

**Das reale Einkommen im interregionalen
Vergleich – Der Einfluß des Preisniveaus auf die
regionalen Einkommensdisparitäten unter
Anwendung des statistischen und des
ökonomischen Indexkonzeptes –**

von

Andreas Mehnert

Dezember 1997

Nr. 66

Diskussionspapiere
Discussion Papers

Autor: Dipl.-Vw. Andreas Mehnert
Fachhochschule Harz
Fachbereich Wirtschaftswissenschaften
Friedrichstraße 57 - 59
D-38855 Wernigerode
Tel.: 0 39 43 / 659-210
Fax: 0 39 43 / 659-108
E-mail: amehnert@fh-harz.de

gekürzte und modifizierte Fassung einer Diplomarbeit

Themensteller und Gutachter:

Prof. Dr. Johannes Bröcker, TU Dresden,

Fakultät Verkehrswissenschaften „Friedrich List“, Institut für Wirtschaft und Verkehr

Zusätzliche Betreuung:

Dr. Martin Junkernheinrich, seinerzeit Institut für Wirtschaftsforschung Halle (IWH)

Diskussionspapiere stehen in der allgemeinen Verantwortung des jeweiligen Autors. Die darin vertretenen Auffassungen stellen keine Meinungsäußerungen des IWH dar.

INSTITUT FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG HALLE

Hausanschrift: Delitzscher Straße 118, 06116 Halle

Postanschrift: Postfach 16 02 07, 06038 Halle

Telefon: (0345) 77 53-60

Telefax: (0345) 77 53-820

1. Einführung

Für die Schaffung von Gerechtigkeit zwischen den Teilräumen der Bundesrepublik Deutschland wurde als raumordnungspolitisches Leitbild der Begriff der *Gleichwertigkeit der Lebensverhältnisse* geprägt.¹ Folglich sind Indikatoren zu bilden, welche diese Zielgröße charakterisieren und deren Messung ermöglichen. Das in einer Region erzielte *Einkommen* stellt dabei eine der geeigneten Größen dar.² Der Wert, den dieses Einkommen besitzt, ist von dem in der Region herrschenden Preisniveau abhängig, wobei dieses Preisniveau aber nur aufgrund umfangreicher Untersuchungen ermittelbar ist.³ Daher werden Entscheidungen in der räumlichen Wirtschaftspolitik i. d. R. auf der Grundlage von regionalen Unterschieden des *Nominaleinkommens* getroffen.⁴

Hier soll nun der Versuch unternommen werden, die Auswirkungen der Verwendung realer statt nominaler Einkommensgrößen auf die ermittelten regionalen Disparitäten zu quantifizieren. Dafür wurden einige Städte in Deutschland ausgewählt, die eine empirische Untersuchung insbesondere bezüglich des Preisniveaus ermöglichen. Gleichzeitig werden die Ergebnisse auf Grundlage des statistischen sowie des ökonomischen Indexkonzeptes ermittelt und gegenübergestellt.

2. Das Realeinkommen und die Region

2.1. Einkommen und Preise

Das *Realeinkommen* besteht aus einer Nominaleinkommenskomponente und einer Preiskomponente. Durch Division des Nominaleinkommens mit dem Preisniveau ergibt sich der *preisbereinigte* Wert des Einkommens. Problematisch ist allerdings der häufig benutzte Begriff der *Kaufkraft*. Diese wird in der Literatur gelegentlich mit dem (verfügbaren) *Realeinkommen* gleichgesetzt.⁵ Hier wird aber entsprechend der üblicheren Auffassung die Kaufkraft als *Nominalgröße* des Einkommens angesehen. Dieser Kaufkraftbegriff ist zudem unbedingt von der *Kaufkraft des Geldes* zu unterscheiden, auch wenn diese – trotz inhaltlichen Unterschiedes – zuweilen auch kurz als Kaufkraft bezeichnet wird.⁶

¹ Vgl. BUNDESMINISTERIUM FÜR RAUMORDNUNG, BAUWESEN UND STÄDTEBAU (Hrsg.): Raumordnungsbericht 1993, Bonn 1994, S. 5.

² Vgl. BAYERISCHES STAATSMINISTERIUM FÜR WIRTSCHAFT, VERKEHR UND TECHNOLOGIE (Hrsg.): Die reale Kaufkraft in Bayern, München 1994, S. 6.

³ Vgl. z. B. JUNG, H.-U., SCHÄTZL, L.: Atlas zur Wirtschaftsgeographie von Niedersachsen, Hannover 1993, S. 224.

⁴ Z. B. *Bruttojahreslohn* als ein Indikator für die Gemeinschaftsaufgabe von Bund und Ländern zur „Verbesserung der regionalen Wirtschaftsstruktur“, vgl. HIRSCHENAUER, F.: Indikatoren zur Neugrenzung des regionalpolitischen Fördergebiets 1993, in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 27. Jg. (1994), Nr. 2, S. 109.

⁵ Z. B. in KOHLHUBER, F.: Grenzen regionaler Kaufkraftuntersuchungen, in: Raumforschung und Raumordnung, 50. Jg. (1992), Heft 1-2, S. 43 f.

⁶ Vgl. RINNE, H.: Wirtschafts- und Bevölkerungsstatistik, München 1994, S. 309.

Grundsätzlich ist zu bemerken, daß sich diese Untersuchung auf das Einkommen von privaten Wirtschaftssubjekten (Personen, Privathaushalte) bezieht. Es geht also um das *in* einer Region durch das private Wirtschaftssubjekt erzielte Einkommen, nicht um das Einkommen *einer* Region (z. B. Bruttosozialprodukt einer Region). Da die betrachteten Wirtschaftssubjekte in dieser Untersuchung die privaten Haushalte sind, ist das Preisniveau für die Güter des privaten Verbrauchs zu bestimmen.

2.2. Die räumliche Untersuchungseinheit

Vom Zuschnitt der Untersuchungsregion hängt es ab, ob für die überwiegende Anzahl der Einwohner einer Region der Ort der Einkommenserzielung sowie der für die meisten Konsumausgaben innerhalb oder außerhalb dieser Region liegt. Der Ort der Einkommenserzielung kann außer Betracht bleiben, solange nur eine Beschreibung der Einkommenssituation der Wohnbevölkerung einer Region erfolgen soll – wie im Rahmen dieser Untersuchung. Somit gilt es noch zu klären, wo die Konsumausgaben getätigt werden. Dabei ist sicherzustellen, daß Preise für (nahezu) alle Konsumausgaben der Wohnbevölkerung einer Untersuchungsregion Berücksichtigung finden.

Der einfachste Fall liegt vor, wenn die wesentlichen Konsumausgaben direkt in der Untersuchungsregion getätigt werden. Voraussetzung dafür ist, daß dort alle Güter für den privaten Verbrauch angeboten werden – so auch höherwertige, langlebige Konsumgüter. Dies trifft in vollem Umfang nur auf Orte der höchsten Zentralitätsstufe zu. Bei mittleren und kleinen Orten ist hingegen eine abgestufte Untersuchung für verschiedene Gütergruppen erforderlich. Nun wären beispielsweise zur Bestimmung des Preisniveaus eines Mittelzentrums neben den Preisen für die dort getätigten Konsumausgaben zusätzlich die Preise – möglicherweise des nächstgelegenen Oberzentrums – für die Güter zu ermitteln, die im betrachteten Ort nicht erhältlich sind oder aus anderen Gründen dort nicht gekauft werden.⁷

⁷ Hierzu es existiert eine bereits recht alte Studie der BUNDESFORSCHUNGSANSTALT FÜR LANDESKUNDE UND RAUMORDNUNG (BfLR) mit dem Untersuchungsgebiet Nordhessen. Dort wurde beispielsweise ermittelt, daß die Wohnbevölkerung von Bebra (gemeinsam mit Rotenburg/Fulda immerhin ein Mittelzentrum 1) 44 % aller Mantelkäufe im Oberzentrum Kassel tätigt – gegenüber nur 20 % in Bebra selbst. Vgl. VOGLER, L.: Hierarchie und Einzugsbereiche zentraler Orte auf Grund der Verbrauchernachfrage, Bonn 1978, S. 36.

3. Meßkonzepte

3.1. Vorbemerkungen

Zeitlicher vs. räumlicher Index

Indizes für intertemporale bzw. interregionale Vergleiche besitzen die gleiche Grundstruktur.⁸ Verglichen werden einerseits Basis- und Vergleichszeitpunkt, andererseits Basis- und Vergleichsregion. Deswegen lassen sich die in der Literatur vorherrschenden intertemporalen Betrachtungen auch auf Untersuchungen zwischen Regionen übertragen.

Notationshinweise

Preisindizes sind jeweils mit P gekennzeichnet, Mengenindizes mit Q . Des Weiteren steht B für die Basisregion (=100) und V für die Vergleichsregion. Für ein Gut bzw. eine Gütergruppe i werden Preise p_i und Mengen x_i angegeben. Konsumenten erzielen aus dem Güterbündel x einen Nutzen $U(x)$ und besitzen ein Einkommen m .

3.2. Statistische Indizes

An dieser Stelle werden lediglich die für diese Arbeit relevanten statistischen Indexformeln dargestellt:⁹

Preisindex nach Laspeyres

$$P_L = \frac{\sum_i p_i^V \cdot x_i^B}{\sum_i p_i^B \cdot x_i^B}$$

... nach Paasche

$$P_P = \frac{\sum_i p_i^V \cdot x_i^V}{\sum_i p_i^B \cdot x_i^V}$$

... nach Lowe

$$P_{Lo} = \frac{\sum_i p_i^V \cdot \bar{x}_i}{\sum_i p_i^B \cdot \bar{x}_i}$$

Mengenindex nach Laspeyres

$$Q_L = \frac{\sum_i p_i^B \cdot x_i^V}{\sum_i p_i^B \cdot x_i^B}$$

... nach Paasche

$$Q_P = \frac{\sum_i p_i^V \cdot x_i^V}{\sum_i p_i^V \cdot x_i^B}$$

mit \bar{x}_i ... arithmetisches
Mittel der Mengen
aller Regionen

⁸ Vgl. SCHUBERT, R.: Lebenshaltungskosten im intertemporalen und interregionalen Vergleich: Ein ökonomisches Deutungsmuster, in: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Indizes – Status quo und europäische Zukunft, Stuttgart 1995, S. 39.

