

Hedonischer Immobilienpreisindex Deutschland

Isolierung qualitativer Hauspreismkmale durch hedonische Regressionsanalyse aus Daten der Europace-Plattform (Hypoport AG) und Machbarkeit eines hedonischen Hauspreisindexes für Deutschland

Hans-Joachim Dübel, Finpolconsult.de, Berlin
Sören Iden, Hypoport AG, Berlin

Forschungsauftrag des Bundesamtes für Bauwesen und Raumordnung (BBR)
Projektleitung: Markus Sigismund

Berlin, April 2008

ZUSAMMENFASSUNG

Die Hedonische Regressionstechnik dient dem Ziel einer verbesserten Standardisierung des naturgemäß sehr heterogenen Untersuchungsgegenstands Immobilie und damit einer treffgenaueren Trennung von Struktureffekten von Preis- bzw. Inflationseffekten. Die Bildung von Preisindizes ohne einen derartigen Ansatz kann zu schweren Verzerrungen und damit Fehlinformationen der Kapitalmärkte mit der Konsequenz von Fehlinvestitionen führen. Die vorliegende Studie führte umfangreiche Rechenarbeiten mit dem Europace-Datensatz durch, um aus ökonomischer Sicht hinreichend akzeptable hedonische Regressionen zu identifizieren und auf dieser Basis einen Vorschlag für einen hedonischen Preisindex zu erarbeiten.

1 Endergebnis der hedonischen Regressionen

Der verwendete Datensatz enthält Kreditmarkttransaktionen bei Wohnimmobilien der Jahre 2003-2007. Als abhängige Variable der Regressionen wurde der Logarithmus des Preises definiert. Die Regressionen erzeugen mit dem verfügbaren Variablensatz der Europace (u.a. Baualter, Größe von Wohnung und Grundstück) sowie den von BBR zugespielten Daten zur Siedlungsstruktur und zum Arbeitsmarkt (u.a. Lage, Verdichtung, Beschäftigtenpotential) die erwarteten Vorzeichen und Größenordnungen. Die Qualität der Regressionsfits ist mit einem R-Quadrat von rd. 0,6-0,75 im homogenen Markt für Wohnungen (im folgenden Apartment genannt), ebenfalls wie erwartet, grösser als im Markt für Homes, wo R-Quadrats von 0,45-0,6 erreicht werden.

Ein Grund für technisch niedrigere R-Quadrats in unserer Untersuchung ist, dass nach vorab durchgeführten umfangreichen Plausibilitätstests ohne ‚Ausreißer‘-Kontrolle gerechnet wurde. Derartige Ausgrenzungen von Marktbeobachtungen ergeben im deutschen Kontext bestenfalls auf regionaler Ebene Sinn, und sollten auch dort nur sparsam (z.B. bei Extremwerten im 1%-Bereich) angewendet werden.

Vor dem Hintergrund einer möglichen Neuberechnung des HPX mit Monatsdaten auf der Basis regionaler Regressionen wurde durch die Hinzunahme von zwischen 25% und 40% zusätzlicher Beobachtungen in Form von Modernisierungen und Teilvermietungen die Datenbasis verbreitert. Das Ergebnis bei Modernisierungen sind Verbesserungen der Fits für Homes um ca 0,05-0,1, da v.a. ältere Baujahrgänge deutlich treffgenauer abgebildet werden. Bei Apartments reicht die ursprüngliche Datenbasis aus. Teilvermietungen haben keinen signifikanzverbessernden Einfluß; ebenso wird von einer Verwendung vermieteter Immobilien für die Indexkonstruktion abgeraten. Eine Ausweitung um Modernisierungen erzeugt sowohl bei Apartments und Homes höhere Preisvolatilität, die durch Interaktionsterme (z.B. getrennte Zeitvariablen) aufgefangen werden muß.

Für Standard-Variablen wie Baualter und Flächen wurden verschiedene Parametrisierungen – Neuklassifizierungen, funktionale Spezifikationen – getestet. Beim Baualter empfiehlt sich für Homes eine funktionale Spezifikation zweiter bzw. dritter Ordnung, bei Apartments muß aufgrund von Kollinearität schlußendlich auf Baualtersklassen zurückgegriffen werden, Wohnungs- und Grundstücksgröße werden logarithmisch spezifiziert.

Als ‚neue‘ Variablen aus Europace gegenüber der Vorstudie aus 2006 wurde bei Apartments der Gebäudetypus (Hochhaus, Stadthaus, Reihenhause) erfolgreich getestet. Im Bereich Homes fehlen leider wichtige Variablen, wie etwa Angaben zur Unterkellerung oder Garagen. Andere Variablen aus Europace, z.B. die Einordnung von Lage oder Bauqualität durch die Kreditnehmer selbst, weisen wenig Varianz auf und sind wahrscheinlich verzerrt.

Als Variablen die Lage- bzw. Regionscharakteristika abbildend wurden von BBR Entfernung zum Oberzentrum (signifikant, Verwendung in Homes-Regressionen), Entfernung zur Autobahn (signifikant aber weitgehend kollinear), Stadtregionen und Verdichtungsvariable (signifikant, ersetzt bisherige Kreistypenvariable) sowie das Beschäftigtenpotential

(signifikant, verdrängt Verdichtungseffekte, hat aber eigenen erklärenden Wert) zugeliefert und erfolgreich getestet. Außerdem sind die geographischen Ländergruppen Norden/ Süden/ Osten/ Westen signifikant. Die von BBR bereitgestellten Wohnungsmarktregionstypen, die wachsende von schrumpfenden Räumen unterscheidet, ist dagegen für Homes nicht signifikant, für Apartments nur in den wirtschaftlich besonders heterogenen Großregionen Nord- und Westdeutschland.

Bei Tests auf Parameterkonstanz mit Serien von benachbarten Regressionen auf Bundes- und Regionalebene wurde z.T. eine deutliche Instabilität gemessen, die sich aber klar lokalisieren läßt: bei Homes wird Instabilität durch die stark schwankenden Preise bzw. geringen Klassenbesetzungen älterer Homes erzeugt. Dem kann durch Hinzunahme von Modernisierungen mit getrennter Zeitvariable, bzw. alternativ eine untere Schranke für das Baualter, entgegengetreten werden. Die HPX-Grenze des Jahres 1950, für Homes vertretbar, erscheint angesichts des anhaltenden Gründerzeitbooms bei Apartments-Käufen jedoch als zu hoch. Bei Apartments ist die Beobachtung Parameterinstabilität auf Regionalvariable beschränkt – diese Effekte werden in den Regionalregressionen aufgefangen. Problematischer sind die mit den weithin publizierten Kostentrends des Pendelns verbundenen, bereits in der kurzen Beobachtungsperiode deutlich erkennbaren Lage- bzw. Verdichtungstrends. Diese erzeugen eine geringere Stabilität der impliziten Preise bei deutschen Wohnimmobilien als zunächst angenommen.

Als bisheriger Abschluß der Untersuchungen und zentrale Vorarbeit für die Indexkonstruktion wurde ein einheitliches Regressionsmodell für 30 (Homes) bzw. 16 (Apartments) in Zusammenarbeit mit BBR definierte großräumige Wohnungsmarktregionen gerechnet. Hier trennen sich, v.a. bei Homes, z.T. extrem heterogene (Berlin, NRW) von homogenen Wohnungsmarktregionen, sodaß weitere Tests mit Regionsunterteilungen oder auch –aggregationen sinnvoll sein werden. Bei Apartments gab es abgesehen von bedenklich geringen Datenmengen in einigen Regionen, die die Fitqualität aber nur wenig beeinträchtigten, keine Beanstandungen.

Insgesamt gibt die erreichte Fit-Qualität sowohl bei Bundes- und Regionalregressionen Anlaß zur Hoffnung, einen aus statistisch-ökonomischer Sicht akzeptablen hedonischen Preisindex für Deutschland konstruieren zu können.

2 Vorschlag für einen hedonischen Preisindex

Dieser Index sollte u.E. auf dem hedonischen Imputationsverfahren mit Basisperiode 2005 und 2006 beruhen. Aufgrund der instabilen Parameter bei bestimmten Jahrgängen und Lagen sollte die Basisregression alle 2-3 Jahre Neuberechnet werden. Weitere Verfeinerungen in Richtung einer dynamischen Spezifikation der impliziten Preise sollten in der Zwischenzeit getestet werden. Der Index sollte Modernisierungen bei Homes mit Interaktionstermen einbeziehen sowie die erfolgreich getesteten BBR-Arbeitsmarkt- und Verdichtungsvariablen nutzen.

Bei der Regionalauswahl halten wir zunächst einen Ansatz der Auswahl von ‚Top-10-Regionen‘, der die Kriterien Fit-Qualität und Abdeckung der quantitativ bedeutendsten Märkte abwägt, für empfehlenswert. Einer monatlichen Berechnung stehen bei derartiger Konzentration auf zentrale Märkte nichts entgegen.

Das Aggregationsverfahren von der regionalen auf die nationale Ebene sollte vorerst mit einer Mischung aus der Zahl der Beobachtungen aus Europace (Proxy für Kreditmarkt) und den durch BBR gelieferte Neubau- und Bestandszahlen (Proxy für Wohnungsmarkt) arbeiten. Dies im Detail zu testen war jedoch nicht Aufgabe der Studie. Generell wäre eine Verfügbarkeit der Daten zu regionalen Transaktionsvolumen der Gutachterausschüsse von hohem Interesse, da die Aussagefähigkeit eines nationalen Indexes aufgrund z.T. stark divergierender regionaler Preisentwicklungen stark von der Qualität der Gewichtungsfaktoren abhängt.

3 Vorschlag für weitere Analysen über die vorliegende Studie hinaus

Die vorgelegten Analysen sollten als Auftakt für verstärkte Bemühungen zur verbesserten statistischen Abbildung von Preistrends im Wohnungssektor verstanden werden, die für die Stabilität des Wohnungsmarktes und rationale Investitionslenkung unverzichtbar ist. Sinnvolle Erweiterungen und Weiterentwicklungen wären:

- Detailliertere Regionalanalysen und die Bildung lokaler Preisindizes. Damit Schaffung einer ernsthaften Datengrundlage für automatisierte Bewertungen in Deutschland.
- Weiterentwicklung der hedonische Regressions- bzw. Indexbildungsverfahren In Richtung auf hedonische Regressionen mit dynamischen Schattenpreisen.
- Getrennte Analysen interessierender Marktsegmente, z.B. des Marktes für ältere Homes und von Modernisierungen (Stichwort: CO2-Emissionen, Effizienz staatlicher Kreditförderung).
- die Diskussion und Bestimmung geeigneter Aggregationsmechanismen regionaler Regressionsergebnisse (v.a. Hochrechnungsfaktoren)
- der Vergleich mit alternativen nationaler Regressionen zur Indexkonstruktion sowie
- die Empfehlungen einer Methodik zur Berechnung eines nationalen Preisindexes.

Im Interesse einer möglichst hohen Validität der Ergebnisse wird ein Abgleich der Hypoport-Daten mit anderen Datenquellen wie z.B. der Erkenntnisse der Gutachterausschüsse, den Angebotsauswertungen des BBR sowie eine Einbeziehung der Arbeiten und Interessen des VdP, des Statistischen Bundesamtes, der Bundesbank sowie anderer Akteure empfohlen.

I. EINFÜHRUNG

1 Hintergrund

In Deutschland fehlt es an Informationsgrundlagen für eine aussagekräftige aktuelle und regionalisierte Immobilienpreisstatistik. Anders als in anderen Staaten bieten bisher weder die amtliche Statistik noch die Marktakteure (z.B. Banken, Makler) bundesweite und hinreichend differenzierte Datengrundlagen an.¹

Das BBR möchte im Rahmen seiner Wohnungsmarktbeobachtung eine differenzierte Immobilienpreisbeobachtung aufbauen, die die Datenlücke auch aus amtlicher Sicht deutlich verringert. In Deutschland stehen dazu im Prinzip vier Quellenbereiche zur Verfügung, aus denen laufend originäre Daten zur Immobilienpreisbeobachtung anfallen. Jeder Quellenbereich ist mit bestimmten Institutionen oder Medien verknüpft, die auf der Basis ihrer Geschäftsfelder diese originäre Preis- und Umsatzstatistiken anbieten (könnten):

1. Kaufverträge – Sammlung der Kaufverträge bei den Notaren durch die Gutachterausschüsse für Grundstückswerte;
2. Expertenwissen aus Vermittlungstätigkeit – Immobilienmakler / Bausparkassen (IVD-RMD);
3. Angebotspreise und –mieten in Zeitungen und Internetplattformen;
4. Kreditverträge - Banken und bankennahe Institutionen / Bausparkassen.

Vor dem Hintergrund der unterschiedlichen Profile der Datenquellen sucht das BBR Zugang zu den Quellen, um diese entsprechend ihren Stärken auszuwerten und ggfs. zu kombinieren. Die Daten aus Expertenwissen und Vermittlungstätigkeit sowie der Angebotspreise sind bereits Bestandteil einer differenzierten Analyse im BBR. Auch die Kaufverträge der Gutachterausschüsse werden bereits seit vielen Jahren ausgewertet, bisher jedoch mit dem Schwerpunkt der Umsatzentwicklung. In dem Ressortforschungsprojekt „Immobilienpreisanalyse“ wird parallel zu diesem Vorhaben ein Konzept für eine differenziertere Preisbeobachtung entwickelt. Die Gutachterausschüsse haben Zugriff auf alle Kaufverträge in den jeweiligen Geschäftsbereichen und erreichen somit eine vollständige Abdeckung des Transaktionsmarktes. Für das große Marktsegment der in eigener Bauherrenschaft erstellter Einfamilienhäuser enthalten die Kaufpreissammlungen der Gutachterausschüsse jedoch nur Informationen zum Grundstückskauf. Bankenbasierte Daten als viertes Standbein der Preisbeobachtung können hier interessante Zusatzinformationen beisteuern. Bisher hatte das BBR jedoch keinen Zugang zu dieser Datenquelle.

Der Finanzdienstleister Hypoport betreibt die internetbasierte Transaktionsplattform für Finanzprodukte, über die verschiedene Geschäftsbanken Immobilienkredite vermitteln. Über diese Plattform „Europace“ werden etwa 10% der Hypothekarkreditverträge in Deutschland vermittelt. Sowohl aufgrund dieses hohen Marktanteils, aber auch aufgrund der Streuung über verschiedene Anbieter, hat der Datensatz von Hypoport hinsichtlich der Repräsentativität der Bankendaten ein Alleinstellungsmerkmal in Deutschland. Im Jahr 2006 hat das BBR eine erste einfache Sonderauswertung auf Basis der Hypoport-Daten in Auftrag gegeben, mit dem Ziel eine Grobjustierung der verschiedenen Quellenbereiche.² Auf der Basis einfacher Mittelwertberechnungen wurden dem BBR Preise und Preisveränderungen nach einem Raster von Ländergruppen und Siedlungsstrukturtypen bereitgestellt. Basierend auf diesen Erfolg versprechenden Vorarbeiten wurde in dem Ressortforschungsprojekt das

¹ Vgl. zur Datenlage in Deutschland ausführlich z.B. Johannes Hoffmann and Andreas Lorenz: Real estate price indices in Germany: past, present and future (<http://www.oecd.org/dataoecd/31/20/37625451.pdf>).

² Vgl. einzelne Ergebnisse in BBR (Hrsg.): Wohnungs- und Immobilienmärkte in Deutschland 2006 (=Berichte Bd. 27). Bonn 2007.

Untersuchungskonzept ausgedehnt und der Schwerpunkt auf methodische Fragestellungen gelenkt.

2 Zielsetzung

Messungen von Preisveränderungen beinhalten in der Regel Struktureffekte, weil nicht identische Objekte miteinander verglichen werden. Mit einem räumlichen Analyseraster wie es z.B. in den Vorarbeiten angewandt wurde (siedlungsstrukturelle Kreistypen nach geographischen Ländergruppen) konnten räumliche Struktureffekte deutlich eingegrenzt werden. Andere **Effekte von Strukturveränderungen**, wie z.B. Größenveränderungen oder unterschiedliche Gewichtungen von Teilsegmenten oder Teilregionen des Marktes können nicht erfasst werden. Variationen in ihren Charakteristika unterscheiden Immobilien derart, dass keine zwei sich gleichen. Beispiele sind: Lage, Grösse von Grundstück und Wohnungen, Zahl der Stockwerke, Zustand usw.

Um diese Struktureffekte zu minimieren, bedient sich die Preisbeobachtung multivariater Regressionsmodelle. Mit Hilfe von **hedonischen Regressionsverfahren** können die impliziten Preise einzelner Charakteristika von Immobilien berechnet und von den Preisveränderungen der Immobilie im Zeitablauf getrennt werden. Die Hedonische Methodik dient im Prinzip der **verfeinerten Standardisierung** von Immobilienobjekten. Bei Messungen ohne hedonisches Verfahren ergibt sich die Gefahr, dass Strukturveränderungen und Preisveränderungen unentwirrbar vermischt werden.

Während in einigen anderen Staaten bereits hedonische Modelle zur Immobilienpreisbeobachtung etabliert sind, gibt es in Deutschland bislang keine ‚marktreifen‘ Produkte. Der Verband deutscher Pfandbriefbanken (vdp) und das Statistische Bundesamt arbeiten zurzeit an hedonischen Modellen. Das Statistische Bundesamt stützt sich auf Daten der Gutachterausschüsse, während der vdp Daten aus Kreditverträgen der Mitgliedsinstitute auswertet. *„Erste Ergebnisse der Berechnungen durch das Statistische Bundesamt und den vdp sind vielversprechend. Beide Indizes sind aber im Hinblick auf das Erfordernis einer gleichmäßigen Abdeckung aller Regionen in Deutschland noch verbesserungsbedürftig. Wünschenswert wäre es auch aus geldpolitischer Sicht, wenn zukünftig in Deutschland – wie in Frankreich – vierteljährliche, transaktionsbasierte Immobilienpreisindizes auf vergleichbarer Basis und mit hoher Repräsentativität zeitnah bereitgestellt werden könnten* (Deutsche Bundesbank: Monatsberichte Februar 2008, S. 51). Der Häuserpreisindex des Statistischen Bundesamtes ist zudem eingebettet in das Konzept der Verbraucherpreisstatistik und hat daher die Grundstückspreise als Teil der Immobilienpreisentwicklung explizit herausgerechnet. Im Hinblick auf die Marktentwicklung der Immobilien als Ganzes wird damit ein entscheidendes preisbildendes Element ausgeklammert.

Im Rahmen dieses Forschungsprojekts sollen Vorarbeiten zur Konstruktion eines hedonischen Regressionsmodells zur Abbildung von Immobilienpreisen in Deutschland geleistet werden, mit dem sich der Einfluss der Objektcharakteristika auf die Preisinflation trennen lässt. Die Ergebnisse sollen:

- den wissenschaftlichen Diskurs zur Methodik der Immobilienpreisermittlung befördern,
- vor dem Hintergrund der Datenverfügbarkeit und der regionalen Disparitäten Möglichkeiten und Hürden einer Modellentwicklung in Deutschland aufzeigen und
- dem BBR wichtige Hinweise zur Plausibilisierung der verschiedenen Datenquellen geben (Gutachterausschüsse, Angebotspreise, Makler).

II. HEDONISCHE REGRESSIONSRECHNUNGEN

1 Einführung³

1.1 Die hedonische Methodik

Die Hedonische Methodik dient im Prinzip der **verfeinerten Standardisierung** von Immobilienobjekten. Mit Hilfe eines Regressionsverfahrens können die impliziten Preise einzelner Charakteristika von Immobilien berechnet und von den Preisveränderungen der Immobilie im Zeitablauf getrennt werden.

Damit ist es möglich, aus gemessenen Preisveränderungen in Immobilienpreisdatsätzen den **Effekt von Strukturveränderungen**, z.B. aufgrund von Umsatzveränderungen in Teilsegmenten oder Teilregionen des Marktes oder des einzelnen Portfolios, **herauszurechnen**. Variationen in ihren Charakteristika unterscheiden Immobilien derart, dass keine zwei sich gleichen. Beispiele sind: Lage, Grösse von Grundstück und Wohnungen, Zahl der Stockwerke, Zustand usw. Bei Messungen ohne hedonisches Verfahren ergibt sich die Gefahr, dass Strukturveränderungen und Preisveränderungen unentwirrbar vermischt werden.

Ein weiterer Nachteil einfacher Standardisierungen, z.B. durch Kappung von Wohnungs- oder Grundstücksgrößen, oder Festlegung auf Typen und Regionen, ist der hohe Datenverlust. Z.B. kann der Einfluß der Wohnungsgröße auf den Preis durch die Wahl einer geeigneten funktionalen Form (linear, log-linear, nicht-linear) approximiert werden, sodaß auch sog. ‚Ausreißer‘-Beobachtungen ohne Verzerrung in die Preisberechnung integriert werden.

Ein **einfaches hedonisches Hauspreismodell** nach der Zeitvariablen-Methode ist in Gleichung (1) dargestellt.

$$(1) \ln P_t^h = \sum_{c=1}^C \beta_c X_{c,t}^h + \alpha_t T_t + v_t^h$$

(P_t^h) ist der Preis einer Wohnung bzw. eines Hauses (h) zum Zeitpunkt (t); ($X_{c,t}^h$) zählt auf, welche Charakteristika ($c=1,2,\dots,C$) existieren (z.B. Garage) bzw. wie stark ausgeprägt sie sind (z.B. Größe in Quadratmetern)⁴, (β_c) sind die impliziten Preise dieser einzelnen Charakteristika und (v_t^h) ist ein Fehlerterm. Wenn z.B. (X_1) die Wohnungsgröße in Quadratmetern ist ($c=1$), dann repräsentiert (β_1) den Anstieg im Immobilienwert, den ein Anstieg in der Wohnungsgröße um einen Quadratmeter bewirken würde.

Die Zeitvariable (T) ist in der Regel ein Dummy, d.h. nimmt nur den Wert 0 oder 1 an, der für eine geeignete Zeitperiode definiert wird – z.B. Monate oder Quartale. Alternativ können auch Saisondummies (z.B. Wert 1 fuer jeden Januar) mit Jahresdummies kombiniert werden.

Ein Problem mit Gleichung (1) ist, dass die **impliziten Preise der Charakteristika**⁵ (β_c) aus ökonomischer Sicht durchaus zeitabhängig sein können, d.h. eine Matrix mit den Elementen ($\beta_{c,t}$) ergeben. Z.B. kann sich die Attraktivität von Dachwohnungen im Zeitablauf vergrößert haben. Die Problematik ist aufgrund der schwächeren Innovationsneigung bei Immobilien zwar kurzfristig weniger ausgeprägt als z.B. bei Computer-Hardware, sie kann jedoch langfristig zu erheblichen Verzerrungen führen. Wie wir zeigen werden, sind selbst kurzfristige Preisveränderungen von Charakteristika oft ein akutes Problem. Nicht im Zeitablauf konstante implizite Preise lassen sich mit Einzelregressionen für jede Zeitperiode

³ Dieser Abschnitt basiert auf einer zusammenfassenden Darstellung hedonischer Verfahren in Meen (2007).

⁴ Die Zeitindexierung suggeriert, dass sich die Charakteristika im Zeitablauf ändern können, z.B. durch Modernisierungen, Lageverbesserungen (Straßenbau) usw.. Dies ist in der Praxis für die Berechnungen zumeist irrelevant.

⁵ In der Literatur oft auch mit ‚Schattenpreisen‘ bezeichnet.

(t) oder Verkettungen von Regressionen über benachbarte Zeitperioden (t, t-1) - sog. ‚adjacent period‘ Regressionen - bestimmen. Allerdings ist dies oft aufgrund von Datenknappheit bzw. hoher Streuung der Schätzwerte nicht sinnvoll.

Im Immobilienbereich üblich sind deshalb Verfahren, die versuchen, Typen und/oder Regionen und/oder Zeitperioden von stabilen impliziten Preisen abzugrenzen. Sodann sind die Regressionsverfahren auf dieser Ebene durchzuführen und die erhaltenen Schätzwerte für die Zeitvariable anschließend wieder zu aggregieren. Allerdings ist es schwierig und datenaufwändig, Wohnungsmärkte mit diesem Verfahren abzugrenzen. Zum Teil verlaufen die wirtschaftlichen Grenzen ‚stabiler‘ Wohnungsmärkte innerhalb von Regionen oder sogar Städten (Beispiel Berlin). Auch sind bestimmte implizite Preise selbst in derart verfeinerten Wohnungsmarktabgrenzungen oft nicht konstanter als auf aggregierter Ebene; so eliminiert eine regionale Abgrenzung z.B. primär den störenden Einfluß regional unterschiedlicher Einkommensdynamiken, nicht aber den Einfluß veränderter Präferenzen (z.B. für Dachwohnungen).

1.2 Beschreibung des Datensatzes

Der von Hypoport für diese Studie zur Verfügung gestellte Datensatz aus der Europace-Plattform enthielt 197.023 **beobachtete Kreditfälle**, deren Beantragung **zwischen Januar 2003 und Dezember 2007** vorgenommen wurde. Der Datensatz wurde wie schon in Dübel (2006) vorab von Doppeleinträgen und Fehlern bereinigt.

An **Transaktionsformen** wurden lediglich Kauffälle und Fälle, in denen Neubaukosten auftraten zugelassen. Die entsprechenden Kauf- bzw. Kostensummen (einschließlich Modernisierungskosten) wurden auf Plausibilität überprüft. Im Ergebnis werden zwischen 81.444 und 114.915 Beobachtungen für die vorliegende Analyse verwendet (vgl. Tabelle 9 im Anhang), davon zwischen 24% und 22% Apartments. Aufgrund der starken jüngeren Entwicklung des Unternehmens entfallen davon 84% auf die Jahre 2005 bis 2007.

Der Europace-Datensatz ergibt folgenden Variablen, deren weitere Verwendung unten exploriert wird:

- Wohnungstypus
- Nutzungsart
- Wohnungsgröße
- Grundstückgröße
- Baualter
- Modernisierungskosten
- Anzahl Wohneinheiten im Objekt
- Anzahl der KfZ Stellplätze
- Wohnlage
- Zustand
- Objekt außerhalb oder innerhalb geschlossener Ortschaften.

Zusätzlich wurden den Europace-Variablen geeignete raum- und arbeitsmarktrelevante Variablen zugespielt. Das BBR stellt hierzu entsprechende Referenzdateien zur Verfügung, die folgende Parameter enthalten:

- Geographische Ländergruppen
- siedlungsstrukturelle Kreis- und Gemeindetypen
- eine Abgrenzung und Typisierungen von Stadtregionen bzw. ihrer Kern- und Pendlereinzugsbereiche
- Angaben zum Beschäftigtenpotential im Umkreis von 100 km
- Erreichbarkeit des nächsten Oberzentrums und der Autobahn in Minuten.

Die Datensätze wurden über die Postleitzahlen bzw. Gemeindekennziffern zusammengeführt.

1.3 Arbeitsschritte

Der vorliegende Bericht befasst sich mit der **Bestimmung von Regressionsgleichungen** vom Typ (1). Dazu werden folgende Schritte durchgeführt:

- Schritt 1: Tests in Form explorativer Datenanalyse möglicher erklärender Variablen und deren Korrelationsverhalten mit Preisen sowie Erweiterung des Datensatzes um zusätzliche Beobachtungen zur Maximierung der verfügbaren Datenmenge.
- Schritt 2: Hedonische Regressions-schätzungen auf Bundesebene mit Tests erklärender Variablen (Objektcharakteristika, Lagen).
- Schritt 3: Hedonische Regressions-schätzungen auf Bundesebene mit Tests verschiedener Zeitvariablen, Saisoneffekte und auf Parameterkonstanz.
- Schritt 4: Hedonische Regressions-schätzungen auf Bundesebene mit Tests verschiedener, die regionale Wirtschaft abbildenden Variablen sowie erste Regionalregressionen.

