

**Mannheimer Manuskripte zu Risikotheorie,
Portfolio Management und Versicherungswirtschaft**

Nr. 128

**Konstruktion
transaktionsbasierter Immobilienindizes:
Theoretische Grundlagen und
empirische Umsetzung
für den Wohnungsmarkt in Paris**

von

RAIMOND MAURER / MARTIN PITZER / STEFFEN SEBASTIAN

Mannheim 03/2001

Konstruktion transaktionsbasierter Immobilienindizes: Theoretische Grundlagen und empirische Umsetzung für den Wohnungsmarkt in Paris

von

Raimond Maurer, Martin Pitzer und Steffen Sebastian*

R. Maurer

Lehrstuhl für Betriebswirtschaftslehre, insb. Investment, Portfolio Management und Alterssicherung, Johann Wolfgang Goethe-Universität, Mertonstrasse 17, 60054 Frankfurt/Main
Telefon +49 (69) 798-25227, Fax +49 (69) 798-25228, RMaurer@wiwi.uni-frankfurt.de

M. Pitzer

Goldman Sachs International, European Equities
Peterborough Court, 133 Fleet Street, London EC4A 2BB, United Kingdom
Telefon +44 (20) 7552 3906, Fax +44 (20) 7774 6154, martin.pitzer@gs.com

*S. Sebastian**

Lehrstuhl für Allgemeine Betriebswirtschaftslehre, Risikotheorie, Portfolio Management und Versicherungswirtschaft, Universität Mannheim, 68131 Mannheim
Telefon +49 (621) 181-1675, Fax +49 (621) 181-1681, sebastian@bwl.uni-mannheim.de

Die Arbeit wurde dankenswerterweise von dem *iii Internationales Immobilien Institut*, der *IVG Holding AG* und der *Stiftung Rheinische Hypothekenbank* im Rahmen des Forschungsprojektes "Real-Estate-Finance" an den Universitäten Frankfurt und Mannheim gefördert. Für weitere Informationen siehe www.real-estate-finance.de. Wir danken Frau *Yan Wang*, Universität Mannheim für die Unterstützung bei der Auswertung der Daten. Aussagen sind alleine den Autoren zuzurechnen.

*corresponding author

Konstruktion transaktionsbasierter Immobilienindizes: Theoretische Grundlagen und empirische Umsetzung für den Wohnungsmarkt in Paris

Zusammenfassung

Der vorliegende Beitrag zeigt auf, wie hedonische Preisindizes für Immobilien auf der Basis von Transaktionen berechnet werden können. Der Heterogenität der Immobilien wird dabei durch ein ökonometrisches Modell Rechnung getragen, wobei in dieser Arbeit das Problem der Wahl einer geeigneten Funktionsform durch eine Transformation nach dem Ansatz von *Box/Cox* (1964) explizit berücksichtigt wird.

Die Datenbasis deckt etwa 65% der Transaktionen des Wohnungsmarktes im Zeitraum 1990-1999 ab. Die Korrektur aufgrund unvollständiger Angaben führt zu einem Datensatz von 84 686 Transaktionen. Dieser Datensatz ist ein Vielfaches dessen, was bisher vergleichbaren Studien zugrunde lag und stellt damit eine international einmalige Datengrundlage dar.

Schlagworte: Immobilien-Investment, hedonische Indizes, *Box/Cox*-Transformation

Construction of a Transaction Based Real Estate Index for the Paris Housing Market

Abstract

In this paper, we calculate a transaction based price index for apartments in Paris (France). The heterogeneous character of real estate is taken into account by using an econometric model. The functional form is specified by using a general *Box/Cox*-function.

The data base covers about 65% of the housing market in 1990-1999. Correction for incomplete data leads to a sample of 84 686 transactions. This sample is by far the largest ever used in comparable studies, and is therefore internationally an unique data coverage for housing markets.

Keywords: real estate investments, hedonic, index construction, *Box/Cox*-transformation

Construction des indices hédonistes sur la base des transactions des appartements à Paris

Résumé

Le présent article montre comment des indices de prix hédonistes pour l'immobilier peuvent être calculés sur la base de transactions. L'hétérogénéité des biens immobiliers est prise en compte par un modèle de régression multiple, le problème de choix d'une forme appropriée de fonction étant pris en considération de façon explicite par une transformation selon le méthode de *Box/Cox* (1964).

La base de données couvre environ 65% des transactions du marché des logements dans la période 1990-1999. La correction en raison de données incomplètes conduit à une série de données de 84 686 transactions. Cette série de données représente plusieurs fois la quantité de ce qui a servi de base à des études équivalentes et constitue de ce fait une base de données exceptionnelles au niveau international.

mots de clé: investissement immobilier, indice hédoniste, construction d'indices immobilières, méthode de transformation selon *Box/Cox*

JEL: C43; C51; O18; R20

1 Einführung

Die verschiedenen Akteure des Immobilienmarktes haben ein grundsätzliches Interesse an der Entwicklung von Immobilienpreisen und deren Zurückführung auf gemeinsame ursächliche (Risiko-) Faktoren. Wollen Investoren, Bauträger oder Projektentwickler die Attraktivität einzelner Immobilienprojekte beurteilen, ist die Einschätzung der zukünftigen unsicheren Wertentwicklung des betreffenden Marktsegmentes eine wesentliche Entscheidungsgrundlage. Institutionelle Anleger wie Banken, Investmentfonds oder Versicherungsunternehmen benötigen im Rahmen eines quantitativ gestützten Portfolio-Managements verlässliche Informationen über die Wertentwicklung von Immobilieninvestments. So sind etwa in Fragen der Asset-Allocation, also der Aufteilung eines gegebenen Budgets auf die hauptsächlichen Anlageklassen wie Aktien, Zinstitel und Immobilien, Informationen über Rendite- und Risikoprofile von Immobilien und deren Abhängigkeiten zu den anderen Anlageformen von zentraler Bedeutung. Weiterhin wird auf der Ebene der Performanceanalyse ein Vergleichmaßstab (Benchmark) benötigt, um die Leistung des Managements von Immobilienportfolios evaluieren zu können. Schließlich benötigt auch der Staat fundierte Informationen über die Preisentwicklung auf den Immobilienmärkten, um etwa die Wirkung staatlicher Lenkungsmaßnahmen beurteilen, planen und kontrollieren zu können.

In der Real-Estate-Forschung existieren verschiedene Ansätze zur Konstruktion von Immobilienindizes. Neben Indizes, welche Renditen der Liegenschaften in den Portfolios institutioneller Anleger auswerten bzw. die Wertentwicklung von Anteilen börsennotierter Immobiliengesellschaften abbilden, spielen die hier betrachteten transaktionsbasierten Indizes eine große Rolle.¹ Diese Indexart basiert auf der Auswertung der realisierten Marktpreise und den Charakteristika von getätigten Transaktionen in Immobilien innerhalb eines bestimmten Zeitabschnittes. Allerdings ist die Konstruktion eines derartigen Indexes aufgrund der Heterogenität sowie der geringen Transaktionshäufigkeit von Immobilien mit einer Vielzahl von Problemen behaftet. Werden Transaktionen zu verschiedenen Zeitpunkten betrachtet, so können aus unterschiedlichen Preisen zunächst keine unmittelbaren Rückschlüsse auf Veränderungen des allgemeinen Marktpreisniveaus gezogen werden. Vielmehr können diese Abweichungen auf Qualitätsunterschiede etwa in Lage, Größe oder baulichen Zustand der erfassten Liegenschaften zurückzuführen sein. Deshalb muss bei einer Konstruktion eines transaktionsbasier-

¹ Für eine Übersicht vgl. *Bender/Gacem/Hoesli* 1994, S. 523-527; *Fischer/Geltner/Webb* 1994; *Maurer/Stephan/Sebastian* 2000.

ten Immobilienindex den Qualitätsunterschieden der im Zeitablauf erfassten Liegenschaften Rechnung getragen werden.

Innerhalb der Klasse der transaktionsbasierten Immobilienindizes gibt es wiederum mehrere Ansätze. Eine Möglichkeit ist die Berechnung des durchschnittlichen bezahlten Quadratmeterpreises aller in einem bestimmten Marktsegment gehandelten Immobilien in jeder Periode. Diese einfache Methode trägt jedoch den zeitlichen Qualitätsunterschieden der gehandelten Objekte nur unzureichend Rechnung.² Weiterentwicklungen dieses Ansatzes versuchen diese Problematik dadurch zu lösen, dass Durchschnittspreise nur für solche Segmente gebildet werden, die nach Lage, Nutzungsart und eventuell weiteren Merkmalen hinreichend homogen sind. Jedoch ist hierbei problematisch, dass oftmals nicht in jeder Periode für alle Segmente eine ausreichende Anzahl an Transaktionen vorhanden ist, um im statistischen Sinne vertrauenswürdige Aussagen bzgl. des Preisniveaus ermitteln zu können.

Eine mögliche Alternative ist die Beschränkung auf Immobilien, die innerhalb des gesamten Betrachtungszeitraumes mindestens zweimal verkauft wurden (Repeat-Sales-Methode). In diesem Fall lassen sich die Preise direkt vergleichen. Hierzu ist jedoch Voraussetzung, dass zwischenzeitlich an der Immobilie selbst keine den Wert beeinflussenden baulichen Maßnahmen vorgenommen wurden. Ebenso erschweren wesentliche Veränderungen des Umfeldes, wie etwa die Verbesserung (Verschlechterung) der Infrastruktur, die Beurteilung der allein auf den Zeitablauf zurückzuführenden Preisentwicklung. Dies wird um so problematischer, je länger der Untersuchungszeitraum ist.³ Eine mögliche Lösung besteht in der Beschränkung auf Objekte, die in vergleichsweise kurzen Zeiträumen zwei- oder mehrmals veräußert wurden. Immobilien zeichnen sich jedoch typischerweise durch langfristige Anlagehorizonte aus. Werden ausschließlich häufig transferierte Immobilien berücksichtigt, ist fraglich, ob diese als repräsentativ für den betrachteten Markt angesehen werden können.⁴

Im Mittelpunkt dieser Arbeit stehen hedonische Indizes. Diese versuchen die Heterogenitätsproblematik dadurch zu lösen, dass mittels eines ökonometrischen Modells die wertbeeinflussenden Faktoren von Immobilien erfasst und von den zeitlichen Einflussfaktoren separiert werden.⁵ Die theoretische Konzeption dieser Indizes basiert auf der Annahme, dass ein Gut

² Vgl. *Bender/Gacem/Hoesli* 1994, S. 525; *Zürcher Kantonalbank* 1996, S. 36.