⁹ Ausführliche Darstellungen finden sich in der einschlägigen Literatur, z. B. V. D. LIPPE, P.: Wirtschaftsstatistik, Stuttgart 1990, S. 358 ff. oder BLEYMÜLLER, J. u. a.: Statistik für Wirtschaftswissenschaftler, 9. Aufl., München 1994, S. 183.

3.3. Ökonomische Indizes

3.3.1. Grundlagen

Ökonomische Indizes zur Ermittlung der Lebenshaltungskosten haben – statt einer Gütermenge an sich – als Grundlage den Nutzen, den der Konsument aus einer Gütermenge zieht.¹⁰ Es werden Funktionalzusammenhänge zwischen den Größen vorausgesetzt (Preise \leftrightarrow Mengen \leftrightarrow Nutzen), und das mikroökonomische Haushalts-Standardmodell wird zugrunde gelegt.¹¹ Die Konsumenten verhalten sich rational, indem sie bestrebt sind, bei gegebenem Einkommen ihren aus dem Konsum der Güter resultierenden Nutzen zu maximieren. Dual dazu läßt sich formulieren, daß sie bei einem gegebenem Preisverhältnis p und unter Beibehaltung eines bestimmten Nutzenniveaus \bar{U} ihre Ausgaben minimieren. Dies wird durch die *Ausgabenfunktion* $e = e(p, U)$ beschrieben:¹²

$$e(p, \bar{U}) = \min_x p \cdot x \quad \text{u.d.N.} \quad U(x) \geq \bar{U}$$

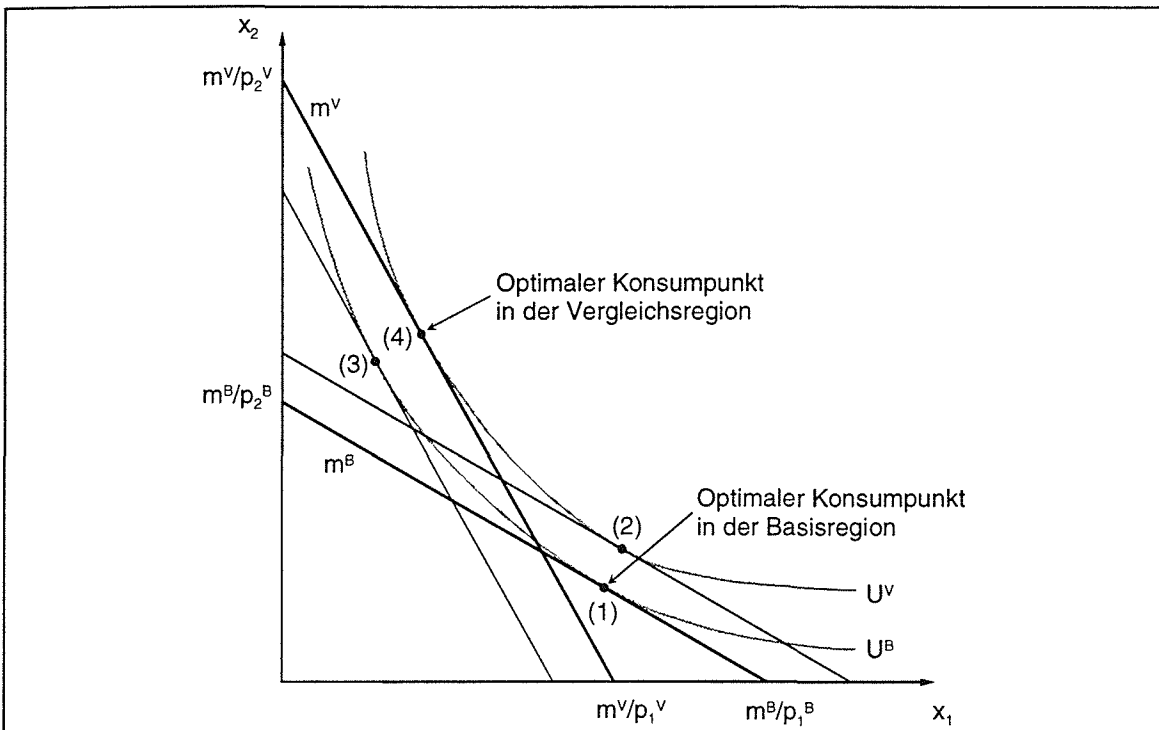
Unter den getroffenen Annahmen werden in einer Basis- und einer Vergleichsregion unter dem jeweils herrschenden Preisverhältnis p^B bzw. p^V und bei gegebenem Einkommen m^B bzw. m^V die in der nachfolgenden Abbildung (Zwei-Güter-Fall) durch die Punkte (1) und (4) gekennzeichneten Güterbündel nachgefragt. Es wird dabei das Nutzenniveau U^B bzw. U^V erreicht. Die Entfernung der Budgetlinie vom Ursprung kennzeichnet die Höhe der Ausgaben.

¹⁰ Vgl. V. D. LIPPE, P.: Wirtschaftsstatistik, a.a.O., S. 366 f.

¹¹ Vgl. NIEMEYER, U.: Abschätzungen des Index der Lebenshaltungskosten: Schranken für den Konsum-Index durch empirisch ermittelbare Indizes, Frankfurt a. M. 1986, S. 13 f.

¹² Vgl. SCHUMANN, J.: Grundzüge der mikroökonomischen Theorie, 5. Aufl., Berlin 1987, S. 38.

Abbildung 1:
Realeinkommensindex und True-cost-of-living-Index



Der direkte Vergleich der Ausgaben e zwischen beiden Regionen ist wenig sinnvoll, da kein Vergleichsmaßstab vorhanden wäre. Ein solcher Vergleichsmaßstab kann entweder durch das Preisverhältnis oder durch das Nutzenniveau einer Region gebildet werden. Nachfolgend werden entsprechende Indizes vorgestellt:¹³

True-cost-of-living-Indizes: Laspeyres-Konüs-Index Paasche-Konüs-Index

$$P_{LK} = \frac{e(p^V, U^B)}{e(p^B, U^B)} \quad P_{PK} = \frac{e(p^V, U^V)}{e(p^B, U^V)}$$

Realeinkommensindizes: Laspeyres-Allen-Index Paasche-Allen-Index

$$Q_{LA} = \frac{e(p^B, U^V)}{e(p^B, U^B)} \quad Q_{PA} = \frac{e(p^V, U^V)}{e(p^V, U^B)}$$

jeweils mit: $U^B = U(x^B) = U(x_1^B, \dots, x_n^B)$ und analog für U^V
 $p^B = (p_1^B, \dots, p_n^B)$ und analog für p^V

Der *True-cost-of-living-Index* wird auch als der Index der wahren Lebenshaltungskosten bezeichnet. Bei begrifflicher Übertragung von den statistischen Indizes handelt es sich um einen Preisindex, weil das jeweils herrschende Preisverhältnis als Vergleichsgröße zwischen den Regionen dient. Es werden dabei die Ausgaben in der Vergleichs-

¹³ Vgl. z. B. RIDDELL, W. C.: Leisure Time and the Measurement of Economic Welfare, in: Diewert, W. E. (Hrsg.): Price Level Measurement, Amsterdam 1990, S. 252 ff.

und in der Basisregion ins Verhältnis gesetzt, die zur Realisierung eines einheitlichen Nutzenniveaus (U^B oder U^V) notwendig sind. Es werden demzufolge die Situationen (3) mit (1) bzw. (4) mit (2) aus Abbildung 1 verglichen.

Beim *Realeinkommensindex* ist der aus den Mengen resultierende Nutzen die Vergleichsgröße, es handelt sich demzufolge im übertragenen Sinne um Mengenindizes. Hier werden mit dem Vergleichsmaßstab des Preisverhältnisses einer Region die Ausgaben in Vergleichs- und Basisregion ins Verhältnis gesetzt, die zur Realisierung des jeweiligen Nutzenniveaus erforderlich sind. Es werden die Situationen (2) mit (1) bzw. (4) mit (3) der Abbildung 1 verglichen.

3.3.2. Der True-cost-of-living-Index

Die weitere Darstellung wurde auf den True-cost-of-living-Index beschränkt, da dieser – wie noch gezeigt wird – für die Berechnung eines Realeinkommensindex ausreichend ist. Gleichzeitig wird jeweils nur der vielfach bevorzugte Laspeyres-Typ dargestellt.

Aus welchem Grund sollte nun neben dem bei vorausgesetzter Datenverfügbarkeit recht einfach zu handhabenden statistischen Index ein ökonomischer Index verwendet werden? Der Klärung dient nachstehendes *Theorem*:¹⁴

$$\frac{e(p^V, U^B)}{e(p^B, U^B)} \equiv P_{LK} \leq P_L \equiv \frac{p^V \cdot x^B}{p^B \cdot x^B} \quad (F1)$$

Beide Preisindizes werden zudem nach oben vom größten Preisverhältnis eines Gutes aus dem Güterbündel und nach unten vom geringsten relativen Preisunterschied für ein Gut begrenzt – unter der Voraussetzung, daß das Gut einen Preis größer Null besitzt:¹⁵

$$\min \left\{ \frac{p_i^V}{p_i^B} \right\} \leq P \leq \max \left\{ \frac{p_i^V}{p_i^B} \right\} \quad (F2)$$

Beide Aussagen werden für den Zwei-Güter-Fall mit Hilfe der Abbildung 2 im folgenden erläutert:

Ausgehend von den in der Basisregion gegebenen Preisen p_1^B und p_2^B mit dem konsumierten nutzenmaximierenden Güterbündel x^B ist Gut x_1 in der Vergleichsregion teurer und kostet p_1^V . Gut x_2 besitzt zur Veranschaulichung den gleichen Preis wie in der Basisregion ($p_2^V = p_2^B$). Im Nenner der Indexformeln P_{LK} und P_L stehen jeweils die Ausgaben für x^B unter dem Preisverhältnis p_1^B/p_2^B . Was steht nun jeweils im Zähler? Die Betrachtung erfolgt nun immer unter dem in der Vergleichsregion herrschenden Preisverhältnis p_1^V/p_2^V , charakterisiert durch die größere Steigung der Budgetlinie:

¹⁴ Vgl. DIEWERT, W. E.: The Economic Theory of Index numbers: A Survey, in: Diewert, W. E., Nakamura, A. O. (Hrsg.): Essays in Index Number Theory Volume 1, Amsterdam 1993, S. 183.

