0.941	0.921
SSR	38.981	39.826	38.210
White (p-Wert)	6.601 (0.949)	7.292 (0.923)	6.985 (0.935)

Anmerkungen:

t-Werte für die Regressionskoeffizienten in Klammern

R<sup>2</sup>: Determinationskoeffizient, SER: Standardfehler der Regression, SSR: Summe der quadrierten TSLS Residuen, White: White-Test auf Heteroskedastizität

Tabelle 2 berichtet die Resultate der zweistufigen Kleinstquadrate-Schätzung (TSLS) für die drei Versionen des VPI-M-Modells (13). In allen Regressionen werden die Bevölkerung, die Bevölkerungsdichte, die Hotelübernachtungen, das Humankapital und eine Ost-Dummy-Variable als Instrumente genutzt. Hotelübernachtungen werden relativ zur regionalen Bevölkerung gemessen. Bei der Definition der Dichtevariablen ist die Bevölkerung nicht auf die Gesamtfläche, sondern nur auf die Wohn- und Freifläche bezogen worden. Als erstes wird das originäre Modell (13) durch Instrumentierung des verfügbaren Einkommens und des Lohnsatzes geschätzt. 93,4% der VPI-Varianz können durch die verwendeten erklärenden Variablen erklärt werden. Der White-Test zeigt keine Heteroskedastizität an.

Alle Regressionskoeffizienten sind signifikant mit den erwartenden Vorzeichen. Das erste VPI-M-Regressionsmodell ist mit dem verfügbaren Einkommen geschätzt worden, das einen positiven Effekt auf das regionale Preisniveau hat. Je höher die Bevölkerungsdichte ist, umso höher ist auch der Verbraucherpreisindex. Dieser Effekt könnte auf eine stärkere Nachfrage

nach lokalen Gütern in dichtbesiedelten Gebieten zurückzuführen sein. Er überkompensiert den Druck auf die Preise infolge des Wettbewerbs. Die positive Korrelation zwischen VPI-M und dem Lohnsatz kann plausibel über die Lohnpreisspirale erklärt werden. Die positive Reaktion der regionalen Preise auf die Hotelübernachtungen resultiert aus der zusätzlichen Nachfrage von Touristen und Reisenden nach lokalen Gütern. Im zweiten und dritten VPI-M-Modell ist das verfügbare Einkommen durch das BIP bzw. die Bevölkerung ersetzt worden. Beide Variablen weisen praktisch den gleichen Erklärungsgehalt wie das verfügbare Einkommen auf.

Das Mietpreismodell (14) wird mittels des kompletten Datensatzes geschätzt, der alle 439 Kreise und kreisfreien Städte abdeckt. Da das Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR) die Mietpreisdaten erst seit kurzem erhebt, sind die Regressionen für das letzte Jahr der Untersuchung, 2004, durchgeführt worden. Weil mit dem Mietpreisindex kein Endogenitätsproblem vergleichbar zum VPI-M-Modell gegeben ist, lässt sich das MPI-Regressionsmodell mit der gewöhnlichen Methode der Kleinstquadrate (OLS) oder - im Falle von Heteroskedastizität - mit der gewichteten Methode der Kleinstquadrate (WLS) schätzen.

In einem vorbereitenden Schritt ist das MPI-Modell zum Zwecke einer Ausreißeridentifikation mit OLS geschätzt worden. Mit  $n = 439$  beträgt der Trennwert für die Cook-Distanz 0.0093. Bei diesem kritischen Wert sind 29 Gebiete als einflussreiche Beobachtungen identifiziert worden. 20 Ausreißer befinden sich in Westdeutschland und 9 in Ostdeutschland. Ihr Effekt auf die Parameterabschätzung ist durch Dummy-Variablen im endgültigen Modell kontrolliert.

Obwohl einige Veränderungen in den absoluten Werten der geschätzten Koeffizienten zwischen den Regressionen mit und ohne Ausreißer auftreten, sind alle Vorzeichen wie erwartet. Tabelle 3 zeigt, dass der Determinationskoeffizient von 71,8% beim Regressionsmodell ohne Ausreißerkontrolle auf 82,9% ansteigt, wenn für Ausreißer durch Dummy-Variablen kontrolliert wird. Da der White-Test die Nullhypothese der Homoskedastizität in letzterem Fall akzeptiert, wird das Mietpreismodell letztendlich mit OLS geschätzt.

Tabelle 3: Schätzungsergebnisse für das MPI-Modell

	Regression ohne Ausreißer-Dummys		Regression mit Ausreißer-Dummys	
Konst.	2.517	(5.263)	2.989	(6.906)
Verfügbares Einkommen	0.180	(11.307)	0.130	(8.567)
Bevölkerungsdichte	0.015	(5.598)	0.015	(6.204)

Bevölkerungswachstumsrate	13.923	(2.717)	24.044	(4.978)
Wohnungskapazität	-4.210	(-5.207)	-3.396	(-4.693)
Hotelübernachtungen	0.062	(6.505)	0.049	(5.617)
Humankapital	14.180	(14.621)	14.429	(15.571)
R <sup>2</sup>	0.718		0.829	
SER	0.576		0.464	
SSR	143.185		86.775	
White (p-Wert)	93.583 (0.000)		45.746 (0.282)	