³ Vgl. *Thion/Favenger/Hoesli* 2000, S. 6-7.

⁴ Vgl. *Bender/Gacem/Hoesli* 1994, S. 525; *Gatzlaff/Haurin* 1997.

⁵ Erstmals wurde diese Methode zur Bewertung von landwirtschaftlich genutzten Grundstücken verwendet, vgl. *Haas* 1922. Der Term ‚hedonic‘ geht auf *Court* 1939 zurück, der die Preisbildung im Automobilsektor untersuchte. Vgl. auch *Waugh* 1928; *Adelman/Griliches* 1961; *Lancaster* 1966; *Rosen* 1974.

vollständig durch einen Vektor von separat bewertbaren Eigenschaften beschrieben werden kann. Demnach bilden sich Preise für Immobilienobjekte als Summe der erworbenen einzelnen Eigenschaften wie beispielsweise Lage oder Größe. Dies erlaubt es, die eigentlich von Natur aus heterogene Anlageklasse der Immobilien in homogene Attribute zu separieren und gleichzeitig deren Einfluss auf den Wert der Objekte zu bestimmen.

Zielsetzung dieser Arbeit ist es, die theoretischen Grundlagen der Konstruktion von transaktionsbasierten Immobilienindizes darzustellen sowie anhand einer umfangreichen Datenbasis für den Wohnungsmarkt in Paris auch empirisch umzusetzen. Als zweitgrößte Stadt Europas und Hauptstadt Frankreichs, einer der führenden Wirtschaftsnationen der Welt, stellt dies einen der wichtigsten Immobilienmärkte der Welt dar. Mit ca. 11 Mio. Einwohner konzentrieren sich 20% der Bevölkerung Frankreichs in der Region Ile-de-France, die Paris selbst und die sie umgebenden Vorstädte umfasst. Dabei weist das im Zentrum der vorliegenden Arbeit stehende Departement 75 (Paris ohne Vorstädte) eine Einwohnerzahl von etwa 2 Mio. auf. Der Wohnraum besteht nahezu ausschließlich aus Mehrfamilienhäusern, wovon der Großteil in Eigentumswohnungen aufgeteilt ist. Diese Wohnflächen sind hinsichtlich Alter und baulichem Zustand sehr heterogen. Sie variieren von mittelalterlichen Vierteln im Stadtkern bis hin zu vollständig neu errichteten Vierteln. Des Weiteren müssen Grundstücksverkäufe in Frankreich grundsätzlich notariell beglaubigt werden.⁶ Die bei der Beurkundung erhobenen Daten werden an die *Chambre Interdépartementale des Notaires de Paris* (CINP) weitergeleitet und dort seit 1990 zentral erfasst. Diese Daten sind in digitalisierter Form öffentlich verfügbar, womit eine international herausragende Datenlage gegeben ist.

2 Methodische Grundlagen

Statistisch liegt der hedonischen Methode ein multiples Regressionsmodell zugrunde, wobei die betrachteten Transaktionspreise als endogene, die wertbestimmenden Eigenschaften als exogene Variablen abgebildet werden.⁷ Die ermittelten Regressionskoeffizienten repräsentieren folglich die marginale Zahlungsbereitschaft der Marktteilnehmer für die betreffende Eigenschaft. Als Attribute, welche den Wert einer Liegenschaft beeinflussen, werden üblicherweise Charakteristika der Immobilie selbst (Größe, Zahl der Räume, Vorhandensein von

⁶ Für eine Darstellung des Immobilienmarktes in Paris vgl. *Sebastian* 1996, S. 14-16, 24f., für eine Übersicht der rechtlichen Rahmenbedingungen vgl. *Sebastian* 1996, S. 9-13; *Hök* 2000.

⁷ Für eine Übersicht der verschiedenen Methoden zur Konstruktion hedonischer Indizes vgl. *Mark/Goldberg* 1984.

Fahrstühlen, etc.) sowie Standortfaktoren (Lagekriterien, Infrastrukturdaten) erfasst.⁸ Allgemein hat das Regressionsmodell die folgende Form:

$$\mathbf{p} = f(\mathbf{X}, \boldsymbol{\beta}) + \boldsymbol{\varepsilon}, \quad (1)$$

wobei

- \mathbf{p} := Vektor beobachteter Transaktionspreise
- \mathbf{X} := Matrix der Eigenschaften
- $\boldsymbol{\beta}$:= Vektor der Koeffizienten
- $\boldsymbol{\varepsilon}$:= Vektor von Störtermen

Die Berücksichtigung der zeitlichen Entwicklung kann durch zwei verschiedene Ansätze berücksichtigt werden. Bei der sogenannten direkten Methode werden die Transaktionspreise aller Perioden nicht nur auf immobilienpezifische Eigenschaften (Lage, Nutzungsart, Ausstattung, Größe), sondern auch auf dichotome Zeitvariablen regressiert.⁹ Hierbei wird implizit unterstellt, dass der Einfluss der Eigenschaften auf den Wert der Immobilien über den gesamten Untersuchungszeitraum hinweg konstant ist. Bei der sogenannten indirekten Methode wird für jeden betrachteten Zeitabschnitt (Jahr, Quartal oder Monat) eine eigene Regressionsgleichung geschätzt. Da somit die hedonischen Preise in jeder Periode neu berechnet werden, kann auch ein im Zeitverlauf schwankender Einfluss der wertbestimmenden Eigenschaften berücksichtigt werden. In der Mehrzahl der empirischen Untersuchungen wird die direkte Methode gewählt, da nicht für alle Perioden eine ausreichende Zahl an Transaktionen zur Verfügung steht.¹⁰

Wurden nach einer dieser Methoden die hedonischen Preise der wertbestimmenden Faktoren bestimmt, so kann hieraus ein Preisindex für ein typisches Immobilienportefeuille konstruiert werden. Das durch dieses Portefeuille dargestellte Eigenschaftsbündel wird dazu durch das hedonische Modell in jeder Periode neu bewertet. Dabei kann jedes als repräsentativ erachtete Portefeuille verwendet werden, beispielsweise auch der gesamte Bestand eines Marktes.

Neben der Spezifikation der wertbeeinflussenden Attribute ist es bei der Konstruktion von hedonischen Indizes von zentraler Bedeutung, welche Funktionsform zur Erklärung des in Gleichung 1 dargestellten Zusammenhangs verwendet wird. Häufig werden lineare, semi-logarithmische oder log-lineare Modelle gewählt. Diese zeichnen sich insbesondere durch einfache Interpretierbarkeit aus, da die geschätzten Parameter eine direkte ökonomisch zu-

⁸ Vgl. *Behring/Börsch-Supan/Goldrian* 1988, S. 100-102.

⁹ Vgl. *Zürcher Kantonalbank* 1996, S. 34.; *Kuo* 1997, S. 113.

¹⁰ Vgl. *Bender/Gacem/Hoesli* 1994, S. 526-527.

gängliche Aussagekraft besitzen. Beim linearen Modell geben die Parameter absolute Preise für eine Einheit des Attributs an, bei semi-logarithmischen Modelle prozentuale Aufschläge und bei der log-linearen Funktionsform repräsentieren sie Elastizitäten des Immobilienwertes auf eine relative Veränderung der jeweiligen Merkmalsmenge.¹¹

Allerdings ist die Annahme, dass die lineare, semi-logarithmische oder die log-lineare Funktionsvorschrift den Einfluss der Wertbestimmenden Faktoren auf die Immobilienpreise bzw. deren Veränderung korrekt beschreibt, a priori nicht gerechtfertigt.¹² Die Auswahl einer bestimmten Funktionsform ist vielmehr gleichbedeutend mit einer dem Modell willkürlich auferlegten Restriktion. Eine Möglichkeit, die Funktionsform endogen zu bestimmen, stellt die von *Box/Cox* (1964) vorgeschlagene Methode dar. Hierzu wird von einem Regressionsmodell der folgenden Form ausgegangen:

$$p_i^{(\theta)} = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ji}^{(\lambda)} + u_i, \quad (2)$$

wobei der Preis p_i einer Immobilie durch den Parameter θ transformiert wird zu¹³

$$p^{(\theta)} = \begin{cases} \frac{p^\theta - 1}{\theta} & (\theta \neq 0) \\ \ln p & (\theta = 0) \end{cases} \quad (3)$$

und analog die exogenen Variablen $x_{ji}^{(\lambda)}$ mit dem Parameter λ zu¹⁴

$$x^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{x^\lambda - 1}{\lambda} & (\lambda \neq 0) \\ \ln x & (\lambda = 0) \end{cases} \quad (4)$$

Die Parameter θ , λ und β des Modells in Gleichung 2 lassen sich mittels einer Maximum-Likelihood-Schätzung bestimmen, wobei die folgende Funktion maximiert wird:¹⁵

¹¹ Dabei können nur metrische Variablen logarithmiert werden, da dichotome Variablen den Wert Null annehmen können und der Logarithmus von Null nicht definiert ist. Folglich sind die Parameter der dichotomen Variablen keine Elastizitäten, sondern Semielastizitäten. Sie geben die relative Änderung des Wohnpreises an, wenn das betreffende Merkmal vorhanden ist.

¹² Vgl. *Goodman* 1978, S. 476; *Halvorsen/Pollakowski* 1981, S. 47.

¹³ Vgl. *Box/Cox* 1964, S. 214.

¹⁴ Es ist hierbei nicht sinnvoll, dichotome Variablen zu transformieren, da diese nur die Werte 0 oder 1 annehmen können, vgl. *Cassel/Mendelsohn* 1985, S. 138.