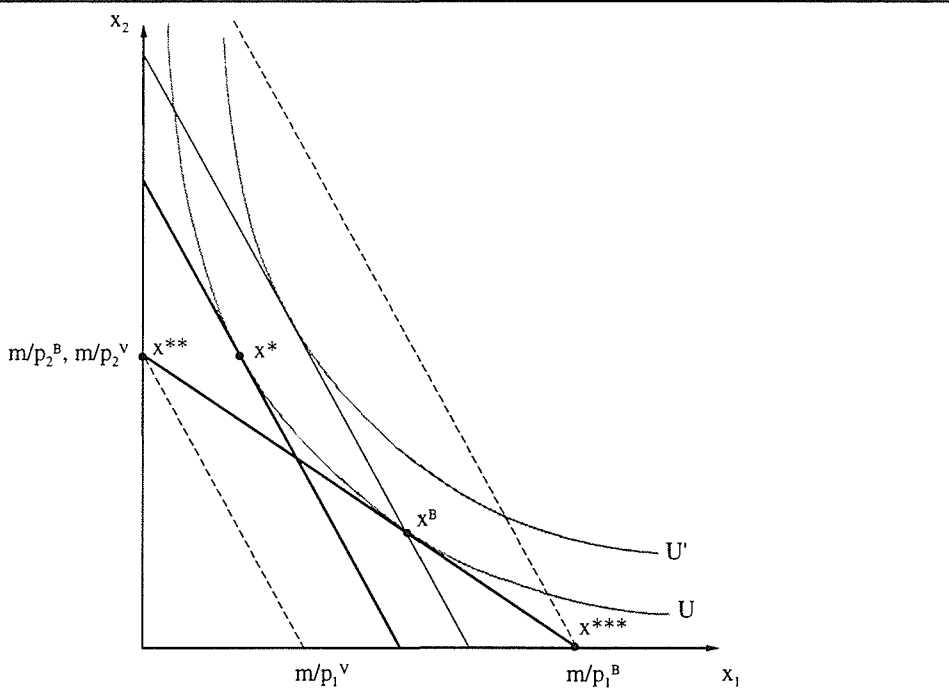
¹⁵ Vgl. DIEWERT, W. E., ebenda, S. 182.

- (1) Für den Laspeyres-Konüs-Index P_{LK} sind es die mindestens erforderlichen Ausgaben zur Beibehaltung des Nutzenniveaus U . Es wird der Konsum des Güterbündels x^* unterstellt.
- (2) Für den Laspeyres-Index P_L sind es die Ausgaben unter Beibehaltung des Güterbündels x^B . Diese sind höher als die des Laspeyres-Konüs-Index. Veranschaulicht wird das durch die weiter vom Ursprung entfernte Budgetgerade. Der Konsument ist in diesem Fall in der Lage, durch eine nutzenmaximierende Gütersubstitution auf der Budgetgerade ein höheres Nutzenniveau U' zu erreichen.

Der Wert des statistischen Laspeyres-Index ist somit größer als der des ökonomischen Laspeyres-Konüs-Index (vgl. F 1). Der statistische Index überzeichnet (übertreibt) das Preisverhältnis, weil die mögliche Substitution zwischen den Gütern nicht berücksichtigt wird.

Für beide Indizes gelten folgende Begrenzungen (vgl. F 2): Nach unten durch die Ausgaben für den Konsum ausschließlich des im Preis gleichen Gutes x_2 , nach oben durch die Ausgaben für den Konsum ausschließlich des in der Vergleichsregion im Preis höheren Gutes x_1 . Gekennzeichnet ist dies durch die Punkte x^{**} bzw. x^{***} .

Abbildung 2:
True-cost-of-living-Index vs. statistischer Preisindex



Quelle: In Anlehnung an DIEWERT, W. E.: The Theory of the Cost-of-Living Index and the Measurement of Welfare Change, in: Diewert, W. E. (Hrsg.): Price Level Measurement, Amsterdam 1990, S. 86.

3.3.3. Empirische Nutzbarmachung

Die mikroökonomisch fundierten Indexkonzepte operieren mit der Ausgabenfunktion. Eine empirisch nutzbare Form derartiger Indizes konnte im Rahmen dieser Untersuchung nicht über den Weg der Ermittlung von Nachfragefunktionen gebildet werden. Die empirische Nutzbarmachung erfolgte demgegenüber unter Zugrundelegung zweier gebräuchlicher *Nutzenfunktionen*:

a) Cobb-Douglas-Nutzenfunktion

$$U = \prod_i x_i^{\alpha_i} \quad \text{mit } 0 < \alpha_i < 1; \quad \sum_i \alpha_i = 1; \quad \alpha_i \dots \text{Ausgabenanteil für Gut } x_i$$

Die enthaltenen unabhängigen Variablen konsumierte Gütermenge und der jeweilige Ausgabenanteil sind ermittelbare Größen. Durch Einsetzen der unter Verwendung der Nutzenfunktion gebildeten Ausgabenfunktion ergeben sich folgende Indexformeln:

$$\underline{P_{LK}} = \prod_i \left(\frac{p_i^v}{p_i^B} \right)^{\alpha_i} \qquad \underline{Q_{LA}} = \prod_i \left(\frac{p_i^B}{p_i^v} \right)^{\alpha_i} \cdot \frac{m^v}{m^B}$$

Nachfolgend wird gezeigt, daß die Verwendung der beiden Indizes zum gleichen Ergebnis für das Realeinkommen *RE* führt, weshalb für die empirischen Untersuchung die Anwendung des Laspeyres-Konüs-Index genügt. Dazu ist das Nominaleinkommensverhältnis *E* zwischen Vergleichs- und Basisregion durch den Index der wahren Lebenshaltungskosten *P* zu dividieren.

$$RE = \frac{E}{P} = \frac{\frac{m^v}{m^B}}{P_{LK}} = \frac{\frac{m^v}{m^B}}{\prod_i \left(\frac{p_i^v}{p_i^B} \right)^{\alpha_i}} = \prod_i \left(\frac{p_i^B}{p_i^v} \right)^{\alpha_i} \cdot \frac{m^v}{m^B} \equiv Q_{LA}$$

b) CES-Nutzenfunktion

$$U(x_1, x_2) = \left(\alpha_1 x_1^\rho + \alpha_2 x_2^\rho \right)^{\frac{1}{\rho}} \quad (\text{Zwei-Güter-Fall})^{16}$$

mit α ... Distributionsparameter

ρ ... Substitutionsparameter

¹⁶ Vgl. VARIAN, H. R.: Mikroökonomie, 3. Aufl., München 1994, S. 113 in Verb. m. S. 19.

Es gilt:¹⁷

$$0 \leq \alpha_i \leq 1 \quad \text{und} \quad \alpha_1 + \alpha_2 = 1 \quad ; \quad -\infty \leq \rho \leq 1$$

$$\sigma = \frac{1}{1 - \rho} \quad \rightarrow \quad 0 \leq \sigma \leq \infty \quad (\sigma \neq 1)$$

Das Charakteristikum dieser Nutzenfunktion ist eine konstante, aber frei wählbare Substitutionselastizität (*Constant Elasticity of Substitution – CES*). Durch die **Substitutionselastizität** σ wird bestimmt, wie stark zwischen den Gütern bei Preisänderungen substituiert wird.¹⁸ Für $\sigma = 1$ geht die CES- in die Cobb-Douglas-Nutzenfunktion über, d. h. die Cobb-Douglas-Nutzenfunktion kann als Spezialfall der CES-Nutzenfunktion angesehen werden.¹⁹ Bei Zugrundelegung einer CES-Nutzenfunktion läßt sich für den Laspeyres-Konüs-Index auch eine empirisch besser handhabbare **Value-Share-Form** P_{LK}^* ermitteln.²⁰ Gegenüber dem Index auf Basis einer Cobb-Douglas-Nutzenfunktion ist jeweils zusätzlich die Bestimmung des Substitutionsparameters σ erforderlich:

$$P_{LK} = \left(\frac{\sum_i \left(\frac{p_i^V}{\alpha_i} \right)^{1-\sigma}}{\sum_i \left(\frac{p_i^B}{\alpha_i} \right)^{1-\sigma}} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad \Rightarrow \quad \underline{\underline{P_{LK}^* = \left(\sum_i \alpha_i^B \left(\frac{p_i^V}{p_i^B} \right)^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}}}}$$

4. Empirische Untersuchung

4.1. Preise in der amtlichen Statistik

Die Veränderung von Preisen im Zeitablauf wird sowohl für die Bundesländer als auch für Gesamtdeutschland sehr umfangreich untersucht und publiziert. Für räumliche Preisvergleiche stehen demgegenüber lediglich extra durchgeführte Untersuchungen zur Verfügung, die aber nur unregelmäßig und in beschränktem Umfang durchgeführt werden. Der aktuellste Preisvergleich ist eine Erhebung in 50 Städten, welche im September/Oktober 1993 durchgeführt wurde (**50-Städte-Vergleich**).²¹ Der zentrale Nachteil dieses Vergleiches ist, daß die Mietpreise außer Betracht gelassen wurden. Da aber neben der amtlichen Statistik Daten für Preisvergleiche in dem benötigten komplexen Umfang nicht zur Verfügung stehen, bildete der 50-Städte-Vergleich die Grundlage für die weitere Untersuchung. Diese war dadurch zugleich auf größere Städte beschränkt, denn

¹⁷ Vgl. HEUBES, J.: Konjunktur und Wachstum, München 1991, S. 168.

¹⁸ Vgl. CHIANG, A. C.: Fundamental Methods of Mathematical Economics, 3. Aufl., Singapur 1984, S. 425.

¹⁹ Vgl. CHIANG, A. C., ebenda, S. 428 f.

²⁰ Vgl. BRÖCKER, J.: Herleitung der Value-Share-Form des CES-Preisindex, unveröffentlichtes Manuskript.