2 Explorative Datenanalyse

2.1 Explorierung neuer Beobachtungen gegenüber HPX

Einer der zentralen Vorteile des hedonischen Regressionsverfahrens ist die **Ersetzung von ad-hoc-Standardisierungen durch funktionale Abbildungen** über die gesamte Stichprobe, bzw. diejenigen, i.d.R. weiten Teile der Stichprobe, die sich zuverlässig funktional abbilden lassen. Damit sind z.B. enge Begrenzung der Wohnflächen der in die Berechnung einzubeziehenden Beobachtungen nicht mehr notwendig und es kommt zu einem deutlichen Anstieg der verwendbaren Beobachtungen.

Im Vergleich zur Voruntersuchung für das BBR in 2006 und der im HPX verwendeten Definitionen mit z.T. starken Einschränkungen von Wohn-, Grundstücksflächen, Baualter sowie anderen Nutzungsdefinitionen⁶ stellt sich dies wie folgt dar:

- Die Zahl der einzubeziehenden Apartments *sinkt* von rd. 23.000 auf rd. 20.000 durch die Nichtberücksichtigung vollständig fremdgenutzter Apartments in der vorliegenden Studie. Bezogen auf die selbstgenutzten Apartments von nur 13.700 im HPX steigt sie aber um 46%.
- Die Zahl der in die Berechnung einzubeziehenden Homes, hier bezieht HPX nur Eigennutzung ein, erhöht sich jedoch noch stärker, um 60% von rd. 38.000 auf rd. 61.500. Dadurch ergibt sich eine deutlich verbesserte Berechnungsgrundlage.

Die o.a. Abgrenzung beinhaltet nur echte, **zwischen Januar 2003 und Dezember 2007 abgeschlossene Immobilientransaktionen**. D.h. eine grosse Zahl von Umschuldungstransaktionen von Krediten, die in der Praxis gelegentlich für die Indexkonstruktion verwertete⁷ Immobilienbewertungen erzeugen, wurden ausgeschlossen.

⁶ HPX-apartment enthält Kaufpreise für Eigentumswohnungen mit den Kriterien Baujahr ab 1950 und Wohnraum zwischen 70 und 100 Quadratmetern, Eigen- und Fremdnutzung. HPX-newhome mißt Herstellungskosten (inkl. Grundstück) von neuen Ein- und Zweifamilienhäuser mit den Kriterien Wohnflächen zwischen 100 bis 150 Quadratmetern, Grundstücksgröße zwischen 200 bis 700 Quadratmetern, nur Eigennutzung. HPX-existinghome verwendet Kaufpreise (inkl. Grundstück) von bestehenden Ein- und Zweifamilienhäuser mit den Kriterien Bauzeit ab 1950, Wohnfläche zwischen 100 und 150 Quadratmetern, Grundstücksgröße zwischen 200 und 700 Quadratmetern, nur Eigennutzung. Vgl. <http://www.hypoport.de/indizes.html>, auch zu weiteren kleineren Beschränkungen (Gewerbenutzungen usw.)

⁷ Vgl. Diskussion der Repeat-Sales-Indizes weiter unten.

Bisher handelt es sich um rein selbstgenutzte Objekte und hier nur solche ohne zusätzliche Modernisierungskosten. Angesichts der umfangreichen geplanten Regressionsarbeiten u.a. auf regionaler Ebene ist jedoch die Einbeziehung **neuer Beobachtungen** zu untersuchen. Hier bieten sich an:

- Objekte mit **Modernisierungskosten**, deren Einschluß zu einer Erhöhung der Stichprobe bei Homes um 30,3% und bei Apartments um 24,9% führt.
- Objekte mit **Teilvermietungen**, was insbesondere bei Homes zusätzlich 10,1% neue Beobachtungen ergibt. Bei Apartments ist der Effekt mit 1,3% marginal.

Tabelle 1 **Veränderung der Fallzahlen durch Einschluß von Teilvermietungen und Modernisierungen**

	Homes		Apartments	
Ursprüngliche Fallzahl	61.478		19.966	
Mit Teilvermietungen	67.678	10.1%	20.218	1.3%
Mit Modernisierungskosten	80.111	30.3%	24.946	24.9%
Mit Modernisierungskosten und Teilvermietungen	89.618	45.8%	25.297	26.7%

Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkung: Daten von 2003 bis 2007.

Der Nachteil der Verwendung dieser Beobachtungen liegt in **möglichen Verzerrungen** der Stichprobe:

- Zum einen konzentrieren sich Modernisierungen in bestimmten Typen (z.B. bestimmte Hochhäuser), Baualtersklassen (z.B. Nachkriegsjahrgänge) und Regionen (z.B. Ostdeutschland). Dies birgt die Gefahr mangelnder statistischer Identifizierbarkeit im Vergleich zu anderen erklärenden Variablen durch Kollinearität.⁸
- Zum anderen könnte auch die für ein Indexkonstruktionsverfahren notwendige Parameterkonstanz leiden – z.B. sind die Preise für vermietete Wohnflächen stark vom steuerlichen Umfeld abhängig. Modernisierungen können vom Förderumfeld abhängen (CO2-Modernisierungsförderung) oder durch Veränderungen der Eigenleistungen im Wert schwanken. Derartige Einwände können zwar auch an anderer Stelle für die kleinere Stichprobe gemacht werden, eine Kumulierung könnte jedoch zu nicht tolerierbaren Verzerrungen führen.

Im Bewußtsein dieser Restriktionen wird eine Erweiterung der Fallzahlen kritisch weiter verfolgt.

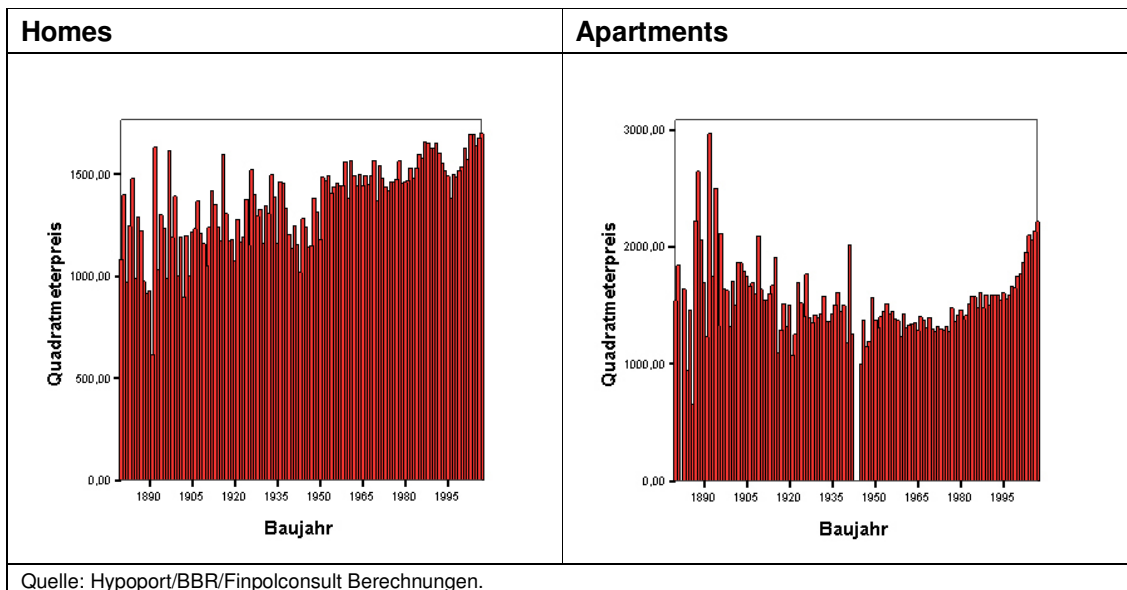
2.2 Variation der Variablenspezifikationen, Tests neuer Variablen

Gegenüber der Vorstudie aus 2006 werden neue Variablen getestet und alte verschieden spezifiziert.

Baualter

Abbildung 1 zeigt das Median-Preisniveau der Homes und Apartments nach **Baujahr**. Zwei Herangehensweisen an eine Spezifikation sind sinnvoll: heuristische Klasseneinteilungen und eine stetige funktionale Form.

⁸ Statistische Kollinearität von erklärenden Variablen stellt ein großes Problem für die Analyse dar, denn individuell wirtschaftlich sinnvolle und statistisch signifikante Variablen (z.B. Entfernung vom Oberzentrum und Verdichtungsgrad der Siedlung) können bei gemeinsamer Schätzung keine sinnvollen Schätzwerte mehr ergeben. Zur Kontrolle werden bei jeder Regression entsprechende Kollinearitätstests durchgeführt.

Abbildung 1 Median-Preisniveau der Objekte nach Baujahr


Die **heuristische Klasseneinteilung** basiert auf unserem Vorwissen über die deutsche Baugeschichte und der damit verbundenen Qualitäts-Preis-Verteilung. Folgende Periodenabgrenzungen erscheinen sinnvoll:

- 'Gründerzeit' (vor 1919) mit ihrer standardisierten, heute oft als qualitativ hochwertig empfundenen innerstädtischen Bautätigkeit.
- 'Zwischenkriegszeit' (1919 – 1949), mit selektiver Bautätigkeit in stärker wirtschaftlich rationalisierten Formen (u.a. wg. Inflation und Kapitalknappheit), oft in innerstädtischen Randlagen mit beginnender Suburbanisierung.
- Unmittelbare Nachkriegszeit (1950-1979), mit ihren charakteristischen Phasen des Massenwohnungsbaus sowie der Ein- und Zweifamilienhausentwicklung in großteils suburbanen Lagen (z.T. auch Wiederaufbau der Innenstädte). Hier sind im Falle der ehemaligen DDR-Plattenbauten unterschiedlich gefasste Abgrenzungen (bis in die frühen 90er Jahre) sinnvoll, die jedoch nach Tests nur in einzelnen regionalen Regressionen eingesetzt werden.
- Neuere Bauten werden in die Perioden 1980 – 2000 und ab 2000 ('Neubau') unterschieden.

Abbildung 1 suggeriert, dass die Preise für Homes mit dem Baualter i.W. linear zusammenhängen, die Preise für Apartments – wohl v.a. aufgrund der Bauqualitätsunterschiede - dagegen eher U-förmig. Da Preise als abhängige Variablen logarithmisch spezifiziert werden (s.u.) bieten sich als **funktionale Formen** linear und quadratisch für Homes und linear, quadratisch und in dritter Potenz für Apartments an.

Anzahl Wohneinheiten im Objekt

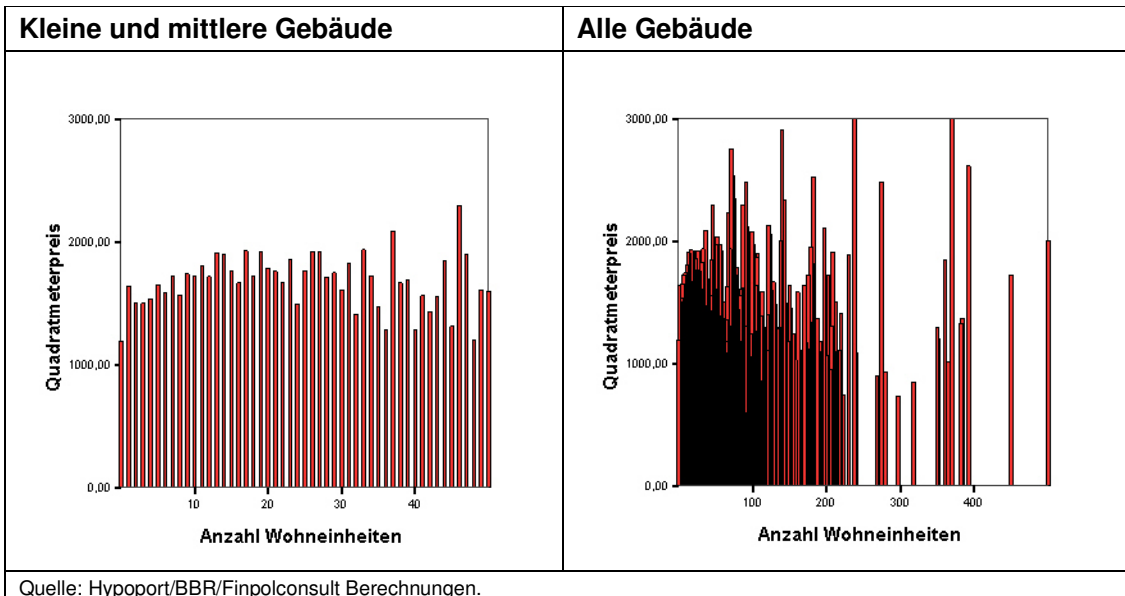
Im Falle von Apartments sind deutliche Preiseinflüsse der Gebäudegröße festzustellen (vgl. Abbildung 2). Wohneinheitenklassen werden heuristisch wie folgt eingeteilt:

- 1-4 Wohneinheiten: Ein-/Zweifamilienhaus, dies entspricht einer international geläufigen Definition (z.B. USA);
- 5-20 Wohneinheiten: Stadthaus, hier wird als Obergrenze die Zahl der Wohneinheiten in Berliner Stadthäusern verwendet. Die Obergrenze bei Stadthäusern variiert allerdings zwischen deutschen Städten stark;
- >20 Wohneinheiten: Hochhaus.

Als **funktionale Spezifikation** ist eine Gleichung dritten Grades (linear, quadratisch und dritte Potenz) sinnvoll.

Problematisch sind die **starken Streuungen** der Preise **bei zunehmender Größe** des Objektes. Hier liegen z.B. Hochhaus-Apartments in Marzahn und Leipziger Straße in Berlin, oder Kölnberg und Mediapark in Köln in derselben Größenklasse. Da ein Matching auf Postleitzahlenebene durchgeführt wird und BBR-Stadtregionseinteilungen z.T. sehr kleinteilig sind, können derartige Mikro-Wohnungsmarktregionen z.T. durch entsprechende Lagevariablen aufgefangen werden.

Abbildung 2 Median-Preisniveau der Apartments nach Anzahl Wohneinheiten



Verworfen wurden für die weitere Analyse dagegen folgende Variablen des Europeace-Datensatzes:

- **Anzahl Kfz-Stellplätze** – hier gibt es zu wenig Beobachtungen, nur rd. 5,8% der Homes und 4,4% der Apartments;
- **Lage des Objektes** außerhalb/innerhalb geschlossener Ortschaften. Für Homes gibt es hier nur bei 2,5% der Beobachtungen Angaben;
- **Einschätzung der Wohnlage** – hier gibt es zwar mehr Beobachtungen, dagegen ist die Varianz zu gering, da sich 72,2% bei Apartments und 73,6% bei Homes als in guter Wohnlage eingeschätzt sind (Klassen: einfach, mittelmäßig, gut, sehr gut).

Ähnlich unplausibel hohe Werte erreichen die **Einschätzungen des Zustands** des Objektes: mängelfrei gut und mängelfrei sehr gut bei Homes zusammen ca 73%. Daher erfolgt im weiteren eine Approximierung durch den angegebenen finanziellen Modernisierungsaufwand. Zu diesem Zweck wird ein entsprechender Dummy gebildet (1 bei angegebenen Modernisierungskosten, 0 andernfalls).

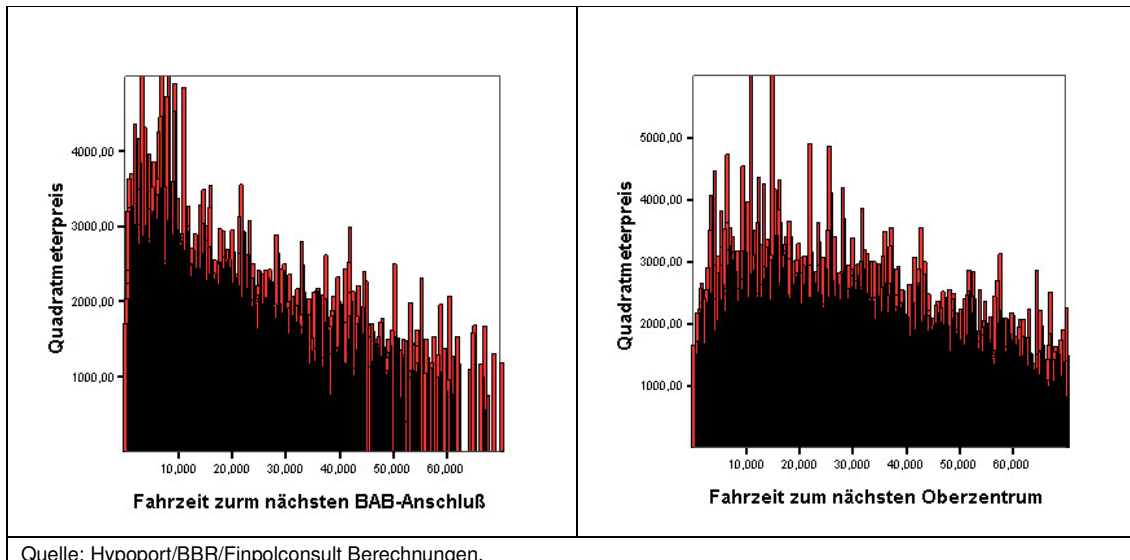
2.3 Räumliche Merkmale

Das BBR lieferte verschiedene räumliche Indikatoren. Das Matching erfolgt über die Postleitzahlen.

Bundesweit wurden folgende Indikatoren bereitgestellt:

- **Typisierung der Kreise** nach siedlungsstrukturellen Merkmalen in Metropolen, Großstädte, Umlandkreise und ländliche Kreise⁹;
- Typisierung der Länder in vier **geographische Ländergruppen** (Norden/ Osten/ Süden/ Westen)¹⁰.
- **Fahrzeit zum Oberzentrum in Minuten.** Abbildung 3 zeigt die leicht (invers) quadratische Beziehung der Preise zu den Fahrzeiten. Wir beginnen zunächst mit einer einfachen Klassifikation, bei der Fahrzeiten > 30 Minuten ein Dummy gebildet wird. Bei 30 Minuten findet ein Übergang von einer relativ flachen Preisentwicklung zu einem deutlichem Preisabfall statt.
- **Entfernung von der Autobahn.** Diese Variable wird wg. Kollinearität mit der Variable Entfernung vom Oberzentrum sowie der dichten Verfügbarkeit von Autobahnen in deutschen Ballungsräumen nur im Einzelfall, z.B. bei Schätzungen zu ländlichen Gebieten, verwendet.

Abbildung 3 Homes: Preise und Fahrzeit zum Oberzentrum bzw. zur Autobahn



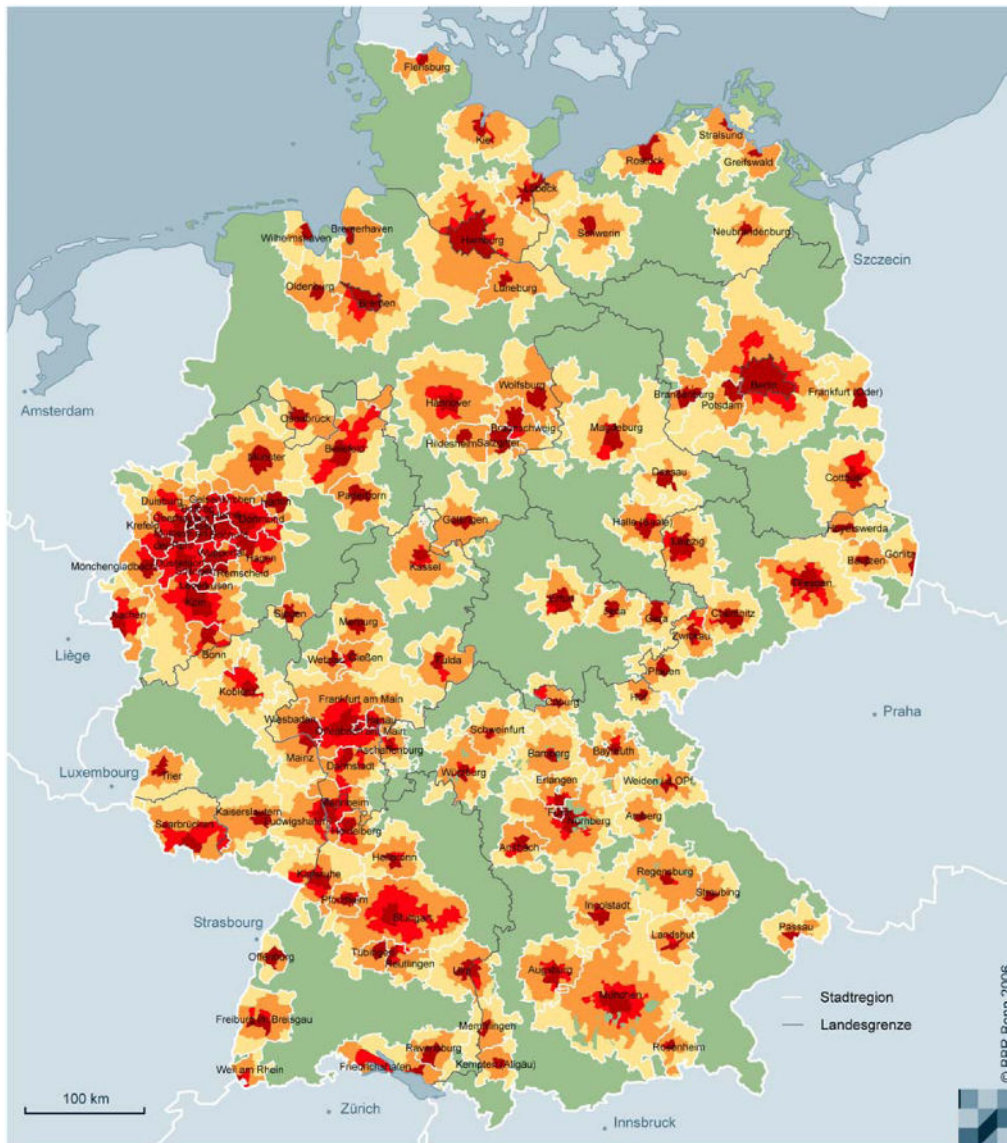
Darüber hinaus haben für das weitere Vorgehen die von BBR gelieferten räumlichen Abgrenzungen auf der Gemeindeebene von **118 Stadtregionen** (vgl. umseitige Karte 1) zentrale Bedeutung: sie bilden die analytische Grundlage für die Definition regionaler Wohnungsmarktregionen und somit für die regionalen Regressionen.

Diese Stadtregionen werden für im Rahmen dieses Projekts bedingt durch die unterschiedlichen Fallzahlen zu größeren räumlichen Wohnungsmarktregionen zusammengefügt. Das Verfahren wird im Einzelnen unten beschrieben. Der Findungsprozeß verlief in vielen Fällen im Laufe der Studien durch mehrere Iterationen, in denen mit dem BBR geeignete räumliche Zuordnungen gefunden und wieder verworfen wurden.

⁹ Vgl. BBR (2007)

¹⁰ Osten = Berlin, Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern, Sachsen, Sachsen-Anhalt und Thüringen; Norden = Bremen, Hamburg, Niedersachsen und Schleswig-Holstein; Westen = Hessen, Nordrhein-Westfalen, Rheinland-Pfalz und das Saarland; Süden = Baden-Württemberg und Bayern

Karte 1 Stadtregionale Pendlereinzugsbereiche des BBR



Stadtregionale Pendlereinzugsbereiche

- Kernstadt
- Kerngebiet
- Innerer Pendlereinzugsbereich
- Äußerer Pendlereinzugsbereich
- gemeindefreies Gebiet oder dünn besiedelter peripherer Raum außerhalb der Stadtregion

Bonn Stadtregion

Gemeinden, Stand 31.12.2004
 Stadtregionen des BBR 2002, Gebietsstand 31.12.2004
 Quelle: Laufende Raumbeobachtung des BBR
 Datengrundlage: Pendlerstatistik der Bundesagentur für Arbeit

Die Stadtregionen werden für das Projekt durch eine Typisierung von Pendlereinzugsbereichen weiter differenziert in Kernstädte nach deren Größe bzw. Bedeutung (mit den Merkmalsausprägungen Kernstädte in einer Agglomeration, Kernstadt gross, Kernstadt klein), Kerngebiet, innerer Pendlereinzugsbereich (Label ‚Pendel in‘) und

äußerer Pendeleinzugsbereich (Label ‚Pendel aus‘). Auch dieses Merkmal - im folgenden Verdichtungsvariable genannt - wurde vom BBR geliefert und ist in Karte 1 graphisch abgebildet.

Diese Differenzierungen bilden inhaltlich eine Approximation für die Abstufung der baulichen Verdichtung bzw. der Grundstückspreise innerhalb der Regionen.

Die vom BBR getroffenen Einordnungen wurden zunächst so belassen und lediglich mit einem Dummy für den ländlichen Raum (in Karte 1 grüner Bereich) ergänzt. Die Regressionsergebnisse sowie heuristische Überlegungen gaben jedoch Anlass dafür, die Beobachtungen der Ausprägung Kerngebiet den jeweiligen Kernstädten zuzuordnen. So stößt ein Vergleich etwa von Hamburg und Frankfurt auf das Problem höchst unterschiedlicher Relationen von Kernstadt und Kerngebiet. Tabelle 2 faßt die neuen Zuordnungen zusammen.