¹⁵ Vgl. *Box/Cox* 1964, S. 215; *Halvorsen/Pollakowski* 1981, S. 43.

$$L_{\max} = (\theta - 1) \sum_{i=1}^n \ln p_i - \frac{n}{2} \ln \left(\frac{SSR(\theta, \lambda, \beta)}{n} \right). \quad (5)$$

Je nachdem, welche Werte θ und λ annehmen, verändert sich die Funktionsform des Modells. Für den Fall $\theta = \lambda = 1$ liegt eine lineare Funktion vor, für $\theta = \lambda = 0$ eine log-lineare und für $\theta = 0$ und $\lambda = 1$ eine semilog-lineare Funktionsform.¹⁶ Ergeben sich jedoch andere Werte als 0 und 1 für die Parameter θ und λ , so besitzen die Parameterschätzer $\hat{\beta}_i$ des *Box/Cox*-Modells keine ökonomisch unmittelbar zugängliche Aussagekraft mehr. Die Interpretation der hedonischen Preise wird durch die Transformation der Variablen erschwert, da die errechneten Koeffizienten in gewisser Weise artifiziell sind.¹⁷ Auch dominieren exogene Variablen, mit denen der größte Teil der Variation der endogenen Variable erklärt werden kann, bei der Bestimmung der optimalen Transformationsparameter. Somit ist es möglich, dass der Effekt einer für das Gesamtmodell weniger bedeutenden exogenen Variable nicht korrekt berücksichtigt wird.¹⁸

Dies verdeutlicht den Zielkonflikt zwischen einem optimalen Fit des Modells und der Bestimmung aussagekräftiger hedonischer Preise für die Eigenschaften der Immobilien. Ob man von der *Box/Cox*-Transformation Gebrauch macht, hängt letztendlich vom Untersuchungsziel ab. Gilt das Hauptinteresse der Identifikation des Einflusses einzelner Eigenschaften von Immobilien auf deren Preis (etwa für die Analyse der Risikostruktur von Immobilienportfeuilles), so ist die *Box/Cox*-Funktion u.E. unzweckmäßig. In diesem Falle ist der Einfachheit der Modellstruktur und der unmittelbaren ökonomischen Interpretierbarkeit der Modellergebnisse Priorität einzuräumen.¹⁹ Zielsetzung eines Indexes ist es jedoch, ein umfassendes Bild über die tatsächliche Preisentwicklung auf einem Immobilienmarkt zu gewinnen und nicht den Einfluss einer Eigenschaft zu separieren. Für die Auswahl der dem Index zugrundeliegenden hedonischen Preisfunktion soll dem *Box/Cox*-Modell daher hier Vorrang gewährt werden.²⁰

¹⁶ Um den Rechenaufwand zu reduzieren, wird oftmals empfohlen, die Annahme $\theta = \lambda$ zu treffen. Vgl. *Greene* 1993, S. 332. Diese Annahme hat aber keine theoretische Berechtigung und hat sich bereits in früheren Studien als nicht zutreffend herausgestellt, vgl. *Cassel/Mendelsohn* 1985, S. 139.

¹⁷ Vgl. *Cassel/Mendelsohn* 1985, S. 137, 139.

¹⁸ Vgl. *Cassel/Mendelsohn* 1985, S. 136. Auch sind die angegebenen Standardfehler der OLS-Schätzer β_i unter der Annahme berechnet worden, dass θ und λ bekannt sind. Tatsächlich aber sind θ und λ im *Box/Cox*-Modell zu schätzende Parameter. Die Verwendung von Schätzfunktionen für θ und λ führt dazu, dass die geschätzten Standardfehler der β_i systematisch unterschätzt werden. Folglich sind statistische Tests wie z.B. die *t*-Statistiken nicht mehr valide, vgl. *Green* 1993, S. 330-333.

¹⁹ Vgl. *Box/Cox* 1964, S. 213f.

²⁰ Vgl. *Cassel/Mendelsohn* 1985, S. 137f.

3 Bisherige Anwendungen hedonischer Indizes in der Literatur

Die hedonische Methode zur Konstruktion von Immobilienindizes war insbesondere in den USA Gegenstand einer Vielzahl von empirischen Untersuchungen. Als erste Anwendung hedonischer Indizes überhaupt gilt dabei die Arbeit von *Haas* (1922), in der die Preise landwirtschaftlicher Flächen in Minnesota (USA) im Zeitraum 1916-1919 anhand eines linearen Regressionsmodells untersucht wurden.²¹ In einer weiteren frühen Arbeit analysieren *Bailey/Muth/Nourse* (1963) verschiedene Regressionstechniken anhand der Verkaufspreise von Liegenschaften in St. Louis (USA) der Jahre 1937-1959. *Fisher/Geltner/Webb* (1994) vergleichen mehrere Ansätze, wobei unter anderem auch ein hedonischer Index für den Zeitraum 1979-1992 berechnet wird. Datengrundlage sind dabei Verkäufe aus dem Portefeuille institutioneller Anleger, soweit sie im *NCREIF*-Index erfasst werden. Die Eignung öffentlich verfügbarer Daten zur Erstellung hedonischer und anderer Indizes wird von *Kiel/Zabel* (1997) anhand der *American Housing Survey* für den Zeitraum 1975-1991 in ausgewählten Städten überprüft. In einer aktuellen Studie zeigen *Wolverton/Senteza* (2000) die Vorteile hedonischer Indizes gegenüber anderen Methoden auf.

In Europa existieren insbesondere für die Schweiz mehrere Arbeiten zu hedonischen Indizes. *Bender/Gacem/Hoesli* (1994) konstruierten anhand von Transaktionen von Wohnimmobilien im Kanton Genf (Schweiz) im Zeitraum 1978-1992 hedonische Indizes unter Verwendung linearer, semi-logarithmischer und log-linearer Funktionen. In einer Studie der *Zürcher Kantonalbank* (1996) werden hedonische Indizes auf Jahresbasis für Wohnimmobilien aus dem Kanton Zürich (Schweiz) berechnet. *Hoesli/Gioccotto/Favarger* (1997) erstellen anhand von 304 Transaktionen nach verschiedenen Methoden Indizes für drei Immobilienklassen im Raum Genf (Schweiz).

In den oben genannten Studien werden meist nur Parameterschätzungen auf der Basis von Standardfunktionen wie linearer, semi-logarithmischer oder log-linearer Funktionen vorgenommen. Die Ergebnisse mehrerer empirischer Untersuchungen sprechen jedoch gegen die Verwendung einer dieser Funktionsformen. So schließt *Goodman* (1978) aufgrund der Ergebnisse einer *Box/Cox*-Transformation die Anwendung dieser Standardformen für einen Datensatz von 1835 Transaktionen explizit aus. Auch *Milton/Gressel/Mulkey* (1984) weisen anhand von 917 Transaktionen von Grundstücken im Nordwesten Floridas (USA) nach, dass Standardfunktionen im Gegensatz zur *Box/Cox*-Transformation zu verzerrten Schätzungen

²¹ Vgl. *Colwell/Dilmore* 1999.

für Immobilienwerte führen können. *Coulson/Robins* (1987) und *Cropper/Deck/McConnell* (1988) untersuchen neben den oben genannten noch weitere Standardformen und kommen für den untersuchten Datensatz zu dem Ergebnis, dass eine *Box/Cox*-Transformation die geeignete Technik zur Schätzung hedonischer Preisfunktionen darstellt. Eine Anwendung der *Box/Cox*-Transformation auf europäische Immobilien findet sich in *Lansink/Thijssen* (1998), die Preise für landwirtschaftliche Flächen in den Niederlanden der Jahre 1970-1988 untersuchen.

Die oben aufgeführten Studien umfassen in der Mehrzahl nur einige hundert Transaktionen. Ursache dafür ist, dass die Datensätze meist aus nicht öffentlichen Quellen wie den Beleihungsunterlagen einzelner Hypothekenbanken oder den Verkäufen ausgewählter institutioneller Investoren stammen, da Verkaufspreise und die Vielzahl der weiteren, für hedonische Indizes notwendigen Daten in der Regel nicht zentral erhoben werden. Dadurch ist zum einen die Repräsentativität der Stichprobe für den Gesamtmarkt nicht immer gewährleistet. Zum anderen führt die geringere Stichprobengröße zu Einschränkungen bei der Anzahl der zu schätzenden Parameter.

Eine Ausnahme stellen die von der *Chambre Interdépartementale des Notaires de Paris (CINP)* gemeinsam mit dem *Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques (INSEE)* berechneten Preisindizes *Notaires-INSEE* dar. Aufgrund einer nahezu vollständigen Erfassung aller Verkaufsvorgänge kann von einer hohen Repräsentativität der Datenbasis ausgegangen werden. Hieraus werden für mehrere französische Städte hedonische Indizes auf der Basis eines log-linearen Modells berechnet.²²

Unsere Untersuchung konzentriert sich auf die Innenstadt von Paris als einen der bedeutendsten Immobilienstandorte Europas. Anders als bei der Konstruktion des Indexes *Notaires-INSEE* wird hier neben einer unterschiedlichen Vorgehensweise bei der Behandlung unvollständiger Angaben zusätzlich eine Optimierung der Funktionsform durch eine *Box/Cox*-Transformation vorgenommen.

²² Vgl. *Laferrère* 2000.

4 Beschreibung der Datenlage

Die verwendete Datenbasis²³ beinhaltet im Zeitraum 01/1990-12/1999 insgesamt 237 705 Transaktionen von Wohnungen im Departement 75 (Paris). In der nachfolgenden Tabelle sind die Anteile der erfassten Transaktionen an allen in Paris getätigten Verkäufen aufgeführt. Demnach steigt der Anteil der in der Datenbasis erfassten Transaktionen im Untersuchungszeitraum von nahezu 40% im Jahre 1990 auf über drei Viertel aller Wohnungsverkäufe in Paris im Jahre 1999 an.

Tabelle 1: Anteil der in der Datenbasis dokumentierten Transaktionen an der Gesamtheit aller Wohnungsverkäufe in Paris (Departement 75) in %.

1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
39,18	48,30	60,06	62,50	69,38	71,90	66,45	77,30	76,76	77,33

Für jede der Transaktionen können nach Vorgabe der *Chambre Interdépartementale des Notaires de Paris* (CINP) annähernd 100 verschiedene Merkmale erfasst werden. Trotz dieser Vielzahl fehlen dennoch einige Angaben, die für die Bestimmung des Preises einer Wohnung wesentlich sein können. Beispielsweise sind Informationen bezüglich der Qualität der Lage oder über den Erhaltungsgrad der Liegenschaft schon bei der Erhebung der Daten nicht vorgesehen. Häufig sind auch bezüglich der berücksichtigten Merkmale die Angaben unvollständig, da sowohl Erhebung als auch Weiterleitung der Daten auf freiwilliger Basis erfolgen.²⁴ Dies bedingt die Notwendigkeit einer weiteren Aufbereitung der Daten.