²¹ Vgl. STRÖHL, G.: Zwischenörtlicher Vergleich des Verbraucherpreisniveaus in 50 Städten, in: Wirtschaft und Statistik, 1994, Nr. 6, S. 415 ff.

lediglich 10 dieser 50 Orte haben den Status eines Mittelzentrums, die übrigen sind Oberzentren.²² Im 50-Städte-Vergleich wurde für die Orte jeweils unterstellt, daß alle Güter erhältlich sind. Es wurden zusätzlich Einkaufsstätten der Umgebung einbezogen, wenn sie als Ort des Konsums für die Wohnbevölkerung des Erhebungsortes Bedeutung hatten (z. B. Standorte auf der „grünen Wiese“).²³ Dadurch wurde die im Abschnitt 2.2. gestellte Forderung erfüllt, daß alle relevanten Konsumausgaben der Bevölkerung eines Untersuchungsortes zu berücksichtigen sind.

4.2. Mietpreise

4.2.1. Datengrundlagen

Um für Orte des 50-Städte-Vergleiches vergleichbare Mietpreise für das Jahr 1993 zu erhalten, galt es, hierfür geeignete Datengrundlagen zu ermitteln:

a) Mietspiegel

Mietspiegel können zur Ermittlung der ortsüblichen Vergleichsmiete aufgestellt werden.²⁴ Grundsätzlich sind in den Mietspiegeln öffentlich geförderte und andere preisgebundene Wohnungen nicht enthalten.²⁵ Bei der Beurteilung der Genauigkeit der Mietspiegeldaten muß berücksichtigt werden, daß die Daten für den Mietspiegel in den Gemeinden sehr unterschiedlich erhoben und aufbereitet werden.²⁶ Je kleiner die Gemeinden sind, um so geringer ist der Anteil an empirisch-repräsentativen Mietspiegeln. Ansonsten werden Mietspiegel z. B. von Interessengruppen (Mieter- und Vermietervereine) auf Basis ihrer Statistiken ausgehandelt oder von Gutachterausschüssen aufgestellt.²⁷ Verzerrungen aufgrund politischer Einflußnahme sind nicht auszuschließen.²⁸

Weiterhin erfolgt die Differenzierung der Mietspiegel nach den Vergleichsmerkmalen Art, Größe, Ausstattung, Beschaffenheit und Lage sehr uneinheitlich.²⁹ Aufgrund dessen

²² Vgl. BUNDESFORSCHUNGSANSTALT FÜR LANDESKUNDE UND RAUMORDNUNG (Hrsg.): Laufende Raumbewertung – Aktuelle Daten zur Entwicklung der Städte, Kreise und Gemeinden 1992/93, Bonn 1995, S. 18 ff.

²³ Vgl. STRÖHL, G.: Zwischenörtlicher Vergleich des Verbraucherpreisniveaus, a.a.O., S. 415.

²⁴ Entsprechend § 2 Abs. 2 MHG (Gesetz zur Regelung der Miethöhe – Miethöhegesetz).

²⁵ Der durchschnittliche Anteil der öffentlich geförderten Wohnungen am gesamten Wohnungsbestand betrug 1993 für die alten Bundesländer 21,9 %. Vgl. BUNDESREGIERUNG (Hrsg.): Wohngeld- und Mietenbericht 1995, Bonn 1995, S. 24.

²⁶ Vgl. zur Einhaltung wissenschaftlicher Gütekriterien F+B FORSCHUNG UND BERATUNG FÜR WOHNEN, IMMOBILIEN UND UMWELT (Hrsg.): Praxis der Vergleichsmietenentwicklung, in: (Hrsg.: Expertenkommission Wohnungspolitik) Materialband zum Gutachten „Wohnungspolitik auf dem Prüfstand“, Bonn 1994, S. 31 ff.

²⁷ Vgl. F+B FORSCHUNG UND BERATUNG FÜR WOHNEN, IMMOBILIEN UND UMWELT (Hrsg.): Mietspiegel in Deutschland 1995, Hamburg 1995, S. 12 ff.

²⁸ Vgl. ausführlicher zu dieser Problematik STAHL, K., BUSLEI, H.: Unvollkommenheiten der Anpassung zwischen Teilmärkten im Wohnungsmarkt, in: Expertenkommission Wohnungspolitik (Hrsg.): Materialband zum Gutachten „Wohnungspolitik auf dem Prüfstand“, Bonn 1994, S. 62 ff.

²⁹ Vgl. F+B (Hrsg.): Mietspiegel in Deutschland 1995, a.a.O., S. 16 f.

sind die Tabellenwerte eines Mietspiegels vielfach nicht direkt mit denen anderer Städte vergleichbar. Um dennoch einen Vergleich von Mieten anhand von Mietspiegeln vorzunehmen, hat die F+B FORSCHUNG UND BERATUNG FÜR WOHNEN, IMMOBILIEN UND UMWELT GMBH Hamburg in ihrem Gutachten für die EXPERTEN-KOMMISSION WOHNUNGSPOLITIK sieben Referenzwohnungen gebildet (siehe Tabelle 1). Diese Referenzwohnungen bilden einen Querschnitt aus preiswerten Altbauten bzw. minderausgestattetem Wohnraum und teureren, modernen Wohnungen. Sie repräsentieren somit zentrale Wohnungsbestände der Städte. Der Vergleich von Mietspiegel-mieten im Rahmen dieser Arbeit basiert auf dieser Vorgehensweise.³⁰

b) RDM-Daten

Die jährlich durch den RING DEUTSCHER MAKLER (RDM) für die *Neuvermietung* erhobenen Mieten erwiesen sich für die Beschreibung des Mietenniveaus einer Stadt gegenüber den Mietspiegel-mieten als weniger geeignet. Dies konnte auch dadurch festgestellt werden, weil für eine Reihe bayerischer Städte als zusätzliche Vergleichsmöglichkeit eine Studie mit Daten aus der amtlichen Statistik zur Verfügung stand.³¹ Insbesondere bei München waren krasse Unterschiede zwischen den Werten des Mietspiegels und des Statistischen Landesamtes einerseits und den RDM-Werten andererseits zu verzeichnen. Allerdings wurde mittels der RDM-Daten ein Plausibilitätstest der relativen Mietspiegel-mieten durchgeführt. Dabei wurde wiederum auf die Methodik von F+B zurückgegriffen und nachfolgende Wohnungskategorien gegenübergestellt – unter Einbeziehung der RDM-Werte der letzten drei Jahre (also 1991-1993):

Tabelle 1:
Vergleichbare Wohnungskategorien

Kategorien der Mietspiegelanalyse	RDM-Kategorie
Bj. 1935, mit Bad od. Sammelheizung	Altbau, einfacher Wohnwert
Bj. 1935, mit Bad u. Sammelheizung	Altbau, mittlerer Wohnwert
Bj. 1955, mit Bad od. Sammelheizung	Neubau, einfacher Wohnwert
Bj. 1955, mit Bad u. Sammelheizung	Neubau, mittlerer Wohnwert
Bj. 1965, mit Bad u. Sammelheizung	Neubau, mittlerer Wohnwert
Bj. 1975, mit Bad u. Sammelheizung	Neubau, mittlerer Wohnwert
Bj. 1985, mit Bad u. Sammelheizung	Erstbezug, mittlerer Wohnwert
Größe: 65 m ² Ausstattung und Wohnlage: „normal“	Größe: ca. 70 m ² Wohnwert = Lage + Qualität

Quellen: F+B FORSCHUNG UND BERATUNG FÜR WOHNEN, IMMOBILIEN UND UMWELT (Hrsg.): Praxis der Vergleichsmietenentwicklung, a.a.O., S. 5 u. 24, RING DEUTSCHER MAKLER (Hrsg.): RDM-Immobilienpreisspiegel, Hamburg, lfd. Jahrgänge.

³⁰ Zwischenzeitlich veröffentlichte F+B einen Vergleich von Mietspiegel-mieten des Jahres 1996, wobei die Methodik etwas modifiziert wurde. Vgl. F+B FORSCHUNG UND BERATUNG FÜR WOHNEN, IMMOBILIEN UND UMWELT (Hrsg.): Mieten in Deutschland 1996, Hamburg 1996.

³¹ VGL. BAYERISCHES STAATSMINISTERIUM FÜR WIRTSCHAFT, VERKEHR UND TECHNOLOGIE (Hrsg.): Die reale Kaufkraft in Bayern, a. a. O.

Es zeigte sich hierbei, daß die RDM-Statistik die Mietenunterschiede tendenziell überzeichnet. In „teureren“ Städte ergeben sich gegenüber den Mietspiegelwerten vergleichsweise höhere Mieten und in „billigeren“ Städten relativ geringere.

4.2.2. Betriebskosten; Mietpreise in ostdeutschen Städten

Betriebskosten (Nebenkosten) sind weder in ausreichendem Umfang in den Mietspiegeln noch in den RDM-Daten enthalten, fehlen aber als Bestandteil der Wohnungsmieten gleichzeitig im 50-Städte-Vergleich. Aufgrund einiger Vergleiche – u. a. der Nebenkosten von München und Nürnberg – konnte unterstellt werden, daß sich die Betriebskosten proportional zu den durchschnittlichen Nettokaltmieten der Untersuchungsorte verhalten. Das bedeutet, daß in einer Stadt mit relativ hohen Nettokaltmieten die Nebenkosten entsprechend größer sind und umgekehrt. Somit war es ausreichend, daß lediglich auf Grundlage der Nettokaltmieten eine – auf einen Basisort bezogene – relative Meßzahl gebildet wurde.

Problematisch wird diese Annahme aber bei der Einbeziehung ostdeutscher Städte. Dort sind die Nettokaltmieten im Durchschnitt bedeutend geringer, die Betriebskosten liegen allerdings etwa in der selben Höhe wie in den alten Bundesländern. Um einige Städte der neuen Bundesländer in die Untersuchung einbeziehen zu können, mußte auf Daten aus Bürgerumfragen zurückgegriffen werden. Schließlich wurden Dresden und Erfurt in die Untersuchung einbezogen.

Zum Vergleich der Mieten mit den Städten der alten Bundesländer wurde für Dresden und Erfurt die *Dresdner Bruttokaltmiete* herangezogen, was unter Berücksichtigung der dürftigen Datenlage einen akzeptablen Kompromiß darstellt: Aufgrund von Untersuchungen konnte eine Gleichheit der Nettokaltmieten beider Städte unterstellt werden. Des weiteren beinhaltet diese Größe einen Aufschlag wegen des o. g. Problems der –bezogen auf die Nettokaltmiete – in den neuen Bundesländern bedeutend höheren Betriebskosten. Der Aufschlag allein aus diesem Grund wäre sicherlich etwas zu hoch. Berücksichtigt werden muß aber zusätzlich, daß die Mieten der Bürgerumfragen tatsächlich gezahlte Mieten sind. Einerseits sind dadurch mehr ältere und schlechtere – damit billigere – Wohnungen im Vergleich zu den sieben Referenzwohnungen berücksichtigt. Zudem sind im Vergleich bei den Mietspiegelmieten die im Durchschnitt günstigeren Sozialwohnungen nicht enthalten.