Tabelle 2 Modifizierte Verdichtungsvariable durch Zuordnung Kerngebiet zu Kernstädten, Veränderungen der Beobachtungen

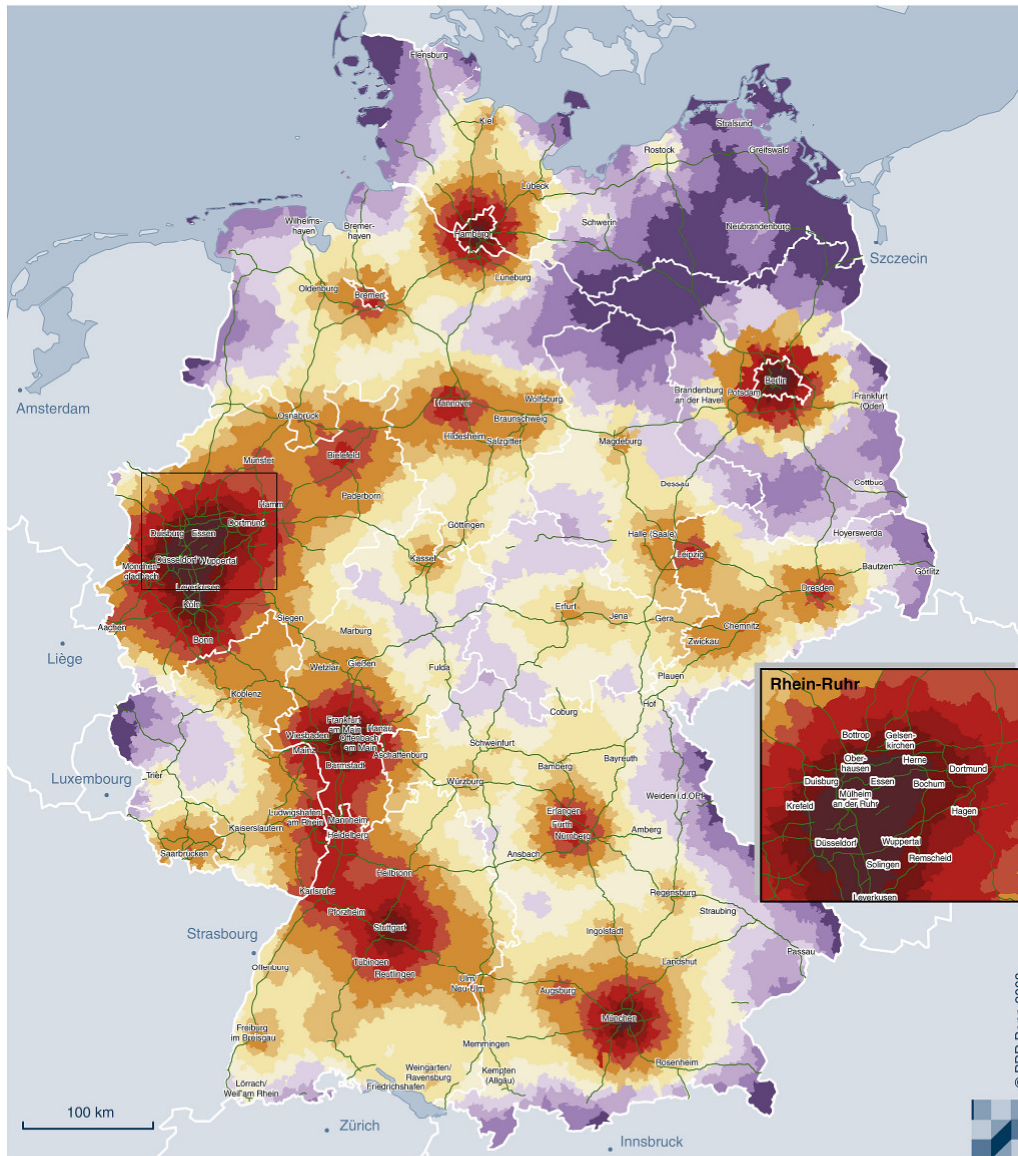
	Modifizierte Variable	Von BBR geliefert
Kernstadt Agglomeration	38777	24244
Kernstadt gross	25683	18488
Kernstadt klein	3128	2582
Kerngebiet	0	22274
Pendel in	14273	14273
Pendel aus	28048	28048
Ländlich	13715	13715
Gesamt	123624	123624

Quelle: Finpolconsult, Hypoport.

Außerdem lieferte das BBR die Variable Wohnungsmarktregionstypen, die im folgenden mit der Beschreibung **‚Wirtschaftliche Dynamik‘** versehen ist. Die Variable klassifiziert die 118 Stadtregionen nach ihrer Beschäftigungs- und Bevölkerungsentwicklung in den vergangenen Jahren. Ihre Verwendung kann a priori in Regionen bzw. Großregionen sinnvoll sein, in denen hohe Heterogenität der wirtschaftlichen Entwicklung von Teilmärkten stattfindet. Allerdings werden der ländliche Raum und einige Pendlereinzugsbereiche von der Variable nicht abgebildet, so dass wiederum a priori, eine Verwendung im Apartment-Bereich sinnvoller erscheint als bei Homes.

Weiterhin wurden die Stadtgebiete großer Städte bisher nicht differenziert. Gerade für großflächige und sehr heterogene Städte wie z.B. Hamburg oder Berlin ist dies unbefriedigend. Gegen Ende des Projektes hat das BBR daher neben der Fahrzeit zum Oberzentrum eine weitere Variable in das Projekt eingebracht, die das **Beschäftigungspotenzial** (sozialversicherungspflichtig) im Umkreis von 100 Kilometern um den Wohnort für das Jahr 2006 abträgt. Dabei wird das Potential mit zunehmender Distanz abnehmend gewichtet und zu einem Potentialmaß aggregiert. Die in Karte 2 graphisch wiedergegebene Variable korreliert natürlich stark mit der o.a. Verdichtungsvariable sowie den Entfernungsvariablen. Sie hat jedoch aus wirtschaftstheoretischer Sicht einen eigenständigen erklärenden Wert, und zwar insbesondere am Rande der Ballungsräume sowie in im Vergleich der wirtschaftlich schwächeren und stärkeren Ballungsräumen. Durch die späte Zuspiegung konnte sie nur in ausgewählten Regressionsspezifikationen verwendet werden.

Karte 2 Regionales Beschäftigtenpotenzial 2006



Regionales Beschäftigtenpotenzial 2006
Erreichbare Zahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten im Umkreis von 100 km (distanzgewichtet)

<ul style="list-style-type: none"> ■ 2491 - 20000 ■ 20001 - 30000 ■ 30001 - 40000 ■ 40001 - 50000 ■ 50001 - 60000 ■ 60001 - 80000 ■ 80001 - 100000 	<ul style="list-style-type: none"> ■ 100001 - 150000 ■ 150001 - 200000 ■ 200001 - 300000 ■ 300001 - 400000 ■ 400001 - 500000 ■ 500001 - 691260 	<ul style="list-style-type: none"> — Bundesautobahn
---	--	--

Postleitzahlbezirke, Stand 2004
 Datenbasis: Laufende Raumbeobachtung des BBR

© BBR Bonn 2008

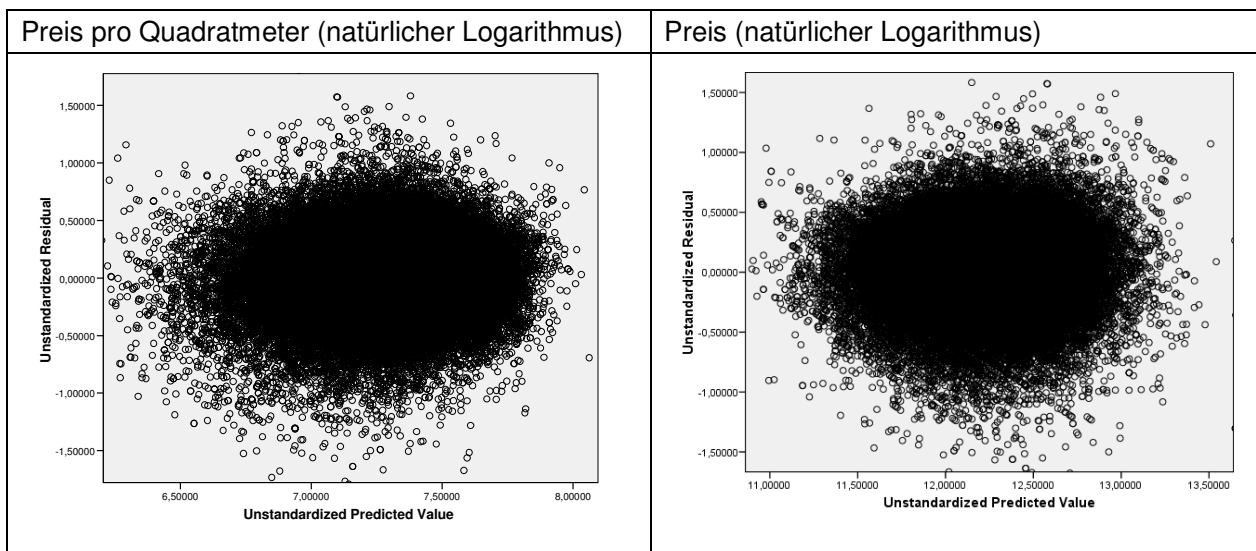
3 Hedonische Schätzungen auf Bundesebene, Tests verschiedener erklärender Variablen

3.1 Abhängige Variable

Nach Durchsicht der Histogramme, erster durch Regressionen erzeugter Residuen und allgemeinem Analysestandard folgend, wird die abhängige Preisvariable durch ihren **natürlichen Logarithmus** ersetzt. Der Grund ist, dass die hier stets angewendete Regressionstechnik der gewöhnlichen Kleinstquadrateschätzung (OLS) die Normalverteilung der Residuen, bzw. der nicht erklärten Reststreuung, fordert. Dieses Ergebnis ist bei Verwendung einer linkssteil-rechtsschief verteilten Variable wie Hauspreise bei den meisten Immobiliendatensätzen nicht zu erzielen.

Weiterhin ist zu entscheiden, ob die abhängige Variable der Schätzungen der **Logarithmus des Preises oder des Preises pro Quadratmeter** sein soll. Die Fit-Qualität beider Varianten (gemessen durch das Bestimmtheitsmaß R-Quadrat) sowie die Standardfehler der Schätzwerte verbessern sich bei Verwendung des Preises deutlich. Andererseits unterscheiden sich die einzelnen Schätzwerte (impliziten Preise) nicht und die verbesserte Fit-Qualität wird durch das erhöhte Risiko von Heteroskedastizität erkaufte, d.h. Veränderungen der Varianz der nicht durch die Regression erklärten Reststreuung. Homoskedastizität (keine bzw. geringe Varianzveränderung) der Reststreuung ist eine wichtige Randbedingung der hier zur Anwendung kommenden gewöhnlichen Kleinstquadrateschätzung. Abbildung 4 zeigt anhand zweier ansonsten identischer Regressionen mit abhängiger Variable Preis und Preis pro Quadratmeter, dass sich in der Tat die Reststreuung bei Verwendung von Preis über die geschätzten Werte etwas stärker verändert als bei Verwendung von Preis pro Quadratmeter, und – wie auch in der Literatur beschrieben - mit dem Wert des Objektes ansteigt. Wir halten den Anstieg jedoch für geringfügig und folgen, insbesondere vor dem Hintergrund der geplanten Regionalregressionen, der Aussicht auf verbesserte Fitqualität und verwenden als abhängige Variable den Logarithmus des Preises.

Abbildung 4 Regressionsresiduen bei Homes Bundesweit mit Preis pro Quadratmeter und Preis als abhängiger Variable

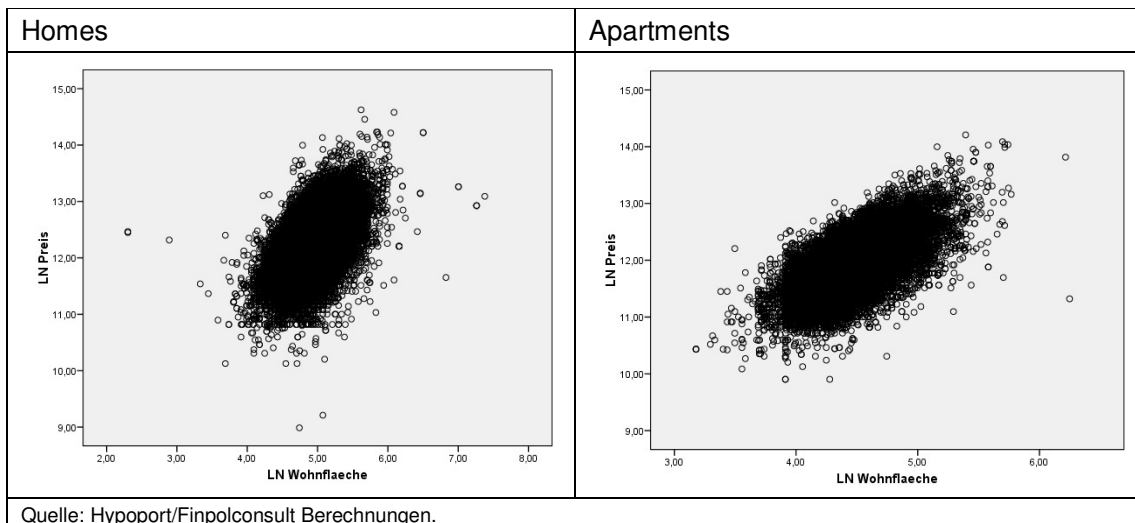


Quelle: Hypoport/Finpolconsult Berechnungen.

Analog zur o.a. Argumentation sind **auch einige erklärenden Variablen**, wie **Wohnflächen zu logarithmieren**, um die postulierte lineare Abhängigkeit zu erhalten. Abbildung 5 zeigt, dass dieses Vorgehen sowohl durch die Datenlage für Homes als auch für Apartments

gerechtfertigt ist. Auf die Verwendung weiterer funktionaler Formen wird nach verschiedenen Tests verzichtet.

Abbildung 5 Zusammenhang von Preis und Wohnfläche (Logarithmen)



3.2 Identifikation erklärender Variablen auf Basis bundesweiter Regressionen

Mit den o.a. Vorarbeiten sind wir nun in der Lage, eine anfängliche, plausible Regression jeweils für Homes und Apartments auf Bundesebene zu bestimmen. Sodann werden verschiedene besprochene erklärende Variablen variiert, um eine Fit-Verbesserung zu erreichen. Insbesondere nehmen wir dazu wie besprochen vorübergehend Beobachtungen von Objekten wie Modernisierungen und Teilvermietung in die Analyse auf. Dieser Ansatz wird dann bewertet, und abschließend eine optimierte Regression definiert, die weitere Verwendung findet.

3.2.1 Ergebnisse Homes, bundesweit

Die in Tabelle 3 vorgestellte Regression (1) beinhaltet nur selbstgenutzte Häuser ohne Modernisierungskosten. Als Regressoren finden Verwendung:

- **Baualtersklassen**, wie oben beschrieben. Ein linearer Preisrückgang über die Baualtersklassen ist auch nach Korrektur um andere Faktoren zu beobachten.
- BBR-Verdichtungsvariable **Kreistyp**. Die Parameter entsprechen der Annahme eines Preisgebirges mit geometrisch bis linearem Preisrückgang nach Größenklassen. Häuser in Metropolen sind rd. 22% teurer als Umlandregionen, der ländliche Raum rd. 17% billiger.
- **Regionen**: Als Basiswert wurde die durch BBR abgegrenzte Ländergruppe Westen gewählt, wo Häuser 16,5% preiswerter als in Süddeutschland und 8,9 bzw. 21,6% teurer als in Nord- bzw. Ostdeutschland sind.

Die Schätzung erreicht mit einem R-Quadrat von 0,509 bereits ein recht zufriedenstellendes Niveau.

In Regression (2) werden zum Test evtl. Fitverbesserungen rd 18.700 Beobachtungen von Häusern mit Modernisierungskosten hinzugenommen. Die erhoffte Fit-Verbesserung stellt sich aber nicht ein. Der Modernisierungskosteneffekt auf Bundesebene ist mit minus 1,1% klein. Deutliche Veränderungen sind jedoch für den Regionaleffekt Ostdeutschland zu

erkennen, wo auch der Anteil von Homes mit Modernisierungen am höchsten ist. Dort sinken die geschätzten Preise um weitere 2%, in Norddeutschland um ein halbes Prozent.

Tabelle 3 Homes, bundesweite Regressionen mit Variationen zu Nutzungsart, Investitionstyp, Verdichtung, Baualter

Beobachtungen	Selbstnutzung		Selbstnutzung und Teilvermietung				Baualter funktional (8)	Selbstnutzung Wie (8) ohne TV/Mod (9)	
	Standard	Dummy	Standard	Dummy	.. mit	.. mit			
	(1)	Modernisierung (2)	(3)	Teilvermietung (4)	Modernisierung (5)	Bevoelkerung (6)			Entfernung>30 (7)
	61478	80111	89618	89618	89618	89618	89580	61451	
Teststatistiken									
R ²	0.509	0.510	0.489	0.500	0.501	0.511	0.518	0.522	
Ajustiertes R ²	0.509	0.510	0.489	0.500	0.500	0.511	0.518	0.521	
Variablen	Typ								
KONSTANTE	stetig	8.357	8.448	8.903	8.537	8.538	8.159	8.212	8.229
FLAECHE	stetig, LN	0.762	0.741	0.644	0.722	0.721	0.714	0.708	0.701
Grundstuecksflaeche	stetig, LN	0.047	0.049	0.052	0.051	0.051	0.061	0.067	0.069
BAUJAHR									
vor 1919	1/0	0.762	-0.421	-0.449	-0.429	-0.421	-0.416	-0.414	X
1919 - 1949	1/0	0.047	-0.310	-0.353	-0.335	-0.327	-0.334	-0.332	X
1950 - 1979	1/0	0.762	-0.230	-0.267	-0.251	-0.244	-0.249	-0.249	X
1980 - 1999	1/0	0.047	-0.115	-0.130	-0.124	-0.120	-0.119	-0.119	X
2000 und juenger	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	X	X
Baualter in Jahren	1/0	X	X	X	X	X	X	X	-0.007140
Baualter i.J.quadriert	1/0	X	X	X	X	X	X	X	0.0000286
INVESTITION									
Teilvermietung	1/0	X	X	X	-0.170	-0.170	-0.167	-0.163	-0.160
Modernisierung	1/0	X	-0.011	X	X	-0.014	-0.014	-0.010	X
VERDICHTUNG									
Bevoelkerung	stetig, LN	X	X	X	X	X	0.037	0.032	0.033
Entf. Oberzentrum >30min	1/0	X	X	X	X	X	X	-0.092	-0.092
Metropole	1/0	0.222	0.257	0.270	0.266	0.266	0.113	0.106	0.111
Grossstadt	1/0	0.033	0.050	0.057	0.055	0.055	-0.035	-0.048	-0.046
Laendlich	1/0	-0.167	-0.186	-0.188	-0.186	-0.185	-0.147	-0.134	-0.134
Umland	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
REGION									
Ostdeutschland	1/0	-0.216	-0.235	-0.238	-0.237	-0.238	-0.232	-0.223	-0.224
Norddeutschland	1/0	-0.089	-0.095	-0.096	-0.097	-0.096	-0.086	-0.086	-0.089
Sueddeutschland	1/0	0.165	0.162	0.162	0.163	0.162	0.175	0.173	0.172
Westdeutschland	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
ANTRAGSDATUM									
Q03I	1/0	0.075	0.081	0.093	0.080	0.080	0.078	0.078	0.073
Q03II	1/0	0.085	0.094	0.112	0.103	0.103	0.100	0.098	0.092
Q03III	1/0	0.070	0.078	0.087	0.081	0.081	0.080	0.078	0.073
Q03IV	1/0	0.056	0.062	0.066	0.061	0.060	0.059	0.059	0.054
Q04I	1/0	0.051	0.057	0.066	0.060	0.060	0.057	0.055	0.053
Q04II	1/0	0.053	0.055	0.059	0.053	0.053	0.052	0.053	0.050
Q04III	1/0	-0.003	0.003	0.008	0.008	0.008	0.007	0.007	0.002
Q04IV	1/0	0.000	0.003	0.012	0.009	0.009	0.007	0.007	0.006
Q05I	1/0	0.007	0.010	0.013	0.012	0.012	0.009	0.009	0.009
Q05II	1/0	0.011	0.012	0.018	0.017	0.017	0.016	0.016	0.016
Q05III	1/0	0.015	0.015	0.016	0.014	0.014	0.014	0.014	0.015
Q05IV	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Q06I	1/0	0.024	0.020	0.016	0.017	0.017	0.017	0.019	0.021
Q06II	1/0	0.021	0.017	0.016	0.018	0.018	0.018	0.018	0.021
Q06III	1/0	-0.003	-0.008	-0.012	-0.008	-0.009	-0.008	-0.007	-0.004
Q06IV	1/0	0.010	0.007	0.005	0.007	0.006	0.006	0.006	0.009
Q07I	1/0	0.012	0.007	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.011
Q07II	1/0	0.001	-0.005	-0.006	-0.006	-0.006	-0.006	-0.005	0.000
Q07III	1/0	-0.036	-0.043	-0.048	-0.046	-0.046	-0.045	-0.044	-0.039
Q07IV	1/0	-0.038	-0.044	-0.051	-0.047	-0.047	-0.047	-0.045	-0.040

Quelle: Hypoport/Finpolconsult.

Beachtenswert ist auch eine deutlich schwächere Preisentwicklung bei Hinzunahme von Modernisierungen, insbesondere sichtbar bei den Daten zum III. und IV. Quartal 2007. Zur Implikation dieser Beobachtung für die Konstruktion eines Preisindexes weiter unten mehr.

Wir verfolgen zunächst den eingeschlagenen Weg einer statistisch und ökonomisch vertretbaren Ausweitung der Zahl der Beobachtungen weiter und addieren in den folgenden Regressionen (3)-(8) weitere 9,500 Objekte mit Teilvermietungen. In der Standardregression (3) kommt es zunächst zu wenig gravierenden Änderungen, abgesehen von einer leichten Auffaltung des Preisgebirges. Dies scheint unmittelbar einsichtig, denn der Vermietungsmarkt für Häuser ist weitgehend in Ballungsräumen konzentriert. Mit dieser Beobachtung konsistent steigt gleichzeitig der durch die Regression gemessene relative Preis kleiner Häuser an, d.h. der Schätzwert für die Variable Wohnfläche wird kleiner.

Auch bei Einberechnung eines Dummies für Teilvermietungen in Regression (4) verbleibt ein Teil dieser Preiseffekte. Häuser mit Teilvermietungen erweisen sich um 17% billiger als die übrigen Häuser. Die Hinzunahme eines Dummies für Modernisierungen bringt keine Vorteile – ein Teil des Effektes wird durch eine leichte Verbesserung der relativen Preise alter Häuser

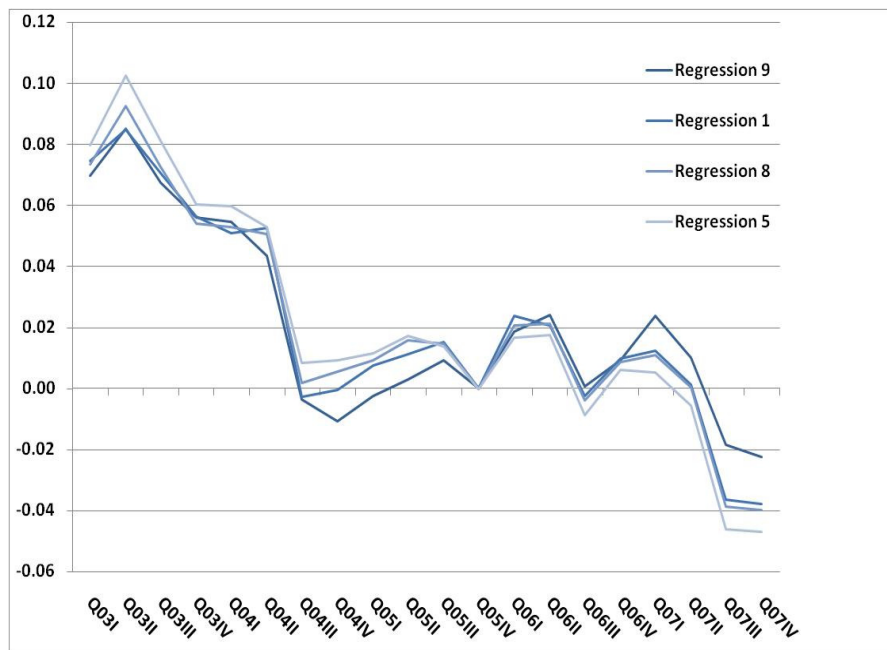
neutralisiert. Insgesamt sind durch Regressionen (4) und (5) leichte Fit-Verbesserungen gegenüber (3) eingetreten, auf ein R-Quadrat von jeweils 0,5.

Weitere Fit-Verbesserungen werden durch veränderte Spezifikationen der Verdichtungsvariablen erzielt. Wird wie in Regression (6) die Bevölkerungsgröße des Wohnortes zur Kreistypdefinition hinzugenommen, so steigt das R-Quadrat auf 0,511. Die Hinzunahme einer weiteren Variable Fahrzeit vom Oberzentrum, hier ab 30 Minuten, in Regression (7) liefert durch ihre verbesserte Abbildung der ländlichen und suburbanen Räume abermals eine Verbesserung auf ein R-Quadrat von 0,518. Gegenläufige Parameteränderungen finden hier naturgemäß in den BBR-Kreistypen-Definitionen statt – so sinken Parameterwerte und Signifikanzniveaus von Metropolen und Großstädten. Die Preisdynamik verändert sich dabei nicht. Weiter unten widmen wir uns der Frage, wie das BBR-Kreistypen-Definitionen angesichts der offenbaren Kollinearitäten ersetzt werden kann.

Eine weitere Fitverbesserung wird in Regression (8) durch eine funktionale, anstelle einer Klassenspezifikation des Baualters erreicht. Für Häuser ist hier die Abbildung bis zur zweiten Potenz ausreichend. Der Fit verbessert sich auf ein gutes R-Quadrat von 0,522.

Wie Regression (9) zeigt, ist ein sogar leicht besseres Ergebnis - R-Quadrat 0,526 - ohne Hinzunahme von Modernisierungen und Teilvermietungen, d.h. mit rd. einem Viertel weniger Beobachtungen, zu erzielen. Darüberhinaus verändert sich, wie Abbildung 6 demonstriert, die Preisdynamik durch Hinzunahme v.a. der Modernisierungen recht deutlich, was gegen eine Verwendung in einem Preisindex spricht.

Abbildung 6 Schätzwerte der Zeitvariablen für verschiedene Homes-Regressionen, Bundesebene, Q IV 2005 = 0



Quelle: Hypoport/Finpolconsult.

Ein sinnvoller Kompromiß zur Unterstützung von regionalen Regressionen mit hohem Gesamtdatenbedarf - wäre die **Schätzung von Interaktionstermen**, d.h. unter Bildung eigener Zeitvariablen für Modernisierungen.

3.2.2 Ergebnisse Apartments bundesweit

Tabelle 4 zeigt die Regressionsergebnisse für Apartments. Hier wurde auf eine Hinzunahme von Teilvermietungen verzichtet; allerdings liefern Modernisierungen ebenfalls rd. ein Viertel mehr Daten, sodaß deren Analyse gerechtfertigt erscheint.

Regression (1), ohne Modernisierungen, erzielt mit einem R-Quadrat von 0,631 bereits eine akzeptable Fit-Qualität. Die erklärenden Variablen sind:

- **Baualtersklassen:** hier zeigt sich ein deutlicher U-Kurven-Effekt, d.h. insbesondere Nachkriegs- und Zwischenkriegsbauten sind um 43% bzw. 36% billiger, während die Gründerzeit mit 22% Preisabschlag nicht nur im Vergleich mit diesen Altersklassen gut abschneidet, sondern auch im Vergleich zu gleichaltrigen Homes (41% Preisabschlag). Die Gründe hierfür liegen auf der Hand: signifikante, weithin publizierte Unterschiede in Bauqualität und zentrale Lagen.
- Bezüglich der **Verdichtungsvariable** sind Grosstädte und Umlandlagen kaum voneinander verschieden. Jedoch steigen die Preis hin zu Metropolen deutlich an, und zwar um rd. 3,5% stärker als bei den Homes.
- **Regionen:** Hier fällt der im Vergleich zu Homes geringere Preisabschlag Ostdeutschlands, wohl aufgrund der Einflüsse der in Erholung befindlichen Apartmentmärkte in Berlin, z.T. auch Dresden und Leipzig, auf. Selektionseffekte sind wahrscheinlich (höhere Transaktionszahl in wenigen Zentren). Auch der Norden ist gegenüber Homes deutlich verbessert, wohl aufgrund des großen Einflusses von Hamburg. Die Preisaufschläge für Süddeutschland halten sich dagegen im Rahmen derjenigen für Homes.