Anmerkungen:

t-Werte für die Regressionskoeffizienten in Klammern

R<sup>2</sup>: Determinationskoeffizient, SER: Standardfehler der Regression, SSR: Summe der quadrierten TOLS Residuen, White: White-Test auf Heteroskedastizität

Während sich der Einfluss der Bevölkerungsdichte auf die Mietpreise in beiden Modellen nicht unterscheidet, erweist sich der Effekt des Bevölkerungswachstums als deutlich stärker, wenn er für Ausreißer kontrolliert wird. Der positive Einfluss ersterer Größe ist aus der stärkeren lokalen Nachfrage zu erwarten. Dagegen kann sich der signifikant positive Einfluss letzterer Größe aus dem Zustrom nicht Gebietsansässiger ergeben, die von vorteilhaften Arbeits- und Umweltbedingungen angezogen werden. Der größte signifikante Einfluss auf den Mietpreisindex (MPI) kommt allerdings vom verfügbaren Einkommen, wenn auch der geschätzte Regressionskoeffizient im endgültigen Modell deutlich abfällt. Dies ist auch bei den Hotelübernachtungen und der Wohnungskapazität beobachtbar. Insbesondere verursacht eine steigende Anzahl an Übernachtungen aufgrund höherer Opportunitätskosten einen steigenden Druck auf die Mieten.

Andererseits entspannt sich die Wohnungsnachfrage relativ zum Wohnungsangebot mit ansteigender Wohnkapazität, wodurch der Mietpreisdruck verringert wird. Der positive Regressionskoeffizient des Humankapitals stimmt mit der Hypothese überein, dass die Nachfrage von Akademikern und qualifizierten Arbeitskräften größtenteils auf hochwertige Segmente des Wohnungsmarktes fokussiert ist.

## 7. Regionaler und temporärer Preisvergleich

Der Verbraucherpreisindex (VPI) weist eine beachtliche räumliche Variation des regionalen Preisniveaus auf (Abbildung 1). 1995 war das Preisniveau in Frankfurt am Main insgesamt etwa 25% höher als in Stendal. Die Differenz zwischen dem größten und kleinsten VPI-Gebiet, München und Mittlerer Erzgebirgkreis, erhöhte sich 2004 auf 37,5%. Ohne den Wohnungsbereich beschränken sich die Differenzen auf ca. 13% im Jahr 1995 und ca. 16%