4.2.3. Daten

Die verfügbaren Mietpreise determinieren die Auswahl der Orte aus dem 50-Städte-Vergleich. Berücksichtigt wurde zudem eine gleichmäßige Belegung der einzelnen Gemeindegößengruppen. Die ermittelten Mietpreise für die ausgewählten Städte sind in der nachfolgenden Tabelle 2 dargestellt:

Tabelle 2:
Mietpreise in den Untersuchungsorten

GGG*	Ort	Durchschnittsmiete (in DM/m ²)		Alter des Miet- spiegels (in Monaten)	Mietverhältnis (Stuttgart = 100)	
		RDM	Mietspiegel		RDM	Mietspiegel
I	Hamburg	13,39	9,48	1	105,5	103,1
	München	17,00	11,40	1	134,0	124,0
	Düsseldorf	13,40	8,91	2	105,6	97,0
II	Essen	10,02	8,63	16	79,0	93,9
	Stuttgart	12,69	9,19	12	100,0	100,0
	Aachen	9,93	7,21	16	78,2	78,4
III	Kiel	10,40	7,33	14	81,9	79,8
	Regensburg	8,96	7,57	13	70,6	82,3
	Cuxhaven	8,29	6,26	5	65,3	68,1
IV	Herford	8,93	6,44	7	70,4	70,1
	Unna	9,03	7,21	10	71,2	78,5
O	Dresden**		5,35			58,2
	Erfurt**		5,35			58,2

Anmerkungen: *) Gemeindegroßengruppe: I ... 1 Mill. und mehr Einwohner
 II ... 400.000 bis unter 1 Mill. Einwohner
 III ... 100.000 bis unter 400.000 Einwohner
 IV ... unter 100.000 Einwohner
 O ... ostdeutsche Städte

***) Daten aus Bürgerumfrage

Quellen: RDM-Mieten: Berechnungen aus RING DEUTSCHER MAKLER (Hrsg.): RDM-Immobilienpreisspiegel, a.a.O., 1991, 1992, 1993. Mietspiegelmieten: Berechnungen aus F+B FORSCHUNG UND BERATUNG FÜR WOHNEN, IMMOBILIEN UND UMWELT (Hrsg.): Praxis der Vergleichsmietenentwicklung, a.a.O., Anhang 2 sowie Mietspiegel von München, Hamburg, Cuxhaven, Herford und Unna. Bürgerumfrage: LANDESHAUPTSTADT DRESDEN (Hrsg.): Kommunale Bürgerumfrage 1993, Dresden 1994, S. 40.

Das Alter des Mietspiegels wurde in der Berechnung nicht berücksichtigt, da einerseits Städte mit zu alter Mietspiegelgrundlage aus dem Kreis der Untersuchungsorte ausgeschlossen wurden und andererseits die Mietspiegel im Jahr 1993 in den jeweiligen Orten gültig waren – und zwar unabhängig von ihrem Alter.

4.3. Einkommen

Die amtliche Statistik stellte 1995 erstmalig Daten zum verfügbaren Einkommen auf Kreisebene zur Verfügung.³² Allerdings stammen die veröffentlichten Werte aus dem Jahr 1989 – sind somit wenig aktuell und umfassen nur die alten Bundesländer. Die gleichfalls zur Verfügung stehenden Werte für die Lohn- und Gehaltssumme der Industriebeschäftigten aus der laufenden Raumbearbeitung der BfLR erwies sich für die

³² Vgl. ARBEITSKREIS VOLKSWIRTSCHAFTLICHE GESAMTRECHNUNGEN DER LÄNDER (Hrsg.): Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder: Verfügbares Einkommen der kreisfreien Städte und Landkreise in den Ländern des früheren Bundesgebietes 1989, Stuttgart 1995.

Untersuchung ebenfalls nur als beschränkt aussagefähig.³³ Verwendet wurden schließlich die für kommerzielle Zwecke ermittelten Kaufkraftkennziffern von INFAS-ABSATZPLANUNG München.³⁴ Derartige Kaufkraftgrößen werden als vergleichbar mit dem verfügbaren Einkommen der amtlichen Statistik bezeichnet und beziehen sich jeweils auf die Wohnbevölkerung der Gebietseinheit.³⁵

4.4. Wägungsschema

Für die Wahl des *Basisortes* erscheinen Städte mit sehr hohem Nominaleinkommen gut geeignet, da sich davon ausgehend günstig die Frage untersuchen läßt, inwieweit sich Einkommensdifferenzen bei Berücksichtigung des Preisniveaus abschwächen. Der Basisort Bonn des 50-Städte-Vergleichs konnte in dieser Untersuchung nicht als solcher dienen, da zum Vergleichszeitpunkt für Bonn kein Mietspiegel existierte. München konnte aufgrund der bereits im Abschnitt 4.2.1. beschriebenen relativ großen Datenunsicherheit bei den dortigen Mietpreisen nicht als Basisort ausgewählt werden. Für Stuttgart waren die Mietdaten hingegen als relativ zuverlässig einzustufen, weshalb Stuttgart als Basisort ausgewählt wurde.

Die *Wägungsanteile* mußten somit von Bonn auf Stuttgart umgestellt werden. Im 50-Städte-Vergleich wird mit einem Lowe-Index gerechnet, welcher dort allerdings als abgewandelter Laspeyres-Index bezeichnet wird.³⁶

$$P_{Lo} = \frac{\sum_i p_i^V \cdot x_i^D}{\sum_i p_i^B \cdot x_i^D} = \frac{\sum_i \frac{p_i^V}{p_i^B} \cdot p_i^B \cdot x_i^D}{\sum_i p_i^B \cdot x_i^D} = \sum_i \frac{p_i^V}{p_i^B} \cdot w_i^B \quad \text{mit} \quad w_i^B = \frac{p_i^B \cdot x_i^D}{\sum_i p_i^B \cdot x_i^D}$$

mit x_i^D ... Menge von Gut i im Bundesdurchschnitt

³³ Vgl. BUNDESFORSCHUNGSANSTALT FÜR LANDESKUNDE UND RAUMORDNUNG (Hrsg.): Laufende Raumbearbeitung, a.a.O., S. 108 ff. Hier liegen z. B. für die drei kreisangehörigen Städte der Untersuchung (Cuxhaven, Herford und Unna) nur die Werte der gleichnamigen Landkreise vor. Da davon auszugehen ist, daß im übrigen Kreisgebiet die Verdienste jeweils geringer sind als in den Kreisstädten, ist für diese Städte die verwendete Lohn- und Gehaltssumme zu gering.

³⁴ Vgl. INFAS GEODATEN (Hrsg.): Kaufkraftkennziffern 1993/94, Gesamt-Deutschland, o. weitere Ang.

³⁵ Vgl. INFAS GEODATEN (Hrsg.), ebenda sowie für die Erhebungsmethodik GfK MARKTFORSCHUNG (Hrsg.): GfK-Basiszahlen zur Berechnung regionaler Absatzkennziffern, Nürnberg 1995, S. 2 f. und MACROM (Hrsg.): Kaufkraftkennziffern 1996, München 1996, S. 5 f.

³⁶ Vgl. STRÖHL, G.: Zwischenörtlicher Vergleich des Verbraucherpreisniveaus, a.a.O., S. 418.

Durch folgende Formel kann das Wägungsschema von Bonn (B) durch das von Stuttgart (S) ersetzt werden:

$$w_i^S = \frac{\frac{p_i^S}{p_i^B} \cdot w_i^B}{\sum_i \frac{p_i^S}{p_i^B} \cdot w_i^B} \quad \Rightarrow \quad P_{Lo} = \sum_i \frac{p_i^V}{p_i^S} \cdot w_i^S$$

Welchen Wägungsanteil sollten die Wohnungsmieten erhalten? Die gegenwärtig verwendeten Wägungsschemata für die zeitlichen Preisindizes der Lebenshaltung mit der Basis 1991 erwiesen sich als wenig geeignet. Denn der Anfang der neunziger Jahre besonders schnelle Anpassungsprozeß in den neuen Bundesländern hat gerade den Ausgabenanteil für die Wohnungsmieten am privaten Verbrauch jährlich in bedeutendem Umfang steigen lassen.³⁷ Somit war eine mit dem Erhebungsjahr 1993 übereinstimmende Wägung anzustreben. Daher wurden als Wägungsanteil die 1993er Ausgabenanteile für Wohnungsmieten am gesamten privaten Verbrauch des Haushaltstyps 2 genutzt.³⁸ Das einheitliche Wägungsschema für Gesamtdeutschland wurde – wie im 50-Städte-Vergleich – mittels eines gewogenen Durchschnitts zwischen alten Bundesländern (Gewicht = 6,2) und neuen Bundesländern (1,0) gebildet.³⁹

Bei der Anpassung des Wägungsschemas für diese Untersuchung (siehe Tabelle 3) war außerdem zu berücksichtigen, daß die Güterart Wasser (ohne Abwasser) bereits in das Wägungsschema des 50-Städte-Vergleichs einbezogen war. Üblicherweise ist sie in den Betriebskosten der Wohnungsmieten enthalten.⁴⁰

5. Ergebnisse

5.1. Ergebnisse bei Anwendung des statistischen Indexkonzeptes

Die ausführlichen Ergebnisse der Berechnungen mit dem statistischen Lowe-Preisindex befinden sich in der nachfolgenden Tabelle 3:

³⁷ Vgl. STATISTISCHES BUNDESAMT (Hrsg.): Statistisches Jahrbuch 1995 für die Bundesrepublik Deutschland, Wiesbaden 1995, S. 547 f.

³⁸ Vgl. STATISTISCHES BUNDESAMT (Hrsg.), ebenda.

³⁹ Vgl. STRÖHL, G.: Zwischenörtlicher Vergleich des Verbraucherpreisniveaus, a.a.O., S. 417.

⁴⁰ Vgl. BUCHWALD, W., ELBEL, G., SAGLIO, A.: Der deutsche und französische Verbraucherpreisindex im Vergleich, in: Wirtschaft und Statistik, 1994, Nr. 12, S. 961.