Bei Regression (2) bis (5) wurden wieder Fälle von Modernisierungen hinzugenommen, jedoch wegen der geringen Fallzahlen keine Teilvermietungen. Wie Regressionen (2) und (3) zeigen, sind auch hier trotz der höheren Zahl der Beobachtungen Fit-Verschlechterungen die Folge. Auffallend ist ein kompensierender Altersklasseneffekt des Einschusses der Modernisierungsvariable, i.W. bei den Zwischen- und Nachkriegsaltersklassen. Dies ist z.B. darauf zurückzuführen, dass mehr als 50% der Transaktionen bei Apartments mit Nachkriegsbauten (Baujahr 1950-1979) auf der Europace-Plattform Modernisierungskosten aufweisen.

Bei Regression (3) wurde eine Variable für den Gebäudetyp – Einfamilienhaus, Stadthaus, Hochhaus – getestet. Eine leichte Fit-Verbesserung stellt sich ein. Hochhäuser weisen erwartungsgemäß Preisabschläge gegenüber Stadthäusern auf – allerdings sind hier die o.a. Probleme zu diskutieren: bei einem Hochhaus in der Innenstadt werden insbesondere Wohnungen in den hohen Etagen attraktiv sein, während ein Hochhaus in innerstädtischer Randlage oder sozialen Problemgebieten oft aufgrund der Umfeldbedingungen unattraktiv ist. Ggf. können auch hier in einzelnen Regionen Interaktionsterme weiterhelfen; allerdings müssten dazu die Abgrenzungen sehr fein sein.

Tabelle 4 Apartments, bundesweite Regressionen mit Variationen zu Nutzungsart, Investitionstyp, Verdichtung, Baualter

Beobachtungen	Selbstnutzung		Selbstnutzung einschl. Modernisierungen			Baualter funktional	Selbstnutzung Wie (5) ohne Modernis.	
	Standard	Modernisierungen	und Anzahl Wohneinheiten	und Bevoelkerung				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)			(6)
	19966	24946	24946	24946	24900	19923		
Teststatistiken								
R ²	0.632	0.627	0.629	0.635	0.640	0.647		
Ajustiertes R ²	0.631	0.627	0.628	0.634	0.639	0.646		
Variablen	Typ							
KONSTANTE	stetig	7.847	7.804	7.737	7.296	7.307	7.369	
FLAECHEN								
Wohnflaeche	stetig, LN	0.921	0.932	0.942	0.941	0.937	0.925	
BAUJAHR								
vor 1919	1/0	-0.220	-0.219	-0.219	-0.225	X	X	
1919 - 1949	1/0	-0.362	-0.347	-0.344	-0.345	X	X	
1950 - 1979	1/0	-0.429	-0.415	-0.413	-0.413	X	X	
1980 - 1999	1/0	-0.261	-0.255	-0.255	-0.251	X	X	
2000 und juenger	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	X	X	
Baualter in Jahren	1/0	X	X	X	X	-0.020740	-0.021672	
Baualter i.J. quadriert	1/0	X	X	X	X	0.0002720	0.0002840	
Baualter i.J. hoch drei	1/0	X	X	X	X	-0.00000091	-0.00000093	
INVESTITION								
Modernisierung	1/0	X	-0.046	-0.045	-0.045	-0.038	X	
VERDICHTUNG								
Bevoelkerung	stetig, LN	X	X	X	0.045	0.047	0.046	
1-4 Wohneinheiten	1/0	X	X	0.000	0.000	0.000	0.000	
5-20 Wohneinheiten	1/0	X	X	0.038	0.028	0.025	0.032	
ueber 20 Wohneinheiten	1/0	X	X	0.001	-0.016	-0.022	-0.010	
Metropole	1/0	0.258	0.266	0.261	0.105	0.106	0.103	
Grossstadt	1/0	0.008	0.008	0.005	-0.083	-0.080	-0.077	
Laendlich	1/0	-0.124	-0.132	-0.130	-0.089	-0.086	-0.083	
Umland	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
REGION								
Ostdeutschland	1/0	-0.142	-0.156	-0.155	-0.180	-0.191	0.103	
Norddeutschland	1/0	-0.023	-0.034	-0.032	-0.035	-0.032	-0.077	
Sueddeutschland	1/0	0.176	0.170	0.169	0.177	0.181	-0.083	
Westdeutschland	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
ANTRAGSDATUM								
Q03I	1/0	-0.018	0.007	0.008	0.002	0.001	-0.021	
Q03II	1/0	0.131	0.110	0.113	0.108	0.100	0.120	
Q03III	1/0	0.118	0.104	0.105	0.106	0.104	0.119	
Q03IV	1/0	0.076	0.079	0.080	0.075	0.068	0.067	
Q04I	1/0	0.073	0.084	0.085	0.082	0.085	0.076	
Q04II	1/0	0.102	0.091	0.090	0.086	0.079	0.087	
Q04III	1/0	0.040	0.023	0.022	0.022	0.017	0.034	
Q04IV	1/0	-0.009	-0.013	-0.013	-0.017	-0.024	-0.018	
Q05I	1/0	0.002	-0.006	-0.008	-0.005	-0.001	0.005	
Q05II	1/0	0.026	0.032	0.031	0.031	0.031	0.024	
Q05III	1/0	0.027	0.025	0.024	0.023	0.021	0.021	
Q05IV	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
Q06I	1/0	0.015	0.011	0.011	0.013	0.019	0.023	
Q06II	1/0	0.035	0.031	0.031	0.031	0.036	0.038	
Q06III	1/0	0.021	0.010	0.011	0.012	0.019	0.030	
Q06IV	1/0	0.022	0.012	0.012	0.011	0.017	0.024	
Q07I	1/0	0.013	-0.004	-0.004	-0.003	0.006	0.021	
Q07II	1/0	0.023	0.008	0.008	0.007	0.018	0.031	
Q07III	1/0	0.006	-0.011	-0.011	-0.010	0.003	0.019	
Q07IV	1/0	-0.013	-0.026	-0.027	-0.026	-0.014	0.000	

Deutlichere Fit-Verbesserungen treten in Regression (4) bei Hinzunahme der Bevölkerungszahl auf. Diese differenziert das BBR-Typenvariable weiter und unterscheidet so, z.B. Mainz und München – die beide als Metropolen definiert sind. Entsprechend nehmen die Größenordnungen der Typeneffekte ab.

Weitere Verbesserungen sind mit einer funktionalen Spezifikation des Baualters, Regression (5) zu erzielen. Hier ist im Falle der Apartments mit der dritten Potenz zu arbeiten. Das R-Quadrat liegt bei 0,64.

Abbildung 7 Schätzwerte der Zeitvariablen für verschiedene Apartment-Regressionen, Bundesebene, Q IV 2005 = 0



Quelle: Hypoport/Finpolconsult

Der Einschluß von Modernisierungen ist bei Apartments auf Bundesebene insgesamt aber wenig zielführend, wie Regression (6) abschließend zeigt. Hier wird die Spezifikation der Regression (5) abgesehen vom Modernisierungs-Dummy übernommen, jedoch auf der Basis der Fallzahlen von Regression (1). Es ergibt sich ein deutlich verbessertes R-Quadrat von 0,647.

Ein Blick auf Abbildung 7 zeigt, wie kritisch auch im Falle der Apartments die getroffenen Spezifikationen für die Schätzwerte der Zeitvariablen sind. Dies deutet auf deutliche relative Preisverschiebungen insbesondere bei noch zu modernisierenden Apartments in den vergangenen Jahren hin.

4 Hedonische Schätzungen auf Bundesebene, Tests verschiedener Zeitvariablen und Tests auf Parameterkonstanz

4.1 Zeitvariablen

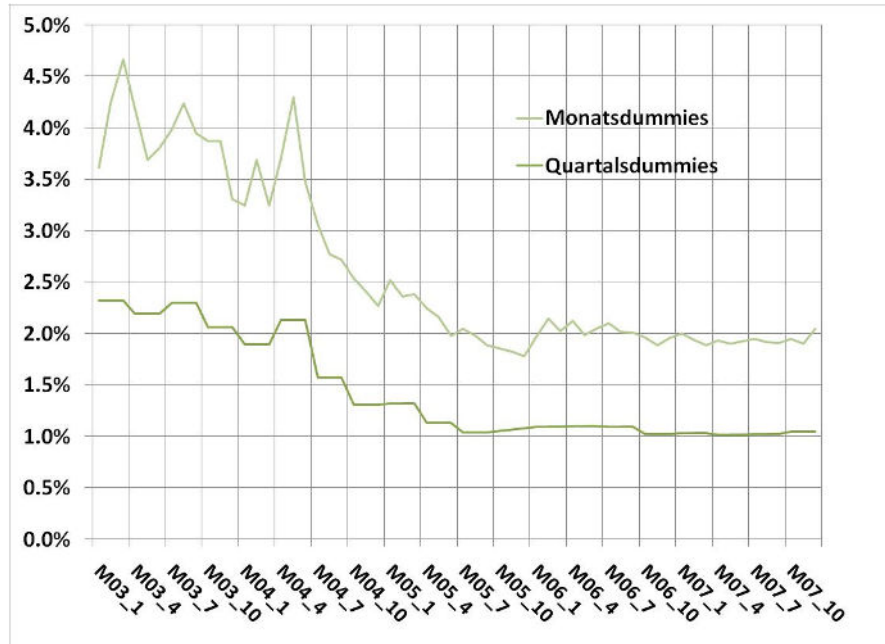
Eine erste zu klärende Frage ist, ob anstelle der bisher berichteten Quartalsdummies auch Monatsdummies verwendet werden können, die zur Errechnung eines monatlichen Indexes analog zu HPX genutzt werden könnten.

Da der auf die Hypothese eines von Null verschiedenen Wertes basierende T-test im Falle von Zeitvariablen nicht zielführend ist - denn zeitliche Veränderungen können durchaus theoretisch Null sein, werden in Abbildung 8 an dessen Stelle die **95%-Konfidenzintervalle der Reststreuung** um den jeweiligen monatlichen und Quartals-Schätzwert angegeben. Mit der Verbesserung der verfügbaren Daten ergibt sich bei beiden Alternativen eine deutliche Verringerung der Konfidenzintervalle im Zeitablauf.

So sinkt bei der Schätzung mit Quartalswerten, die mit diesem Maß für statistisch bereits sehr unwahrscheinlich gehaltene Abweichung vom Schätzwert 2007 bei Homes auf 1%. Da es sich hier um einen absoluten Wert handelt, bedeutet dies bei geringer Inflation trotzdem Unsicherheit für den Schätzwert selbst – gibt dieser z.B. 2% Wachstum gegenüber dem

Referenzquartal an, so kann nur mit 95% Wahrscheinlichkeit ausgeschlossen werden, dass das Wachstum über 3% und unter 1% liegt.

Abbildung 8 95%-Konfidenzintervall um die Schätzwerte für Monats- und Quartals-Zeitvariablen bei Homes



Quelle: Hypoport/Finpolconsult. Anmerkung: Regression (9) aus Tabelle 3.

Alternativ können die **Standardfehler** (Abstand vom Schätzwert = eine Standardabweichung der Normalverteilung) der Reststreuung als Maßgröße für die Qualität der Schätzung herangezogen werden. Die Abweichungen liegen hier für 2006 und 2007 zwischen 0,52% und 0,55%.

Mit der geringeren Datenverfügbarkeit im Falle der Monatsdummies erhöht sich die Reststreuung leicht – hier sind die 95% Konfidenzintervalle im Falle der der Homes im Vergleich zu Quartalsdummies doppelt so groß, rd. 2%. Die Standardfehler erreichen 2007 ein Niveau von unter 1%.

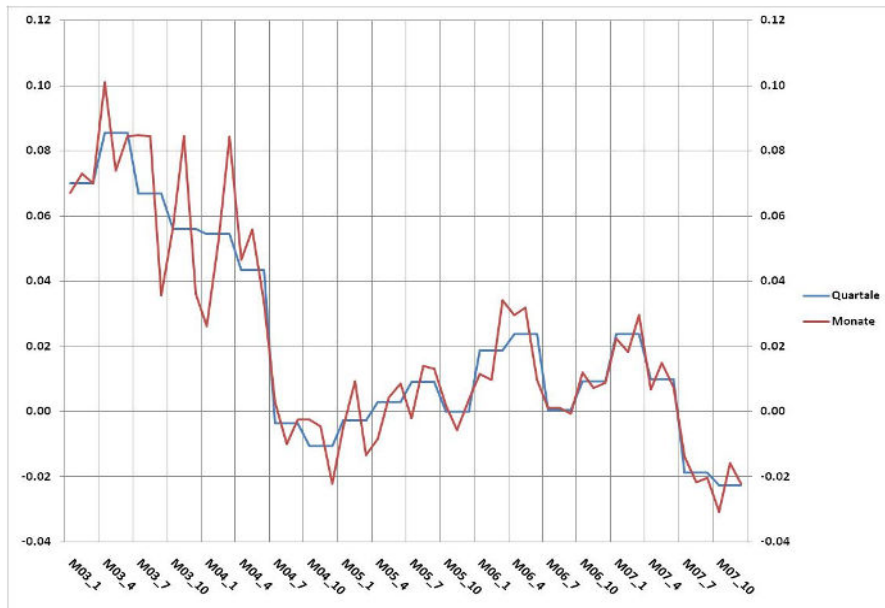
Bei Apartments liegen aufgrund der geringeren Datenverfügbarkeit die 95%-Konfidenzintervalle und Standardfehler um rd. 50% höher. So liegen die 95%-Intervalle bei Monatsdummies 2006 und 2007 im Bereich von 3% und die Standardfehler bei 1,5%.

Das Urteil lautet jedoch insgesamt in beiden Fällen, dass vertretbare Resstreuungen erreicht werden. Bei Regressionen auf regionaler Ebene mit homogenerer Preisentwicklung können diese noch unterschritten werden.

Die Abbildung 8 gibt ebenfalls zu einer weiteren Frage Aufschluß. Für eine Indexkonstruktion bei Homes (und auch bei den nicht abgebildeten Apartments) aus Europace sollte aufgrund der breiten Konfidenzintervalle auf eine **Verwendung von Zeitvariablen vor Anfang bis Mitte 2005** verzichtet werden..

Mit Bezug auf die Schätzwerte der Regressionen selbst ergibt sich bei Verwendung von Monats- anstelle Quartalsdummies kein Unterschied, es verändert sich lediglich leicht die Konstante. Abbildung 9 zeigt für die optimierten Regressionen aus Tabelle 3 (Regression 9) die enge Übereinstimmung von Monats- und Quartals-Schätzwerten im Zeitablauf.

Abbildung 9 Optimierte Regressionen Bundesweit für Homes, Zeitvariablen Monate vs. Quartale



Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: QIV05 = 0 in beiden Fällen.

Eine **Kombination von Jahresdummies mit Saisondummies** anstelle von Zeitvariablen ist eine alternative Spezifikation, deren Ergebnis für die optimierten Regressionen von Homes und Apartments aus Tabellen 3 und 4 in Tabelle 5 wiedergegeben wird.

Tabelle 5 Vergleich der Saisondummies bei Homes und Apartments

Dummy	Homes	Apartments
Y2003	6,33%	6,69%
Y2004	0,75%	1,48%
Y2006	0,72%	1,65%
Y2007	-0,82%	0,38%
SQII	-0,43%	1,58%
SQIII	-2,24%	0,58%
SQIV	-2,48%	-1,41%

Anmerkung: Null ist 2005, erstes Quartal, Y-Jahresdummy, S-Saisondummy für jeweiliges Quartal. 2003 hohe Standardfehler.

Ein solches Verfahren wird z.B. durch INSEE für die Berechnung des französischen Hauspreisindex angewendet um bei mehreren Hundert regionalen Regressionen mit lokal kritischen Datenbeschränkungen die Fit-Qualität zu erhöhen. Das Verfahren bietet durch seine implizite Saisonbereinigung auch Vorteile für die Indexberechnung auf der Basis hedonischer Imputation.

Allerdings zeigen für den Europace-Datensatz nur die Autokorrelationstests bei Homes signifikante Saisoneffekte. Ökonomisch von Interesse ist die Beobachtung, dass sich Homes in der zweiten Jahreshälfte deutlich verbilligen.

5 Konstanz der impliziten Preise (Regressionsparameter) im Zeitablauf

Dieser fundamentalen Frage für die Indexkonstruktion begegnen wir in diesem Abschnitt durch die Berechnung sogenannter ‚benachbarter‘ (**adjacent**) **Regressionen** von je zwei Quartalen. D.h. die oben definierten optimierten Regression für Homes und Apartments werden mit den Daten für nur zwei Quartale und einem Quartals-Dummy (d.h. Quartal t = 1, Quartal t-1 = 0) durchgeführt.

Durch paarweise Gegenüberstellung einer Serie von benachbarten Regressionen ist es möglich, die Hypothese der Konstanz der impliziten Preise, d.h. der Regressionsparameter, im Zeitablauf zu testen. Das Verfahren wird zur hedonischen Preisermittlung insbesondere bei Gütern verwendet, deren Charakteristika (bzw. Nachfrage nach Charakteristika) im Zeitablauf stark schwanken. Ein Beispiel hier wären Computer.

Abbildung 10 Benachbarte Regressionen für Homes bundesweit, Entwicklung der impliziten Preise

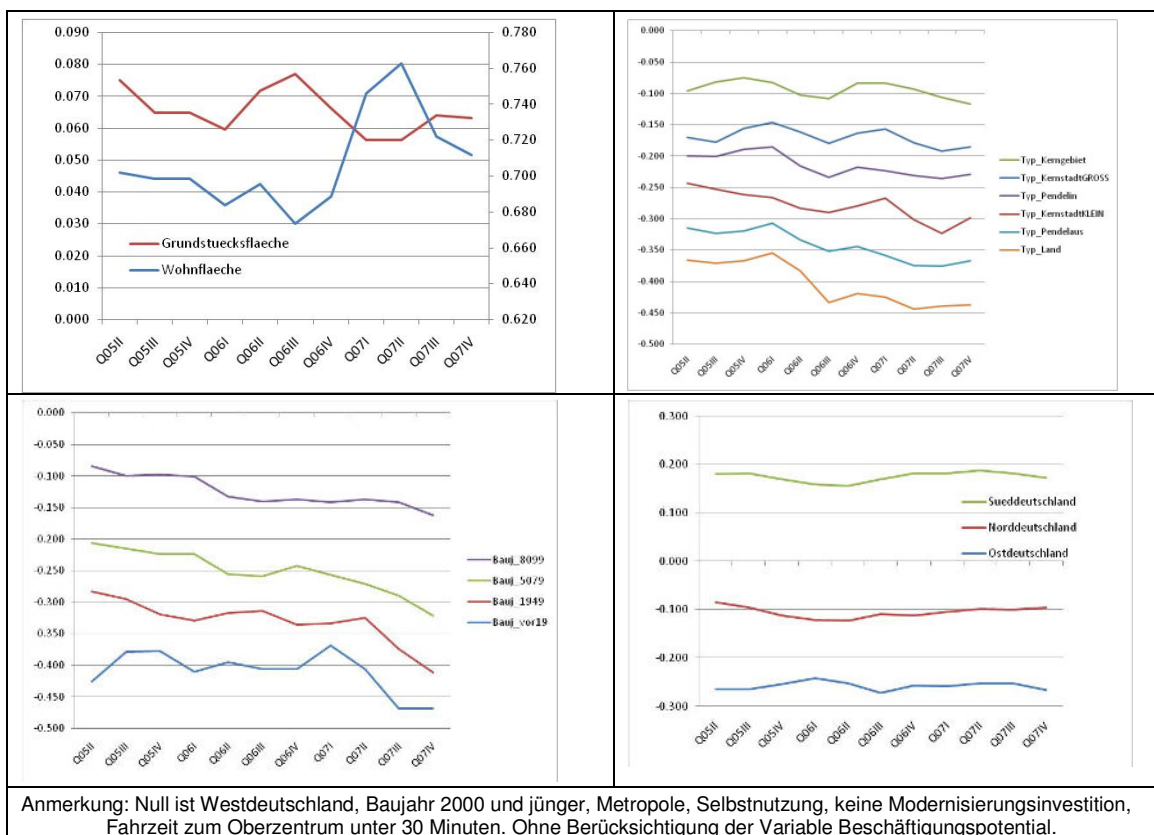


Abbildung 10 gibt die Entwicklung der Schätzwerte einzelner impliziter Preise für Homes auf Bundesebene an. Die Annahme der Konstanz der impliziten Preise scheint auf nationaler Ebene für kurze Fristen vertretbar, z.B. wenn für eine Indexkonstruktion das Jahr 2005 als Nullperiode verwendet wird. Z.T. ergeben sich jedoch schon bei einer derart starken Aggregation und über nur wenige Jahre gerechnet deutliche Hinweise auf **Nachfrageveränderungen bei einzelnen Objektcharakteristika**. Darunter sind eine zunehmende Nachfrage nach großen Häusern (Wohnflächeneffekt), die Zunahme der Attraktivität von Agglomerationen, die abnehmende Attraktivität der Pendelregionen und des ländlichen Raums und eine deutliche Steigerung der relativen Preise von Neubauten relativ zu allen Altbauklassen. Die Regionaleffekte auf Grossregionsbasis sind dagegen stabil.

Abbildung 11 Benachbarte Regressionen für Apartments bundesweit, Entwicklung der impliziten Preise

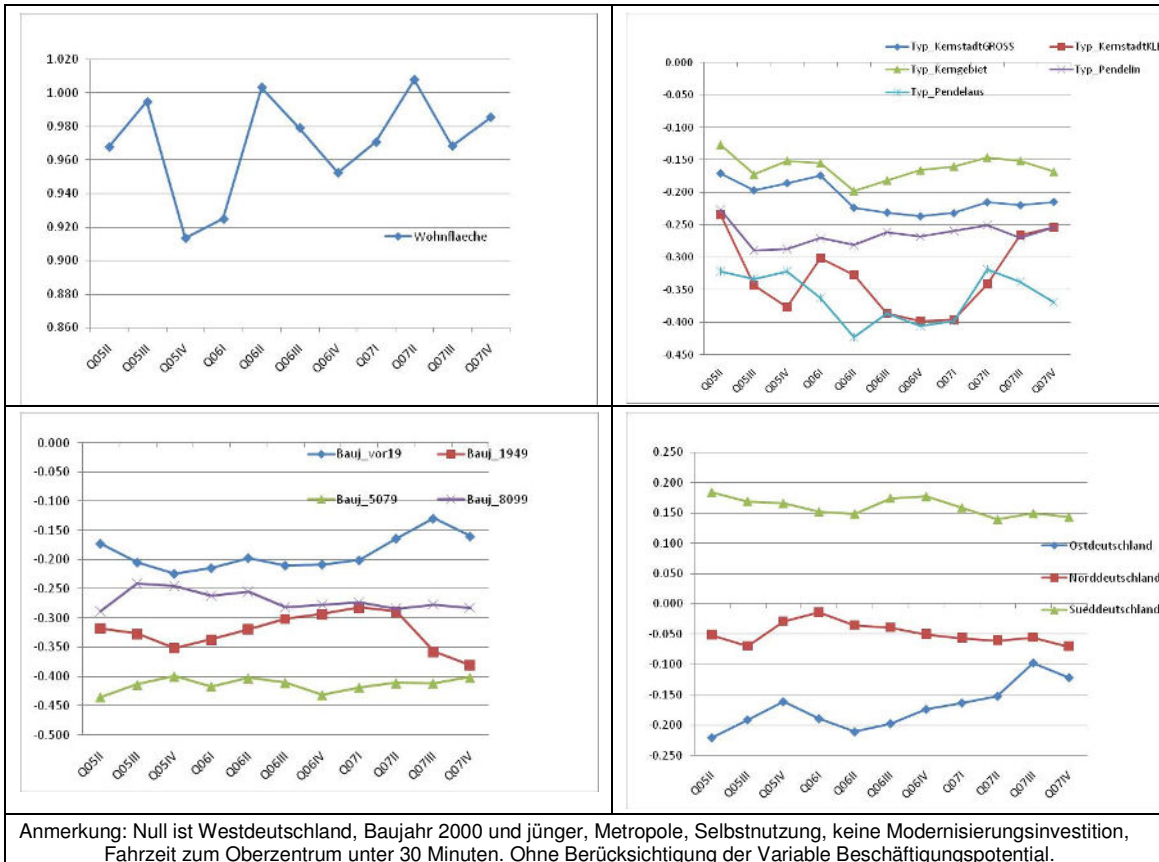
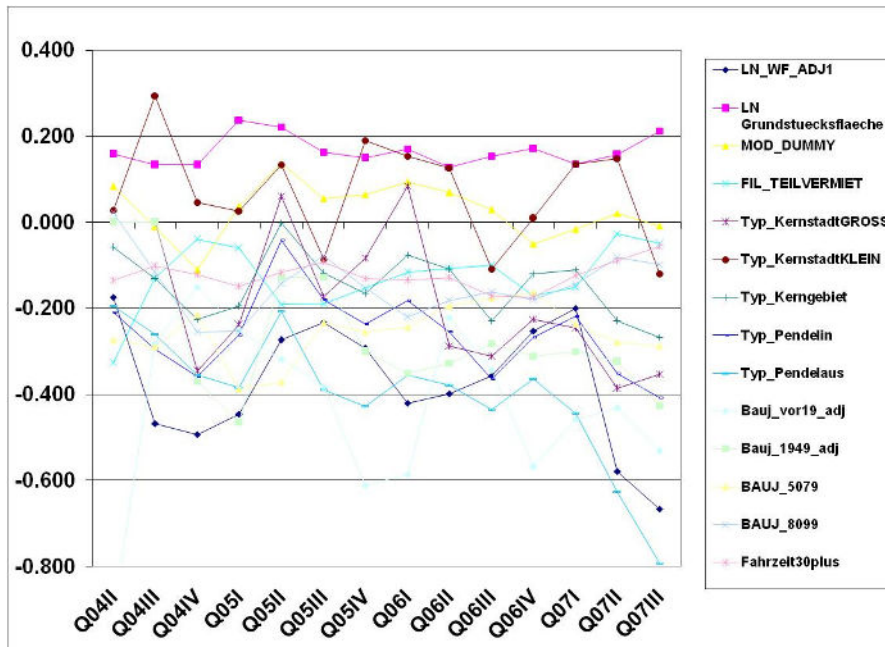


Abbildung 11 gibt die gleiche Analyse für bundesweite Apartments wieder. Deutlich ist hier im Gegensatz zu Homes ein Aufwärtstrend in Ostdeutschland zu erkennen, unterstützt vom starken Wachstum in Berlin und der Stabilisierung in Leipzig und Dresden. Regionale Differenzierungen der Analyse scheinen auch aufgrund der Schwankungen bei der Verdichtungsvariable Kernstadt klein gerechtfertigt. Größere Wohnungen werden stärker nachgefragt. Auch die Attraktivität von Gründerzeitbauten nimmt im Beobachtungszeitraum zu, während es bei der Zwischenkriegszeit 2007 einen Einbruch gibt – dies kann durch zunehmende Abverkäufe von Finanzinvestoren erklärbar sein.

Wir testen weiterhin benachbarte Regressionen auf **regionaler Ebene**. Eine vollständige Wiedergabe würde den Rahmen der Untersuchung sprengen. Abbildung 12 zeigt das Ergebnis für die Region Stuttgart bis zum III. Quartal 2007. Die stärkeren Schwankungen der Parameter sind v.a. auf zunehmende Datenknappheit, die zu erhöhten Standardfehlern der Schätzwerte führen, zurückzuführen. Jedoch erscheinen die Grundmuster der relativen Preisentwicklungen mit den o.a. auf Bundesebene übereinzustimmen.