Angaben über Kaufdatum und Kaufpreis waren in allen Fällen vorhanden, ebenso die Anzahl der Personalräume und der Badezimmer.²⁵ Bezüglich der Existenz von Garten oder Terrasse erschien es uns gerechtfertigt, grundsätzliche Annahmen über die Ausprägung des Merkmals trotz fehlender Angabe zu machen. Da Wohnungen in der Innenstadt von Paris nur selten über Garten oder Terrasse verfügen, wurde bei fehlenden Angaben unterstellt, dass diese auch nicht vorhanden sind.

²³ CD-BIEN Base d'Informations Economiques Notariales, Version B, Edition N° 18 vom Juli 2000.

²⁴ Jedoch ist seit dem 19.06.1997 der Verkäufer durch das Loi „Carrez“ gesetzlich verpflichtet, die Wohnfläche nach festgelegten Kriterien anzugeben.

²⁵ Die Tatsache, dass in 100% der Datensätze die Angaben bezüglich der Anzahl von Badezimmer und Personalräume vorhanden sind, legt in Anbetracht der Unvollständigkeit bezüglich anderer Angaben die Vermutung nahe, dass tatsächlich einige Datensätze zwar unvollständig waren, jedoch in der Datenbank bei fehlender Angabe der Wert Null vergeben wurde. Eine Differenzierung ist in diesem Fall nicht möglich.

Bei fehlenden Angaben über andere Merkmale der Wohnung, bei denen ein Einfluss auf den Wert der Wohnung vermutet werden kann,²⁶ wird wie folgt vorgegangen: (i) Die Datensätze werden als fehlerhaft aus der Stichprobe ausgeschlossen oder (ii) das Merkmal wird in der Regressionsgleichung nicht erfasst. Die Auswirkungen der verschiedenen Vorgehensweisen sollen im Folgenden anhand der konkreten Fälle aufgezeigt werden.

Der Ausschluss von Datensätzen kann zu einer atypischen Selektion, mithin zu einer Verzerrung der Stichprobe führen. Es ist daher zu prüfen, ob eine derart verkleinerte Stichprobe noch immer repräsentativ für die Grundgesamtheit ist. Hierzu wird zum einen die Verteilung bezüglich der einzelnen Merkmalsausprägungen geprüft, die gegenüber der ursprünglichen Verteilung der Grundgesamtheit möglichst konstant bleiben sollte. Zum anderen werden für jede der Teilstichproben Regressionen unter Ausschluss des jeweilig problematischen Faktors durchgeführt. Sofern weder die Verteilung noch die Koeffizienten der Merkmalsausprägungen erhebliche systematische Unterschiede aufzeigen, werden die unvollständigen Datensätze ausgeschlossen.

Bei etwa 32 000 Datensätzen fehlen Angaben entweder bezüglich der Anzahl der Garagen, der Beurteilung als neu bzw. alt²⁷, der Fläche in m², der Lage oder des Baujahrs. Nach oben dargestellter Prüfung ergeben sich keine systematischen Verzerrungen, so dass die Stichprobe um die bezüglich dieser Merkmale unvollständigen Datensätze reduziert werden kann. Über die Existenz einer Zentralheizung sind nur in 4 630 Fällen Angaben vorhanden. Diese Teilmenge weist eine deutlich andere Verteilung bezüglich der Merkmalsausprägungen auf als die ursprüngliche Stichprobe. Weiterhin ergeben sich aufgrund der deutlich geringeren Stichprobenzahl bei mehreren Variablen insignifikante Parameterschätzungen. Daher wurde hier die Alternative gewählt, die Variable Zentralheizung in der Regressionsgleichung nicht zu berücksichtigen.²⁸ Weniger eindeutig sind die Ergebnisse bezüglich der Existenz eines Fahrstuhls. Dieses Merkmal ist in 139 069 Datensätzen nicht erfasst. Bei Ausschluss dieser unvollständigen Datensätze ergibt sich für die verkleinerte Stichprobe eine um 10 m² größere

²⁶ Die Anzahl der Zimmer konnte jedoch wegen hoher Korrelation zur der Fläche der Wohnung nicht berücksichtigt werden, vgl. auch *Hoesli/Thion* 1995, S. 81. Sozio-ökonomische Angaben über die Person von Käufer und Verkäufer wurden gleichfalls nicht berücksichtigt, da diese keinen kausalen Bezug zum Wert der Wohnung haben, vgl. *Edmonds* 1984, S. 80. Das Fehlen von Angaben zu diesen Eigenschaften ist somit für unsere Untersuchung unbeachtlich.

²⁷ Eine Wohnung gilt im fiskalischen Sinne als neu, wenn sie innerhalb der ersten fünf Jahre zum ersten Mal verkauft wird. In allen danach erfolgenden Transaktionen wird die Wohnung als alt eingestuft, vgl. *Sebastian* 1996, S. 12.

²⁸ Da diese Variable in Regressionen über die Teilmenge zu signifikanten Parameterschätzungen führte, kann nicht ausgeschlossen werden, dass hierdurch andere Parameterschätzungen verzerrt sind, vgl. *Greene* 1993, S. 245 f.

durchschnittliche Fläche. Auch bezüglich anderer Variablen sind geringfügig höhere Werte feststellbar. Da jedoch die Ergebnisse der Kontrollregressionen keine wesentlich unterschiedlichen Parameterschätzungen aufweisen, wurde hier dem Ausschluss der unvollständigen Datensätze der Vorzug gegeben, so dass der betreffende Regressor für die Variable aufzug modelliert werden kann.

Oftmals werden Stichproben anhand bestimmter Verfahren²⁹ durch den Ausschluss als ungewöhnlich hoch bzw. klein eingestufte Merkmalsausprägungen (sog. Ausreißer) bereinigt,³⁰ um die Präzision von statistischen Inferenzaussagen zu erhöhen. Sind derartige Ausreißer auf Messfehler oder Fehler bei der Datenerfassung zurückzuführen, ist deren Elimination aus der Stichprobe unstrittig. Liegen allerdings extreme Beobachtungen (Extremwerte) eines korrekt dokumentierten regulären Verkaufsvorgangs vor, ist in der einschlägigen Literatur eine Bereinigung der Stichprobe nicht unumstritten.³¹ So könnten beispielsweise Kaufpreise von weniger als 1000 FF pro m² für den Wohnraum Paris auf außergewöhnliche Verkaufsumstände oder auf Fehler bei der Datenerfassung hindeuten. Da ohne zusätzliche Informationen hier nicht festgestellt werden kann, ob tatsächlich Datenfehler oder Extremwerte vorliegen, wird auf die Anwendung pauschalierter Bereinigungsverfahren verzichtet.

Um jedoch untypische Vorgänge auszuschließen, werden Transaktionen nur dann berücksichtigt, wenn es sich hierbei um den Abschluss eines Kaufvertrages über eine ausschließlich zu Wohnzwecken (*habitation*) genutzte Immobilie handelt, bei dem das unbeschränkte Eigentum (*pleine propriété*) gegen die Zahlung eines festgelegten Betrages übertragen wird (*vente de gré à gré*). Damit werden beispielsweise Zwangsversteigerungen, Verkauf gegen Leibrente oder gewerblich genutzte Wohnungen nicht berücksichtigt. Derartige Transaktionen machen etwa 3% aller Datensätze aus.

Nach Ausschluss Transaktionen, die bezüglich der relevanten Variablen unvollständig sind, reduziert sich die Stichprobe, die für die nachfolgenden Untersuchungen verwendet werden soll, weiter auf 84 686 Datensätze. Nachfolgende Tabelle gibt Mittelwert und Standardabweichung für diese und für die ursprüngliche Stichprobe an. Weiterhin wird die Anzahl der Datensätze ohne Angaben in der ursprünglichen Stichprobe für das jeweilige Merkmal aufgeführt.

²⁹ Für eine Übersicht vgl. hierzu etwa *Barnett/Lewis* 1984.

³⁰ So auch bei der Berechnung des Indexes *Notaires-INSEE*. Hier wurden alle Transaktionen mit einem Kaufpreis eliminiert, die um mehr als zwei Standardabweichungen vom Mittelwert abweichen, vgl. *Dubujet* 2000, S. 3.

³¹ Vgl. *Barnett/Lewis* 1984, S. 4-7, 25-27, 178-180.

Tabelle 2: Deskriptive Statistiken				
	ursprüngliche Stichprobe: 223 705 Datensätze		reduzierte Stichprobe: 84 686 Datensätze	
	Datensätze ohne An- gabe	Mittelwert (Standard- abweichung)	Mittelwert (Standard- abweichung)	
Preis in 1000 FF	-	1 002 (1 151)	1 030	(1 073)
Fläche in m ²	31 420	45.30 (36.37)	54.64	(34.88)
Anzahl Badezimmer	-	0.75 (0.56)	0.86	(0.52)
Anzahl Garagen	16 888	0.18 (0.42)	0.23	(0.46)
Anzahl Personalräume	-	0.06 (0.32)	0.05	(0.29)
Stockwerk	6 923	3.50 (2.96)	4.09	(3.71)
Aufzug*	139 069	0.62	0.62	
Garten*	88 319	0.01	0.01	
Terrasse*	87 312	0.03	0.03	
neu*	2 236	0.05	0.05	
Baujahr	26 557			
vor 1849*		0.06	0.06	
1850-1913*		0.41	0.39	
1914-1947*		0.13	0.14	
1948-1969*		0.11	0.14	
1970-1980*		0.11	0.19	
1981-1991*		0.02	0.03	
1992-2000*		0.04	0.04	
Belegung	1 140			
frei*		0.92	0.92	
teilweise belegt*		0.00	0.00	
belegt durch Käufer*		0.03	0.03	
belegt durch Mieter*		0.04	0.04	

* Der Mittelwert der dichotomen Variablen gibt den Prozentsatz der Datensätze an, bei denen das Merkmal vorhanden ist.