Tabelle 3:
Verbraucherpreisniveau, Nominal- und Realeinkommen in den Untersuchungsorten (Stuttgart = 100)

Wägungs- anteil (in Promille)	213,56	62,64	69,28	69,27	37,99	184,61	104,99	67,69	189,97			1000,0		
Gütergruppe	Nahrungs- mittel, Ge- tränke, Ta- bakwaren	Bekleidung, Schuhe	Energie (ohne Kraft- stoffe), Wasser	Güter für die Haushalts- führung	Güter für die Gesund- heits- und Körper- pflege	Güter für Verkehr und Nachricht- übermitt- lung	Güter für Bildung, Unterhal- tung, Frei- zeit	Sonstige Güter	Wohnungs- miete (ohne Wasser)	Gesamt- lebenshalt- ung (ohne Wohnungs- mieten)	Wohnungs- miete (ohne Wasser)	Gesamt- lebenshaltung	Kaufkraft	Realein- kommen
Hamburg	100,5	99,9	94,3	102,1	101,1	98,9	97,5	104,0	103,1	80,7	19,6	100,3	90,8	90,5
München	100,0	98,8	98,0	99,3	102,6	102,8	101,4	110,2	124,0	82,2	23,6	105,8	103,9	98,3
Düsseldorf	96,9	98,8	91,1	97,5	98,2	101,2	96,3	106,8	97,0	79,7	18,4	98,1	102,0	104,0
Essen	95,6	98,5	94,7	96,9	94,1	100,6	93,0	101,8	93,9	78,7	17,8	96,5	80,3	83,2
Stuttgart	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	81,0	19,0	100,0	100,0	100,0
Aachen	95,1	99,4	84,7	98,0	93,5	97,4	95,4	102,8	78,4	77,7	14,9	92,6	78,0	84,2
Kiel	100,9	98,3	91,5	97,8	99,1	99,8	92,5	100,9	79,8	79,6	15,2	94,7	74,5	78,7
Regensburg	96,5	98,0	94,9	98,7	95,3	98,2	96,5	98,5	82,3	78,7	15,6	94,3	81,4	86,3
Cuxhaven	97,7	102,5	84,4	96,1	92,5	99,0	92,5	92,6	68,1	77,5	12,9	90,5	72,6	80,2
Herford	93,7	100,5	85,0	98,0	93,6	102,0	92,4	93,2	70,1	77,4	13,3	90,7	87,7	96,7
Unna	95,1	100,0	99,0	96,0	94,2	95,9	92,1	97,0	78,5	77,6	14,9	92,5	75,3	81,4
Dresden	88,2	101,2	95,0	93,5	83,1	96,2	90,7	100,1	58,2	75,5	11,1	86,5	51,3	59,3
Erfurt	86,1	100,1	82,7	92,7	81,5	95,2	88,5	95,3	58,2	73,2	11,1	84,3	52,5	62,3
Mittlere Abw. von Stuttgart										3,0	4,2	7,1	21,8	16,9

Quellen: STRÖHL, G.: Zwischenörtlicher Vergleich des Verbraucherpreisniveaus, a.a.O., S. 424 f. und eigene Berechnungen.

5.2. Ergebnisse bei Anwendung des ökonomischen Indexkonzeptes

In Tabelle sind die Ergebnisse des statistischen Preisindex denen des Laspeyres-Konüs-Index auf Basis einer Cobb-Douglas-Nutzenfunktion gegenübergestellt. Dabei wurden die Wägungsanteile des statistischen Index gleichzeitig als Ausgabenanteile für die Nutzenfunktion verwandt.

Tabelle 4:

Gegenüberstellung der Ergebnisse bei Anwendung des statistischen bzw. des ökonomischen Index

(Stuttgart = 100)	Kaufkraft	Preise			Realeinkommen		
		Preisind. für die Lebenshaltung	True-cost-of-living-Index	Differenz	mit Preisind. für die Lebenshaltung	mit True-cost-of-living-Index	Differenz
Hamburg	90,8	100,3	100,3	-0,03	90,5	90,6	0,03
München	103,9	105,8	105,4	-0,38	98,3	98,6	0,35
Düsseldorf	102,0	98,1	98,1	-0,06	104,0	104,1	0,06
Essen	80,3	96,5	96,5	-0,04	83,2	83,2	0,04
Stuttgart	100,0	100,0	100,0	0,00	100,0	100,0	0,00
Aachen	78,0	92,6	92,3	-0,35	84,2	84,5	0,32
Kiel	74,5	94,7	94,4	-0,35	78,7	78,9	0,29
Regensburg	81,4	94,3	94,2	-0,20	86,3	86,5	0,18
Cuxhaven	72,6	90,5	89,6	-0,84	80,2	81,0	0,75
Herford	87,7	90,7	90,0	-0,72	96,7	97,5	0,78
Unna	75,3	92,5	92,2	-0,29	81,4	81,6	0,26
Dresden	51,3	86,5	85,1	-1,42	59,3	60,3	0,99
Erfurt	52,5	84,3	83,0	-1,26	62,3	63,2	0,94

Quelle: Eigene Berechnungen.

Die Ergebnisse für den True-cost-of-living-Index sind dabei, entsprechend der theoretischen Überlegungen (vgl. Abschnitt 3.3.2.), tatsächlich geringer als die für den statistischen Preisindex für die Lebenshaltung. Allerdings sind die Unterschiede – besonders in den Städten der alten Bundesländer mit 0,03 bis 0,84 Prozentpunkten – recht gering. Dabei ist folgendes zu berücksichtigen:

1. Die Toleranz der Ergebnisse aufgrund der geringeren Qualität des Datenmaterials für die Mietpreise ist vermutlich bedeutender als die Differenz aufgrund der methodisch bedingten Unterschiede durch die Wahl des Indexkonzeptes.
2. Die Anwendung der Cobb-Douglas-Nutzenfunktion impliziert, daß die Ausgabenanteile für die einzelnen Gütergruppen in jedem Ort gleich groß sind. Demzufolge beschreibt der Indexwert einen Zustand, in dem z. B. die Wohnungsmieten *überall* einen Anteil an den Ausgaben des privaten Verbrauchs in Höhe von rund 19 % haben. Eine derartig starke Substitution zwischen den Gütermengen der verschiedenen Gütergruppen – dargestellt durch die Substitutionselastizität in Höhe von 1 – ist aber in der Realität nicht beobachtbar.

Dies gilt besonders für die beiden ostdeutschen Städte. Hier ist die Differenz der beiden Indexergebnisse gerade wegen der extrem niedrigen Wohnungsmieten mit 1,26 und 1,42 Prozentpunkten vergleichsweise groß. Tatsächlich ist aber zu beobachten, daß die Ausgabenanteile für die Wohnungsmieten in den neuen Bundesländern trotz der niedrigen Preise sehr gering sind. Es wird sogar eine je Person geringere Wohnfläche, also Menge, genutzt.⁴¹ Bereits beim statistischen Index führt der verwendete und – durch die Bildung eines gewogenen Mittels mit den alten Bundesländern – für Ostdeutschland relativ hohe Wägungsanteil für Wohnungsmieten zu einer Verzerrung zugunsten der ostdeutschen Städte.

3. Aufgrund der vorhandenen Daten konnte lediglich eine Substitution zwischen den Gütergruppen modelliert werden. Empirische Studien zeigen aber, daß die Substitution zwischen den Gütern *innerhalb* von Gütergruppen vielfach größer ist als die Substitution *zwischen* den Gütergruppen.⁴² Bezüglich des vorherigen Kritikpunktes bestätigt das die Aussage, daß eine Substitutionselastizität in Höhe von Eins für die durchgeführte Untersuchung zu groß ist.

Durch die Zugrundelegung einer CES-Nutzenfunktion konnten bezüglich des zweiten Kritikpunktes (zu starke unterstellte Gütersubstitution) bessere Ergebnisse erzielt werden. Dabei wurde eine geringere, aber dennoch konstante Substitutionselastizität mit einem realistischen Wert zwischen 0 und 1 modelliert. Die Ergebnisse liegen jeweils zwischen den zwei bereits dargestellten Indexergebnissen. Die Sinnhaftigkeit, einen Wert zwischen diesen kaum differierenden anderen Werten zu erhalten, wird allerdings durch den ersten Kritikpunkt (Unsicherheiten bezüglich des Datenmaterials) in Frage gestellt.

Aufgrund dessen, daß der ökonomische Index auf Basis der Cobb-Douglas-Nutzenfunktion im Rahmen dieser Untersuchung kaum abweichende Ergebnisse erbringt und gleichzeitig nicht unproblematisch in der Interpretation ist, ist die Anwendung eines statistischen Indexkonzeptes – zumindest unter den hier vorliegenden Bedingungen – ausreichend.

5.3. Analyse

Die weitere Analyse basiert ausschließlich auf den Ergebnissen mit dem statistischen Indexkonzept. Zu den Korrelationskoeffizienten nach Bravais-Pearson ist jeweils das Signifikanzniveau angegeben.