Abbildung 12 Benachbarte Regressionen für Homes Stuttgart, Entwicklung der impliziten Preise

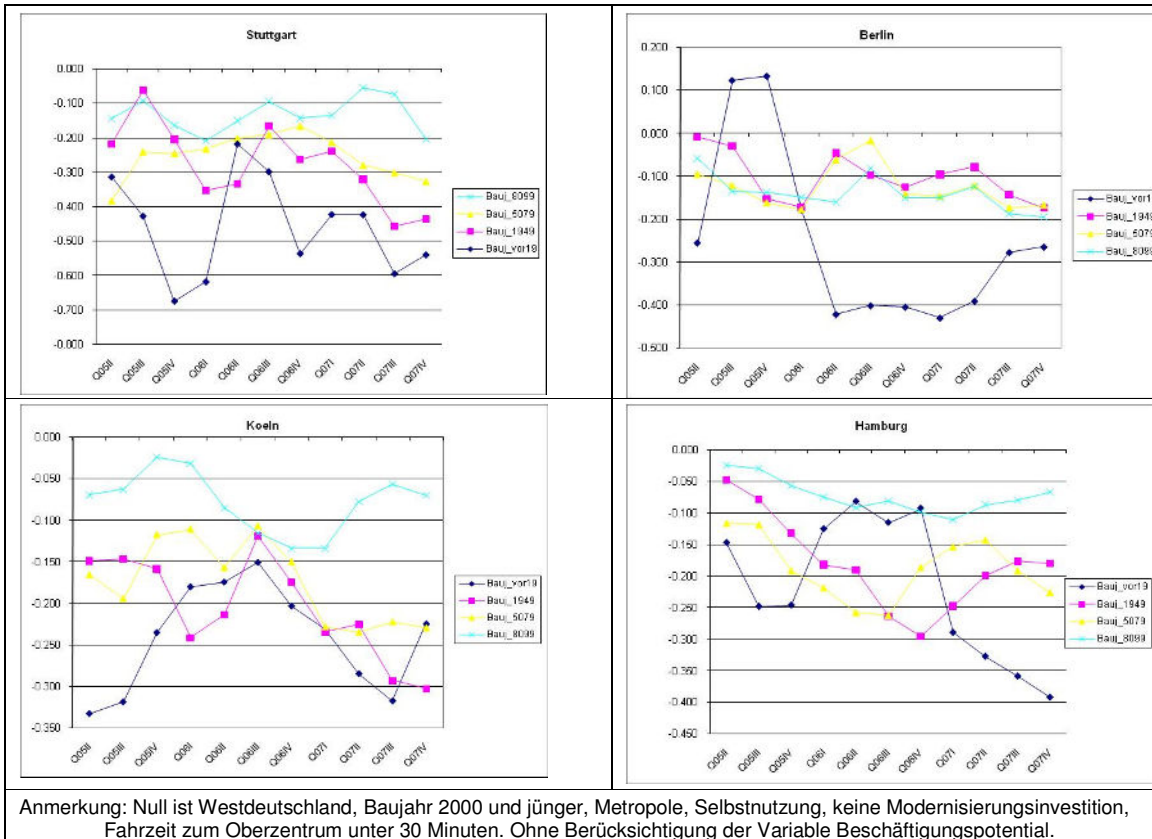


Diese Beobachtung bestätigt sich auch im **Vergleich benachbarter Regressionen von Homes aus verschiedenen Regionen**, wie in Abbildung 13 für Stuttgart, Köln, Berlin und Hamburg. Aus Platzgründen beschränken wir uns auf die impliziten Preise für verschiedene Baualtersklassen. Es zeigt sich, dass die starken Schwankungen für Stuttgart kein Einzelfall sind – allerdings nehmen die Schwankungen auch mit zunehmendem Baualter, d.h. bei abnehmender Klassenbesetzung, zu.

Im Vergleich verschiedener Regionen am stabilsten erscheinen die impliziten Preise für Kernstädte und innere Pendelregionen, sowie die jüngeren Baualtersklassen (bei Homes). Bei Apartments schwanken auch die Preise für die stark nachgefragten älteren Baualtersklassen wenig. Die Schätzwerte für den Wohnflächeneffekt schwanken ebenfalls nur wenig während sie bei Grundstücksflächen volatiler sind.

Die Probleme bei der Parameterstabilität älterer Baujahrgänge hängen u.E. zu einem großen Teil mit nicht bepreistem Modernisierungsaufwand zusammen. Zudem verliert die Stichprobe durch den Ausschluß der Modernisierungen überproportional in diesen Jahrgängen. Hier könnte ggf. in einer zukünftigen Analyse mit Interaktionstermen, d.h. eigenen Zeitdummies für zu modernisierende Objekte - gearbeitet werden. Erste Analysen auf Bundesebene zeigen, dass sich bei einem solchen Verfahren die Standardfehler v.a. der älteren Baujahrgänge deutlich verbessern, damit sollte auch mehr Parameterstabilität bei den benachbarten Regressionen erreichbar sein.

Abbildung 13 Benachbarte Regressionen für Homes in Stuttgart, Berlin, Köln und Hamburg, Entwicklung der impliziten Preise für Baualtersklassen



Die Ergebnisse suggerieren, dass Regressionen mit konstanten impliziten Preisen zwar auch in einigen Regionen mit kleinen Beobachtungszahlen sinnvoll sein können, sofern sie homogen sind, dass in der Mehrzahl der Fälle jedoch versucht werden sollte, über räumliche Aggregationen eine hinreichende Parameterstabilität zu erreichen. Dass selbst auf Bundesebene einige Parameter deutlich schwanken – und hier mit ausreichenden Fallzahlen – weist jedoch auf wichtige, selbst kurzfristig wirksame Nachfragetrends hin. Deshalb wäre insgesamt dem Modell konstanter impliziter Preise grundsätzlich das rechenaufwendigere, aber genauere Modell dynamischer impliziter Preise vorzuziehen (s. Teil II).

6 Geeignete Regionale Abgrenzungen

6.1 Weitere Bundesregressionen und Regressionen auf Grossregionsebene

Ein erstes Ziel im vorliegenden Abschnitt ist eine Verbesserung der Verdichtungsanalyse durch Ersetzen der Kreistypenvariable durch die stadtökonomische **Verdichtungsvariable** (vgl. Karte 1). Dies ist einerseits eine Vorarbeit für die Bestimmung der Regionalregressionen, die auf den 118 gelieferten Stadtregionen aufbauen. Andererseits kann dieses Vorgehen bei einem Verwerfen des Ansatzes des Aggregierens von Regionalregressionen als Basis für einen auf Bundesebene errechneten Index dienen. Kurzfristig hinzugefügt wurde gegen Ende der Projektlaufzeit die Variable **Beschäftigtenpotential**, in Interaktion mit den neuen Verdichtungsvariablen analysiert wird.

Ein Vergleich der Regressionen (1) und (2) in Tabelle 6 für Homes zeigt eine deutliche Fit-Verbesserung durch diesen Schritt, von einem R-Quadrat von 0,526 auf 0,552. Auffällig sind die Interaktionen mit den weiteren räumlichen Variablen:

So sinkt der Schätzwert für den Entfernung vom Oberzentrum > 30 Minuten faktisch auf Null, er bleibt aber weiter signifikant.

Das in der Kreistypenvariable bereits streng monoton mit der Verdichtung fallende **Preisgebirge** wird weiter ausdifferenziert: Homes in inneren Pendelregionen (gelbe Bereiche in Karte 1) sind um ca 17,5% billiger als in Kernstädten von Agglomerationen (z.B. Frankfurt), jedoch etwa gleich teuer wie in Kernstädten von Grossstädten. In den äußeren Pendlerregionen und im ländlichen Raum sind Homes um 30-35% billiger.

Eine Anmerkung ist hier am Platze: zwar führt die stärkere Ausdifferenzierung der Verdichtungsvariable zu einer deutlichen Fit-Verbesserung auf Bundesebene; eine weitere Differenzierung wäre jedoch notwendig, denn den Pendlerräumen von wirtschaftlich hoch strukturierten Kernstädten – etwa München und Kassel - werden in der gegenwertigen Definition der Variable der gleiche Dummy zugeordnet. In diesen als einheitlich modellierten Räumen können die Preisniveaus aber nicht gleich sein. Diese Effekte werden durch unterschiedliche Konstanten in den regionalen Regressionen aufgefangen.

In Regression (3) wurde die von BBR vorgeschlagene **Variable zur wirtschaftlichen Dynamik** von Regionen hinzugenommen (wachsend, stagnierend, schrumpfend, divergierend [Bevölkerungswachstum/Beschäftigtenschrumpfung], divergierend [Bevölkerungsschrumpfung/ Beschäftigtenwachstum]). Durch Nichtbesetzungen von Postleitzahlen stehen hier rd. 25% weniger Beobachtungen zur Verfügung, v.a. durch schlechte bzw. Nicht-Abbildung der äußeren Pendlerräume und des ländlichen Raums. Ein weiterer Grund für die Signifikanzabschwächung der Regression gegenüber (2) scheint in Kollinearitätskonflikten mit anderen Variablen, v.a. mit der Verdichtungsvariable, zu liegen.

Die Regressionen (5) bis (8) wurden vorerst mit dem in (2) spezifizierten Modell fuer die Grossregionen Nord Ost Süd und West weitergeführt. Hier fallen zunächst die starken Signifikanzunterschiede auf – die Fit-Qualität der Regressionen zu Ost und v.a. West fallen deutlich gegenüber Nord und Süd ab. Hier dürfte die wirtschaftliche Heterogenität des Raums insgesamt (Berlin vs. Sachsen/Thüringen) bzw. ihrer urbanen Regionen (Ruhrgebiet, innerhalb Berlin) eine starke Rolle spielen. Diese wird nur mit deutlich größerer Verfeinerung der regionalen Abgrenzungen aufzufangen sein.

Interessant sind die stark zunehmenden Baualtereffekte in Ost und Süd, im Falle von Ost sicher ein Ergebnis des Instandhaltungsrückstands. Im Norden ist eine deutlichere Präferenz für kleinere Flächen festzustellen.

Die Verdichtungsvariablen weisen zwischen den Regionen Instabilität auf, auch innerhalb der Regionsregressionen deutet manches auf Probleme durch Kollinearität. So scheint im Fall Nord aufgrund der überwiegend monozentrischen Stadtstrukturen die Bevölkerungsvariable in der Verdichtungsvariable aufzugehen. Im Süden könnte es einen Konflikt zwischen Entfernungvariable und dem niedrigen Schätzwert für den ländlichen Raum geben. Die stark polyzentrale Stadtstruktur im Westen scheint ebenfalls Probleme zu verursachen. Im Osten fällt das deutlich flachere Preisgebirge auf, bei stark ausgeprägter Bevölkerungsvariable. Dies deutet einerseits auf geringe Hilfestellung durch die Verdichtungsvariable in einer wirtschaftlich noch nicht sehr ausgeprägten Städtehierarchie hin – denn die Verdichtung etwa in Mitteldeutschland ist z.T. ein Relikt vergangener wirtschaftlicher Stärke; andererseits sind aber geringere Stadt-Land-Unterschiede bei einem insgesamt niedrigeren Preisniveau durchaus plausibel.

Tabelle 6 Homes (Selbstnutzung, keine Modernisierung), Regressionen mit verschiedenen Verdichtungs- und Regionalspezifikationen

Beobachtungen		Bundesebene				Regionen			Bundesebene
		(9) aus	BBR Stadttypen	Wirtschaftl.	Nord	Ost	Sued	West	Beschaeftigten-
		Tabelle 2		Dynamik					Potential
		(1)	(2)	(3)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
		61.451	61.451	45.873	14.733	15.750	11.015	19.953	60998
Teststatistiken	R ²	0.526	0.552	0.537	0.516	0.516	0.499	0.498	0.581
	Ajustiertes R ²	0.526	0.551	0.537	0.515	0.515	0.498	0.497	0.580
Variablen	Typ								
KONSTANTE	stetig	8.111	8.275	8.063	8.334	7.922	8.498	8.145	8.050
FLAECHEN									
	Wohnflaeche	stetig, LN	0.743	0.735	0.759	0.700	0.753	0.718	0.726
	Grundstuecksflaeche	stetig, LN	0.064	0.077	0.091	0.086	0.063	0.074	0.091
BAUJAHR									
	Baualter in Jahren	1/0	-0.007295	-0.007521	-0.006418	-0.007803	-0.008489	-0.008711	-0.007355
	Baualter i.J.quadriert	1/0	0.00002971	0.00003209	0.00002762	0.00003887	0.00004946	0.00003126	0.00003379
VERDICHTUNG									
	Bevoelkerung	stetig, LN	0.026	0.020	0.024	0.015	0.028	0.035	0.018
	Metropole	1/0	0.093	X	X	X	X	X	X
	Grossstadt	1/0	-0.051	X	X	X	X	X	X
	Umland	1/0	0.000	X	X	X	X	X	X
	Laendlich	1/0	-0.127	X	X	X	X	X	X
	Kernstadt Agglomeration	1/0	X	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	Kernstadt gross	1/0	X	-0.160	-0.133	-0.174	-0.150	-0.272	-0.132
	Kernstadt klein	1/0	X	-0.243	-0.216	-0.250	-0.241	-0.343	-0.051
	Pendel in	1/0	X	-0.173	-0.159	-0.173	-0.134	-0.256	-0.165
	Pendel aus	1/0	X	-0.288	-0.289	-0.315	-0.216	-0.398	-0.253
	Laendlich	1/0	X	-0.345	1)	-0.429	-0.205	-0.469	-0.329
REGION									
	Ostdeutschland	1/0	-0.206	-0.250	-0.214	X	X	X	-0.184
	Norddeutschland	1/0	-0.083	-0.111	-0.134	X	X	X	-0.034
	Sueddeutschland	1/0	0.173	0.174	0.155	X	X	X	0.219
	Westdeutschland	1/0	0.000	0.000	0.000	X	X	X	0.000
	Entf. Oberzentrum >30min	1/0	-0.079	-0.015	-0.031	0.015	-0.027	0.036	-0.075
	Beschaeftigtenpotential	stetig	X	X	X	X	X	X	0.000075743
	Wachsend	1/0	X	X	0.000	X	X	X	X
	Stagnierend	1/0	X	X	-0.053	X	X	X	X
	Schrumpfend	1/0	X	X	-0.141	X	X	X	X
	Divergierend BevWa	1/0	X	X	-0.082	X	X	X	X
	Divergierend BeschWa	1/0	X	X	-0.084	X	X	X	X
ANTRAGSDATUM									
	Q03I	1/0	0.070	0.063	0.068	0.060	0.086	0.088	0.043
	Q03II	1/0	0.085	0.084	0.095	0.116	0.085	0.111	0.044
	Q03III	1/0	0.067	0.066	0.071	0.078	0.037	0.108	0.054
	Q03IV	1/0	0.056	0.054	0.059	0.061	0.047	0.075	0.036
	Q04I	1/0	0.054	0.051	0.052	0.043	0.046	0.094	0.040
	Q04II	1/0	0.043	0.047	0.056	0.048	0.043	0.050	0.045
	Q04III	1/0	-0.004	-0.005	-0.008	-0.001	-0.011	-0.054	0.010
	Q04IV	1/0	-0.011	-0.015	-0.010	-0.014	-0.022	-0.015	-0.016
	Q05I	1/0	-0.003	-0.003	0.002	0.023	-0.016	0.001	-0.016
	Q05II	1/0	0.003	0.004	0.002	0.034	-0.013	-0.002	-0.004
	Q05III	1/0	0.009	0.010	0.010	0.011	-0.002	0.030	0.002
	Q05IV	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	Q06I	1/0	0.019	0.023	0.018	0.007	0.029	0.025	0.029
	Q06II	1/0	0.024	0.028	0.033	0.038	0.011	0.012	0.038
	Q06III	1/0	0.001	0.005	0.013	0.021	-0.014	0.021	-0.002
	Q06IV	1/0	0.009	0.011	0.011	0.021	-0.001	0.021	0.006
	Q07I	1/0	0.024	0.025	0.029	0.035	0.001	0.038	0.024
	Q07II	1/0	0.010	0.012	0.018	0.008	0.011	0.026	0.003
	Q07III	1/0	-0.019	-0.013	-0.005	0.004	-0.031	-0.005	-0.016
	Q07IV	1/0	-0.023	-0.019	-0.010	-0.001	-0.024	-0.017	-0.028

1) Keine Daten veruegbar

Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkung: 1) Keine Daten verfügbar, da Raum durch Variable Wirtschaftliche Dynamik nicht abgebildet.

Aus diesem Grund ist die Variable Beschäftigtenpotential für die Fit-Verbesserung durchaus hilfreich, wie Regression (9) zeigt. Beim Vergleich der Spezifikationen (2) und (9) bringt sie 0,3 an zusätzlichem R-Quadrat. Die Regionalschätzer für die Großregionen verringern sich zum Teil deutlich (Ost, Nord) und sind nun besser als Einkommensproxies zu interpretieren. Alerdings ergibt sich zumindest auf Bundesebene keine Veränderung der Dynamik der Zeitvariablen, d.h. kein Einfluß auf einen möglichen Preisindex. Die Variable wird wegen ihres Erklärungspotentials in den u.a. Regionalregressionen weiter verwendet.

Bei **Apartments** ergeben sich vergleichbare Effekte und Problemstellungen wie für Homes, die durch die Datenlage verschärft werden. Bei Ersatz der Kreistypenvariable durch die Verdichtungsvariable in Regression (2) in Tabelle 7 steigt zunächst das R-Quadrat von 0,647 auf 0,665.

Problematisch sind die Kollinearitätsstatistiken, die sich aus der Verwendung von funktional spezifiziertem Baualter und Verdichtungsvariablen ergeben. An diesem Punkt ergeben hier nicht berichtete Regressionen mit Baualterklassen Verbesserungen, sodaß ihr Ersatz in den

unten berichteten Regionalregressionen vorgezogen wird. Zudem sind bei Vergleich der Grossregionen in Regressionen (5) – (8) ähnliche Kollinearitätsprobleme innerhalb der Verdichtungsvariablen wie bei den Homes erkennbar.

Tabelle 7 Apartments (Selbstnutzung, keine Modernisierung), Regressionen mit verschiedenen Verdichtungs- und Regionalspezifikationen

Beobachtungen	Typ	Bundesebene				Regionen			Bundesebene
		(6) aus	BBR Stadttypen	Wirtschaftl.	Nord	Ost	Sued	West	Beschaeftigten-
		Tabelle 3		Dynamik	(5)	(6)	(7)	(8)	Potential
		(1)	(2)	(3)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
		19.923	19.923	18.071	2.900	2.698	6.440	7.210	19.850
Teststatistiken	R ²	0.647	0.655	0.691	0.726	0.652	0.688	0.683	0.699
	Ajustiertes R ²	0.646	0.664	0.690	0.723	0.647	0.686	0.682	0.699
KONSTANTE	stetig	7.369	7.530	7.342	6.746	7.146	7.863	7.458	7.527
FLAECHE	Wohnflaeche stetig, LN	0.925	0.926	0.958	1.031	0.945	0.896	0.955	0.926
BAUJAHR	Baualter in Jahren 1/0	-0.021672	-0.021579	-0.020476	-0.022843	-0.018407	-0.021391	-0.020194	-0.020797
	Baualter i.J.quadrirt 1/0	0.000284	0.000284	0.000269	-0.116	0.000234	0.000284	0.000285	0.000273
	Baualter i.J. hoch drei 1/0	-0.00000933	-0.00000933	-0.00000871	-0.00001269	-0.00000663	-0.00000970	-0.00000866	-0.00000899
VERDICHTUNG	Bevoelkerung stetig, LN	0.046	0.043	0.049	0.066	0.044	0.048	0.039	0.018
	1-4 Wohneinheiten 1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	5-20 Wohneinheiten 1/0	0.032	0.021	0.016	0.050	0.036	0.014	0.009	0.006
	ueber 20 Wohneinheiten 1/0	-0.010	-0.026	-0.040	-0.010	0.018	-0.039	-0.065	-0.059
	Metropole 1/0	0.103	X	X	X	X	X	X	X
	Grossstadt 1/0	-0.077	X	X	X	X	X	X	X
	Laendlich 1/0	-0.083	X	X	X	X	X	X	X
	Umland 1/0	0.000	X	X	X	X	X	X	X
	Kernstadt Agglomeration 1/0	X	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	Kernstadt gross 1/0	X	-0.187	-0.123	-0.102	-0.068	-0.263	0.009	0.015
	Kernstadt klein 1/0	X	-0.260	-0.208	-0.140	-0.301	-0.289	-0.065	-0.008
	Pendel in 1/0	X	-0.149	-0.115	-0.033	-0.079	-0.178	-0.138	-0.021
	Pendel aus 1/0	X	-0.247	1)	1)	-0.146	-0.321	1)	-0.118
	Laendlich 1/0	X	-0.276	1)	1)	-0.019	-0.376	1)	-0.146
REGION	Ostdeutschland 1/0	-0.179	-0.183	-0.098	X	X	X	X	0.033
	Norddeutschland 1/0	-0.028	-0.041	-0.072	X	X	X	X	0.049
	Sueddeutschland 1/0	0.182	0.195	0.160	X	X	X	X	0.192
	Westdeutschland 1/0	0.000	0.000	0.000	X	X	X	X	0.000
	Beschaeftigtenpotential stetig	X	X	X	X	X	X	X	0.00000071148
	Wachsend 1/0	X	X	0.000	0.000	X	X	0.000	0.000
	Stagnierend 1/0	X	X	-0.129	-0.172	X	X	-0.083	-0.126
	Schrumpfend 1/0	X	X	-0.203	-0.116	X	X	-0.206	-0.237
	Divergierend BevWa 1/0	X	X	-0.169	-0.181	X	X	-0.221	-0.225
	Divergierend BeschWa 1/0	X	X	-0.092	-0.194	X	X	-0.079	-0.143
ANTRAGSDATUM	Q03I 1/0	-0.021	-0.024	-0.028	0.052	-0.310	-0.110	0.115	-0.032
	Q03II 1/0	0.120	0.116	0.118	0.192	0.166	0.007	0.139	0.107
	Q03III 1/0	0.119	0.111	0.107	0.127	0.154	0.079	0.107	0.112
	Q03IV 1/0	0.067	0.063	0.063	0.085	0.089	-0.007	0.090	0.056
	Q04I 1/0	0.076	0.076	0.081	0.106	-0.006	0.102	0.105	0.082
	Q04II 1/0	0.087	0.079	0.073	0.079	0.080	0.023	0.116	0.072
	Q04III 1/0	0.034	0.038	0.027	-0.003	0.022	0.046	0.050	0.036
	Q04IV 1/0	-0.018	-0.015	-0.015	-0.044	0.027	0.027	-0.032	-0.015
	Q05I 1/0	0.005	0.001	0.000	-0.001	-0.011	-0.017	0.027	0.008
	Q05II 1/0	0.024	0.022	0.028	-0.020	0.042	0.046	0.035	0.025
	Q05III 1/0	0.021	0.019	0.016	-0.015	0.043	0.011	0.044	0.020
	Q05IV 1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	Q06I 1/0	0.023	0.025	0.028	0.039	0.019	-0.013	0.053	0.026
	Q06II 1/0	0.038	0.043	0.046	0.025	0.045	0.026	0.061	0.048
	Q06III 1/0	0.030	0.035	0.028	-0.012	0.045	0.028	0.048	0.034
	Q06IV 1/0	0.024	0.023	0.024	-0.003	0.037	0.008	0.038	0.034
	Q07I 1/0	0.021	0.020	0.021	0.013	0.027	-0.009	0.039	0.020
	Q07II 1/0	0.031	0.033	0.037	-0.026	0.150	-0.003	0.045	0.041
	Q07III 1/0	0.019	0.025	0.023	-0.030	0.122	0.001	0.020	0.028
	Q07IV 1/0	0.000	0.005	0.006	-0.062	0.081	-0.018	0.014	0.011

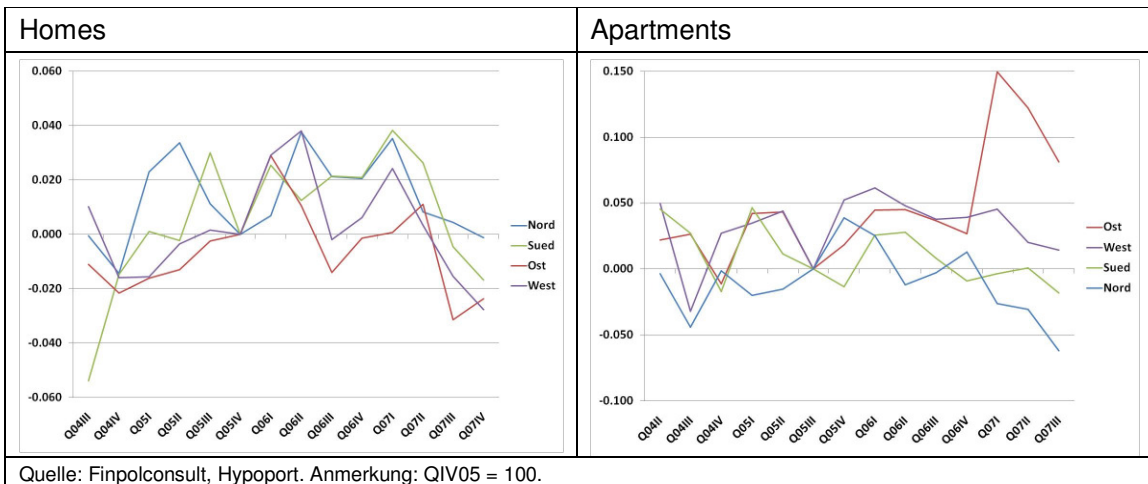
Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkung: 1) Keine Daten verfügbar, da Räume durch Variable Wirtschaftliche Dynamik nicht abgebildet.

Interessant im Vergleich zu den Homes ist, dass bei Apartments auf Bundesebene die Variable Wirtschaftliche Dynamik in Regression (3) eine deutliche Verbesserung im Fit bewirkt, auf ein R-Quadrat von 0,691. Kollinearitätsprobleme und fehlende Daten führen zwar zu einer Eliminierung der Schätzung für den äusseren Pendlerbereich und den ländlichen Raum. Auf Bundesebene scheint die Verwendung der Variable jedoch durchaus einen Beitrag zur Fit-Verbesserung zu liefern.

Ein ebenfalls nicht berichteter Vergleich der Grossregionsregressionen (5) – (8) zeigt, dass diese Verbesserung des Fits auf Bundesebene ausschließlich aus den Regionen Nord und West stammt. Die Einzelregressionen für diese Großregionen werden deshalb in Tabelle 7 mit der Dynamik-Variable geschätzt. Die Fits für den Süden und Osten verschlechtern sich bei ihrer Verwendung dagegen. Dieses Ergebnis überrascht nicht, da sowohl der Süden als auch der Osten vergleichsweise homogene wirtschaftliche Dynamik, lediglich mit

entgegengesetzten Vorzeichen, aufweisen, sodaß eine Variable, die die wirtschaftliche Dynamik differenziert, hier nichts zur Fit-Verbesserung beiträgt (und darüberhinaus Freiheitsgrade kostet). Zudem sollte beachtet werden, dass eine aus historischen Wirtschaftsdaten konstruierte Variable wenig über die Zukunftserwartungen aussagt. Dies ist insbesondere im Osten der Fall, wo historisch schwach performende Regionen wie Berlin oder Leipzig oder das sächsisch-thüringische Städteband durchaus Wachstumspotential besitzen bzw. derzeit realisieren. Im Westen und Norden kann die Variable dagegen eine gegebene, bisher unbeobachtete wirtschaftliche Heterogenität erklären. Eine andere Interpretation wäre, dass dort in Hauspreisen zum Ausdruck gebrachte Zukunftserwartungen und historische Wirtschaftsdaten gut korrelieren.