Der durchschnittliche Preis liegt für beide Teilstichproben bei etwa 1 Million FF mit einer Standardabweichung in der gleichen Höhe. Neben der durchschnittlichen Fläche erhöht sich auch die Anzahl der Badezimmer geringfügig von 0.75 auf 0.86. Ebenso weisen die Werte für Garage, Personalräume und Stockwerk höhere Werte aus.

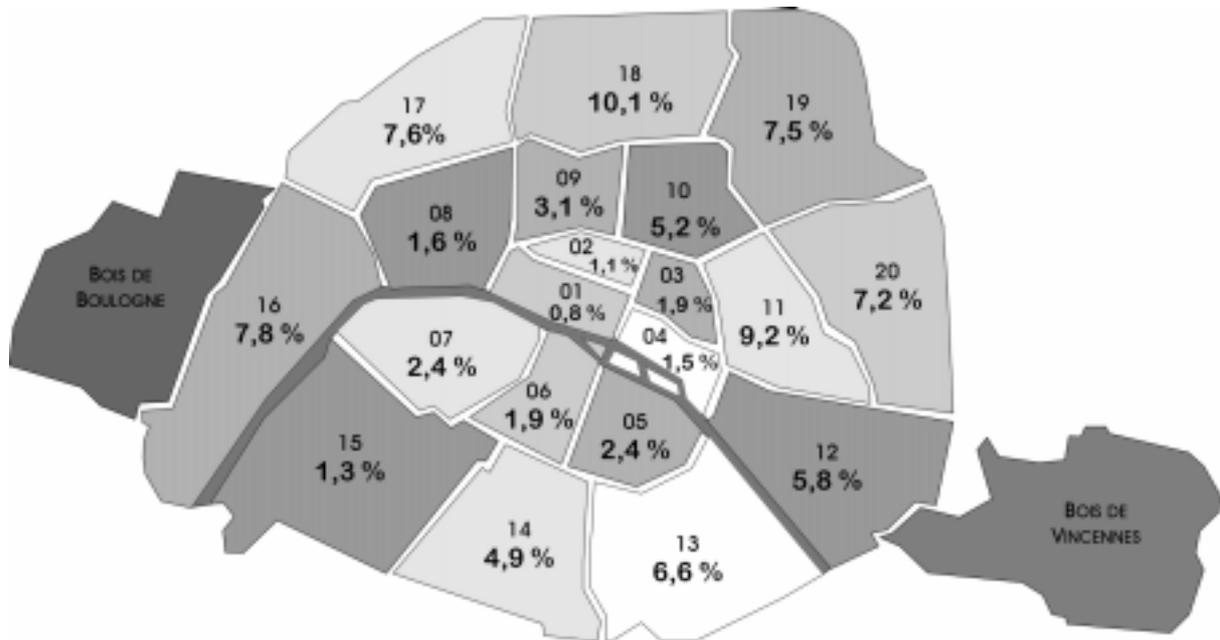
Die geringfügigen Änderungen der Mittelwerte der dichotomen Variablen für die Existenz von Aufzug, Garten, Terrasse, der Eigenschaft "neu" und des Zustands der Belegung werden aufgrund der Rundung auf zwei Nachkommastellen nicht mehr dargestellt.

In beiden Stichproben sind Baujahre vor 1849 und in den Perioden 1981-1991 sowie 1992-2000 nur in wenigen Datensätzen, ein Schwerpunkt findet sich mit nahezu 40% in den Jahren 1850-1913. Die Mittelwerte der Variablen bleiben nahezu unverändert, nur die Bauperiode

1970-1980 ist in der reduzierten Stichprobe mit 19% gegenüber 11% in der ursprünglichen Stichprobe überrepräsentiert.

Abbildung 1 zeigt die relative Häufigkeitsverteilung der für die nachfolgende Untersuchung verwendeten Stichprobe bezüglich der einzelnen Arrondissements der Stadt Paris.³²

Abbildung 1: Verteilung des reduzierten Datensatzes auf die Arrondissements



Die kleineren Arrondissements 01-04 in Stadtkern haben mit Werten zwischen 0,8%-1,9% nur einen geringen Anteil an der Stichprobe, was sicherlich nicht nur auf die relativ geringe Fläche, sondern auch auf den hohen Gewerbeanteil in diesen Arrondissements zurückzuführen ist. Die meisten Transaktionen finden sich im 15. Arrondissement im Süden und im 18. Arrondissement im Norden von Paris.

5 Schätzung des Regressionsmodells nach der *Box/Cox*-Transformation

Zur Schätzung des Regressionsmodells ist es nunmehr erforderlich, die wertbestimmenden Eigenschaften der erfassten Immobilientransaktionen zu spezifizieren. Dabei stellen neben der endogenen Variable Kaufpreis stellen nur vier weitere Eigenschaften metrische Variablen dar: die Fläche sowie jeweils die Zahl der Garagen, der Badezimmer und der Personalräume.

³² Die relative Häufigkeitsverteilung in der ursprünglichen Stichprobe lautet: 1. Arr.: 0.9%; 2. Arr.: 1.5%; 3. Arr.: 2.4%; 4. Arr.: 1.8%; 5. Arr.: 2.9%; 6. Arr.: 2.3%; 7. Arr.: 2.8%; 8. Arr.: 1.9%; 9. Arr.: 3.6%; 10. Arr.: 5.1%; 11. Arr.: 9.0%; 12. Arr.: 5.8%; 13. Arr.: 5.4%; 14. Arr.: 5.3%; 15. Arr.: 10.2%; 16. Arr.: 7.5%; 17. Arr.: 8.1%; 18. Arr.: 10.7%; 19. Arr.: 6.1%; 20. Arr.: 6.7%.

Alle anderen Eigenschaften geben Zustände an und müssen daher als dichotome Indikatorvariablen modelliert werden. Dabei geben vier Variablen jeweils direkt an, ob Aufzug, Terrasse oder Garten vorhanden sind bzw. ob die Wohnung als neu oder alt zu beurteilen ist. Für die Eigenschaft Stockwerkslage werden für Unter-, Erd- und jeweils für die ersten fünf Obergeschosse eigenständige Indikatorvariablen verwendet.³³ Für alle Wohnungen ab dem sechsten Stockwerk wird eine gemeinsame Variable definiert.³⁴

Da zur Abbildung von n Zuständen $n-1$ Variablen ausreichend sind und acht verschiedene Stockwerkslagen unterschieden werden, muss die Eigenschaft Stockwerk durch sieben dichotome Variablen modelliert werden. Von diesen kann jeweils nur eine den Wert 1 annehmen, da eine Wohnung nur jeweils in einem Stockwerk liegen kann.³⁵ Alle weiteren dieser Zustandsvariablen müssen dann den Wert 0 haben. Sofern alle Variablen den Wert 0 annehmen, so liegt der Zustand der Eigenschaft vor, die nicht mit einer eigenen Variablen beschrieben wurde. Die Parameter dieser dichotomen Variablen geben dann die hedonischen Preise der Zustände als Aufschlag bzw. Abschlag relativ zu der nicht modellierten Zustandsgröße an. Da als Referenz für die Stockwerkslage das Erdgeschoss gewählt wurde, gibt der Parameterschätzer für das 1. Stockwerk dann den Aufschlag an, der relativ zu einer Wohnung im Erdgeschoss zu zahlen ist.³⁶

Eine Modellierung der verschiedenen Ausprägungen durch mehrere Indikatorvariablen wird auch für die Bauperiode, die Belegung, die Lage und das Verkaufsdatum vorgenommen. Im Zweifelsfall wurde der am häufigsten vorkommende Zustand als Referenz gewählt.

Für die Lage besteht die Möglichkeit, entweder die Einteilung in zwanzig Arrondissements oder in achtzig Quartiers zu wählen. Gleichmaßen kann das Verkaufsdatum monatlich oder quartalsweise berücksichtigt werden. Eine gleichzeitige Modellierung von monatlichen Verkaufsdaten und der Berücksichtigung der Lage als Quartier ist mit hohem Rechenaufwand verbunden und konnte daher im Rahmen dieser Studie nicht dargestellt werden. Daher wurden hier zum einen Quartalszeiträume unter Berücksichtigung der Lage in Quartiers und zum

³³ Zwar kann die Etage auch als metrische Variable eindeutig abgebildet werden. Eine derartige Modellierung impliziert jedoch, dass der Einfluss der Lage in einem höheren Stockwerk konstant und immer identisch ist. Der Unterschied zwischen einer Wohnung im Erdgeschoss und im ersten Obergeschoss ist aber sicherlich größer als der beispielsweise zwischen dem 20. und 21. Stockwerk.

³⁴ Dies impliziert die Annahme, dass ab der sechsten Etage Unterschiede in der Stockwerkslage keine wesentlichen Auswirkungen mehr auf den Preis einer Wohnung haben.

³⁵ Von Wohnungen, die sich über mehrere Stockwerke erstrecken, soll hier abgesehen werden.

³⁶ Für die Interpretation von Dummyvariablen vgl. *Halvorsen/Palmquist* 1980.

anderen monatliche Zeiträume unter Berücksichtigung der Lage in Arrondissements verwendet.

Die erste Regressionsgleichung umfasst somit vier metrische Variablen für Anzahl der Badezimmer, der Garagen und Personalräume sowie für die Fläche in m²; je eine dichotome Variable für die Angabe über die Existenz von Aufzug, Terrasse, Garten und die Beurteilung als neu/alt; sieben für die Stockwerkslage, sechs für die Bauperiode; drei für den Vermietungszustand; 79 für die Lage, 39 für das Verkaufsdatum (in Quartalen) und schließlich eine Konstante. Insgesamt sind somit für $N = 143$ Variablen Parameterschätzungen vorzunehmen. Die zweite Regressionsgleichung enthält entsprechend 19 dichotome Indikatorvariablen für die Lage und 119 für den Verkaufsmonat, insgesamt somit $N = 163$ Variablen. Allgemein lautet die zu schätzende Regressionsgleichung demnach:

$$p_i^{(\theta)} = \beta_0 + \beta_1 s_i^{(\lambda)} + \sum_{j=1}^N \beta_j x_{ji} + u_i, \quad (6)$$

wobei p_i den Wohnungspreis, s_i die Wohnfläche und x_{ji} die übrigen Charakteristika der Transaktion i repräsentieren. Letztere werden nicht transformiert, da diese den Wert Null annehmen können.³⁷

Die Maximum-Likelihood-Schätzung der Parameter ergibt die Parameterschätzer $\hat{\theta} = 0,11$ und $\hat{\lambda} = 0,14$ für das erste Modell (Verkaufszeitraum in Quartalen, Lage in Quartiers) und $\hat{\theta} = 0,11$ und $\hat{\lambda} = 0,14$ für das zweite (Verkaufszeitraum in Monaten, Lage in Arrondissements). Für das erste Modell lautet das durch die *Box/Cox*-Transformation gemäß Gleichung (3) und (4) optimierte Modell demnach:

$$\frac{p_i^{0,11} - 1}{0,11} = \beta_0 + \beta_s \frac{s_i^{0,14} - 1}{0,14} + \sum_{j=1}^{141} \beta_j x_{ji} + u_i. \quad (7)$$

Nachfolgende Tabelle gibt die OLS-Schätzer nach Gleichung 7 für den ersten Regressionsansatz an:

³⁷ Vgl. *Box/Cox* 1964, S. 214.

