

Weiterentwicklung hedonische Verfahren zur Berechnung von Hauspreisindizes, HPX

im Auftrag des
Bundesinstitutes für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BSR)

Endbericht

Hans-Joachim Dübel
Finpolconsult.de, Berlin

Sören Iden
Hypoport AG, Berlin

26. Februar 2010

Zusammenfassung der Ergebnisse

Globale Zielsetzung der Arbeiten ist die Entwicklung von nationalen hedonischen Hauspreisindizes auf der Basis möglichst präziser regionaler Hauspreisregressionen. Dazu müssen regionale Hauspreisregressionen verbessert und geographisch erweitert werden – idealerweise auf das gesamte Bundesgebiet, sowie Lösungen für durch statistische Untererfassung und Saisoneffekte ausgelöste Verzerrungen gefunden werden.

Verbesserung von Hauspreisregressionen

Zur räumlichen Präzisierung der regionalen Regressionen untersuchten wir zwei Methodiken: eine Unterteilung der Regionen nach Preisterzilen und nach enger abgegrenzten Stadtregionen.¹

Die Unterteilung der Regionen nach Preisterzile erfordert ein zweistufiges Regressionsverfahren auf der Basis fünfstelliger Postleitzahlen. Es erscheint aufgrund der Ergebnisse sowohl für Homes als auch Apartments sinnvoll. Besonders interessant ist die Einbeziehung von Preisterzildummies in die regionalen Wohnungsmarktregressionen, die bei Apartments und insbesondere bei Homes zu erheblichen Fitverbesserungen führt. Damit könnte sich Hypoport der Konstruktionsweise des französischen Hauspreisindex von Insee annähern, der innerhalb von Regionen (Zonen) Nachbarschaftsdummies verwendet. Es wird empfohlen, weitere Regionen in dieser Richtung zu untersuchen.

Eine Teilwohnungsmarktabgrenzung nach Stadtregionen erscheint dagegen i.W. für den Apartmentbereich sinnvoll, bei Homes nur im Einzelfall (Köln, Berlin Südwest/Potsdam). Bei Apartments könnten durch entsprechende feinere Unterteilungen – z.B. Berlin innerhalb des S-Bahnringes anstatt Region Berlin-Potsdam gesamt oder Essen innerhalb der Region Ruhrgebiet West – deutliche Fitverbesserungen erreicht werden. Der Preis eines möglichen bundesweiten Indexes auf der Basis von selektiven Regressionen in regionalen Teilmärkten wäre aber geringere Repräsentativität. Bei der Preisterzilmethode würden dagegen alle regionalen Daten berücksichtigt.

Eine weitere Möglichkeit zur Fitverbesserung ist die Erhöhung der Fallzahlen, zum Beispiel durch die Einbeziehung vermieteter Objekte. Dieser Ansatz ist mit dem Risiko behaftet, dass sich die Preise im Vergleich zu Selbstnutzung stark unterschiedlich entwickeln. Die Untersuchung zeigt, dass diese Hypothese für die Region Leipzig – Halle im Fall von Apartments nicht verworfen werden kann. Wir weisen ebenfalls im Vergleich bei Apartments eine in den letzten Quartalen deutlich schwächere Preisentwicklung für den Bund bei Einschluss von Vermietungen nach – vermutlich aufgrund von Investitions- und Kreditzurückhaltung bei Vermietungen in der Finanzkrise.

Auf der Habenseite verbessert sich gerade auch für ostdeutsche Regionen, deren Markt trotz zunehmender Selbstnutzungen stark von Vermietungen dominiert wird, die Fitqualität und die Preiszeitreihen werden weniger volatil. Auch werden wichtige Bezugsgrößen, wie etwa die Transaktionsdaten der Gutachterausschüsse oder aufgrund von Kaufangeboten erzeugte Preisindizes, implizit unter Einschluss von Objekten zur Vermietung erzeugt. Ggf. wäre daher trotz der möglichen Verzerrungen zumindest ein paralleler nationaler Index unter Berücksichtigung von Vermietungen sinnvoll. Aufgrund der derzeit noch besonderen Marktstrukturen würde sich die Einbeziehung von Vermietungen bei Regionalindizes für die neuen Bundesländer aufzwingen.

Ebenso stellt sich die Frage der Einbeziehung alter Homes. Die Probleme der Behandlung dieser Objekte und derjenigen Objekten mit Modernisierungskosten sind stark überlappend.

¹ Definiert auf dreistelliger Postleitzahlebene, z.B. Stadtregion Essen bestehend aus PLZ-Gebieten 451, 452 und 453 als Teil der Region Ruhrgebiet West.