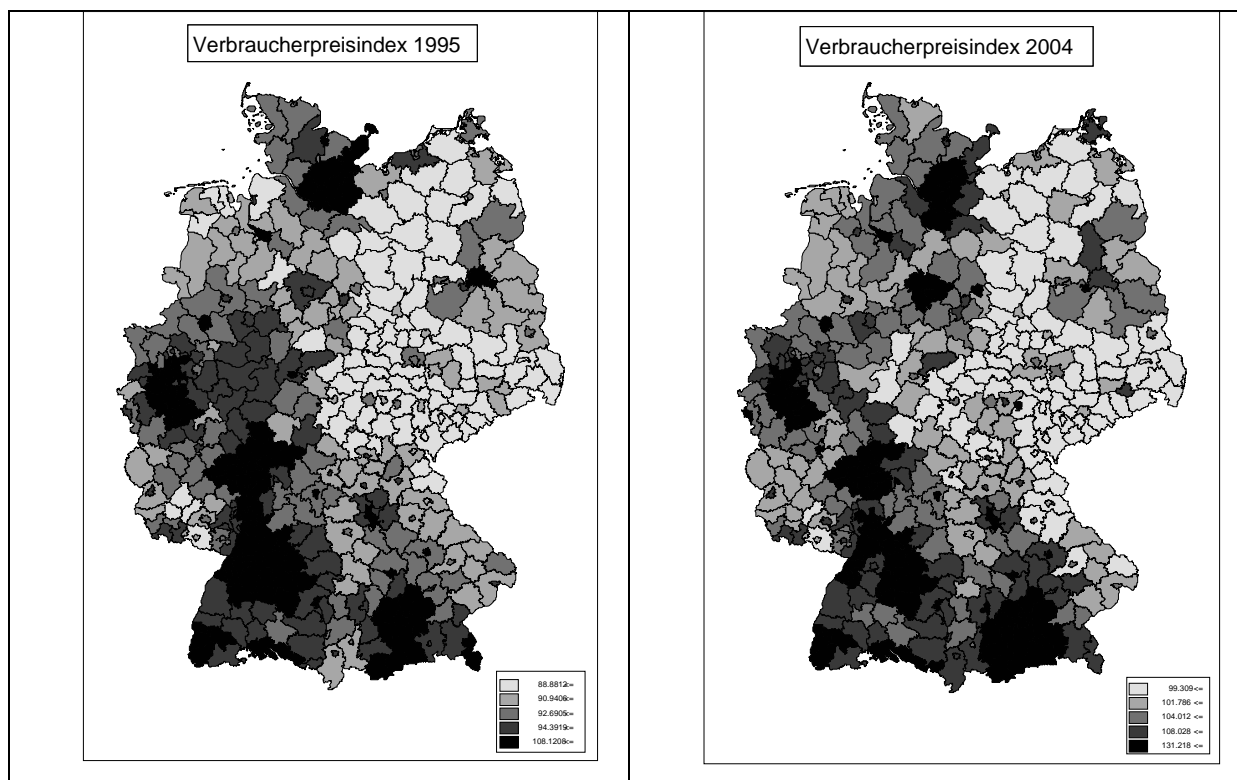


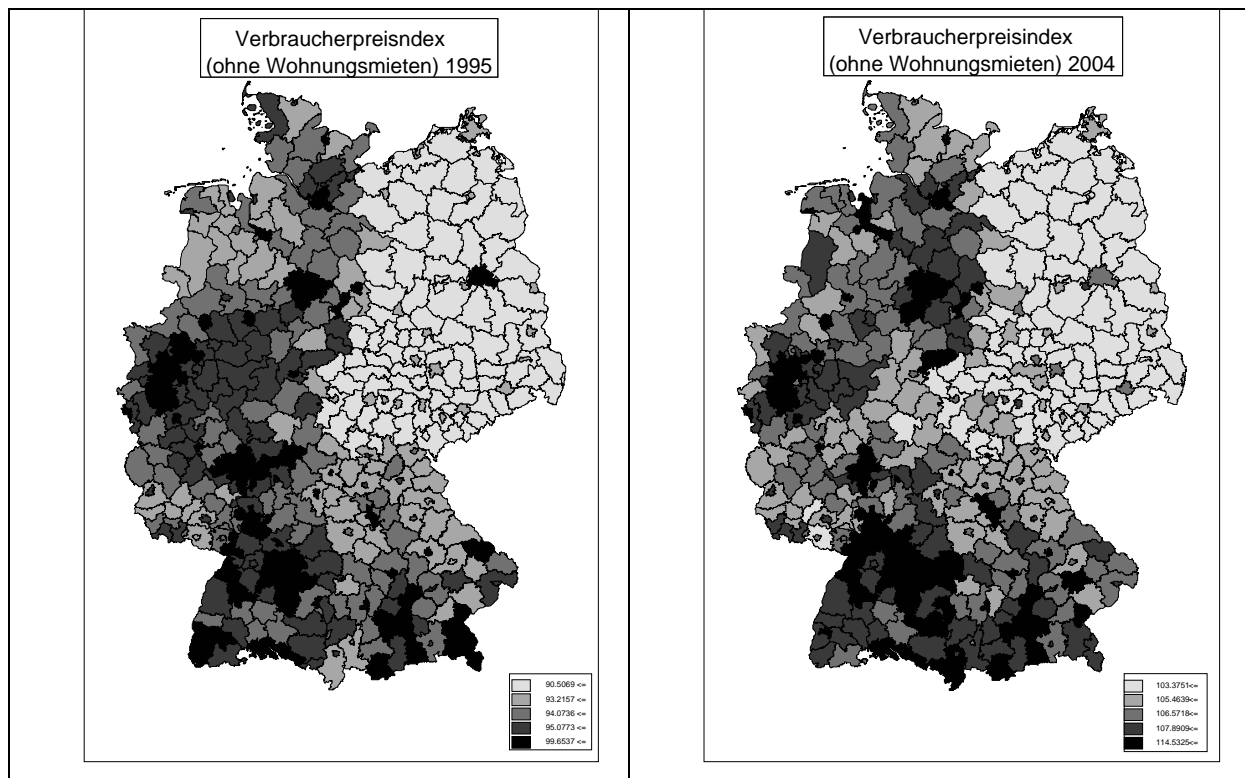
Tabelle 4: Kreise mit höchsten und niedrigsten VPI-Werten

1995		2004		1995		2004	
VPI (10 höchste Werte)				VPI ohne Wohnungsbereich (10 höchste Werte)			
Frankfurt/M	108.1	München Stadt	131.2	München Stadt	99.7	München Stadt	114.5
München Land	107.4	München Land	127.3	Frankfurt/M	99.6	München Land	113.4
München Stadt	107.0	Frankfurt/Main	124.7	Stuttgart	98.9	Stuttgart	113.4
Heidelberg	105.5	Starnberg	122.9	Erlangen	98.4	Erlangen	113.1
Hochtaunuskreis	105.4	Stuttgart	121.9	München Land	98.1	Frankfurt/M	112.3
Starnberg	105.1	Heidelberg	120.0	Düsseldorf	98.2	Hamburg	112.3
Stuttgart	104.0	Hamburg	119.9	Ludwigshafen	98.1	Böblingen	112.3
Garmisch-Patenk.	102.9	Köln	119.6	Leverkusen	98.0	Düsseldorf	112.0
Köln	102.8	Hochtaunuskreis	119.4	Köln	97.8	Ludwigshafen	111.5
Fürstfeldbruck	102.8	Ebersberg	118.7	Böblingen	97.7	Köln	111.2
VPI (10 niedrigste Werte)				VPI ohne Wohnungsbereich (10 niedrigste Werte)			
Stendal	86.0	Mittlerer Erzgebirgskreis	95.4	Mittlerer Erzgebirgskreis	88.4	Uecker-Randow	97.8
Uecker-Randow	86.1	Torgau-Oschatz	95.6	Demmin	88.5	Demmin	98.5
Mittl. Erzgebirgskreis	86.1	Vogtlandkreis	95.6	Uecker-Randow	88.6	Parchim	99.1
Prignitz	86.4	Uecker-Randow	95.6	Stollberg	88.6	Ludwigslust	99.2
Mansfelder Land	86.4	Mecklenburg-Strelitz	95.6	Vogtlandkreis	88.8	Güstrow	99.4
Aschersleben-Staßfurt	86.4	Zwickauer Land	95.7	Zwickauer Land	88.8	Mecklenburg-Strelitz	99.5
Vogtlandkreis	86.5	Löbau-Zittau	95.8	Löbau-Zittau	88.9	Nordvorpommern	99.7
Torgau-Oschatz	86.5	Demmin	95.8	Chemnitzer Land	88.9	Mittlerer Erzgebirgskreis	99.8
Demmin	86.6	Ludwigslust	95.9	Prignitz	88.9	Nordwestmecklenburg	99.9
Kyffhäuserkreis	86.6	Niederschles. Oberlausitzkreis	96.2	Elbe-Elster	88.9	Stollberg	100.3