Abbildung 14 Homes Regressionen nach Regionen Schätzwerte der Zeitvariablen



Wie bei Homes ist auch bei Apartments die Variable Beschäftigtenpotential fitverbessernd, jedoch im Vergleich zur Variable wirtschaftliche Dynamik nur in geringfügigem Umfang (Vergleich von (3) und (9)). Die übrigen Schätzwerte verändern sich zum Teil stark – so kehrt sich der Dummy für Ostdeutschland in der Kombination beider Variablen ins leicht positive – d.h. Beschäftigungs- und Wirtschaftsfaktoren erklären die deutlich geringeren Preise sehr gut. Das gleiche gilt für Norddeutschland. Es verbleiben jedoch bei dieser Art von Kombinationen von ad-hoc gebildeten Arbeitsmarktvariablen Fragen – von Kollinearität über das wirtschaftliche Modell bis hin zum Meßverfahren, sodaß von weitergehenden Schlußfolgerungen hier abgesehen wird. Für die Regionalregressionen bei Apartments wird die Variable Beschäftigtenpotential weiterverwendet, nicht aber die Variable wirtschaftliche Dynamik.

Abbildungen 14 stellt die Zeitvariablen der Grossregionen aus Tabelle 6 und 7 graphisch dar.

6.2 Abgrenzungen einzelner Wohnungsmarktregionen

Die Grundidee der im folgenden vorgestellten Rechnungen ist es, den Europace-Datensatz mithilfe des BBR-Stadtregions- und Lagetypenvariablen in eine Reihe einerseits **möglichst wirtschaftlich homogener** und andererseits aus dem Datensatz heraus **statistisch relevanter, d.h. möglichst gleichmäßig besetzter Regionen** aufzuteilen.

Diese für die Indexkonstruktion zentrale Vorarbeit liefert auch die Grundlage für zahlreiche mögliche weitere Anwendungen, z.B. für Automated Valuation-Modelle, bei denen Immobilien in einzelnen Regionen genau bepreist werden. Dabei muß jedoch darauf hingewiesen werden, dass eine wissenschaftlichen Kriterien genügende Entwicklung einer

Abgrenzungsmethodik von Wohnungsmarktregionen in der Kürze der für dieses Projekt vorhandenen Zeit nicht möglich ist und weiteren Analysen überlassen bleiben muß.

Zudem zeigt die verfügbare Datenmenge detaillierten Analysen Grenzen auf. So wurden zunächst mit Blick auf die Indexkonstruktion lediglich 19 Regressionen für Homes sowie 11 für Apartments abgegrenzt. Bereits hier kam es zu Problemen mit hohen Standardfehlern bei einigen kleineren Regionen, die auch bei Hinzunahme der Beobachtungen des vierten Quartals 2007 weiter bestehen. Die 15% von Daten für 2003 und 2004 mußten aufgrund hoher Standardfehler der Zeitvariablen aus der regionalisierten Analyse vollständig herausgenommen werden (vgl. Abbildung 8). Aufgrund des Interesses des BBR, eine noch kleinteiligere Regionenabgrenzung vorzunehmen, werden im folgenden sogar Regressionen für 30 Regionen bei Homes und 16 Regionen bei Apartments vorgestellt. Für einige dieser Regionen liegt aber für die monatliche Berechnung eines Indexes auch für die Zeit von 2005 bis 2007 zu wenig Datenmaterial vor, sodaß wir für dieses Ziel eine Konzentration auf je etwa 10 Regionen vorschlagen.

Tabelle 8 Einordnung von Homes und Apartments in einzelne Wohnungsmarktregionen, Fit-Qualität der einzelnen Regressionen

HOMES			Apartments		
Regionen	Beobachtungen	R-Quadrat	Regionen	Beobachtungen	R-Quadrat
Rheinschiene (Koeln)	4,946	0.560	Rheinschiene (Koeln)	2,111	0.658
Düsseldorf	2,796	0.664	Düsseldorf	1,256	0.746
Bergisches Städtedreieck	944	0.554	Bergisches Städtedreieck	508	0.635
Östliches Ruhrgebiet	1,936	0.577	Östliches Ruhrgebiet	722	0.643
MittleresWestlichesRuhr	1,627	0.631	MittleresWestlichesRuhr	780	0.693
LeipzigHalle	1,592	0.594	LeipzigHalle mit Dresden	423	0.669
Dresden	1,115	0.582			
München	1,932	0.520	München	1,627	0.780
Nürnberg	973	0.519	Nürnberg	626	0.722
Stuttgart	1,525	0.591	Stuttgart	1,446	0.752
RheinMainNeckar	1,602	0.520	RheinMainNeckar	780	0.675
RheinMain	3,501	0.528	RheinMain	1,845	0.727
HannoverHildesheim	2,603	0.541	HannoverHildesheim	737	0.697
HamburgLueneburg	5,416	0.600	HamburgLueneburg	1,561	0.772
BerlinPotsdam	6,450	0.546	BerlinPotsdam	1,740	0.698
BerlinSatelliten	1,782	0.567			
ThüringenSachsen	1,308	0.522			
Bremen	1,901	0.539			
WestfalenMünsterland	2,636	0.466	WestfalenMünsterland	546	0.626
BraunschweigSalz	2,262	0.557			
Nordhessen	1,418	0.572			
Oberrhein	915	0.509	Oberrhein	557	0.724
Bodensee/Allgäu	690	0.492			
PfalzMoselSaar	1,549	0.615			
Küste Ost	1,125	0.576			
Küste Nord	2,385	0.522			
Stuttgart Satelliten	678	0.632			
Nürnberg Satelliten	912	0.513			
München Satelliten	1,009	0.546			
Lausitzdreieck	314	0.588			
Gesamt/gewichteter Durchschnitt	59,842	0.559	Gesamt/gewichteter Durchschnitt	17,265	0.712

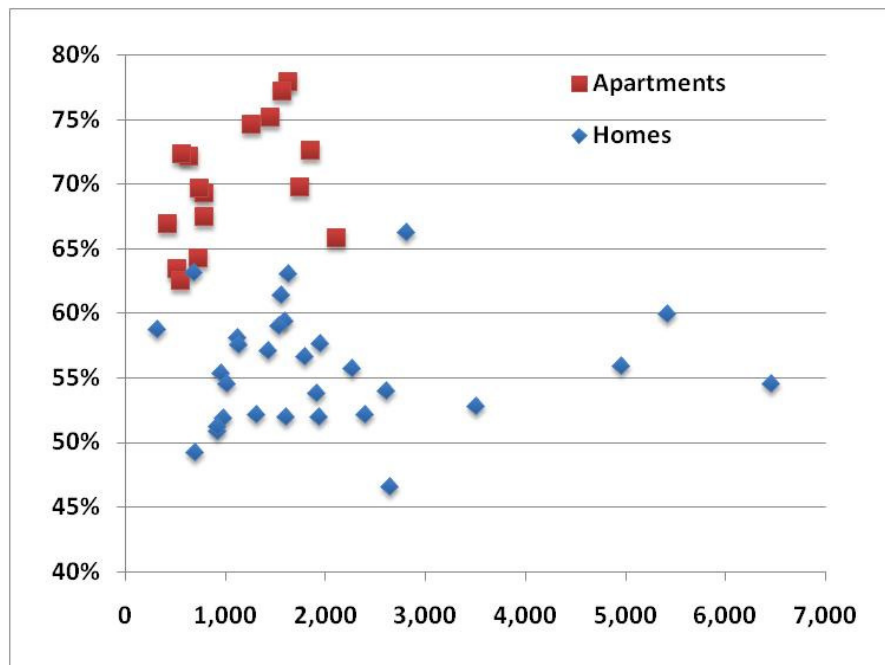
Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkung: Daten für Januar 2005 – Dezember 2007, einschließlich Transaktionen mit Modernisierungen. Regressionen wie Regression (9) in Tabelle 6 [Homes] und Tabelle 7 [Apartments], mit zusätzlichen Zeitvariablen für Modernisierungen. Bei Apartments werden Baualtersklassen, bei Homes eine funktionale Spezifikation des Baualters verwendet. Bei Apartments wird ohne Variable Bevölkerung gerechnet (Kollinearität). Details der Regionalregressionen vgl. Anhang II (dort Schätzung ohne Beobachtungen mit Modernisierungen).

Die höhere Granularität der Regionaleinteilung sowie die o.a. Parameterinstabilität v.a. bei alten Homes erzwingt die Einbeziehung der rd. 25% zusätzlichen Daten von Transaktionen mit Modernisierungen. Wie oben ausgeführt, setzt dies eine Schätzung mit Zeitvariablen für

Modernisierungen voraus. Die fitverbessernden Variablen aus den Regionalanalysen oben werden mit Ausnahme der nur zwischen Regionen erklärenden Variable wirtschaftliche Dynamik weiterverwendet. Tabelle 8 gibt die mit BBR getroffene Einordnung von Homes und Apartments in Wohnungsmarktregionen wieder und stellt die R-Quadrats der jeweiligen, standardisierten Regressionen vor.

Zwar zeigt sich, wie Abbildung 15 verdeutlicht, dass auch eine Reihe kleinerer Stichprobengrößen gute Fits erzeugen, d.h. in diesen Regionen wiegt eine größere Homogenität der Wohnungsmärkte ihren relativen Datenmangel auf. So erscheint z.B. der Einschluß von Dresden, Düsseldorf (verkleinert nach Rücksprache) oder Satelliten-Stadtregionen Stuttgarts oder aufgrund der gute Fit-Qualität gerechtfertigt. Allerdings gibt es auch gegenteilige, z.T. extreme Beispiele wie Satelliten-Stadtregionen Münchens, das bergische Städtedreieck, Bodensee-Allgäu. Hier scheint eine Aggregation bzw. Konzentration auf die beobachtungsreicheren Regionen sinnvoller.

Abbildung 15 Fit-Qualität (R-Quadrat) und Teilstichprobengröße bei 30 Regionalregressionen Homes und 16 Regionalregressionen Apartments



Quelle: Finpolconsult, Hypoport.

Ein Problem bleibt zudem, dass große regionale Stichproben eine größere Heterogenität im stadtökonomischen Sinne beherbergen und damit Probleme für die Fit-Qualität verursachen. Hier wären in zukünftigen Analysen weitere innerstädtische Abgrenzungen zu untersuchen – z.B. im Fall Berlins zwischen den zumeist stark nachgefragten Bezirken im Berliner Westen und Südwesten, in Mitte, Friedrichshain und Prenzlauer Berg und ggf. Treptow-Köpenick und stärker marginalisierteren Bezirken wie Wedding, Neukölln, Lichtenberg und Marzahn.

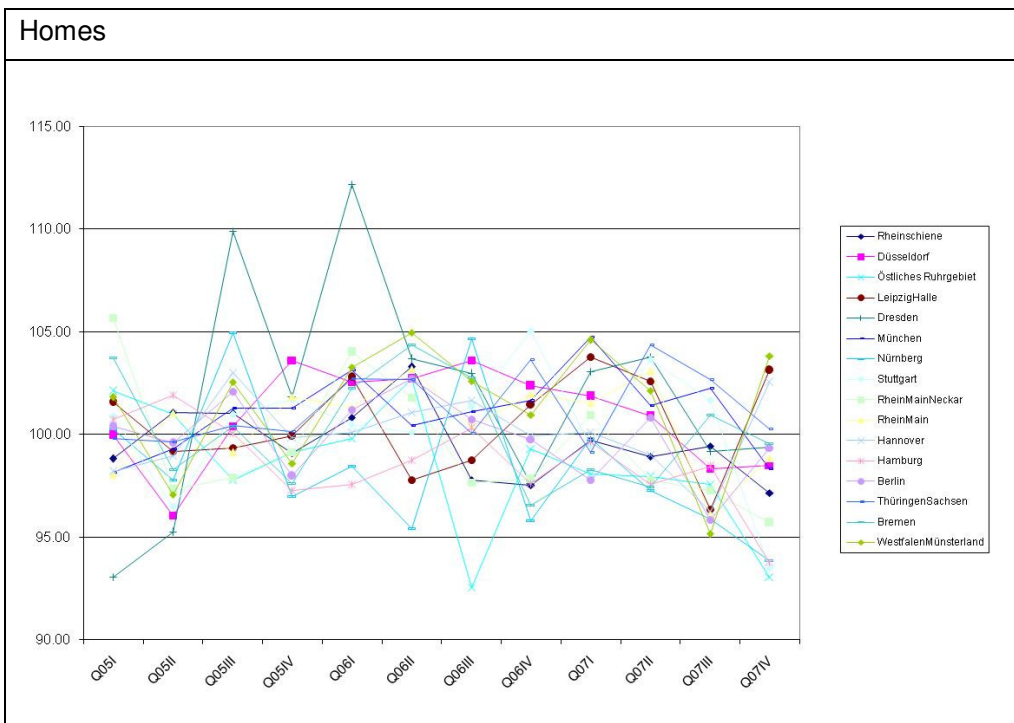
Die Regionalregressionen bei Homes in der vorgelegten Form erzielen mit einem mit den Beobachtungen gewichteten R-Quadrat von 0,559 zwar keine deutliche Verbesserung gegenüber den oben vorgestellten analogen Bundesregressionen. Bei zusätzlicher individueller Spezifikation, Konzentration auf etwa 10 Regionen und Kappung extremer Ausreißer sollte aber eine vertretbare gewichtete Fit-Qualität im Bereich von 0,6-0,65 erzielbar sein. Die Notwendigkeit der Nutzung von Transaktionen mit Modernisierungskosten

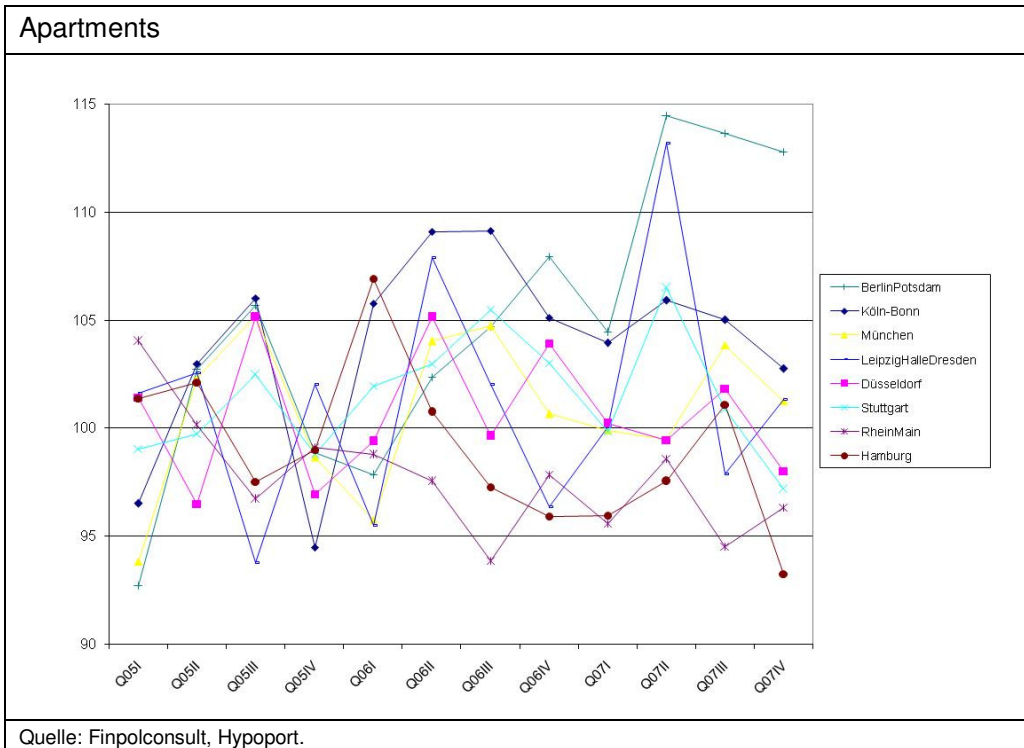
wird durch das entsprechend niedrigere gewichtete R-Quadrat von 0,542, bei sonst gleicher Regression, unterstrichen.

Bei Apartments stellen sich die Probleme bei kleinteiligerer Regionsabgrenzung bei geringen Datenmengen weniger problematisch dar als anfänglich gedacht. Hier helfen die relativ stabilen impliziten Preise im Vergleich zu Homes, die auch im Regionalvergleich bereits auf eine relativ große Homogenität der Regionen hinwiesen. Es wurden 16 Regionen abgegrenzt, wobei jedoch in einigen Fällen kritische Stichprobengrößen unterschritten wurden. Leipzig, Halle und Dresden wurden so zusammengefaßt, um eine Minimalgröße von 400 Beobachtungen nicht deutlich zu unterschreiten. Beim R-Quadrat von gewichtet 0,712 stellt sich sogar eine Verbesserung gegenüber den Bundesregressionen ein – schließlich wird einer der Hauptfaktoren für Parameterinstabilität in diesen, unterschiedliche regionale Entwicklungen – durch die getrennte Berechnung auf regionaler Ebene eliminiert. Bei Apartments führt die Durchführung der gleichen Regression ohne Modernisierungs-Beobachtung zur gleichen gewichteten Fit-Qualität – die Daten im Anhang II zeigen nur diese Regressionsergebnisse.

Abbildungen 16 und 17 zeigen abschließend die **Schätzwerte für die Zeitvariablen** für ausgewählte Regionen. Deutlich tritt noch einmal hervor, dass der Apartment-Markt inzwischen eine stark divergierende regionale Preisentwicklung aufweist. Insbesondere Berlin, München, Köln-Bonn, aber auch Leipzig-Halle-Dresden erfahren derzeit eine positive Dynamik, während andere Städte etwas zurückfallen. Zwar ist dies wohl nur eine Momentaufnahme aufgrund der nach wie vor unterschiedlichen Wirtschaftsentwicklung der Regionen in Deutschland. Die offenbare Heterogenität macht jedoch eine gesamtdeutsche Indexkonstruktion zur Herausforderung, denn die Gewichtungsfaktoren der einzelnen Regionen bestimmen stark über die Entwicklung des Gesamtindexes. Bei den Homes verläuft die Entwicklung etwas gleichförmiger. Da hier die älteren Häuser im Zeitablauf stark an Wert verlieren verbleibt eine mögliche stärkere Altersgruppenabgrenzung als offene Frage für die Indexentwicklung.

Abbildung 16 Homes und Apartments ausgewählter Wohnungsmarktreionen, Zeitvariablen-Index, Jahresdurchschnitt 2005 = 100





III. ÜBERLEGUNGEN ZUR METHODIK EINES HEDONISCHEN PREISINDEXES AUF DER BASIS DER REGRESSIONSERGEBNISSE

Abschließend soll vor dem Hintergrund der Regressionsergebnisse erörtert werden, welches hedonische Verfahren für die Berechnung nationaler Home und Apartment-Preisindizes gewählt werden sollte.¹¹ Dabei sind drei Faktoren von besonderem Interesse:

- Die Form der Modellierung der impliziten Preise
- Das Aggregationsverfahren bzw. die Granularität der Regionalregressionen
- Der Beobachtungsumfang und die Periodizität der Indexveröffentlichung.

1 Modellierung der impliziten Preise zur Indexkonstruktion

Nach mathematischem Schwierigkeitsgrad sortiert bieten sich zur Indexkonstruktion auf der Basis der Europace-Daten drei Verfahren an:

- Hedonische Zeitvariablen-Methode (HZV)
- Hedonische Imputation (HI)
- Hedonische Imputation mit dynamischen Schattenpreisen (HIDS)

¹¹ Eine grundsätzliche Alternative zum hedonischen Verfahren ist das Repeated Sales-Verfahren, bei dem nur Preisveränderungen eindeutig definierter Objekte gemessen werden. Der Vorteil des Verfahrens liegt darin, dass tatsächliche Kohortenpreise gemessen werden und nicht, wie beim hedonischen Verfahren in Gleichung (1) die Preise von Quasi-Kohorten (d.h. genau beschriebener und damit statistisch ‚gleicher‘, aber nicht identischer Objekte). Der Nachteil liegt im Erfordernis hoher Datenbestände (Umsätze bzw. Neubewertungen von Häusern) und Genauigkeiten (Objektidentifikation); oft werden zur Verbreiterung der Datenbasis auch Transaktionen mit Marktpreisen und Bewertungen in fragwürdiger Art und Weise miteinander vermischt. Auch wird das Problem zeitvarianter impliziter Preise nicht gelöst.

Dem zunehmenden Komplexitätsgrad steht hierbei eine verbesserte Abbildung der wirtschaftlichen Dynamik der Wohnungsmärkte sowie – bei ausreichenden Datenmengen, d.h. größerer Granularität der Regionen - genauere Fits gegenüber.

Die Schätzgleichung der **hedonischen Zeitvariablen-Methode** HZV wurde bereits zur Einführung der hedonischen Regressionen in (1) angegeben. Das Verfahren liefert sofort einen Preisindex in Form der Schätzwerte (T_t) aus der Regression. Ausserdem stehen alle Daten aus $t=1, \dots, T$ zur Verfügung, wenn auch ggf. nur auf regionaler Ebene. Allerdings müssen für diese Vereinfachungen einige Einschränkungen in Kauf genommen werden:

Bei Konstruktion eines fortlaufenden Indexes wäre nicht nur die Innovation sondern auch der gesamte historische HZV-Index in jedem Monat bzw. Quartal der Innovation neu zu berechnen. Dies widerspricht Gepflogenheiten z.B. an den Kapitalmärkten oder bei offiziellen Preisstatistiken, wo Reindexierungen nur in größeren Zeitabständen vorgenommen werden.

Problematischer ist, dass die impliziten Preise im HZV-Verfahren über einen langen Zeitraum hinweg als konstant und damit insbesondere von den Zeitvariablen als unabhängig angenommen werden. Dies ist selbst in historischer Perspektive stabiler Nachfragepräferenzen im Wohnungsbau nicht vertretbar, unter den oben geschilderten starken relativen Nachfrageveränderungen wären Verzerrungen die Folge.

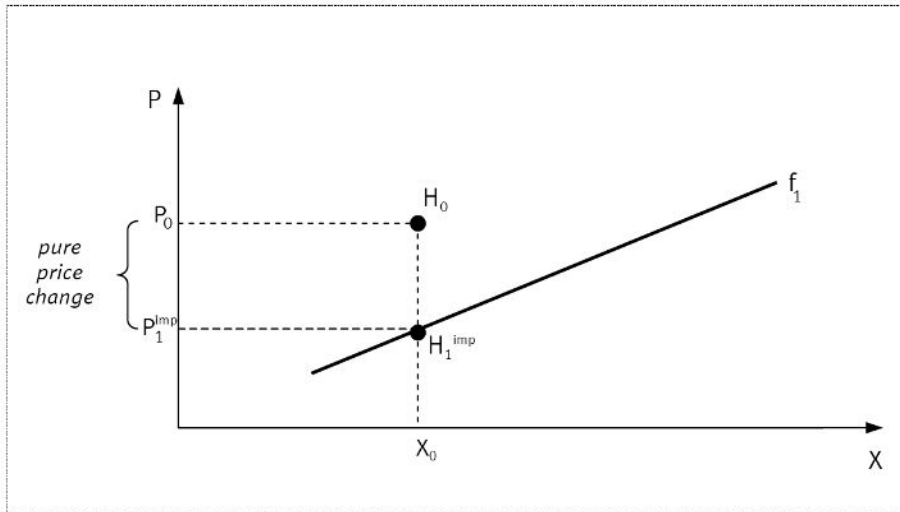
Auf der Basis von Gleichung (1) kann eine ebenso einfache **hedonische Imputation** durchgeführt werden, die das Problem der fortlaufenden Rückberechnung des Indexes umgeht. Mit den errechneten Schätzwerten von (1) für eine Basisperiode, z.B. 2005 und 2006, können die Preise von Objekten mit gleichen Charakteristika aus den Folgeperioden, 2007, 2008 usw imputiert (bewertet) werden. Gleichung 2 beschreibt das Verfahren:

$$(2) \hat{P}_s^h(x_t^h) = \exp\left(\sum_{c=1}^C x_{c,t}^h * \hat{\beta}_{c,s}\right),$$

wobei $\hat{P}_s^h(x_t^h)$ die Preise einer Immobilie mit Charakteristika $x_{c,t}^h$ in der Zukunftsperiode $s > t$ schätzt. Dabei werden für die Periode s die gleichen (konstanten) relativen Preise für Charakteristika, $\hat{\beta}_{c,s}$, angenommen, wie für die Schätzperiode. Die Abweichungen der tatsächlich für gleiche Objekte erzielten Preise in der Periode s von dem imputierten Wert für s wird dann als Preisveränderung interpretiert. Abbildung 18 illustriert das Verfahren für den Zwei-Perioden-Fall, d.h. mit $s=1$ und $t=0$.

Über die Abweichungen der Objekte zu verschiedenen Zeitpunkten s jenseits der Basisperiode kann mittels gewichteter Mittelwertberechnungen ein Index konstruiert werden. Hedonische Imputationen erlauben auch die Aggregation regionaler Regressionen. Einerseits wird deren Datenproblematik durch den kürzeren Regressionszeitraum verschärft, so dass größere Granularität vorzuziehen wäre. Andererseits sind die Parameterschwankungen in den kürzeren Zeiträumen der Basisregression vermutlich ebenfalls geringer.

Das Verfahren verringert insgesamt die mit der Annahme der Konstanz der impliziten Preise beim HZV-Verfahren verbundenen Fehler, sofern die Nullperiode regelmäßig neu berechnet wird. Angesichts der o.a. Variationen der impliziten Preise für Deutschland sollte dies jedoch alle 2-3 Jahre geschehen.

Abbildung 17 Gemessener und imputierter (impliziter) Preis bei der hedonischen Imputationsmethode, Isolierung des Inflationseffektes


Quelle: Linz/Behrmann (2004).

Die Beobachtungen instabiler impliziter Preise werfen insgesamt die Frage auf, ob nicht ein Verfahren vorzuziehen wäre, bei dem die Trends der impliziten Preise explizit modelliert werden. Ein solches Verfahren könnte **Hedonische Imputation mit dynamischen Schattenpreisen** genannt werden. Es erfordert zunächst eine Serie von Einzelregressionen der Form

$$(3) \ln P_t^h(x_t^h) = \sum_{c=1}^C x_{c,t}^h * \beta_{c,t} + v_t^h,$$

d.h. wie Gleichung (1), nur für jede Zeitperiode. Das Problem der Datenverfügbarkeit kann durch benachbarte Regressionen für t und $t-1$, unter Hinzunahme eines Zeitdummies für $t-1$, gelöst werden – damit werden bereits leicht geglättete implizite Preise geschätzt. Auch würden sich auch Einzelregressionen über 3 Monate mit je 2 Monatsdummies anbieten.