Wir zeigen, dass ein Ansatz, der alle Home-Altersklassen berücksichtigt und zu modernisierende Objekte durch eine eigene Preiszeitreihe abbildet dem bisher praktizierten Ausschluss von Beobachtungen alter Homes vorzuziehen ist. Dies gilt zumindest für die Bundesregression und eine Reihe von durchgeführten Regionalregressionen. Angesichts der Strukturverschiebungen in der Investitionstätigkeit weg vom Neubau und hin zu Modernisierungen erscheint langfristig ein nationaler Index unter Ausschluss zu modernisierender Objekte, wie etwa im Fall des Case-Shiller-Indexes in den USA, problematisch.

Gewichtung/Hochrechnung und Saisonbereinigung

Die Studie diskutiert einige Ansätze der Verbesserung der Gewichtungen und Korrektur der Untererfassungen der Europace-Daten sowie der Saisonbereinigung. Lösungen für beide Fragen liegen noch in der Ferne.

Um aussagefähige Gewichtungen zu erreichen müsste die regional in Süddeutschland konzentrierte Untererfassung der Gutachterausschuss-Transaktionsdaten mit Instrumentenschätzungen korrigiert werden, die z.B. die Umsatzstrukturen anderer Regionen (mit Bezug auf Kernstadt, Kerngebiet usw.) auf Regionen mit fehlenden Daten übertragen müsste. Die Fehleranfälligkeit eines solchen Verfahrens erscheint so hoch, dass a priori unklar ist, ob sie geringer sein könnte, als das derzeit von Hypoport für Gewichtungen angewendete Verfahren einer Mischung von Wohnungsbestands- und Neubauzahlen aus der amtlichen Statistik mit den eigenen Fallzahlen. Weitere Untersuchungen einiger Regionen im Hinblick auf mögliche Interpolationsverfahren wären jedoch von Interesse.

Das Saisonbereinigungsproblem wird nicht nur durch das noch junge Alter des Datensatzes erschwert, sondern zusätzlich durch die in dieser Untersuchung aufgezeigten Sondereffekte der Finanzkrise sowie regionalen Unterschiede in der Preisdynamik. Das Thema erscheint deshalb derzeit nicht prioritär und sollte in einem Jahr noch einmal aufgegriffen werden.

1. Einführung

Das Projekt greift nach dem vorangegangenen Forschungsprojekt verbliebenen offenen Fragen bei der Berechnung eines hedonischen Hauspreisindex für Deutschland auf der Basis von regionalen hedonischen Regressionsanalysen auf.

In der im April 2008 von den Autoren vorgelegten Studie wurden 30 Regionalregressionen für Homes und 16 für Apartments durchgeführt. Die durchschnittliche Fit-Qualität dieser Regressionen lag unterhalb derjenigen einer mit BBSR-Raumvariablen optimierten Bundesregression, weshalb dem Unternehmen empfohlen wurde, den HPX zunächst auf der Basis von Bundesregressionen zu veröffentlichen.

Langfristig sollte jedoch das Ziel eines auf Regionalregressionen basierenden nationalen Preisindex verfolgt werden. Vorbild sind hier die im Falle von Homes rd. 300 Regionen des INSEE-Indexes für Frankreich. Diese werden auf der Basis von Notardaten ermittelt, die rd. 2/3 aller französischen Markttransaktionen abdecken. Um eine derartige Kleinteiligkeit für Deutschland zu erreichen, müssten entweder Daten verschiedener deutscher Anbieter gleichnamig gemacht und gepoolt werden, oder die Grundgesamtheit der Gutachterausschüsse entsprechend mobilisiert werden. Der für eine Realisation einer der beiden Ansätze notwendige Zeitraum beträgt jedoch nach den bisherigen Erfahrungen 5 oder 10 Jahre.

Als kurzfristiges Ziel wird stattdessen der Versuch unternommen, mit rd. 15-30 Regressionen aus dem Europace-Datensatz einen hinreichend genauen nationalen Index aus Regionalregressionen zu konstruieren. Bereits jetzt bietet das Unternehmen Hypoport Regionalindizes an, die jedoch für das Globalziel nationaler Index auf regionaler Basis verbessert und erweitert werden müssen.

Es soll der Versuch unternommen werden, durch Verbesserungen der Abgrenzungen der Regionen sowie geeignete Unterteilungen in Teilwohnungsmärkten in heterogenen Regionen eine Verbesserung der Fit-Qualität der regionalen Regressionen zu erreichen.