im Jahr 2004. Dieser Unterschied ist konform mit dem Gesetz eines einheitlichen Preises für handelbare Güter. Zu beachten ist hierbei, dass durch das Vorhandensein nicht-handelbare Güter - insbesondere Dienstleistungen - im VPI ohne den Wohnungsbereich merkliche Preisunterschiede erhalten bleiben können. Städte wie München, Frankfurt, Stuttgart und Köln finden sich an der Spitze, unabhängig davon, ob Mietpreise eingeschlossen sind oder nicht. Mit der Ausnahme von Hamburg sind die Kreise und kreisfreien Städte mit den 10 höchsten VPI-Werten in Süddeutschland, im Rhein-Main-Gebiet und am Niederrhein konzentriert. Im Gegensatz dazu sind die Regionen mit den 10 niedrigsten VPI-Werten ausnahmslos in Ostdeutschland angesiedelt.

Abbildung 1: Verbraucherpreisindex 1995 und 2004





Die Streuung der Preise zwischen den Kreisen nimmt während der Untersuchungsperiode zu. Während der Variationskoeffizient (VK) des VPI von 4,1% in 1995 auf 5,5% in 2004 ansteigt, steigt er beim VPI ohne den Wohnungsbereich nur von 2,5% auf 2,6% an. Ein Anstieg der relativen Preisdispersion ist ebenfalls zwischen westdeutschen und ostdeutschen Regionen zu beobachten. Die VPI-Disparitäten sind innerhalb von Ostdeutschland allerdings wesentlich geringer als in Westdeutschland. Weder in Deutschland insgesamt noch in den früheren beiden Staaten lassen sich Anzeichen für  $\sigma$ -Konvergenz finden.

Table 5: VPI-Konvergenzregressionen

	Deutschland	Westdeutschland	Ostdeutschland
	Koeff. (t-Werte)	Koeff. (t-Werte)	Koeff. (t-Werte)
Verbraucherpreisindex (VPI)			
Konst.	-0.8455 (-8.116)	-0.9706 (-7.019)	-0.2958 (-0.819)
VPI 1995	0.2135 (9.269)	0.2410 (7.906)	0.0912 (1.133)
R <sup>2</sup>	0.164	0.161	0.012
White	7.863 (0.020)	0.470 (0.791)	17.648 (0.000)
Verbraucherpreisindex ohne Wohnungsbereich (VPI-M)			
Konst.	0.4723 (5.452)	0.0535 (0.339)	-1.0135 (-2.127)
VPI-M 1995	-0.0763 (-3.994)	0.0157 (0.452)	0.2544 (2.402)
R <sup>2</sup>	0.035	0.001	0.050
White	6.201 (0.045)	1.692 (0.193)	2.731 (0.098)

Anmerkungen:

t-Werte für die Regressionskoeffizienten in Klammern

R<sup>2</sup>: Determinationskoeffizient, White: White-Test auf Heteroskedastizität

VPI-Konvergenzregressionen bestätigen größtenteils die Ergebnisse der  $\sigma$ -Konvergenz (Tabelle 5).  $\beta$ -Divergenz ist für West- und Ostdeutschland bei einem VPI mit und ohne den Wohnungsbereich gegeben. Für Deutschland insgesamt ist der Koeffizient des verzögerten VPI-Variablen unter Einbeziehung des Wohnungsbereichs positiv, während er ohne den Wohnungsbereich negativ ist. Im Hinblick auf die langsame Konvergenzgeschwindigkeit von 0,9% in letzterem Fall implizieren beide Ergebnisse dauerhafte Preisunterschiede. Obwohl Roos (2006a) angibt, dass Preisniveauunterschiede nicht über einen langen Zeitraum sinnvoll zwischen den Bundesländern existieren können, deutet die geschätzte Halbwertszeit von etwa 15 Jahren für den VPI ohne den Wohnungsbereich nicht auf schnelle Preisanpassungen hin. Die Beharrlichkeit regionaler Preisniveaudifferenzen hat sich auch für andere Länder gezeigt.