Die Wohnungsmieten determinieren im Durchschnitt 57,1 % der Unterschiede in den Lebenshaltungskosten zwischen den Städten.⁴³ Somit sind sie der bedeutendste Faktor

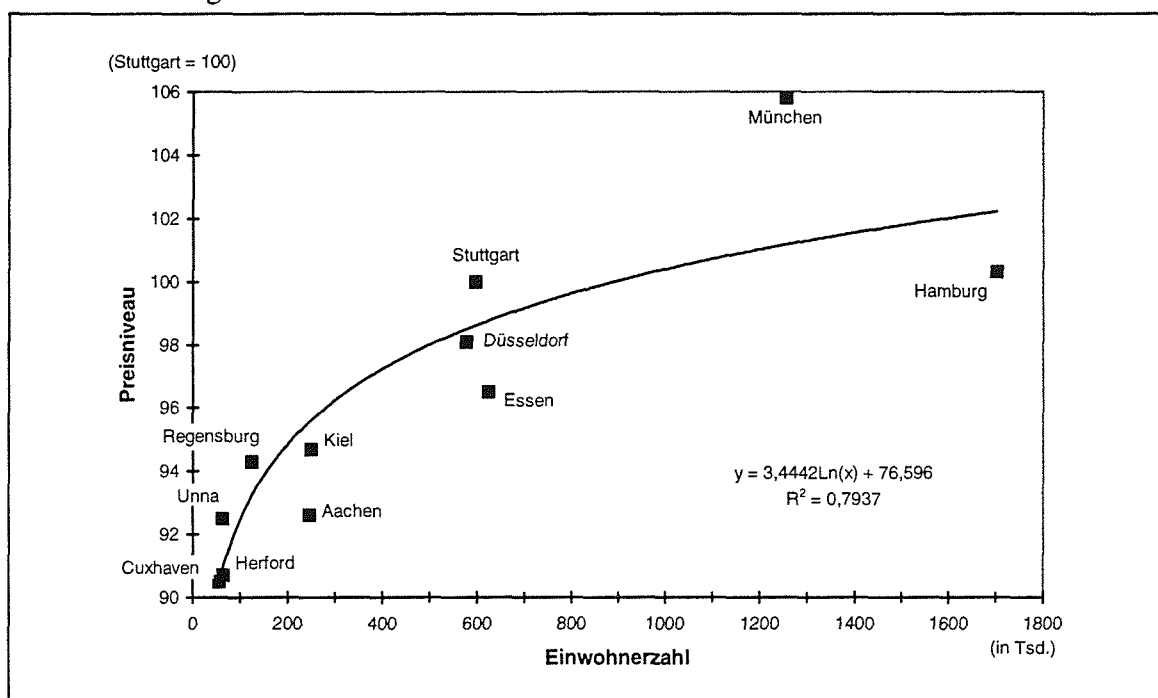
⁴¹ 29,8 m² in den neuen Bundesländern gegenüber 36,6 m² in den alten Bundesländern (31.12.1992), vgl. BUNDESFORSCHUNGSANSTALT FÜR LANDESKUNDE UND RAUMORDNUNG (Hrsg.): Laufende Raumbewertung, a.a.O., S. 229.

⁴² Vgl. WYNNE, M. A., SIGALLA, F. D.: The Consumer Price Index, in: Economic Review, 1994, No. 2, S. 5.

⁴³ Bereich des 95%-Konfidenzintervalls: 48,2 bis 66,1.

für räumliche Preisunterschiede, reichen aber zur Beschreibung dieser allein nicht aus. Durch Wohnungsmieten kann aber sehr gut die Tendenz des Preisniveaus beschrieben werden, was sich in einem sehr hohen Korrelationskoeffizienten niederschlägt (+0,986; signifikant auf 99,9%-Niveau). Hingegen sind z. B. die Preise für Energie und Wasser vergleichsweise schwach mit dem Preisniveau für die gesamte Lebenshaltung korreliert (+0,607; 95 %).

Abbildung 3:
Zusammenhang zwischen Einwohnerzahl und Preisniveau



Quelle: Einwohnerzahlen (30.06.1993): STATISTISCHES BUNDESAMT (Hrsg.): Statistisches Jahrbuch 1995 für die Bundesrepublik Deutschland, a.a.O., S. 55 f.

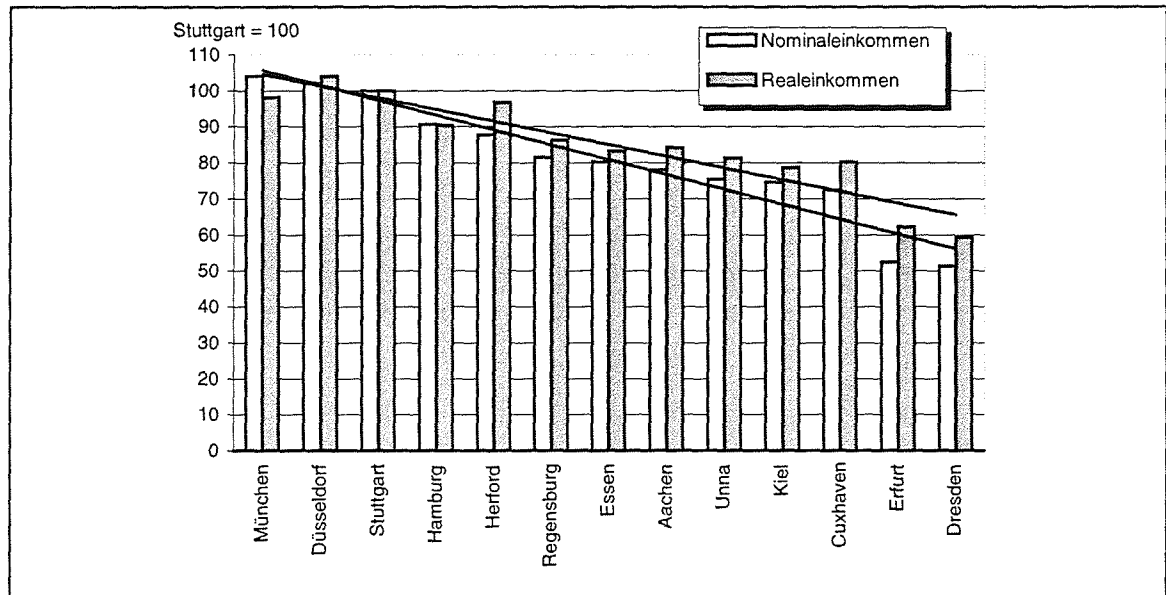
Insgesamt nimmt das Preisniveau in den alten Bundesländern mit der Gemeindegröße ab (vgl. Abbildung 3) und ist für die ostdeutschen Städte nochmals geringer. Der Korrelationskoeffizient zwischen Einwohnerzahl und Preisniveau beträgt für die alten Bundesländer +0,841 (99,9 %). Eine Verdopplung der Einwohnerzahl geht dabei mit einer durchschnittlichen Steigerung des relativen Preisniveaus um 2,39 Prozentpunkte einher.⁴⁴

Zwischen dem nominalen Einkommen in einer Region und dem Preisniveau kann ein enger Zusammenhang festgestellt werden. Der Korrelationskoeffizient beträgt +0,892 (99,9 %). Nominale Einkommensunterschiede werden somit durch eine Preisbereinigung im Normalfall verringert und geben daher die *realen* räumlichen Disparitäten nur verzerrt wieder. Dies zeigt sich auch in der mittleren Abweichung von Stuttgart, welche real nur noch 16,9 Prozentpunkte gegenüber nominal 21,8 beträgt. Die Unterschiede be-

⁴⁴ Bereich des 95%-Konfidenzintervalls: 1,47 bis 3,31.

züglich Stuttgart verringern sich im Durchschnitt der untersuchten Städte um 17,2 %.⁴⁵ In der folgenden Abbildung charakterisiert die flacher verlaufende Trendgerade die gegenüber dem Nominaleinkommen geringeren Disparitäten des Realeinkommens:

Abbildung 4:
Nominaleinkommen vs. Realeinkommen in den Untersuchungsorten



Bei der Betrachtung einzelner Städte erhält man die empirische Bestätigung für die allgemein verbreitete Auffassung, daß München „teuer“ sei. München fällt gegenüber dem ersten Rang beim Nominaleinkommen auf den dritten Rang bei Berücksichtigung des Preisniveaus zurück.

Die dargestellten Ergebnisse sind nicht nach bestimmten Personengruppen entsprechend sozialer Merkmale wie dem verfügbaren Einkommen differenziert. Es ließe sich aber beispielsweise zeigen, daß gerade Bezieher niedrigerer Einkommen in erheblich stärkerem Maße von hohen Wohnungsmieten betroffen sind, denn bei ihnen ist der entsprechende Ausgabenanteil deutlich höher als im Durchschnitt. Somit ist der Unterschied in den Lebenshaltungskosten für Haushalte mit niedrigerem Einkommen zwischen bezüglich der Miete teuren Städten wie München oder Hamburg und entsprechend billigen Städten wie Cuxhaven oder Herford deutlich höher, als er durch die angegebenen Werte angezeigt wird.

⁴⁵ Einer Verallgemeinerung dieses Wertes für die relative Verringerung der Disparitäten ist allerdings problematisch. Aufgrund einer starken Streuung umfaßt das 95%-Konfidenzintervall den sehr großen Bereich von -43,0 bis 8,6. Die Verringerung der Disparitäten ist allerdings signifikant (99,5%-Niveau; Wilcoxon-Test für verbundene Stichproben).