Sodann wäre ein Glättungsverfahren der so erhaltenen Matrix $\hat{\beta}_{c,t}$ der impliziten Preise im Zeitablauf zu definieren. Cominos, Rambaldi und Rao verwenden hierzu einen einfachen autoregressiven (AR1) Prozeß:

$$(4) \beta_{c,t} = \beta_{c,t-1} + \eta_t,$$

wobei η_t normalverteilt mit Erwartungswert Null und von v_t^h verschiedener Varianz-Kovarianz-Matrix ist. Gleichung (4) wird dann in Gleichung (3) eingesetzt. Ein einfaches heuristisches Verfahren könnte in diesem Zusammenhang eine simple Moving-Average-Glättung der impliziten Preise für jede Eigenschaft sein (z.B. über vier Quartale hinweg). Dies ist in vielen Fällen der Annahme konstanter Preise vorzuziehen (Beispiel abnehmende Attraktivität des Pendelns).

Das Einsetzen der Gleichung (4) in Gleichung (3) zum Erhalt der Prädiktionen $\hat{P}^h(x_t^h)$ erfordert einen gewissen Rechenaufwand, denn nunmehr ist die X-Matrix $x_{c,t}^h$ mit einer vollständigen Beta-Matrix $\tilde{\beta}_{c,t}$ aus (4) zu multiplizieren. Ein Nachteil ist auch, dass der Index nun ebenso bei jeder Innovation Neuberechnet werden muß wie beim HZV-Verfahren, es sei denn, man würde die Beta-Matrix selbst in die Zukunft fortschreiben, indem man die $\tilde{\beta}_{c,t}$ als Trends interpretiert und derart eine korrigierte hedonische Imputation durchführen. Dies scheint aber über längere Zeiträume (>1 Jahr) aufgrund der Datenlage zu problematisch.

2 Aggregationsverfahren

Mit dem vorliegenden Datensatz fallen hoch detaillierte Regionalregressionen als Basis für eine Aggregation zu einem nationalen Preisindex aus. Man denke etwa an die rd. 300 Regionen des INSEE-Indexes für Frankreich im Falle Homes auf der Basis von Notardaten, die rd. 2/3 aller französischen Markttransaktionen abdecken. Um dies zu erreichen, müssten entweder Daten verschiedener deutscher Anbieter gleichnamig gemacht und gepoolt werden, oder die Grundgesamtheit der Gutachterausschüsse entsprechend mobilisiert werden. Wahrscheinlicher, mit Zeitperspektive 5-10 Jahre, ist wohl letzterer Fall.

Die Variabilität der Parameter aus Europace könnte dafür sprechen, einen auf hedonischem Regressionsansatz basierenden Index aus einer nationalen Regression heraus zu konstruieren, wie z.B. im Fall des Halifax-Indexes in Großbritannien, und nicht aus regionalen Regressionen heraus. Zum gegenwärtigen Zeitpunkt sind beide Optionen für Europace als gleichrangig zu bewerten, denn die Regionalregressionen führen kaum zu Fit-Verbesserungen. Allerdings sollten mit bereits kurzfristig stark zunehmender Datenmenge und konkreten regionalen Spezifikationen Verbesserungen erzielt werden können.¹² Bis dahin bietet es sich an, auf geringere Granularität – d.h. 10-15 Regressionen bei Homes und 8-12 Regressionen bei Apartments oder einen ‚Top-10-Ansatz‘ mit den Kriterien Fit-Qualität und Abdeckung der wichtigsten Märkte zurückzugreifen.

3 Datenvolumen und Periodizität

Im Vergleich zur gegenwärtigen Berechnung des HPX benötigen die dargestellten hedonische Preisindex-Ermittlungs-Verfahren einen Mindestumfang an Daten. Dieser steht jedoch zur Verfügung. Bei Apartments gleicht die hohe wirtschaftliche Homogenität der Regionen den geringeren Datenumfang aus. Zumindest bei Homes sollte mit Modernisierungen gerechnet werden, und hier mit den o.a. verfeinerten Spezifikationen, um der größeren Heterogenität der Märkte zu begegnen. Problematisch ist insgesamt die zu geringe Zahl an erklärenden Objektvariablen – im Homes-Bereich etwa fehlen Unterkellerung und Garagen, bei Apartments etwa die Angabe des Stockwerks oder die Ausstattung mit Aufzügen.

Eine mögliche Kappung von ‚Ausreißern‘ ist demgegenüber kritisch zu sehen. Eine rein technische Fit-Verbesserung kann nicht das Ziel eines hedonischen Standardisierungsverfahrens sein – zudem ist die Zahl extremer Ausreißer im Europace-Datensatz denkbar gering, wie Abbildungen 4 und 5 zeigen. Wir schlagen nach endgültiger Festlegung der Regionen eine Kappung im Bereich der obersten und untersten 1% der Beobachtungen bzw. von durch Box-Whiskers-Verfahren definierten Ausreißern.

Bei wirtschaftlich wünschenswerter monatlicher Berichterstattung ist die Ausweitung der Standardfehler zu berücksichtigen, s.o. Hier sollten die regionalen Regressionsergebnisse detaillierter untersucht und ggf. durch Spezifikationsanpassungen verbessert werden. Grundsätzlich steht der Berechnung monatlichen Indizes ab etwa Mitte 2005 nichts entgegen.

4 Vorschlag und Einordnung in die internationale Praxis der Erstellung hedonischer Preisindizes

Es wird vorgeschlagen, als Ersatz oder Zusatzinformation für HPX einen Index auf der Basis hedonischer Imputation, HPX-HI, mit folgenden Charakteristika zu bilden:

¹² Erste Versuche mit den 30 Home-Regressionen in dieser Richtung weisen auf mögliche Verbesserungen des R-Quadrats der Regionen im Bereich 0,01-0,03 hin während sich die Bundesregression lediglich um 0,01 verbessert.

-
- Einbeziehung von Modernisierungen, insbesondere im Falle von Homes, anstelle von festen Altersgrenzen
 - Verwendung von BBR-Arbeitsmarkt- und Verdichtungsvariablen, wie beschrieben. Funktionale Baualtersklassen und ggf. funktionale EntfernungsvARIABLE vom Oberzentrum
 - Ansatz ‚Top-10-Regionen‘, wie beschrieben
 - Aggregation mit neueren Hochrechnungsfaktoren (Mischung aus Beobachtungen aus Europace und durch BBR gelieferte Neubau/Bestandszahlen)
 - Geringfügige Kappungen extremer Ausreißer (im 1%-Bereich, nach Region verschieden)
 - Basisperiode 2005-2006, ggf. Mitte 2005-Mitte 2007
 - Monatliche Berechnung

Damit würde ein Präzisionsgrad der Berechnungen erreicht, der qualitativ etwa zwischen dem französischen Modell von INSEE (mehrere hundert Regionalregressionen, fast volle Marktabdeckung) und den in Großbritannien vorherrschenden nationalen Regressionen von Banken (z.B. Halifax) liegt. Ein solcher Index könnte 2-3 Jahre lang weiterverfolgt und dann entweder Neuberechnet (neue Nullperiode, z.B. 2007/2008) oder durch einen hedonischen Imputationsindex mit dynamischen Schattenpreisen ersetzt werden.

LITERATUR

- BBR (HRSG.): WOHNUNGS- UND IMMOBILIENMÄRKTE IN DEUTSCHLAND 2006 (=BERICHTE BD. 27). BONN 2007.
- CALHOUN, C. 1996. OFHEO House Price Indexes: HPI Technical Description". Washington, DC.
- COMINOS, H., RAMBALDI, A. UND P.RAO. 2007. "Hedonic Imputed Housing Price Indices from a Model with Dynamic Shadow Prices Incorporating Nearest Neighbour Information". Centre for Efficiency and Productivity Analysis. Working Paper Series 01/2007. University of Queensland.
- DIEWERT, E. SAEED, H. UND M. SILVER. 2007. Hedonic Imputation versus Time Dummy Hedonic Indexes. IMF Working Paper WP/07/234. Washington.
- DÜBEL, A. 2006. „Auswertung des Datensatzes des Hypoport Preisindex (HPX)“. Studie im Auftrag der Bundesanstalt für Raumordnung und Bauwesen. Bonn.
- FLEMING, M. AND J.NELLIS. 1983. „The Halifax House Price Index – Technical Details“. Halifax Bank of Scotland. London.
- LAFERRÈRE, A. 2005. „Hedonic housing price indexes: the French experience“. BIS Papers No.21, part 22, April.
- LINZ, S. UND T. BEHRMANN. 2004. "Using Hedonic Pricing for the German House Price Index". Statistisches Bundesamt. Wiesbaden.
- MEEN, G. 2007. „Issues in Housing Data Analysis“. Unpublished manuscript. University of Reading.
- THOMASSEN, A. 2006. „Construction Price Indices and House and Property Price Indices 2006 - Results and methods“, Official Statistics of Norway D 372, Oslo.

ANHANG I: ERSTELLUNG DES DATENSATZES

Die Europace-Plattform für Finanzdienstleister

Der zu untersuchende Datensatz wurde von aus der von der Hypoport AG unterhaltenen Europace-Plattform für Finanzdienstleister erstellt.¹³

- Die Europace-Plattform verbindet Vertriebe von Finanzprodukten - Broker, Finanzberater, auch Banken - mit Anbietern dieser Produkte - Banken, Versicherungen.¹⁴
- Die weitgehend elektronische Abwicklung des Kreditabschlusses sowie die Ersparnis von Distributionskosten auf Seiten der Investoren erlaubt erhebliche Kostensenkungen gegenüber dem traditionellen Bankvertrieb.
- Dies hat ein erhebliches Wachstum der Plattform ermöglicht, sowohl in Form einer wachsenden Zahl von Nutzern als auch in Form wachsender abgewickelter Kreditvolumina. Über Europace wurden 2007 ca. 10% des deutschen Hypothekarkreditmarktes für Verbraucher abgewickelt.
- Die auf Europace vertretenen Banken (Privatbanken, Direktbanken, Vertreter der Sparkassengruppe) lassen den Schluß einer hohen Repräsentativität gegenüber dem Gesamtmarkt zu.

Grundgesamtheit

Grundgesamtheit sind Kreditfälle aus der Europace-Plattform mit folgenden Charakteristika:

- Die Eingabe der Daten erfolgt durch die o.g. zahlreichen Vertriebspartner der Europace-Plattform. Die Plattform unterstützt und automatisiert alle Prozesse des Vertriebspartners – von Erstberatung, über die Produktauswahl, den Kreditantrag und den Kreditabschluss bis hin zur Abrechnung der Provision.¹⁵
- Die IT-Abteilung der Hypoport AG erstellt aus den dem Abschluß unmittelbar vorangehenden und vom Anbieter vorgenehmigten Kreditantragsdaten einen vollständigen Datenauszug. Der interne Status ist: „Produzent ist ausgewählt“
- Die Hypoport AG schätzt den Anteil der nicht zum endgültigen Abschluß bzw. zur Auszahlung gekommenen Kreditanträge als äußerst gering ein. Es ist für die nahe Zukunft geplant, die Beobachtungen durch eine zeitgenaue Statusanzeige zu dynamisieren.
- Aus dieser Grundgesamtheit lag dem Bearbeiter ein den Zeitraum vom Januar 2003 bis Dezember 2007 abdeckender vollständiger Datenauszug vor.
- In diesem Zeitraum wurden 177040 Finanzierungen über die Plattform abgewickelt.

Der für die Analyse verwendete Datenauszug ist mit dem von der Hypoport AG für die Berechnung des Hauspreisindex HPX verwendeten bis auf leicht abweichende Filterung identisch.¹⁶

Datenqualität

Der Auswerter möchte auf folgende Risiken aufmerksam machen, die sich aus den die Daten generierenden betrieblichen Prozessen der Europace-Plattform ergeben könnten.

- Datenanbieter Hypoport ist neu am Markt. Dadurch ergeben sich Risiken mit Bezug auf die interne Allokation von Personal zu den Datenerhebungsprozessen. Diese ist jedoch nach Beobachtung des Auswerterers ausreichend.
- Dateneingabefehler durch die Vertriebspartner. Durch die unternehmensferne Dateneingabe können Fehler entstehen (mangelnde Sorgfalt, Unwissen der Eingaber).

¹³ Vgl. <http://www.hypoport.de/plattform.html>

¹⁴ Vgl. <http://www.hypoport.de/europace-partner.html>

¹⁵ Vgl. <http://www.hypoport.de/advisors.html>

¹⁶ Vgl. <http://www.hypoport.de/indizes.html>

Diese werden durch die derzeitigen Fehlermeldungen und Plausibilitätschecks nicht immer erfaßt und machen eine Nachbearbeitung notwendig. Die Fehlerquote scheint jedoch nach Einschätzung des Auswerterers im Bereich von unter 1% zu liegen.

- Nicht zum Abschluss bzw. zur Auszahlung gelangte Kreditanträge. Es liegt auf der Hand, dass eine volle Verifizierung von Kreditabschluß- bzw. – nach Ablauf der Rücktrittsfrist - Kreditauszahlungsdaten dem derzeitigen Verfahren vorzuziehen wäre. Aus diesem Grund wurde der Datensatz nach möglichen Testeinträgen untersucht (ohne Befund).

Allerdings sind, was Preisdaten betrifft, die Fehlerwahrscheinlichkeiten sehr gering, denn es handelt sich um bereits bewertete Objekte mit vom Kreditgeber bereits vorgenehmigten Finanzierungen.

Zudem ist die Nähe der Europace-Daten zum Kreditabschluß aufgrund der vorhergehenden Selektierungsarbeit des Vermittlers und des Preclosings der Anbieter deutlich höher als etwa bei Kreditanträgen bei Banken.

Insgesamt scheinen die Risiken von Fehlern in den Objektpreisdaten begrenzt und die Qualität der Finpolconsult zur Verfügung gestellten Daten für die weitere Analyse ausreichend.

Datensatzerstellung

Zur Erstellung eines auswertungsfähigen Datensatzes muss die Grundgesamtheit durch ein notwendiges Mindestmass von Korrekturen und Filterungen modifiziert werden. Sodann wurden Variablen klassifiziert bzw. umkodiert und Beobachtungen gewichtet. Schließlich wurden nach Vorgabe BBR raumanalyserelevante Beobachtungen auf PLZ-Ebene mit dem Europace-Datensatz gematcht.

Korrekturen von Beobachtungen

- **Postleitzahlen**

Fehlende Postleitzahlen wurden über Identifizierung einer PLZ für den angegebenen Ortes ersetzt. Bei Orten mit mehreren Postleitzahlen wurde die numerisch erste verwendet. Dieses Vorgehen bewirkt keine Verfälschungen für die beauftragte Raumanalyse und keine weiteren Beschränkungen des Datensatzes.

- **Doppeleinträge**

Mutmaßliche Doppelbeobachtungen (gleiche Preise/Orte) werden vom Unternehmen parallel auf ihre Validität hin analysiert (mit Zeithorizont jenseits der derzeitigen Auswertung). Auch auf die Gefahr hin, dass valide Beobachtungen damit eliminiert werden (etwa große, gleich bepreiste Entwicklungen mit mehreren Transaktionsfällen), wurde entschieden diese Daten zu eliminieren.

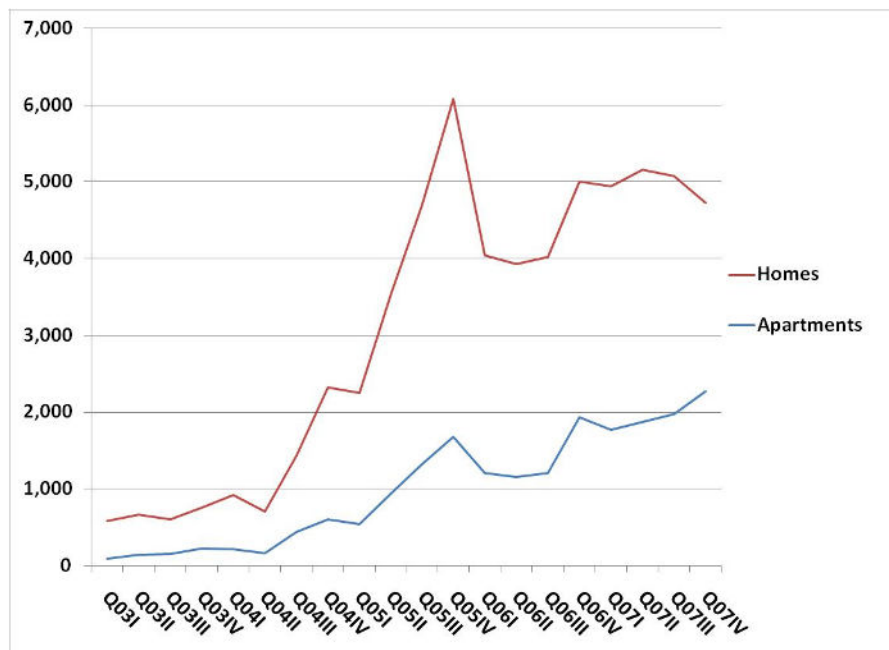
- **Filterungen von Beobachtungen**

1. Behandlung von Ausreißern

Es wurden lediglich eine Ausreißerkontrolle auf Ebene der Regionalregressionen vorgenommen (Kappung der obersten und untersten 10% der Preisbeobachtungen, getrennt nach Apartments und Homes).

Eine Ausreißerkontrolle auf Bundesebene erscheint wegen der unterschiedlichen durchschnittlichen Preisniveaus wenig sinnvoll.

Abbildung 18 Zeitprofil der Kreditfall-Beobachtungen je Quartal aus der Europace-Plattform, I. Quartal 2003 – IV. Quartal 2007



Quelle: Hypoport

2. Ausschlüsse bestimmter Transaktionstypen

Es wurden lediglich Kauffälle und Fälle mit Neubaukosten zugelassen.

An-/Umbauten und Umschuldungen wurden ausgeschlossen, im ersteren Fall wegen der geringeren Gesamtsummen der Finanzierungen bzw. Transaktionen, im zweiten Fall wegen der Abwesenheit einer Wohnungsmarkttransaktion.

Tabelle 9 Datensatzstruktur Europace, Januar 2003 – Dezember 2007

Beobachtungen gesamt		197023
nach Finanzierungszweck	An-/ Umbau	3484
	Kauf	84844
	Neubau	42266
	Umschuldung	60460
	zur Besicherung	5969
nach Objektart		
	davon Eigentumswohnung	45764
	davon Ein/Zweifamilienhaus	144093
	davon Mehrfamilienhaus	7166
nach Nutzungsart		
	Eigennutzung	156187
	Teilvermietung	20384
	Vermietung	20452
Eigentumswohnungen/Nutzung		45764
	davon Eigennutzung	32498
	davon Teilvermietung	565
	davon Vermietung	12701
	davon Eigennutzung und Kauf	22762
	davon Eigennutzung und Neubau	2184
	davon Eigennutzung und Kauf nicht modernisiert	17783
	davon Eigennutzung und Neubau nicht modernisiert	2183
Ein/Zweifamilienhaus/Nutzung		144093
	davon Eigennutzung	123400
	davon Teilvermietung	16169
	davon Vermietung	4524
	davon Eigennutzung und Kauf	44163
	davon Eigennutzung und Neubau	36038
	davon Eigennutzung und Kauf nicht modernisiert	25514
	davon Eigennutzung und Neubau nicht modernisiert	36033

Quelle: Hypoport.

ANHANG II: REGIONALREGRESSIONEN IM EINZELNEN

HOMES

Variablen	Regionen Typ	Region1	Rheinschiene	Region2	Düsseldorf	Region3	Bergisches Städtedreieck	Region4	Östliches Ruhrgebiet
		R-Quadrat Schaetzwert	0.542 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.672 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.499 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.546 Standardfehler
(Konstante)	stetig	7.396	0.098	7.382	0.118	8.404	0.219	7.904	0.157
LN Wohnflaeche	stetig, LN	0.743	0.019	0.738	0.022	0.595	0.041	0.708	0.030
LN Grundstuecksflaeche	stetig, LN	0.137	0.008	0.172	0.009	0.110	0.016	0.136	0.013
Bauj_vor19	1/0	-0.239	0.031	-0.264	0.036	-0.394	0.074	-0.400	0.040
Bauj_1949	1/0	-0.280	0.023	-0.307	0.025	-0.481	0.044	-0.431	0.032
Bauj_5079	1/0	-0.205	0.011	-0.253	0.013	-0.268	0.023	-0.266	0.019
Bauj_8099	1/0	-0.085	0.010	-0.077	0.012	-0.095	0.024	-0.096	0.020
Bevoelkerung	stetig, LN	0.040	0.004	0.011	0.006	0.005	0.011	-0.004	0.007
Typ_KernstadtGROSSa	1/0	0.029	0.012	-0.005	0.018	X	X	X	0.022
Typ_KernstadtKLEINa	1/0	X	X	X	X	X	X	X	X
Typ_Pendelin	1/0	-0.037	0.014	0.001	0.027	0.002	0.028	-0.021	0.035
Typ_Pendelaus	1/0	-0.129	0.022	-0.052	0.037	0.039	0.045	-0.020	0.033
Entf.Oberzentrum >30min	1/0	-0.033	0.015	0.044	0.031	0.051	0.030	-0.021	0.034
Beschaeftigtenpotential	stetig	0.00000046086	0.00000004454	0.00000091176	0.00000007455	0.00000081230	0.00000008168	0.00000071267	0.00000011166
Q05I	1/0	-0.003	0.023	-0.036	0.027	0.048	0.043	0.029	0.034
Q05II	1/0	0.020	0.019	-0.076	0.020	0.107	0.042	0.018	0.030
Q05III	1/0	0.019	0.018	-0.031	0.020	0.037	0.037	-0.014	0.027
Q05IV	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Q06I	1/0	0.017	0.019	-0.010	0.023	0.042	0.038	0.007	0.028
Q06II	1/0	0.042	0.018	-0.009	0.024	0.071	0.040	0.035	0.031
Q06III	1/0	-0.013	0.019	0.000	0.023	0.019	0.037	-0.069	0.029
Q06IV	1/0	-0.016	0.017	-0.012	0.020	-0.015	0.038	0.002	0.026
Q07I	1/0	0.006	0.018	-0.017	0.020	0.031	0.035	-0.011	0.027
Q07II	1/0	-0.002	0.017	-0.027	0.020	0.021	0.038	-0.012	0.027
Q07III	1/0	0.003	0.017	-0.052	0.021	0.059	0.037	-0.016	0.026
Q07IV	1/0	-0.020	0.017	-0.050	0.021	0.036	0.036	-0.063	0.026

HOMES

Variablen	Regionen Typ	Region5	MittleresWestli chesRuhgebiet	Region6	LeipzigHalle	Region7	Dresden	Region8	München
		R-Quadrat Schaetzwert	0.602 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.604 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.566 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.512 Standardfehler
(Konstante)	stetig	7.531	0.189	7.575	0.151	7.573	0.190	8.280	0.155
LN Wohnflaeche	stetig, LN	0.807	0.031	0.735	0.028	0.707	0.036	0.740	0.031
LN Grundstuecksflaeche	stetig, LN	0.132	0.013	0.123	0.011	0.104	0.013	0.108	0.011
Bauj_vor19	1/0	-0.477	0.044	-0.577	0.057	-0.369	0.072	0.104	0.091
Bauj_1949	1/0	-0.349	0.031	-0.384	0.033	-0.379	0.044	-0.134	0.048
Bauj_5079	1/0	-0.237	0.018	-0.366	0.038	-0.435	0.050	-0.241	0.019
Bauj_8099	1/0	-0.071	0.019	-0.247	0.023	-0.212	0.027	-0.096	0.017
Bevoelkerung	stetig, LN	-0.013	0.012	0.003	0.005	0.023	0.007	-0.001	0.005
Typ_KernstadtGROSSa	1/0	-0.049	0.018	-0.037	0.029	X	X	X	X
Typ_KernstadtKLEINa	1/0	X	X	X	X	X	X	X	X
Typ_Pendelin	1/0	0.005	0.032	-0.081	0.030	-0.021	0.026	0.002	0.025
Typ_Pendelaus	1/0	-0.011	0.043	-0.095	0.038	-0.050	0.035	-0.148	0.033
Entf.Oberzentrum >30min	1/0	0.130	0.032	-0.012	0.023	0.005	0.024	0.039	0.018
Beschaefigtigenpotential	stetig	0.00000076235	0.00000009741	0.00000162504	0.00000041098	0.00000215814	0.00000035122	0.00000100512	0.00000010776
Q05I	1/0	-0.024	0.041	0.016	0.029	-0.090	0.038	-0.032	0.042
Q05II	1/0	-0.028	0.035	-0.007	0.026	-0.067	0.038	-0.020	0.038
Q05III	1/0	0.010	0.029	-0.006	0.025	0.076	0.039	0.000	0.032
Q05IV	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Q06I	1/0	-0.043	0.031	0.028	0.031	0.097	0.034	0.018	0.032
Q06II	1/0	0.011	0.034	-0.021	0.027	0.018	0.035	-0.008	0.032
Q06III	1/0	-0.033	0.030	-0.012	0.029	0.011	0.037	-0.002	0.032
Q06IV	1/0	-0.008	0.028	0.015	0.028	-0.042	0.035	0.004	0.030
Q07I	1/0	-0.072	0.027	0.038	0.027	0.012	0.038	0.033	0.029
Q07II	1/0	-0.056	0.027	0.027	0.028	0.019	0.034	0.001	0.029
Q07III	1/0	-0.047	0.028	-0.036	0.028	-0.026	0.035	0.009	0.030
Q07IV	1/0	-0.102	0.028	0.032	0.028	-0.024	0.036	-0.030	0.031

HOMES

Variablen	Regionen Typ	Region9	Nürnberg	Region10	Stuttgart	Region11	RheinMainNeck ar	Region12	RheinMain
		R-Quadrat Schaetzwert	0.475 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.626 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.495 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.513 Standardfehler
(Konstante)	stetig	8.589	0.222	7.803	0.149	8.175	0.180	8.381	0.118
LN Wohnflaeche	stetig, LN	0.669	0.039	0.735	0.029	0.702	0.033	0.662	0.021
LN Grundstuecksflaeche	stetig, LN	0.090	0.017	0.150	0.012	0.150	0.013	0.158	0.009
Bauj_vor19	1/0	-0.639	0.103	-0.386	0.051	-0.431	0.050	-0.280	0.033
Bauj_1949	1/0	-0.405	0.070	-0.267	0.035	-0.396	0.038	-0.296	0.031
Bauj_5079	1/0	-0.331	0.027	-0.245	0.018	-0.285	0.021	-0.177	0.014
Bauj_8099	1/0	-0.158	0.025	-0.132	0.020	-0.090	0.021	-0.074	0.015
Bevoelkerung	stetig, LN	0.008	0.008	0.002	0.006	-0.016	0.007	0.009	0.005
Typ_KernstadtGROSSa	1/0	X	X	X	X	X	X	-0.072	0.019
Typ_KernstadtKLEINa	1/0	X	X	X	X	X	X	-0.172	0.029
Typ_Pendelin	1/0	-0.056	0.032	0.013	0.016	-0.072	0.021	-0.193	0.021
Typ_Pendelaus	1/0	-0.143	0.050	-0.151	0.031	-0.216	0.040	-0.345	0.031
Entf.Oberzentrum >30min	1/0	-0.051	0.039	0.006	0.018	-0.065	0.037	-0.112	0.019
Beschaeftigtenpotential	stetig	0.00000020661	0.00000028513	0.00000107788	0.00000011156	0.00000077777	0.00000022381	0.00000014397	0.00000008813
Q05I	1/0	0.033	0.056	-0.008	0.038	0.064	0.049	-0.038	0.031
Q05II	1/0	0.008	0.046	-0.053	0.030	-0.019	0.037	-0.008	0.025
Q05III	1/0	0.079	0.043	-0.007	0.027	-0.012	0.030	-0.027	0.024
Q05IV	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Q06I	1/0	0.015	0.044	-0.012	0.029	0.048	0.033	-0.005	0.024
Q06II	1/0	-0.017	0.041	-0.016	0.029	0.026	0.033	0.013	0.024
Q06III	1/0	0.076	0.046	-0.003	0.030	-0.015	0.035	-0.014	0.025
Q06IV	1/0	-0.013	0.043	0.032	0.027	-0.013	0.032	0.001	0.022
Q07I	1/0	0.028	0.040	-0.022	0.026	0.018	0.030	-0.003	0.021
Q07II	1/0	0.003	0.039	0.019	0.027	-0.014	0.035	0.012	0.022
Q07III	1/0	-0.012	0.040	0.000	0.030	-0.019	0.030	-0.058	0.023
Q07IV	1/0	-0.033	0.038	-0.084	0.027	-0.035	0.031	-0.030	0.023