Cechetti et al. (2002) fanden z. B. in einer langen Untersuchungsperiode eine Einheitswurzel in den US-Städtepreisniveaus mit einer implizierten Halbwertszeit von 9 – 10 Jahren. Nach Buseti et al. (2006) konvergieren die Preisniveaus in regionalen Zentren in Italien nicht. Dayanandan und Ralhan (2005) veranschlagen die VPI-Halbwertszeit für kanadische Provinzen und Städte auf 7 – 8 Jahre.

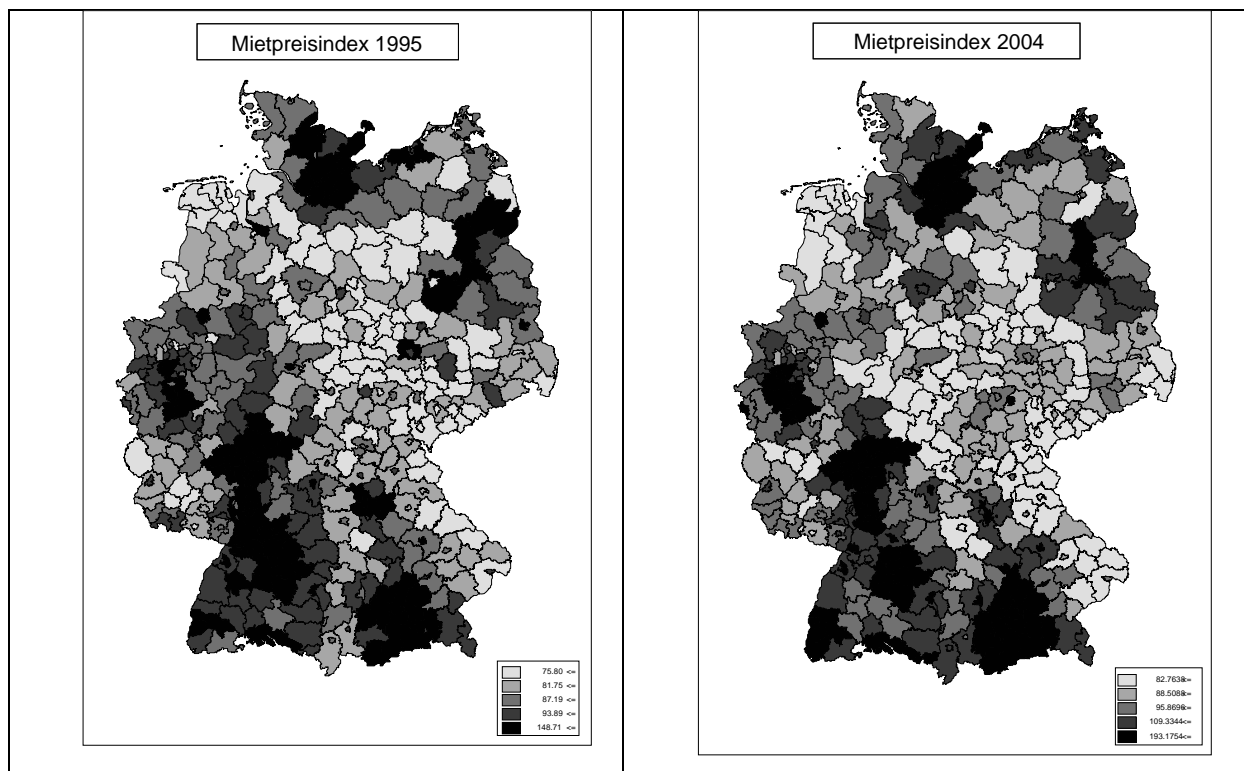
Die Unterschiede der Mietpreise zwischen den Kreisen in Deutschland sind sehr groß. 1995 überstieg der Münchner VPI denjenigen von Stendal um etwa 137%. Die Lücke zwischen dem höchsten und niedrigsten MPI-Kreis verbreitert sich während der Untersuchungsperiode und erreicht im Jahr 2004 einen Wert von 284%. Während alle 10 Regionen mit den höchsten Mietpreisen in Westdeutschland liegen, ist die geographische Verteilung der Regionen mit den 10 niedrigsten Mietpreisen gemischt. Abbildung 2 zeigt, dass die Niedrigmietregionen in beiden Teilen von Deutschland vorzufinden sind.

Tabelle 6: Kreise mit höchsten und niedrigsten MPI-Werten

1995		2004	
MPI (10 höchste Werte)			
München Land	148.7	München Stadt	193.2
Frankfurt/M	145.9	München Land	178.8
Starnberg	145.7	Starnberg	175.0
Hochtaunuskreis	143.9	Frankfurt/M	170.6
Heidelberg	142.6	Fürstenfeldbruck	158.0
München Stadt	139.5	Ebersberg	157.3
Fürstenfeldbruck	136.4	Hochtaunuskreis	157.1

Ebersberg	134.9	Heidelberg	156.6
Dachau	131.4	Stuttgart	153.5
Freising	127.7	Main-Taunus-Kreis	152.4
MPI (10 niedrigste Werte)			
Stendal	62.6	Tirschenreuth	68.0
Wittmund	64.5	Hof Stadt	71.1
Plauen	64.7	Regen	71.5
Wilhelmshaven	65.7	Werra-Meißner-Kreis	71.8
Emden	66.2	Wunsiedel	72.7
Aschersleben	66.4	Hof Land	72.9
Lüchow-Dannenberg	67.1	Görlitz	73.1
Mansfelder Land	67.2	Neustadt a.d.Waldnaab	73.4
Uecker-Randow	67.5	Plauen	73.6
Halberstadt	67.5	Bremerhaven	74.1