Ebenso besteht die Hoffnung dass die seit der Vorgängerstudie neu verfügbaren sieben Quartalsbeobachtungen die Regressionsqualität im Falle einiger Regionen verbessern konnten.

Zudem sollen einige Spezialfälle getestet werden, wie Regionen mit hohem Anteil von Wohnungskäufen zu Investitionszwecken im Vergleich zur Selbstnutzung (insbesondere Leipzig / Halle und Dresden) sowie die bisher aus der Indexkonstruktion ausgeschlossenen Fälle älterer Homes.

Mit verbesserten Mengengerüsten – etwa Gutachterausschuss-Transaktionsdaten – könnte dann ein Bundesindex errechnet werden. Die dazu vorhandenen Möglichkeiten sollen diskutiert und auch eine gewichtete Bundesregression (weighted least squares) berechnet werden.

Schließlich soll das Problem der perspektivisch notwendigen Saisonbereinigung des HPX diskutiert werden. Hier besteht der Verdacht, dass die Auswirkungen der Finanzkrise bisher gängige Saisonmuster zerstört haben.

2. Verbesserung von Hauspreisregressionen

Der Arbeitsschritt 1 umfasst die Verbesserung von regionalen Wohnungsmarktabgrenzungen und –regressionen mit dem Ziel der Optimierung der Nutzung der vorhandenen und seit dem Vorgängerprojekt hinzugewonnenen Daten.

2.1. *Verbesserung der intra-regionalen Wohnungsmarktabgrenzungen und Regressionen*

2.1.1. Problemstellung

Bisher wird innerhalb einer Region nur zwischen der BBSR-Definition Kernstadt und Kerngebiet, Pendelinnenbereich und Pendelaussenbereich unterschieden. Einige Regionen sind für diesen Ansatz jedoch zu heterogen. Das Ergebnis sind hohe Schwankungen der Indizes bzw. hohe Standardfehler und schwache Regressionsfits, die eine Aggregation auf Bundesebene erschweren. Deshalb sollen die Wohnungsmarktregionen durch geeignete Abgrenzungen weiter unterteilt werden.

Durch erste Berechnungen in dieser Zielrichtung soll zudem eine Grundlage für zukünftige kleinräumlichere Analysen bzw. geeignete Abgrenzungen von homogenen Wohnungsmärkten gelegt werden.

2.1.2. Lösungsansatz

Deshalb wird der Versuch einer feineren regionalen Spezifikation im Regressionsmodell unternommen, und zwar für die folgenden besonders durch Heterogenität charakterisierten vier Regionen:

- Berlin,
- Ruhrgebiet,
- Koeln/Bonn,
- Rhein-Main.

In möglichen weiteren Arbeitsschritten könnten auch weitere Regionen ausdifferenziert werden, um die Fit-Qualität zu verbessern.

Weiterentwicklung hedonische Verfahren HPX

Es werden, jeweils getrennt für Homes und Apartments, zwei alternative Methodiken zur Unterteilung der o.a. Regionen getestet:

- Methodik I: Unterteilung der Region in getrennte Stadtregionen (z.B. Essen als Teil der Region Ruhrgebiet West).
- Methodik II: Unterteilung der Region auf der Basis von fünfstelligen Postleitzahlgebieten, die auf hedonischer Basis ermittelten Kaufpreis-Terzilen, zugeordnet werden.

Zur Methodik I: Die Stadtregionen werden durch dreistellige Postleitzahlengebiete abgebildet, z.B. für Essen die PLZ-gebiete 451, 452 und 453. Es besteht die Vermutung, dass einzelne Stadtregionen für sich genommen homogener sind als die Region. Aus derart verbesserten Fits könnte sich z.B. ein genauere Regionalindex Ruhrgebiet West oder direkt ein Bundesindex herstellen lassen.

Ein Nachteil sind mögliche größere Standardabweichungen der Zeitvariablen und Schwankungen der Schattenpreise von Merkmalen der Objekte aufgrund geringerer Fallzahlen im Vergleich zu die Gesamtregion abbildenden Regressionen.