Tabelle 3: Regressionsergebnis des *Box/Cox*-Modells (1990-1999)

Variable	Koeff.	Variable	Koeff.	Variable	Koeff.	
Konstante	16.420 *			Quartier		Quartier 40 -0.287 **
(Fläche ^{0.14} -1)/0.14	2.636 *	II / 90	0.199 *	Quartier 01	2.033 *	Quartier 41 -0.081 **
Badezimmer	0.471 *	III / 90	0.486 *	Quartier 02	1.344 *	Quartier 42 0.353 *
Garage	0.355 *	IV / 90	0.531 *	Quartier 03	1.648 *	Quartier 43 0.408 *
Personalsräume	0.312 *	I / 91	0.422 *	Quartier 04	2.102 *	Quartier 44 0.327 *
Aufzug	0.431 *	II / 91	0.445 *	Quartier 05	2.434 *	Quartier 45 0.549 *
Garten	0.443 *	III / 91	0.430 *	Quartier 06	0.981 *	Quartier 46 0.480 *
Terrasse	0.566 *	IV / 91	0.316 *	Quartier 07	0.579 *	Quartier 47 0.231 *
Neu	0.766 *	I / 92	0.123 *	Quartier 08	0.490 *	Quartier 48 0.563 *
Stockwerk		II / 92	-0.005	Quartier 09	0.661 *	Quartier 49 0.911 *
Untergeschoss	0.166 **	III / 92	-0.083 **	Quartier 10	0.944 *	Quartier 50 -0.385 *
1. Stock	0.329 *	IV / 92	-0.264 *	Quartier 11	1.746 *	Quartier 51 0.449 *
2. Stock	0.509 *	I / 93	-0.382 *	Quartier 12	1.109 *	Quartier 52 1.362 *
3. Stock	0.540 *	II / 93	-0.370 *	Quartier 13	1.478 *	Quartier 53 1.803 *
4. Stock	0.582 *	III / 93	-0.454 *	Quartier 14	1.880 *	Quartier 54 1.111 *
5. Stock	0.593 *	IV / 93	-0.436 *	Quartier 15	1.724 *	Quartier 55 1.075 *
ab 6. Stock	0.543 *	I / 94	-0.534 *	Quartier 16	3.594 *	Quartier 56 0.921 *
Baujahr		II / 94	-0.491 *	Quartier 17	2.269 *	Quartier 57 1.097 *
vor 1850	0.084 *	III / 94	-0.434 *	Quartier 18	1.836 *	Quartier 58 1.594 *
1914-1947	-0.069 *	IV / 94	-0.534 *	Quartier 19	2.166 *	Quartier 59 1.439 *
1948-1969	0.015	I / 95	-0.606 *	Quartier 20	2.300 *	Quartier 60 1.304 *
1970-1980	0.164 *	II / 95	-0.675 *	Quartier 21	2.852 *	Quartier 61 1.646 *
1981-1991	0.550 *	III / 95	-0.806 *	Quartier 22	3.098 *	Quartier 62 2.160 *
1992-2000	1.037 *	IV / 95	-0.906 *	Quartier 23	2.523 *	Quartier 63 2.278 *
Belegung		I / 96	-1.008 *	Quartier 24	3.158 *	Quartier 64 2.295 *
durch Käufer	-0.954 *	II / 96	-1.086 *	Quartier 25	3.178 *	Quartier 65 1.656 *
teilweise	-0.516 *	III / 96	-1.125 *	Quartier 26	2.781 *	Quartier 66 1.740 *
durch Dritte	-0.976 *	IV / 96	-1.201 *	Quartier 27	2.616 *	Quartier 67 0.809 *
		I / 97	-1.296 *	Quartier 28	2.536 *	Quartier 68 -0.028
		II / 97	-1.271 *	Quartier 29	3.559 *	Quartier 69 0.287 *
		III / 97	-1.219 *	Quartier 30	2.120 *	Quartier 71 -1.021 *
		IV / 97	-1.192 *	Quartier 31	2.011 *	Quartier 72 -1.003 *
		I / 98	-1.228 *	Quartier 32	1.433 *	Quartier 73 -0.907 *
		II / 98	-1.142 *	Quartier 33	0.567 *	Quartier 74 -0.888 *
		III / 98	-1.104 *	Quartier 34	0.537 *	Quartier 75 -0.438 *
		IV / 98	-1.054 *	Quartier 35	0.120 **	Quartier 76 -0.066 **
		I / 99	-0.994 *	Quartier 36	0.447 *	Quartier 77 -0.439 *
		II / 99	-0.805 *	Quartier 37	-0.295 *	Quartier 78 -0.349 *
		III / 99	-0.593 *	Quartier 38	-0.271 *	Quartier 79 -0.123 *
		IV / 99	-0.562 *	Quartier 39	0.031	Quartier 80 -0.160 *

$R^2 = 0,891$

Durbin-Watson 1.783

* signifikant auf 1%-Niveau

F-Statistik: 4846.35

Prob(F-Statistik) 0.00

** signifikant auf 5%-Niveau

Das Modell weist mit einem Bestimmtheitsmaß von $R^2 = 89,1\%$ eine Erklärungskraft in vergleichbarer Höhe wie andere empirische Studien über hedonische Indizes auf.³⁸ Dies ist insbesondere deshalb bemerkenswert, da in dem hier untersuchten Datensatz wichtige Angaben über die Zustand des Gebäudes oder der Qualität der Lage fehlen, welche in den meisten Stu-

³⁸ Vgl. *Palmquist* 1980, S. 445: 90,0%; *Milton/Gressel/Mulkey* 1984, S. 382: 68%-76%; *Rasmussen/Zeilke* 1990, S. 432: 96,7%.

dien Verwendung finden. Vorzeichen und Höhe der Regressionskoeffizienten sind ökonomisch intuitiv plausibel. So sind die Koeffizienten für das Stockwerk alle positiv und nehmen bis zur fünften Etage zu. Dies bedeutet, dass mit steigender Stockwerkslage der Preis einer Wohnung³⁹ zunimmt. Ähnlich fallen die Ergebnisse für das Baujahr aus. Die negativen Koeffizienten zeigen an, dass im Falle der Belegung der Wohnung signifikante Preisabschläge hinzunehmen sind.

Nahezu alle Parameter sind signifikant auf dem 1%-Niveau. Nicht signifikant sind die Schätzungen für die Bauperiode 1948-1969, das zweite Quartal 1992 sowie für die Quartiers 39 und 68. Dies bedeutet, dass kein signifikanter Preiszuschlag für diese Merkmale gegenüber den jeweiligen Basiszuständen (Bauperiode 1851-1913, erstes Quartal 1990 bzw. Quartier 70) beobachtet werden kann.

Aufgrund der Nähe der optimalen Funktionsform ($\theta = 0,11$; $\lambda = 0,14$) zum log-linearen Modell ($\theta = \lambda = 0$) soll die Hypothese $H_0: \theta = \lambda = 0$ überprüft werden. Als Teststatistik wird die folgende Ungleichung verwendet, die eine Konfidenzzone auf der θ - λ -Ebene mit einem Konfidenzniveau von $(1-\alpha)$ definiert. Erfüllen die unter der Nullhypothese $H_0: \theta = \theta_0, \lambda = \lambda_0$ angenommenen Parameter (θ_0, λ_0) diese Ungleichung, so liegen sie innerhalb der Konfidenzzone und die Nullhypothese wird nicht abgelehnt. Ist die Ungleichung für (θ_0, λ_0) nicht erfüllt, so ist die Nullhypothese abzulehnen.⁴⁰

$$L_{\max}(\hat{\theta}, \hat{\lambda}) - L_{\max}(\theta_0, \lambda_0) < \frac{1}{2} \chi^2_2(\alpha) \quad (8)$$

Für eine 99% Konfidenzzone⁴¹ ($\alpha = 1\%$) ist $\frac{1}{2} \chi^2_2 = 4,605$. Unter der Nullhypothese ist $L_{\max}(\hat{\theta}, \hat{\lambda}) - L_{\max}(\theta_0, \lambda_0) = -1\,032\,185 + 1\,031\,058 = -1\,127 > 4,605$. Die Nullhypothese ist abzulehnen; das log-lineare Modell kann somit verworfen werden.

6 Konstruktion von Preisindizes für den Wohnungsmarkt in Paris

Preisindizes für die beiden *Box/Cox*-Modelle werden nun konstruiert, indem für jedes der 40 Quartale bzw. der 120 Monate des Untersuchungszeitraums 1990-1999 der Preis einer

³⁹ Aufgrund der Transformation in der Einheit $(FRF^{0,11})/0,11$.

⁴⁰ Vgl. *Halvorsen/Pollakowski* (1981), S. 44, 46.