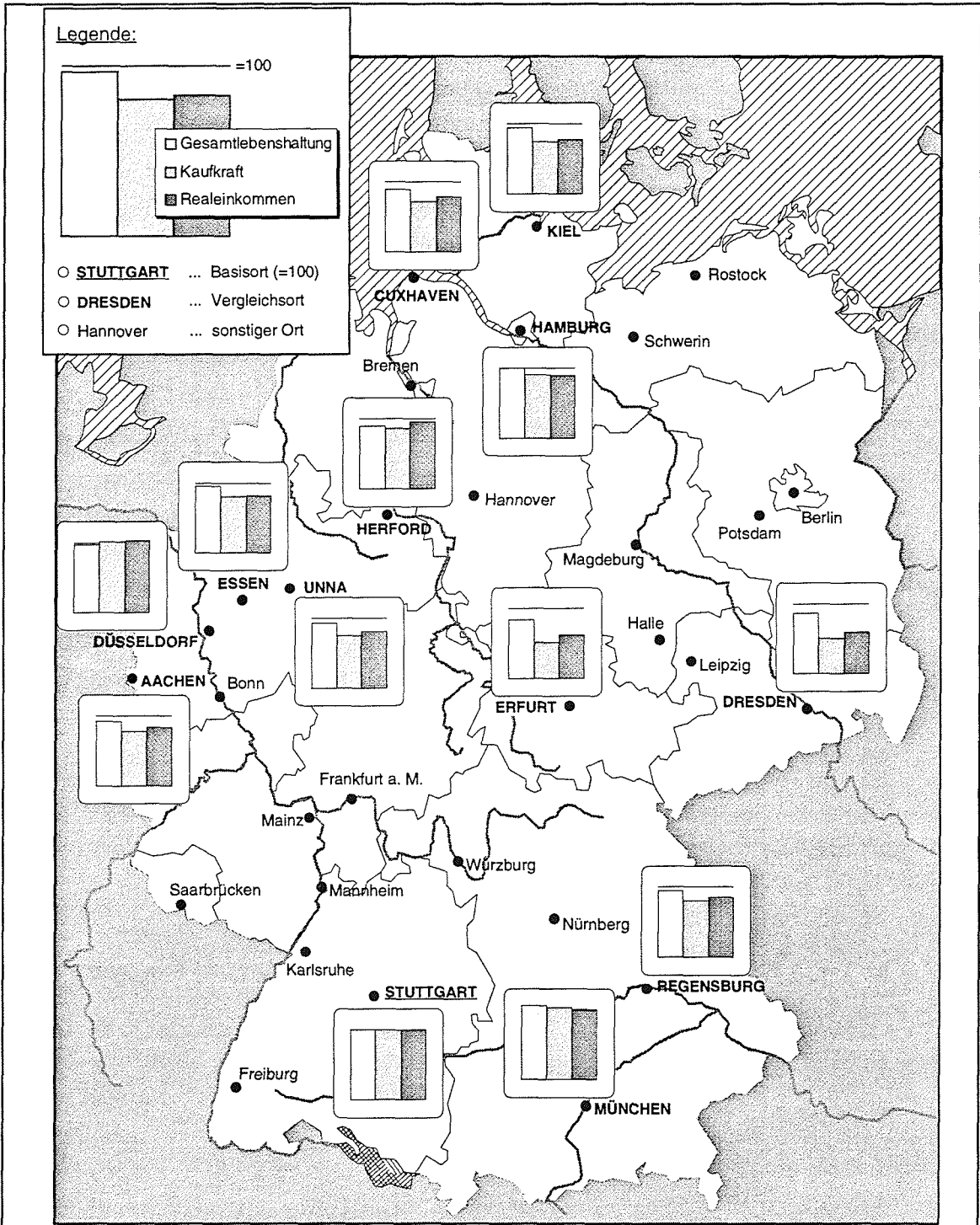
6. Resümee

Das ökonomische Indexkonzept erweist sich prinzipiell als geeignet zur empirischen Bestimmung eines relativen Preisniveaus. Die aufgrund der verwendeten Nutzenfunktionen theoretisch zu erwartenden Ergebnisse im Verhältnis zum statistischen Indexkonzept konnten auch empirisch ermittelt werden. Dennoch kann die Anwendung des statistischen Indexkonzeptes im Normalfall als ausreichend angesehen werden.

Die Unterschiede in den Mietpreisen determinieren die räumlichen Disparitäten des Preisniveaus in stärkerem Maße als die übrigen Preise *zusammen*. Allerdings reichen sie zur Beschreibung der Preisniveauunterschiede *allein* nicht aus. Des weiteren ist mit zunehmender Einwohnerzahl der Orte ein Anstieg des Preisniveaus zu verzeichnen.

Zwischen der Höhe des Nominaleinkommens und der Höhe des Preisniveaus in einer Region besteht ein enger Zusammenhang. Daher werden Disparitäten zwischen Regionen bei nominaler Einkommensbetrachtung stärker dargestellt werden, als sie es real, d. h. preisbereinigt, sind. Dies muß bei regionalpolitischen Entscheidungen unbedingt berücksichtigt werden.

Abbildung 5:
Karte der Bundesrepublik Deutschland mit den Untersuchungsorten und Untersuchungsergebnissen



LITERATURVERZEICHNIS

- ARBEITSKREIS VOLKSWIRTSCHAFTLICHE GESAMTRECHNUNGEN DER LÄNDER (Hrsg.): Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder: Verfügbares Einkommen der kreisfreien Städte und Landkreise in den Ländern des früheren Bundesgebietes 1989, Stuttgart 1995.
- BAUBEHÖRDE HAMBURG (Hrsg.): Hamburger Mietenspiegel 1993, Hamburg 1993.
- BAYERISCHES STAATSMINISTERIUM FÜR WIRTSCHAFT, VERKEHR UND TECHNOLOGIE (Hrsg.): Die reale Kaufkraft in Bayern, München 1994.
- BLEYMÜLLER, J. u. a.: Statistik für Wirtschaftswissenschaftler, 9. Aufl., München 1994.
- BRÖCKER, J.: Herleitung der Value-Share-Form des CES-Preisindex, unveröffentlichtes Manuskript.
- BUCHWALD, W., ELBEL, G., SAGLIO, A.: Der deutsche und französische Verbraucherpreisindex im Vergleich, in: Wirtschaft und Statistik, 1994, Nr. 12, S. 957-968.
- BUNDESFORSCHUNGSANSTALT FÜR LANDESKUNDE UND RAUMORDNUNG (Hrsg.): Laufende Raumbewertung – Aktuelle Daten zur Entwicklung der Städte, Kreise und Gemeinden 1992/93, Bonn 1995.
- BUNDESMINISTERIUM FÜR RAUMORDNUNG, BAUWESEN UND STÄDTEBAU (Hrsg.): Raumordnungsbericht 1993, Bonn 1994.
- BUNDESREGIERUNG (Hrsg.): Wohngeld- und Mietenbericht 1995, Bonn 1995.
- CHIANG, A. C.: Fundamental Methods of Mathematical Economics, 3. Aufl., Singapur 1984.
- DIEWERT, W. E.: The Economic Theory of Index numbers: A Survey, in: Diewert, W. E., Nakamura, A. O. (Hrsg.): Essays in Index Number Theory Volume 1, S. 177-221, Amsterdam 1993.
- DIEWERT, W. E.: The Theory of the Cost-of-Living Index and the Measurement of Welfare Change, in: Diewert, W. E. (Hrsg.): Price Level Measurement, S. 79-147, Amsterdam 1990.
- F+B FORSCHUNG UND BERATUNG FÜR WOHNEN, IMMOBILIEN UND UMWELT (Hrsg.): Praxis der Vergleichsmietenentwicklung, in: Expertenkommission Wohnungspolitik (Hrsg.): Materialband zum Gutachten „Wohnungspolitik auf dem Prüfstand“, Bonn 1994.
- F+B FORSCHUNG UND BERATUNG FÜR WOHNEN, IMMOBILIEN UND UMWELT (Hrsg.): Mietspiegel in Deutschland 1995, Hamburg 1995.
- F+B FORSCHUNG UND BERATUNG FÜR WOHNEN, IMMOBILIEN UND UMWELT (Hrsg.): Mieten in Deutschland 1996, Hamburg 1996.
- GfK MARKTFORSCHUNG (Hrsg.): GfK-Basiszahlen zur Berechnung regionaler Absatzkennziffern, Nürnberg 1995.
- HEUBES, J.: Konjunktur und Wachstum, München 1991.

- HIRSCHENAUER, F.: Indikatoren zur Neuabgrenzung des regionalpolitischen Fördergebiets 1993, in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 27. Jg. (1994), Nr. 2, S. 108-129.
- INFAS GEODATEN (Hrsg.): Kaufkraftkennziffern 1993/94, Gesamt-Deutschland, o. weitere Ang.
- JUNG, H.-U., SCHÄTZL, L.: Atlas zur Wirtschaftsgeographie von Niedersachsen, Hannover 1993.
- KOHLHUBER, F.: Grenzen regionaler Kaufkraftuntersuchungen, in: Raumforschung und Raumordnung, 50. Jg. (1992), Heft 1-2, S. 42-47.
- KÜHNE-BÜNING, L.: Die Wohnung und ihre Märkte: Besonderheiten des Wirtschaftsgutes Wohnung und seiner Nutzungsleistungen, in: Kühne-Büning, L., Heuer, J. H. B. (Hrsg.): Grundlagen der Wohnungs- und Immobilienwirtschaft, S. 6-17, 3. Aufl., Frankfurt a. M. 1994.
- LANDESHAUPTSTADT DRESDEN (Hrsg.): Kommunale Bürgerumfrage 1993, Dresden 1994.
- LANDESHAUPTSTADT MÜNCHEN (Hrsg.): Mietspiegel für München '94, München 1994.
- LIPPE, P. v. d. : Wirtschaftsstatistik, Stuttgart 1990.
- MACROM (Hrsg.): Kaufkraftkennziffern 1996, München 1996.
- MIETERVEREIN CUXHAVEN, HAUS-, WOHNUNGS- UND GRUNDEIGENTÜMERVEREIN CUXHAVEN (Hrsg.): Mietwerttabelle für Cuxhaven, Cuxhaven 1992.
- NIEMEYER, U.: Abschätzungen des Index der Lebenshaltungskosten: Schranken für den Konüs-Index durch empirisch ermittelbare Indizes, Frankfurt a. M. 1986.
- RIDDELL, W. C.: Leisure Time and the Measurement of Economic Welfare, in: Dievert, W. E. (Hrsg.): Price Level Measurement, S. 249-277, Amsterdam 1990.
- RING DEUTSCHER MAKLER (Hrsg.): RDM-Immobilienpreisspiegel, Hamburg, lfd. Jahrgänge.
- RINNE, H.: Wirtschafts- und Bevölkerungsstatistik, München 1994.
- SCHUBERT, R.: Lebenshaltungskosten im intertemporalen und interregionalen Vergleich: Ein ökonomisches Deutungsmuster, in: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Indizes – Status quo und europäische Zukunft, S. 13-42, Stuttgart 1995.
- SCHUMANN, J.: Grundzüge der mikroökonomischen Theorie, 5. Aufl., Berlin 1987.
- STADT UNNA (Hrsg.): Mietspiegel, Unna 1992.
- Stadtverwaltung Herford (Hrsg.): Mietspiegel, Herford 1992.
- STAHL, K., BUSLEI, H.: Unvollkommenheiten der Anpassung zwischen Teilmärkten im Wohnungsmarkt, in: Expertenkommission Wohnungspolitik (Hrsg.): Materialband zum Gutachten „Wohnungspolitik auf dem Prüfstand“, Bonn 1994.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (Hrsg.): Statistisches Jahrbuch 1995 für die Bundesrepublik Deutschland, Wiesbaden 1995.

STRÖHL, G.: Zwischenörtlicher Vergleich des Verbraucherpreisniveaus in 50 Städten, in: *Wirtschaft und Statistik*, 1994, Nr. 6, S. 415-434.

VARIAN, H. R.: *Mikroökonomie*, 3. Aufl., München 1994.

VOGLER, L.: *Hierarchie und Einzugsbereiche zentraler Orte auf Grund der Verbrauchernachfrage*, Bonn 1978.

WYNNE, M. A., SIGALLA, F. D.: The Consumer Price Index, in: *Economic Review*, 1994, No. 2, S. 1-22.