Abbildung 2: Mietpreisindex 1995 und 2004



Die großen Disparitäten im MPI spiegeln sich in den VK-Werten. Für Deutschland insgesamt und Westdeutschland steigt der Variationskoeffizient von 16,4% in 1995 auf etwa 20% in 2004 an. Diese Tendenz beinhaltet eindeutig  $\sigma$ -Divergenz der Mietpreise in beiden Teilen Deutschlands. Dagegen zeigen die abnehmenden VK-Werte während der Untersuchungsperiode in Ostdeutschland  $\sigma$ -Konvergenz an. Der Koeffizient der verzögernden

MPI-Variablen ist allerdings für Deutschland insgesamt nicht signifikant. Für Ostdeutschland wird die MPI-Konvergenzrate auf 6,3% geschätzt, die eine Halbwertszeit von 11 Jahren beinhaltet.

Tabelle 7: MPI-Konvergenzregressionen

	Deutschland	Westdeutschland	Ostdeutschland
	Koeff. (t-Wert)	Koeff. (t-Wert)	Koeff. (t-Wert)
Konst.	-0.0240 (-0.192)	-0.3504 (-2.411)	1.9817 (8.575)
MPI 1995	0.0306 (1.092)	0.1046 (3.223)	-0.4317 (-8.162)
R <sup>2</sup>	0.003	0.031	0.377
White	4.573 (0.102)	1.470 (0.479)	13.148 (0.001)

Anmerkungen:

t-Werte für die Regressionskoeffizienten in Klammern

R<sup>2</sup>: Determinationskoeffizient, White: White-Test auf Heteroskedastizität

Die Konvergenzregressionen spiegeln die Eigenschaften der verschiedenen regionalen Preisindizes im Hinblick auf ihre zeitlichen Entwicklung wider. Aufgrund des Gesetzes eines einheitlichen Preises ist eine Konvergenz theoretisch bei handelbaren Gütern zu erwarten. Insofern ist die Konvergenz des Verbraucherpreisindex ohne den Wohnungsbereich für Deutschland insgesamt erklärbar. Die langsame Konvergenzgeschwindigkeit lässt sich durch die Einbeziehung einer Reihe von nicht-handelbaren Gütern erklären. Insbesondere enthält der VPI-M alle Dienstleistungen außerhalb des Wohnungsbereichs, die in dem Warenkorb der amtlichen Statistik berücksichtigt werden. Der Nutzen von Wohndienstleistungen hängt nicht nur von der Wohnungsausstattung, sondern auch stark von der Lage und örtlichen Gegebenheiten ab. Aus diesem Grund handelt es sich hierbei um ein heterogenes Gut, dessen regionale Vergleichbarkeit sich schwieriger als bei anderen Gütern gestaltet. Hieraus erklärt sich auch, dass keinerlei Anhaltspunkte für eine Konvergenz der Mietpreise gefunden werden konnten. Im Verbraucherpreisindex insgesamt überwiegt die bei nicht-handelbaren Gütern vorzufindende Persistenz regionaler Preisdisparitäten.

## 8. Fazit

In dieser Arbeit wird ein Preismodell für Konsumgüter und Wohnungsdienstleistungen zur Schätzung des Verbraucherpreisindex (VPI) mit und ohne den Wohnungsbereich und des Mietpreisindex (MPI) für alle 439 deutschen NUTS 3 Regionen im Zeitraum von 1995 – 2004 verwendet. Regionale Verbraucherpreisindizes ohne den Wohnungsbereich (VPI-M) sind mit Hilfe eines Preisvergleichs des Statistischen Bundesamtes in 50 deutschen Städten für das

Jahr 1993 kalibriert. Das MPI-Modell ist ökonometrisch unter Verwendung von Mietpreisen geschätzt, die vom Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR) in 2004 erhoben worden sind. Während das VPI-M-Modell fast 95% der regionalen Variation des VPI erklärt, geht der Erklärungsgehalt beim MPI-Modell deutlich zurück. Unter Berücksichtigung von Ausreißer-Dummys erreicht der Determinationskoeffizient einen Wert von 0,83, wohingegen er ohne Kontrolle für regionale Ausreißer nur bei 0,72 liegt. Im Unterschied zum Verbraucherpreisindex ohne den Wohnungsbereich (VPI-M) gibt dieser Befund Anlass zu berechtigten Zweifel, ob die ökonometrische Methode im Wohnungsbereich erfolgversprechend einsetzbar ist. Aus diesem Grund plädieren wir im Wohnungsbereich für eine regelmäßige – vorzugsweise jährliche – Erhebung von Mietpreisdaten in allen Kreisen. Was die Methodik einer Erhebung von Mietpreisdaten anbelangt, liegen inzwischen Erfahrungen aus nicht-amtlichen Erhebungen vor. Insbesondere könnte hierzu kleinräumlich angelegte Interneterhebung des Bundesamtes für Bauwesen und Raumordnung (BBR) von Nutzen sein. Dagegen lässt sich die ökonometrische Methode zur Schätzung des VPI ohne den Wohnungsbereich aus in größeren Zeitabständen – etwa in Abständen von 5 Jahren – durchzuführenden Erhebungen sinnvoll einsetzen.