⁴¹ Vgl. *Greene* (1993), S.732.

standardisierten Wohnung berechnet wird. Für die exogenen Variablen, die andere Merkmale als die Verkaufsperiode bezeichnen, wird dabei jeweils das arithmetische Mittel der im Untersuchungszeitraum 1990-1999 transferierten Objekte herangezogen.⁴² Die Standardwohnung ist also eine fiktive Wohnung, die von jeder Nutzen stiftenden Eigenschaft gerade die durchschnittliche Menge der in 1990-1999 gehandelten Charakteristika enthält. So liegt die Standardwohnung zu 2.4% im 5. Arrondissement, zu 2.4% im 7. Arrondissement, usw. Sie hat 0,23 Garagen und liegt in der 4,09-ten Etage. Diese fiktive Wohnung repräsentiert damit gerade die im Untersuchungszeitraum gehandelte Gütermengenkombination an Charakteristika, deren preisliche Entwicklung über die Zeit verfolgt werden soll.

Der Wert der transformierten endogenen Variable $p_0^{(\theta)}$ ergibt sich aus Gleichung 7. Um aus diesem den benötigten Wert der ursprünglichen Variable in der Dimension Französischer Francs (FRF) zu erhalten, muss erstere rücktransformiert werden.

$$p_0^{(\theta)} = \frac{p_0^\theta - 1}{\theta} \Leftrightarrow p_0 = (\theta p_0^{(\theta)} + 1)^{1/\theta} \quad (9)$$

Da sich die Standardwohnung über die Zeit nicht ändert, ergibt sich für die übrigen Perioden der Wert der transformierten endogenen Variable aus $p_0^{(\theta)}$ plus dem hedonischen Preis für das entsprechende Jahr β_t . Der untransformierte Preis in Periode t ist damit:

$$p_t^{(\theta)} = p_0^{(\theta)} + \beta_t \Leftrightarrow p_t = [\theta (p_0^{(\theta)} + \beta_t) + 1]^{1/\theta} \quad (10)$$

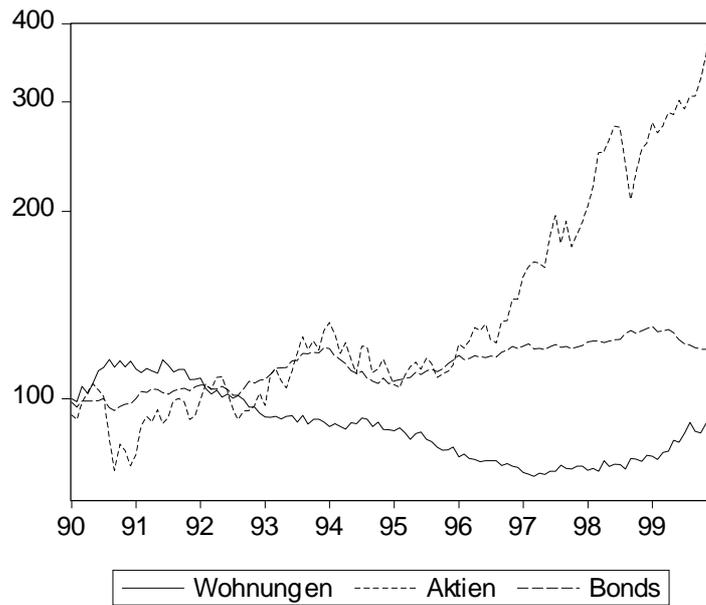
Ein Preisindex errechnet sich dann wie folgt:

$$I_{0,t} = \frac{p_t}{p_0} \cdot 100 = \left[\frac{\theta (p_0^{(\theta)} + \beta_t) + 1}{\theta p_0^{(\theta)} + 1} \right]^{1/\theta} \cdot 100 \quad (11)$$

Die auf der Basis der *Box/Cox*-Funktion nach Gleichung 10 berechneten monatlichen Indexwerte sind in Abbildung 2 dargestellt. Zum Vergleich ist der Verlauf von Total-Return-Indizes für Aktien und Bonds angegeben, wobei für Aktien der CAC40, für Bonds der JPM Government Bond Index verwendet wurde.

⁴² Vgl. *Hoesli/Gioccotto/Favarger* 1995, S. 137.

Abbildung 2: Index auf Basis der *Box/Cox*-Funktion



Die Abbildung spiegelt die Verhältnisse auf dem Pariser Wohnimmobilienmarkt in den 90er Jahren wider. Die mit Beginn der 80er Jahre begonnene Phase von kontinuierlichen Preissteigerung erreichte 1991 ihren Wendepunkt, welche in eine ca. siebenjährige Phase von kontinuierlichen Wertverlusten führte. Seit Ende der neunziger Jahre stiegen die Preise wiederum. Tabelle 4 gibt die deskriptiven Statistiken der Wertveränderungen bzw. der Renditen an.

Tabelle 4: Deskriptive Statistiken für die Wertentwicklung von Wohnungen in Paris sowie Aktien und Bonds in Frankreich

	Monatswerte			Quartalswerte		
	Wohnungen	Aktien	Zinstitel	Wohnungen	Aktien	Zinstitel
Korrelationen						
Wohnungen	1			1		
Aktien	-0.081	1		0.038	1	
Zinstitel	-0.094	0.441	1	-0.328	0.413	1
Autokorr. (1)	-0.274 *	0.070	0.127	0.575 *	-0.069	0.153
Autokorr. (2)	0.099	-0.123	0.034	0.252	-0.124	0.039
Autokorr. (3)	0.259 *	-0.003	0.114	0.265	0.060	-0.103
Mittelwert	-0.001	0.012	0.002	-0.003	0.032	0.005
Median	-0.003	0.019	0.003	-0.008	0.045	0.009
Maximum	0.058	0.125	0.028	0.062	0.202	0.051
Minimum	-0.040	-0.151	-0.034	-0.042	-0.177	-0.057
Std. Abw.	0.020	0.058	0.013	0.024	0.094	0.026
Schiefe	0.548	-0.460	-0.240	0.803	-0.341	-0.507
Kurtosis	3.005	2.979	2.655	3.311	2.651	2.814
Jarque-Bera	5.965	4.200	1.732	4.346	0.954	1.730
Probability	0.051	0.122	0.421	0.114	0.621	0.421
Beobachtungen	119	119	119	39	39	39

Im Zeitraum 1990-1999 sind die Wertsteigerungen der Wohnungen negativ und somit deutlich niedriger als der Zuwachs der Total-Return-Indizes für Aktien und Zinstitel. Jedoch ist ein direkter Vergleich der Mittelwerte erschwert, da der Wohnungsindex nur Wertsteigerungen berücksichtigt. Für einen entsprechenden Total-Return-Index, der alle Einkommensströme aus der Immobilienanlage abbildet, fehlen somit Mieteinnahmen und Kosten.⁴³ Nimmt man jedoch an, dass die Varianzen und Kovarianzen auch unter Berücksichtigung dieser Renditebestandteile im wesentlichen unverändert bleiben, so lassen die niedrigen Korrelationen zu Aktien und Bonds auf ein erhebliches Diversifikationspotential einer Anlage in Wohnimmobilien schließen.

7 Schlussfolgerung und Ausblick

Die Immobilienmärkte sind geprägt von vielerlei Marktfraktionen, darunter Heterogenität und Unteilbarkeit der Güter, Illiquidität und mangelnde Informationseffizienz. Diese spezifischen Gegebenheiten können durch hedonische Indizes auf der Basis von Transaktionspreisen berücksichtigt werden. Aufgrund des hohen Daten- und Informationsbedarfs wurden hedonische Preisindizes für die meisten Märkte bislang nicht realisiert. Für den Wohnungsmarkt im Raum Paris steht jedoch eine international einmalige öffentlich zugängliche Datenbasis zur Verfügung, wodurch die Möglichkeit besteht, einen aussagekräftigen hedonischen Index zu konstruieren. Die hier vorliegenden Ergebnisse erhöhen die Transparenz sowohl bezüglich der Entwicklung der Immobilienmärkte an sich als auch ihrer wesentlichen Einflussfaktoren.

Mit der in dieser Arbeit aufgezeigten Vorgehensweise steht damit ein objektiver und transparenter Index zur Verfügung, der ausschließlich aus öffentlich verfügbaren Daten konstruiert wird. Dies eröffnet eine Vielfalt von Anwendungsmöglichkeiten. Beispielsweise können durch die Identifikation bestimmter Muster in historischen Indexzeitreihen Einblicke in die Existenz und die Länge von Immobilienzyklen gewonnen werden, was wiederum wertvolle Informationen für die Einschätzung der Preisentwicklung auf den Immobilienmärkten bringt. Subindizes für einzelne Arrondissements oder sonstige Klassen von Immobilien können weitere detailliertere Informationen über die verschiedenen Teilssegmente von Immobilienmärkten liefern. Institutionellen Anlegern, die Bestände an Wohnimmobilien halten, ist damit

⁴³ Zwar hätten zum Vergleich Kursindizes von Aktien bzw. Zinstitel herangezogen werden können, die ebenfalls nur die Wertsteigerungen erfassen, hingegen Einkommenskomponenten (insbesondere Dividenden bzw. Zinszahlungen) nicht berücksichtigen. Wertsteigerung und Einkommen als Bestandteile der Rendite haben jedoch bei den betrachteten Anlageklassen (Aktien, Zinstitel, Immobilien) sehr unterschiedliche Bedeutung. Die Vergleichbarkeit wird daher nicht erhöht, wenn nur Wertveränderungen betrachtet werden, die bei Aktien den Großteil der Rendite ausmachen und bei festverzinslichen Wertpapieren vergleichsweise gering sind.

eine objektive Benchmark zur Wertentwicklung gegeben. Verschiedentlich wird auch die Konstruktion von Derivaten auf Immobilienindizes diskutiert.⁴⁴ Schließlich können auf Basis der durch den Index dargestellten Wertentwicklung die Varianz und die Kovarianzen zu anderen Anlageklassen geschätzt werden und somit auch praktisch relevante Erkenntnisse für das Investment Management gewonnen werden.

⁴⁴ Vgl. *Adam/Venmore-Rowland* 1991; *Case/Shiller/Weiss* 1993; *Gehr* 1995; *Friggit* 1999.