HOMES

Variablen	Regionen	Region13	Hannover	Region14	Hamburg	Region15	Berlin	Region16	BerlinSatelliten
		R-Quadrat Schaetzwert	0.540 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.600 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.547 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.487 Standardfehler
(Konstante)		7.227	0.134	7.581	0.079	7.487	0.079	7.928	0.156
LN Wohnflaeche		0.733	0.026	0.819	0.016	0.869	0.015	0.656	0.028
LN Grundstuecksflaeche		0.157	0.011	0.083	0.006	0.068	0.007	0.069	0.012
Bauj_vor19		-0.359	0.051	-0.258	0.032	-0.242	0.045	-0.281	0.085
Bauj_1949		-0.319	0.039	-0.230	0.023	-0.132	0.016	-0.427	0.033
Bauj_5079		-0.279	0.016	-0.203	0.010	-0.166	0.018	-0.370	0.043
Bauj_8099		-0.095	0.016	-0.073	0.010	-0.136	0.012	-0.146	0.020
Bevoelkerung		0.041	0.006	0.011	0.002	0.000	0.002	0.026	0.005
Typ_KernstadtGROSSa		X	X	X	X	X	X	X	X
Typ_KernstadtKLEINa		-0.032	0.050	-0.040	0.027	0.132	0.023	0.104	0.029
Typ_Pendelin		-0.032	0.020	-0.043	0.012	-0.062	0.011	0.069	0.029
Typ_Pendelaus		-0.073	0.034	-0.162	0.018	-0.105	0.018	0.056	0.033
Entf.Oberzentrum >30min		-0.054	0.025	0.018	0.009	-0.106	0.011	0.026	0.020
Beschaeftigtenpotential		0.00000058392	0.00000020884	0.00000087000	0.00000005368	0.00000047881	0.00000005870	0.00000230536	0.00000043874
Q05I		-0.017	0.030	0.035	0.020	0.024	0.020	0.020	0.032
Q05II		-0.009	0.027	0.047	0.017	0.016	0.017	-0.027	0.029
Q05III		0.031	0.025	0.028	0.016	0.041	0.016	-0.058	0.031
Q05IV		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Q06I		0.003	0.026	0.003	0.017	0.032	0.017	0.009	0.033
Q06II		0.012	0.026	0.015	0.017	0.047	0.017	-0.047	0.028
Q06III		0.018	0.028	0.031	0.017	0.028	0.017	-0.046	0.030
Q06IV		0.001	0.023	0.003	0.016	0.018	0.016	-0.018	0.029
Q07I		0.003	0.023	0.024	0.016	-0.002	0.016	-0.040	0.029
Q07II		-0.008	0.023	0.003	0.016	0.029	0.015	-0.028	0.028
Q07III		-0.036	0.023	0.012	0.016	-0.022	0.015	-0.037	0.028
Q07IV		0.027	0.023	-0.037	0.016	0.014	0.015	-0.069	0.029

HOMES

Variablen	Regionen Typ	Region17	ThüringenSach sen	Region18	Bremen	Region19	WestfalenMüns terland	Region20	BraunschweigS alzgitter
		R-Quadrat Schaetzwert	0.472 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.557 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.444 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.508 Standardfehler
(Konstante)	stetig	8.210	0.205	6.951	0.187	7.644	0.160	7.996	0.142
LN Wohnflaeche	stetig, LN	0.797	0.036	0.824	0.029	0.615	0.026	0.638	0.025
LN Grundstuecksflaeche	stetig, LN	0.025	0.015	0.064	0.011	0.114	0.011	0.119	0.012
Bauj_vor19	1/0	-0.580	0.067	-0.361	0.035	-0.466	0.054	-0.339	0.074
Bauj_1949	1/0	-0.440	0.051	-0.209	0.027	-0.461	0.039	-0.307	0.039
Bauj_5079	1/0	-0.537	0.060	-0.316	0.017	-0.307	0.018	-0.258	0.017
Bauj_8099	1/0	-0.256	0.025	-0.134	0.018	-0.124	0.016	-0.030	0.014
Bevoelkerung	stetig, LN	-0.005	0.007	0.038	0.008	0.070	0.008	0.006	0.007
Typ_KernstadtGROSSa	1/0	X	X	0.167	0.030	X	X	X	X
Typ_KernstadtKLEINa	1/0	-0.114	0.051	X	X	X	X	X	X
Typ_Pendelin	1/0	-0.057	0.029	0.153	0.032	0.054	0.019	-0.048	0.024
Typ_Pendelaus	1/0	-0.166	0.035	0.124	0.042	0.063	0.021	-0.094	0.037
Entf.Oberzentrum >30min	1/0	-0.017	0.036	-0.006	0.025	-0.068	0.015	0.014	0.029
Beschaeftigtenpotential	stetig	0.00000018791	0.00000039561	0.00000212348	0.00000025555	0.00000093475	0.00000018990	0.00000271848	0.00000029843
Q05I	1/0	-0.003	0.045	0.061	0.032	0.032	0.028	-0.006	0.035
Q05II	1/0	-0.005	0.040	0.007	0.029	-0.015	0.026	0.004	0.027
Q05III	1/0	0.003	0.036	0.028	0.027	0.039	0.022	-0.013	0.024
Q05IV	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Q06I	1/0	0.025	0.039	0.047	0.031	0.047	0.024	-0.036	0.024
Q06II	1/0	0.025	0.037	0.067	0.030	0.063	0.024	0.024	0.026
Q06III	1/0	-0.001	0.041	0.052	0.031	0.040	0.025	0.012	0.024
Q06IV	1/0	0.034	0.037	-0.011	0.029	0.024	0.023	0.013	0.024
Q07I	1/0	-0.010	0.036	0.007	0.028	0.059	0.023	0.074	0.024
Q07II	1/0	0.041	0.035	-0.001	0.029	0.035	0.022	-0.008	0.025
Q07III	1/0	0.025	0.035	0.034	0.027	-0.035	0.023	-0.052	0.026
Q07IV	1/0	0.001	0.037	0.020	0.030	0.052	0.023	-0.034	0.027

HOMES

Variablen	Regionen Typ	Region21	Nordhessen	Region22	Oberrhein	Region23	Bodensee/Allgäu	Region24	PfalzMoselSaar
		R-Quadrat Schaetzwert	0.550 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.494 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.438 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.621 Standardfehler
(Konstante)	stetig	7.498	0.210	7.967	0.235	8.415	0.336	8.375	0.180
LN Wohnflaeche	stetig, LN	0.669	0.032	0.724	0.042	0.713	0.053	0.671	0.034
LN Grundstuecksflaeche	stetig, LN	0.130	0.017	0.117	0.016	0.071	0.022	0.098	0.015
Bauj_vor19	1/0	-0.573	0.057	-0.451	0.067	-0.516	0.096	-0.677	0.051
Bauj_1949	1/0	-0.453	0.046	-0.219	0.067	-0.391	0.077	-0.595	0.037
Bauj_5079	1/0	-0.380	0.023	-0.273	0.026	-0.347	0.036	-0.414	0.020
Bauj_8099	1/0	-0.168	0.024	-0.049	0.028	-0.186	0.041	-0.168	0.025
Bevoelkerung	stetig, LN	0.044	0.011	0.030	0.008	0.015	0.015	0.018	0.006
Typ_KernstadtGROSSa	1/0	X	X	X	X	X	X	X	X
Typ_KernstadtKLEINa	1/0	0.118	0.030	-0.013	0.055	0.032	0.060	X	X
Typ_Pendelin	1/0	0.077	0.032	-0.034	0.037	-0.028	0.074	0.001	0.024
Typ_Pendelaus	1/0	0.044	0.039	-0.143	0.032	-0.083	0.072	-0.014	0.031
Entf.Oberzentrum >30min	1/0	-0.092	0.036	0.010	0.030	0.038	0.034	-0.139	0.024
Beschaeftigtenpotential	stetig	0.00000181368	0.00000036097	0.00000032335	0.00000019396	0.00000019782	0.00000053277	#####	0.00000032756
Q05I	1/0	-0.030	0.045	-0.214	0.066	-0.049	0.073	0.001	0.046
Q05II	1/0	-0.030	0.038	0.012	0.054	-0.010	0.067	-0.023	0.042
Q05III	1/0	0.023	0.035	0.020	0.040	-0.119	0.058	0.014	0.040
Q05IV	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Q06I	1/0	0.016	0.035	0.000	0.042	-0.025	0.053	0.105	0.040
Q06II	1/0	-0.013	0.039	0.068	0.046	-0.012	0.056	0.041	0.041
Q06III	1/0	-0.010	0.039	-0.013	0.043	-0.034	0.054	0.026	0.038
Q06IV	1/0	-0.028	0.034	-0.035	0.040	0.000	0.051	0.068	0.038
Q07I	1/0	0.021	0.037	-0.040	0.040	-0.026	0.056	0.035	0.038
Q07II	1/0	0.010	0.034	0.030	0.042	-0.100	0.056	0.001	0.037
Q07III	1/0	-0.026	0.036	0.018	0.042	-0.041	0.054	0.014	0.037
Q07IV	1/0	-0.008	0.036	-0.091	0.045	-0.022	0.055	-0.006	0.037

HOMES

Variablen	Regionen Typ	Region 25	Küste Ost	Region 26	Küste Nord	Region27	Stuttgart Satelliten	Region28	Nürnberg Satelliten
		R-Quadrat Schaetzwert	0.509 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.512 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.650 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.478 Standardfehler
(Konstante)	stetig	7.755	0.181	7.774	0.132	8.318	0.261	8.257	0.232
LN Wohnflaeche	stetig, LN	0.742	0.034	0.729	0.026	0.610	0.045	0.603	0.039
LN Grundstuecksflaeche	stetig, LN	0.023	0.014	0.080	0.010	0.172	0.019	0.072	0.016
Bauj_vor19	1/0	-0.336	0.115	-0.258	0.038	-0.667	0.066	-0.512	0.078
Bauj_1949	1/0	-0.423	0.062	-0.320	0.036	-0.589	0.052	-0.764	0.071
Bauj_5079	1/0	-0.250	0.047	-0.212	0.017	-0.344	0.030	-0.367	0.030
Bauj_8099	1/0	-0.071	0.027	-0.097	0.016	-0.125	0.030	-0.149	0.027
Bevoelkerung	stetig, LN	0.041	0.006	0.018	0.004	-0.004	0.012	0.036	0.011
Typ_KernstadtGROSSa	1/0	X	X	X	X	X	X	X	X
Typ_KernstadtKLEINa	1/0	-0.048	0.027	-0.045	0.031	0.305	0.072	X	X
Typ_Pendelin	1/0	0.045	0.032	0.066	0.024	-0.039	0.033	0.019	0.034
Typ_Pendelaus	1/0	-0.041	0.043	-0.035	0.025	-0.173	0.044	-0.006	0.036
Entf.Oberzentrum >30min	1/0	0.054	0.035	-0.040	0.021	-0.117	0.044	0.039	0.052
Beschaefigtigenpotential	stetig	0.00000204161	0.00000075780	0.00000244750	0.00000029746	0.00000127226	0.00000030074	0.00000432597	0.00000074576
Q05I	1/0	0.005	0.041	0.042	0.035	0.058	0.059	0.038	0.058
Q05II	1/0	-0.008	0.034	0.000	0.029	0.053	0.050	-0.020	0.045
Q05III	1/0	-0.037	0.029	-0.006	0.026	-0.010	0.043	0.028	0.042
Q05IV	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Q06I	1/0	0.100	0.035	0.000	0.029	0.001	0.045	0.076	0.041
Q06II	1/0	0.036	0.033	0.028	0.029	0.008	0.046	0.014	0.041
Q06III	1/0	-0.063	0.033	-0.042	0.026	0.054	0.044	-0.016	0.040
Q06IV	1/0	0.048	0.035	-0.006	0.025	0.007	0.041	0.016	0.040
Q07I	1/0	-0.020	0.036	0.008	0.026	0.052	0.041	0.038	0.049
Q07II	1/0	-0.013	0.033	0.000	0.026	0.044	0.042	0.104	0.039
Q07III	1/0	-0.009	0.032	0.037	0.025	-0.014	0.044	0.006	0.040
Q07IV	1/0	0.018	0.036	-0.034	0.027	-0.073	0.051	0.054	0.041

HOMES

Variablen	Regionen Typ	Region29	München Satelliten	Region30	Lausitzdreieck
		R-Quadrat Schaetzwert	0.449 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.460 Standardfehler
(Konstante)	stetig	7.793	0.269	8.896	0.353
LN Wohnflaeche	stetig, LN	0.629	0.045	0.681	0.062
LN Grundstuecksflaeche	stetig, LN	0.103	0.020	0.007	0.024
Bauj_vor19	1/0	-0.757	0.114	-0.472	0.122
Bauj_1949	1/0	-0.457	0.068	-0.394	0.111
Bauj_5079	1/0	-0.391	0.036	-0.509	0.084
Bauj_8099	1/0	-0.124	0.031	-0.146	0.045
Bevoelkerung	stetig, LN	0.024	0.014	-0.015	0.016
Typ_KernstadtGROSSa	1/0	X	X	X	X
Typ_KernstadtKLEINa	1/0	0.145	0.042	X	X
Typ_Pendelin	1/0	0.110	0.048	-0.054	0.056
Typ_Pendelaus	1/0	0.133	0.054	-0.037	0.065
Entf.Oberzentrum >30min	1/0	-0.020	0.035	0.020	0.062
Beschaeftigtenpotential	stetig	0.00000728278	0.00000070039	0.00000031063	0.00000200949
Q05I	1/0	-0.030	0.071	-0.174	0.093
Q05II	1/0	0.022	0.047	-0.179	0.107
Q05III	1/0	0.047	0.043	-0.121	0.086
Q05IV	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000
Q06I	1/0	0.066	0.043	-0.125	0.081
Q06II	1/0	0.059	0.041	-0.106	0.079
Q06III	1/0	0.030	0.043	-0.094	0.080
Q06IV	1/0	0.044	0.044	-0.113	0.075
Q07I	1/0	0.019	0.042	-0.046	0.083
Q07II	1/0	0.032	0.042	-0.076	0.083
Q07III	1/0	-0.027	0.041	-0.118	0.077
Q07IV	1/0	0.061	0.047	-0.155	0.077

APARTMENTS

Variablen	Regionen Typ	Region1	Rheinschiene	Region2	Duesseldorf	Region3	Bergisches Staedtedreieck	Region 4	Östliches Ruhrgebiet
		R-Quadrat Schaetzwert	0.637 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.747 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.633 Standardfehler	R-Quadrat Schaetzwert	0.682 Standardfehler
(Konstante)	stetig	7.917	0.125	6.515	0.146	7.292	0.239	7.845	0.171
LN Wohnflaeche	stetig, LN	0.833	0.024	1.056	0.029	0.961	0.049	0.873	0.037
Typ_KernstadtGROSSa	1/0	0.048	0.024	X	X	X	X	-0.021	0.024
Typ_KernstadtKLEINa	1/0	X	X	X	X	X	X	X	X
Typ_Pendelin	1/0	-0.022	0.034	0.078	0.053	-0.012	0.046	0.054	0.063
Typ_Pendelaus	1/0	-0.074	0.070	0.195	0.102	-0.062	0.134	0.100	0.056
Bauj_vor19	1/0	-0.100	0.037	-0.175	0.041	-0.414	0.049	-0.407	0.043
Bauj_1949	1/0	-0.328	0.033	-0.339	0.045	-0.374	0.064	-0.422	0.046
Bauj_5079	1/0	-0.418	0.018	-0.372	0.021	-0.337	0.032	-0.458	0.026
Bauj_8099	1/0	-0.305	0.018	-0.228	0.021	-0.218	0.035	-0.287	0.027
Stadthaus	1/0	0.054	0.028	0.088	0.034	0.150	0.063	0.077	0.048
Reihenhaus	1/0	0.069	0.031	0.151	0.038	0.109	0.065	0.086	0.051
Beschaeftigtenpotential	stetig	0.000000818	0.000000079	0.000001356	0.000000072	0.000000399	0.000000117	0.000000461	0.000000118
Q05I	1/0	0.021	0.041	0.045	0.044	0.030	0.089	-0.015	0.064
Q05II	1/0	0.086	0.034	-0.004	0.040	0.027	0.065	-0.040	0.050
Q05III	1/0	0.115	0.032	0.081	0.036	0.024	0.058	0.008	0.047
Q05IV	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Q06I	1/0	0.113	0.033	0.025	0.037	0.082	0.062	-0.055	0.051
Q06II	1/0	0.144	0.035	0.081	0.041	0.164	0.057	-0.080	0.050
Q06III	1/0	0.144	0.033	0.027	0.037	0.002	0.062	-0.077	0.058
Q06IV	1/0	0.107	0.031	0.070	0.031	-0.007	0.055	-0.042	0.046
Q07I	1/0	0.096	0.030	0.033	0.033	-0.003	0.053	-0.042	0.046
Q07II	1/0	0.114	0.030	0.026	0.033	0.007	0.051	-0.017	0.044
Q07III	1/0	0.106	0.029	0.049	0.033	0.014	0.057	-0.083	0.040
Q07IV	1/0	0.084	0.029	0.011	0.033	-0.067	0.054	-0.037	0.042

APARTMENTS

Variablen	Regionen	Typ	Mittleres		LeipzigHalleDr		München		Nürnberg	
			Region5 R-Quadrat	Ruhrgebiet Standardfehle	Region6 R-Quadrat	esden Standardfehle	Region7 R-Quadrat	Standardfehle	Region8 R-Quadrat	Standardfehle
(Konstante)		stetig	7.188	0.190	8.173	0.264	7.485	0.101	7.742	0.203
LN Wohnflaeche		stetig, LN	0.973	0.039	0.891	0.047	1.019	0.021	0.966	0.038
Typ_KernstadtGROSSa		1/0	-0.027	0.022	-0.318	0.075	X	X	X	X
Typ_KernstadtKLEINa		1/0	X	X	X	X	X	X	X	X
Typ_Pendelin		1/0	0.063	0.055	-0.010	0.080	0.029	0.026	-0.130	0.053
Typ_Pendelaus		1/0	0.223	0.066	-0.456	0.106	-0.095	0.035	-0.213	0.079
Bauj_vor19		1/0	-0.374	0.061	-0.164	0.043	-0.083	0.028	-0.286	0.047
Bauj_1949		1/0	-0.336	0.046	-0.220	0.060	-0.232	0.040	-0.473	0.086
Bauj_5079		1/0	-0.390	0.029	-0.364	0.075	-0.415	0.015	-0.450	0.029
Bauj_8099		1/0	-0.186	0.030	-0.377	0.041	-0.206	0.014	-0.289	0.031
Stadthaus		1/0	0.085	0.052	0.080	0.074	0.079	0.016	0.050	0.041
Reihenhaus		1/0	0.097	0.054	0.007	0.081	0.053	0.022	-0.024	0.048
Beschaefigtigenpotential		stetig	0.000000620	0.000000112	-0.000001162	0.000000711	0.000000834	0.000000066	0.000000166	0.000000305
Q05I		1/0	0.008	0.060	-0.004	0.085	-0.050	0.037	-0.419	0.101
Q05II		1/0	-0.033	0.052	0.005	0.078	0.036	0.033	0.169	0.080
Q05III		1/0	0.000	0.053	-0.084	0.075	0.064	0.030	0.026	0.063
Q05IV		1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Q06I		1/0	-0.007	0.051	-0.066	0.082	-0.030	0.028	-0.059	0.070
Q06II		1/0	0.086	0.050	0.056	0.079	0.053	0.028	-0.019	0.061
Q06III		1/0	0.000	0.059	0.000	0.074	0.060	0.026	-0.009	0.059
Q06IV		1/0	-0.088	0.050	-0.057	0.077	0.020	0.024	-0.012	0.059
Q07I		1/0	0.057	0.046	-0.020	0.071	0.013	0.025	0.024	0.058
Q07II		1/0	0.003	0.047	0.104	0.073	0.008	0.024	0.035	0.056
Q07III		1/0	-0.008	0.045	-0.042	0.070	0.051	0.025	-0.078	0.056
Q07IV		1/0	-0.003	0.044	-0.007	0.065	0.026	0.024	-0.041	0.052

APARTMENTS

Variablen	Regionen Typ	Region9		Stuttgart		Region10		RheinNeckarD		Region11		RheinMain		Region12		HannoverHild	
		R-Quadrat	Schaetzwert	0.753	Standardfehle	R-Quadrat	Schaetzwert	0.647	Standardfehle	R-Quadrat	Schaetzwert	0.734	Standardfehle	R-Quadrat	Schaetzwert	0.704	Standardfehle
(Konstante)	stetig		7.556		0.107		7.770		0.201		6.902		0.117		7.093		0.222
LN Wohnflaeche	stetig, LN		0.945		0.022		0.969		0.040		1.098		0.023		0.979		0.045
Typ_KernstadtGROSSa	1/0		X		X		X		X		0.030		0.020		0.104		0.102
Typ_KernstadtKLEINa	1/0		X		X		X		X		-0.101		0.039		X		X
Typ_Pendelin	1/0		-0.012		0.019		-0.200		0.034		-0.088		0.028		-0.102		0.058
Typ_Pendelaus	1/0		-0.018		0.049		-0.342		0.069		-0.155		0.052		0.007		0.080
Bauj_vor19	1/0		-0.342		0.029		-0.355		0.056		-0.050		0.031		-0.183		0.044
Bauj_1949	1/0		-0.416		0.037		-0.324		0.068		-0.208		0.059		-0.299		0.065
Bauj_5079	1/0		-0.395		0.015		-0.367		0.029		-0.394		0.018		-0.352		0.032
Bauj_8099	1/0		-0.251		0.014		-0.217		0.027		-0.181		0.017		-0.199		0.035
Stadthaus	1/0		0.102		0.023		0.136		0.038		0.100		0.023		0.175		0.054
Reihenhaus	1/0		0.120		0.026		0.114		0.042		0.095		0.027		0.247		0.061
Beschaeftigtenpotential	stetig		0.000000854		0.000000065		-0.000000389		0.000000257		0.000000731		0.000000084		0.000001148		0.000000418
Q05I	1/0		0.003		0.047		0.033		0.111		0.048		0.044		-0.011		0.062
Q05II	1/0		0.010		0.037		0.028		0.066		0.010		0.036		-0.048		0.056
Q05III	1/0		0.037		0.030		0.042		0.049		-0.025		0.032		-0.004		0.055
Q05IV	1/0		0.000		0.000		0.000		0.000		0.000		0.000		0.000		0.000
Q06I	1/0		0.032		0.032		-0.033		0.049		-0.004		0.032		0.012		0.058
Q06II	1/0		0.042		0.033		-0.013		0.052		-0.016		0.035		0.000		0.071
Q06III	1/0		0.066		0.032		-0.003		0.053		-0.055		0.034		-0.142		0.061
Q06IV	1/0		0.042		0.028		-0.002		0.045		-0.013		0.028		-0.025		0.054
Q07I	1/0		0.011		0.028		-0.084		0.045		-0.036		0.029		-0.005		0.057
Q07II	1/0		0.075		0.029		-0.106		0.045		-0.006		0.029		-0.077		0.050
Q07III	1/0		0.021		0.027		0.011		0.044		-0.048		0.029		-0.047		0.051
Q07IV	1/0		-0.016		0.027		-0.074		0.043		-0.029		0.027		-0.071		0.051

APARTMENTS

Variablen	Regionen Typ	HamburgLüne		BerlinPotsda		WestfalenMün		Region16		Oberrhein
		Region13	burg	Region14	m	Region15	sterland	Region16		0.736
		R-Quadrat	0.767	R-Quadrat	0.706	R-Quadrat	0.627	R-Quadrat		
		Schaetzwert	Standardfehle	Schaetzwert	Standardfehle	Schaetzwert	Standardfehle	Schaetzwert	Standardfehle	Standardfehle
(Konstante)	stetig	6.810	0.126	6.673	0.127	7.623	0.292	7.550	0.210	
LN Wohnflaeche	stetig, LN	1.097	0.025	1.087	0.024	0.867	0.055	0.984	0.042	
Typ_KernstadtGROSSa	1/0	0.108	0.061	0.410	0.057	X	X	0.058	0.065	
Typ_KernstadtKLEINa	1/0	X	X	X	X	X	X	X	X	
Typ_Pendelin	1/0	-0.103	0.032	-0.055	0.058	-0.059	0.046	-0.058	0.036	
Typ_Pendelaus	1/0	-0.179	0.072	0.118	0.136	-0.111	0.042	-0.147	0.034	
Bauj_vor19	1/0	-0.117	0.024	-0.264	0.022	-0.235	0.082	-0.222	0.052	
Bauj_1949	1/0	-0.245	0.036	-0.276	0.031	-0.535	0.090	-0.180	0.060	
Bauj_5079	1/0	-0.340	0.020	-0.331	0.029	-0.385	0.033	-0.379	0.032	
Bauj_8099	1/0	-0.233	0.019	-0.207	0.026	-0.302	0.034	-0.206	0.027	
Stadthaus	1/0	0.049	0.025	0.036	0.021	0.169	0.080	0.065	0.050	
Reihenhaus	1/0	0.048	0.030	0.024	0.032	0.192	0.081	0.047	0.053	
Beschaeftigtenpotential	stetig	0.000001177	0.000000084	0.000000794	0.000000102	0.000001447	0.000000428	0.000000539	0.000000253	
Q05I	1/0	0.024	0.043	-0.064	0.052	0.063	0.080	0.007	0.104	
Q05II	1/0	0.031	0.036	0.038	0.042	0.062	0.077	0.049	0.060	
Q05III	1/0	-0.015	0.034	0.067	0.040	0.051	0.064	0.126	0.050	
Q05IV	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
Q06I	1/0	0.077	0.036	-0.011	0.040	0.033	0.066	-0.018	0.050	
Q06II	1/0	0.017	0.035	0.035	0.042	0.062	0.071	-0.036	0.047	
Q06III	1/0	-0.018	0.038	0.057	0.043	0.014	0.083	-0.036	0.049	
Q06IV	1/0	-0.032	0.032	0.088	0.037	0.030	0.062	-0.036	0.048	
Q07I	1/0	-0.031	0.034	0.055	0.038	-0.005	0.063	-0.014	0.044	
Q07II	1/0	-0.015	0.033	0.147	0.037	-0.015	0.058	0.000	0.045	
Q07III	1/0	0.021	0.033	0.139	0.038	-0.037	0.061	0.041	0.045	
Q07IV	1/0	-0.060	0.032	0.132	0.037	0.003	0.063	-0.098	0.045	