Das regionale Preisniveau insgesamt erhält man durch Gewichtung der beiden Subindizes mit den Ausgabenanteilen. Da die Konsummuster auf Kreisebene nicht bekannt sind, lassen sich die regionalen VPIs als Preisindizes vom Typ Laspeyres, und nicht dagegen als „wahre“ Cost-of-Living-Indizes („true“ COLI) interpretieren.

Eine Regionalanalyse zeigt, dass das räumliche VPI-Muster während des gesamten Untersuchungszeitraums 1995 -2004 recht stabil bleibt. Cluster hoher Preisniveaugebiete sind insbesondere in Süddeutschland um die Städte München und Stuttgart, im Rhein-Main-Gebiet, im Niederrheingebiet entlang des Doppelzentrums Köln/Düsseldorf und im Großraum Hamburg vorzufinden. Wie erwartet sind die meisten ostdeutschen Gebiete Niedrigpreisniveauregionen. Kreise mit niedrigen Preisniveaus kommen allerdings vereinzelt auch entlang der tschechischen Grenze in Bayern und verstreut in Rheinland-Pfalz, im Saarland und in Hessen vor. Die Disparitäten bei den Mietpreisen sind außerordentlich groß. Hohe MPI-Regionen befinden sich nicht nur in Westdeutschland, sondern auch in Ostdeutschland - insbesondere im Umkreis von Berlin. Die Trennlinie zwischen niedrigen und hohen MPI-Regionen verläuft hierbei keinesfalls entlang der ehemaligen innerdeutschen Grenze. Während sich die VPI-M-Werte regional um maximal 16% voneinander unterscheiden, wird bei den MPI-Werten eine maximale Differenz von 280% zwischen den Kreisen und kreisfreie Städten in Deutschland erreicht. Der größte regionale VPI-Unterschied

liegt bei 37 %.

Um zu prüfen, ob sich in der Entwicklung der beiden ökonometrisch geschätzten Sub-Preisindizes sowie des daraus ermittelten Verbraucherpreisindex die theoretisch zu erwartenden Eigenschaften spiegeln, haben wir für den Zeitraum 1995 – 2004 eine Konvergenzanalyse durchgeführt. Während der VPI ohne den Wohnungsbereich (VPI-M) mit einer Jahresrate von 0,9% zwischen allen Kreisen konvergiert, tendiert der VPI insgesamt dazu während des Untersuchungszeitraums zu divergieren. Dies steht in Einklang mit einer relativ hohen Konvergenzrate von handelbaren Gütern, die stärker in dem erstgenannten Preisindex gewichtet sind. Es gibt keinerlei Evidenz für eine MPI-Konvergenz zwischen allen Kreisen. Dennoch ist die Entwicklung des MPIs in den beiden ehemaligen deutschen Staaten völlig unterschiedlich. Während die MPI-Disparitäten im Zeitraum von 1995 – 2004 in Westdeutschland angestiegen sind, neigen die Wohnmieten dazu, sich den ostdeutschen Regionen anzugleichen. Insgesamt ist die Entwicklung der Preisindizes mit dem theoretisch zu erwartendem Verhaltensmuster konform.