Anhang A

Tabelle 5: Hedonischer Preisindex für Wohnungen in Paris
(monatlich, unter Berücksichtigung der Lage nach Arrondissements)

Monat	Index
01	100.00
02	98.89
03	104.75
04	101.87
05	105.94
06	110.99
07	112.19
08	115.57
09	112.30
10	115.03
11	112.44
12	114.83
01	111.60
02	110.07
03	111.82
04	110.75
05	109.87
06	115.47
07	113.11
08	110.41
09	111.42
10	111.42
11	107.23
12	107.42
01	107.94
02	103.74
03	101.72
04	103.22
05	100.60
06	101.68
07	100.18
08	101.18
09	99.79
10	96.95
11	96.95
12	94.76
01	93.45
02	93.31
03	93.58
04	92.77
05	93.72
06	93.90
07	91.68
08	93.98
09	91.05
10	92.63
11	92.72
12	91.67

Monat	Index
01	90.29
02	91.14
03	90.23
04	89.41
05	91.45
06	91.13
07	93.15
08	92.62
09	90.25
10	91.66
11	89.33
12	89.15
01	88.76
02	89.82
03	88.18
04	86.05
05	87.97
06	88.38
07	86.00
08	85.36
09	83.54
10	82.67
11	82.72
12	83.66
01	80.60
02	81.50
03	80.15
04	79.84
05	79.20
06	79.51
07	79.50
08	79.58
09	78.11
10	78.71
11	77.92
12	77.60
01	76.10
02	75.63
03	75.06
04	75.91
05	75.54
06	76.49
07	76.48
08	78.16
09	77.28
10	77.14
11	77.88
12	77.84

Monat	Index
01	76.79
02	77.29
03	76.42
04	79.52
05	77.79
06	78.46
07	78.39
08	77.02
09	80.15
10	79.99
11	79.34
12	81.10
01	80.76
02	79.88
03	81.96
04	82.33
05	85.78
06	85.19
07	87.98
08	91.58
09	88.64
10	88.13
11	91.30
12	89.38

Anhang B

Tabelle 6: Hedonischer Preisindex für Wohnungen in Paris
(quartalsweise, unter Berücksichtigung der Lage nach Quartiers)

Quartal		Index
I	1990	100.0
II		104.4
III		111.1
IV		112.2
I	1991	109.6
II		110.2
III		109.7
IV		107.0
I	1992	102.6
II		99.8
III		98.2
IV		94.4
I	1993	92.0
II		92.2
III		90.5
IV		90.9
I	1994	88.9
II		89.8
III		90.9
IV		88.9

Quartal		Index
I	1995	87.5
II		86.2
III		83.7
IV		81.8
I	1996	80.0
II		78.6
III		77.9
IV		76.6
I	1997	75.0
II		75.3
III		76.4
IV		76.7
I	1998	76.2
II		77.6
III		78.2
IV		79.2
I	1999	80.2
II		83.7
III		87.7
IV		88.3

Literatur

- Adam, A.; Venmore-Rowland* (1991): Proposed Property Investment Vehicles: Will They Work?, *Journal of Property Investment and Valuation* 9, 287-294.
- Adelmann, I; Griliches, Z.* (1961): On an Index of Quality Change, *Journal of the American Statistical Association* 56, 535-548.
- Barnet, V; Lewis, T.* (1984): *Outliers in Statistical Data*, 2nd edition, Chichester / New York.
- Bailey, M.J., Muth, R.F.; Nourse, H.O.* (1963): A Regression Method for Real Estate Price Index Construction, *Journal of the American Statistical Association* 58, 933-942.
- Behring, K.; Börsch-Supan, A.; Goldrian, G.* (1988): Wohnungsnachfrageprognose 1995: Analyse und Prognose der Nachfrage nach Miet- und Eigentümerwohnungen, Berlin / München.
- Bender, A.R.; Gacem, B.; Hoesli, M.* (1994): Construction d'indices immobiliers selon l'approche hédoniste, *Finanzmarkt und Portfolio Management* 8, 522-534.
- Box, G.E.P.; Cox, D.R.* (1964): An Analysis of Transformations, *Journal of the Royal Statistical Society* 26, 211-243.
- Case, K.E.; Shiller, R. J.; Weiss, A.N.* (1993): Index Based Futures and Options Markets in Real Estate, in: *Journal of Portfolio Management*, Winter, 83-92.
- Cassel, E.; Mendelsohn, R.* (1985): The Choice of Functional Forms for Hedonic Price Equations: Comment, *Journal of Urban Economics*, 18, 135-142.
- Colwell, P.F; Dilmore, G.* (1999): Who was first? An examination of an early hedonic study, *Land Economics* 75, 620-626.
- Court, A.T.* (1939): Hedonic Price Indices - With Automotive Examples, *The Dynamics of Automobile Demand*, New York: General Motors Corporation, 99-117.
- Coulson, N.E.; Robins, R.P.* (1987): Testing the Functional Form of Statistic Appraisal Equations, *The Appraisal Journal* 55, 116-125.
- Cropper, M.L.; Deck, L.B.; McConnel, K.E.* (1988): On the Choise of Functional Form for Hedonic Price Functions, *The Review of Economics and Statistics*, 70, 668-676.
- Dubujet, F.* (2000): Les indices de prix Notaires-Insee, INSEE, Paris [Manuskript, 23.03.2000].
- Edmonds, R.G. jr.* (1984): A Theoretical Basis for Hedonic Regression: A Research Primer, *AREUEA Journal* 12, 72-85.
- Fisher, J.D.; Geltner, D.M.; Webb, R.B.* (1994): Value Indices of Commercial Real Estate: A Comparison of Index Construction Methods, *Journal of Real Estate Finance and Economics* 9, 137-168.
- Friggit, J.* (1999): Produits dérivés à sous-jacent immobilier - Utilisation des indices notariaux comme sous-jacent de produits dérivés en immobilier d'habitation, Ministère de l'Équipement, Paris (<http://www.equipement.gouv.fr>).
- Gatzlaff, D.H.; Haurin, D.R.* (1997): Sample Selection Bias and Repeat-Sales Index Estimates, in: *Journal of Real Estate Finance and Economics* 14, 33-49.
- Gehr, A.K.* (1995): Applications of derivative instruments, in: J.L. Pagliari, Jr.: *The Handbook of Real Estate Portfolio Management*, Chicago u.a., 1112-1152.
- Goodman, A.C.* (1978): Hedonic Prices, Price Indices and Housing Markets, *Journal of Urban Economics* 5, 471-484.
- Greene, W.H.* (1993): *Econometric Analysis*, 2nd ed., New Jersey, 1993.
- Guilkey, D.; Miles, M.; Cole, R.* (1989): The Motivation for Institutional Real Estate Sales and Implications for Asset Class Returns, *AREUEA Journal* 17, 70-86.
- Haas, G.C.* (1922): Sales Prices as a Basis for Farm Land Appraisal, *Technical Bulletin* 9, St. Paul, The University of Minnesota Agricultural Experiment Station.
- Halvorsen, R.; Palmquist, R.* (1980): The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations, *The American Economics Review* 70, 474-475.

- Halvorsen, R.; Pollakowski, H.O.* (1981): Choice of Functional Form for Hedonic Price Equations, *Journal of Urban Economics* 10, 37-49.
- Hoesli, M.; Giocotto, C.; Favarger, P.* (1995): Swiss Real Estate: Price Indices and Performance, in: *Thion, B.; Hoesli, M.* (Hrsg.): Evaluation et indicateurs de prix en immobilier, actes du colloque européen, 19.05.1995, Bordeaux, 135-154.
- Hoesli, M.; Giocotto, C.; Favarger, P.* (1997): Three New Real Estate Prices for Geneva, Switzerland, *Journal of Real Estate Finance and Economics* 15, 93-109.
- Hoesli, M.; Thion, B.* (1995): Estimation de la valeur locative des appartements: une étude empirique sur l'agglomération bordelaise, *Finance* 16, 75-87.
- Hök, G.-S.* (2000): Das französische Grundstücksrecht im Überblick, Grundstücksmarkt und Grundstückswert, 349-352
- Kiel, K.A.; Zabel, J.E.* (1997): Evaluating the Usefulness of the American Housing Survey for Creating House Price Indices, *Journal of Real Estate Finance and Economics* 14, 189-202.
- Kuo, C.* (1997): A Bayesian Approach to the Construction and Comparison of Alternative House Price Indices, *Journal of Real Estate Finance and Economics* 14, 113-132.
- Laferrère, A.* (2000): Le nouvel indice de prix Notaire-INSEE, http://www.paris.fr/fr/immobilier/indices/indice_notaires_insee.html, 03.05.2000.
- Lancaster, K.* (1966): A new approach to consumer theory, *Journal of Political Economy* 74, 132-157.
- Lansink, A.O.; Thijssen, G.* (1998): Testing among functional forms: An extension of the Generalized Box-Cox formulation, *Applied Economics* 30, 1001-1010.
- Mark, J. H.; Goldberg, M.A.* (1984): Alternative Housing Price Indices: An Evaluation, in: *AREUEA Journal* 12, S. 31-49.
- Maurer, R.; Stephan, T.; Sebastian, S.* (2000): Immobilienindizes im Portfolio-Management, Working-Paper Series: Finance and Accounting no. 52, Johann Wolfgang Goethe-Universität, Frankfurt a.M..
- Milton, J.W.; Gressel, J.; Mulkey, D.* (1984): Hedonic Amenity and Functional Form Specification, *Land Economics* 60, 378-388.
- Palmquist, R.* (1980): Alternative Techniques for Developing Real Estate Price Indexes, *Review of Economics and Statistics* 62, August 1980, 442-448.
- Rasmussen, D. W.; Zuehlke, T.W.* (1990): On the choice of functional form for hedonic price functions, *Applied Economics* 22, 431-438.
- Rosen, S.* (1974): Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition, in: *Journal of Political Economy* 82, 34-55.
- Sebastian, S.* (1996): Immobilien-Investment in Frankreich, Paris.
- Thion, B.; Favarger, P.; Hoesli, M.* (2000): «Repeat Sales», indicateurs de prix et modification de l'environnement immobilier, CD-Rom of Abstracts; 7th European Real Estate Society Conference, 14.-16.06.2000, Bordeaux.
- Waugh, F.V.* (1928): Quality Factors Influencing Vegetable Prices, *Journal of Farm Economics* 10, 185-196.
- Wolverton, M.L.; Senteza, J.* (2000): Hedonic estimates of regional constant quality house prices, *The Journal of Real Estate Research; Sacramento* 19, 235-253.
- Zürcher Kantonalbank, Hrsg.* (1996): Immobilienmarkt Zürich - Immobilienpreise und Bauinvestitionen unter der Lupe, Zürich.