## Literaturverzeichnis:

- Arévalo, R., Ruiz-Castillo, J. (2006), On the Imputation of Rental Prices to Owner-occupied Housing, *Journal of the European Economic Association* 4, 830-861.
- Aten, B.H., Heston, A. (2005), Regional Output Differences in International Perspective, in: Kanbur, R. and Venables, A.J. (eds.), *Spatial Inequality and Development*, UNU-Wider Studies in Development Economics. Oxford University Press, New York: 15-36.
- Balk, B.M. (2001), Aggregation Methods in International Comparisons, Research Paper ERS; ERS-2001-41-MKT, Erasmus Research Institute of Management (ERIM), Rotterdam.
- Blien, U., Gartner, H., Stüber, H., Wolf, K. (2008), Regional Price Levels and the Agglomeration Wage Differential in Western Germany, *Annals of Regional Science*, online available.
- Boskin, M.J., Dulberger, E.R., Gordon, R. J., Griliches, Z., Jorgensen, D. (1996), Consumer Prices, the consumer price index, and the cost of living. *Journal of Economic Perspectives* 12, 2-26.
- Busetti, F., Fagiani, S., Harvey, A. (2006), Convergence of Prices and Rates of Inflation, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 68, Supplement, 863-877.
- Cecchetti, S.G., Mark, N.C., Sonora, R.J. (2002), Price Level Convergence among United States Cities: Lessons for the European Central Bank, *International Economic Review* 43, 1081-1099.
- Crone, T., Nakamura, L., Voith, R. (2000), Measuring Housing Services Inflation, *Journal of Economic and Social Measurement* 26, 153-171.
- Dayanandan, A., Ralhan, M. (2005), Price Index Convergence Among Provinces and Cities Across Canada: 1978 – 2001, *Econometrics Working Paper EWP0504*, University of Victoria, Canada.
- Diewert, E. (2004a), The Economic Approach to Index Number Theory: The Single-Household Case, in: *International Labour Organisation (ILO) (ed.), Consumer Price Index Manual – Theory and Practice*, Genève, 313-335.
- Diewert, E. (2004b), The Economic Approach to Index Number Theory: The Many-Household Case, in: *International Labour Organisation (ILO) (ed.), Consumer Price Index Manual – Theory and Practice*, Genève, 337-343.
- Diewert, E. (2004c), Price Indices Using Artificial Data Set, in: *International Labour Organisation (ILO) (ed.), Consumer Price Index Manual – Theory and Practice*, Genève, 345-354.
- Ge, X.J., Poon, K.M., Boon, J. (2006), Factors Associated with the Recovery of Housing Prices in Hong Kong, Paper Presented at the 12th Annual Conference of the Pacific Rim Real Estate Society (PRRES), January 22 to 25, 2006, Auckland, New Zealand.
- Goodman, A.C. (1990), Demographics of Individual Housing Demand, *Regional Science and Urban Economics* 20, 83-102.
- Hansen, J.L., Formby, J.P., Smith L.J. (1998), Estimating the Income Elasticity of the Demand for Housing: A Comparison of Traditional and Lorenz- Transformation Curve Methodologies, *Journal of Housing Economics* 7, 328-342.
- Ho W.K.O., Ganesan, S. (1998), On land supply and the price of residential housing, *Netherlands Journal of Housing and the Built Environment* 13, 439-451.
- IWH – Institut für Wirtschaftsforschung Halle (2003), Ostdeutsche Wirtschaft: Produktion 2003 wieder im Plus, *Wirtschaft im Wandel* 8/2003, 227-246.
- Jüßen, F. (2005), A distribution dynamics approach to regional income convergence in reunified Germany," *ERSA 2005 conference paper*, European Regional Science Association.
- Kosfeld, R., Dreger, C. (2006), Thresholds for Employment and Unemployment: A Spatial Analysis of German Regional Labour Markets, 1992-2002, *Papers in Regional Science* 85, 523-542.
- Lee, G.S., Schmidt-Dengler, P., Felderer, B., Helmenstein, C. (2001), Austrian Demography and Housing Demand: Is There a Connection, *Empirica* 28, 259-276.
- Lippe, P.v.d. (2004) Hat die „ökonomische Theorie der Indexzahlen“ einen Nutzen für die Praxis der Preisstatistik?, in: *Elsner, E. und Voy, K. (Hrsg.), Tagungsband der 8. Konferenz "Messen der Teuerung"*, Statistisches Landesamt Berlin, Berlin, 61-87.
- Mankiw, N.G. and Weil, D. (1989), The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market, *Regional Science and Urban Economics* 19, 235-258.
- Mankiw, N.G. and Weil, D. (1995), The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market: a Reply to Our Critics, *Regional Science and Urban Economics* 25, 573-579.
- Mayo, S.K. (1981), Theory and Estimation in the Economics of Housing Demand, *Journal of Urban Economics* 10, 95-116.
- Neubauer, W (1996), *Preisstatistik*, Vahlen, München.
- Rao, P. (2004), Spatial Comparisons of Consumer Prices, Purchasing Power Parities and the International Comparison Program, in: *International Labour Organisation (ILO) (ed.), Consumer Price Index Manual – Theory and Practice*, Genève, 495-504.
- Roos, M.W.M. (2006a), Regional Price Levels in Germany, *Applied Economics* 38, 1553-1566.
- Roos, M.W.M. (2006b), Earnings Disparities in Unified Germany: Nominal versus Real, *Jahrbuch für Regionalwissenschaft* 26, 176-189.
- Rostin, W. (1979), Zwischenörtlicher Vergleich des Verbraucherpreisniveaus in 31 Städten, *Wirtschaft und Statistik* 6/1979, 403-403.
- Rousseuw, P., Hubert, M. (1997), Recent Developments in PROGRESS, in: *L1-Statistical Procedures and Related Topics*, Dodge, Y (ed.), *IMS Lecture Notes*, Volume 31, 201-214.
- Schultze, C. (2003), The Consumer Price Index: Conceptual Issues and Practical Suggestions, *Journal of Economic Perspectives* 17, 3-22.
- Schultze, C., Mackie, C.(eds.) (2002), *At What Price? Conceptualizing and Measuring Cost-of Living and Price Indexes*, National Academy Press, Washington.
- Statistisches Bundesamt (ed.) (1998), *Verbraucherpreisindex auf Basis 1995*, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (ed.) (2003), *Verbraucherpreisindex auf Basis 2000*, Wiesbaden.
- Ströhl, G. (1994), Zwischenörtlicher Vergleich des Verbraucherpreisniveaus in 50 Städten, *Wirtschaft und Statistik* 6/1994, 415-434.

- Triplett, J. (2001), Should the Cost-of-Living Index Provide the Conceptional Framework for the Consumer Price Index, *Economic Journal* 111, F311-F334.
- Tse, R.Y.C., Ho, C.W., Ganesan, S. (1999), Matching Housing Supply and Demand: An Empirical Study of Hong Kong's Market, *Construction Management and Economics* 17, 625-633.