Zur Methodik II: Zur Ermittlung der Postleitzahl-Terzile wird – nach Apartment und Homes getrennt und für jede Region getrennt - ein Verfahren in fünf Schritten angewendet:

- a) Zunächst wird für eine Region eine vereinfachte hedonische Regression von Quadratmeterpreisen auf Baumerkmale (Alter, Modernisierungsbedarf, usw..) und Wohn- bzw. Grundstücksfläche durchgeführt.
- b) Aus den Regressionen wird sodann für jedes beobachtete Objekt eine Prädiktion aufgrund seiner Merkmale, jedoch ohne Berücksichtigung seiner Lagegüte, abgeleitet.
- c) Die Differenz zwischen Prädiktion und tatsächlich gezahltem Preis, im ökonomischen Jargon das ‚Residuum‘, wird als Proxy für die Lagegüte bzw. den Bodenwert berechnet.
- d) Für fünfstelligen Postleitzahlbezirke werden die Mediane der Residuen ermittelt und die Postleitzahlen nach den Medianwerten sortiert.
- e) Die derart sortierten Postleitzahlbezirke werden nach ihren kumulierten Fallzahlen drei Terzilen zugeordnet.

Es wird also eine vereinfachte Regression zur Berechnung von Dummies der eigentlichen Regionalregression vorgeschaltet. Dieses zweistufige Verfahren erlaubt eine Approximation homogener Wohnlagen in drei Kategorien. Das Ergebnis ist eine Patchwork-Karte der Region in Analogie zu Bodenrichtwert-, Mietspiegel- und anderen raumwirtschaftlichen Karten (vgl. Anhang).

Innerhalb der durch die Postleitzahl-Terzile gebildeten Teilräume der Region wird mit einer verbesserten Regressionsqualität gerechnet. Es werden in die dann getrennt für diese Teilräume vorzunehmenden Regressionen nach wie vor Lagefaktoren einbezogen. Da die lediglich Drittelung einer Region in der Regel noch ausreichend große Fallzahlen garantiert, ist die Wahrscheinlichkeit deutlich höherer Standardabweichungen der Schätzer der Zeitvariablen etwas geringer als bei Fokussierung auf einzelne Städte (in Berlin: Bezirke) im Ballungsraum.

Weitere technische Einzelheiten:

- Wir verwenden aufgrund der geringeren Fallzahlen ein Nulljahr anstatt üblicherweise eines Nullquartals (in diesem Fall das Jahr 2005). Das Nulljahr ist die Basis des Preisindex (d.h. ‚Jahresdurchschnitt 2005=100‘).²

² Ein Regressionsverfahren unter Verwendung von Zeitvariablen-Dummies erfordert zur Berechnung der Parameter eine zeitliche Bezugsbasis, die Nullperiode. Würde die Nullperiode nicht vorab explizit bestimmt (durch Weglassen der entsprechenden Zeitvariablen-Dummies), so würde das Rechenprogramm eine Nullperiode willkürlich auswählen.

Weiterentwicklung hedonische Verfahren HPX

- Es werden die Standardregressoren aus der HPX-Indexkonstruktion für die Home- und Apartment-Regressionen verwendet:
 - o Bei Homes: Wohnfläche (LN), Grundstücksfläche (LN), 4 Baualtersklassen, Dummy Modernisierungskosten, Bevölkerung des Standortes, Fahrzeit zum Oberzentrum, sowie BBSR-Verdichtungsvariablen (Kernstadt vs. Pendelregion).
 - o Bei Apartments: wie Homes ohne Grundstücksfläche und Bevölkerung des Standortes, und mit Gebäudetypvariablen (Hochhaus, Reihenhaus, Stadthaus).
- Dabei werden jedoch im Unterschied zu den Bundesregressionen anstelle getrennter Schätzer der Zeitvariablen für Wohneinheiten mit und ohne Modernisierungskosten nur eine einzige Zeitvariablenreihe geschätzt und die Modernisierungskosten durch einen Dummy aufgefangen. Dies trägt den geringeren Fallzahlen Rechnung. Siehe auch Diskussion von Leipzig/Halle weiter unten.

2.1.3. Ergebnisse

Rhein-Ruhr

Teilwohnungsmarktregressionen

Abgrenzung der Stadtregionen (dreistellige Postleitzahlbezirke)

- Duisburg: 470,471 und 472
- Essen: 451, 452 und 453
- Bochum: 447 und 448
- Dortmund: 441, 442 und 443.

Weiterentwicklung hedonische Verfahren HPX

Tabelle 1: Apartments nach Stadtregionen und Postleitzahl-Terzilen Rhein-Ruhr

Beobachtungen	Region		Stadtregionen				Postleitzahl-Terzile			
			Duisburg	Essen	Bochum	Dortmund	Unteres Terzil	Mittleres Terzil	Oberes Terzil	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)		
	3276	373	445	254	392	1086	1086	1104		
Teststatistiken										
R ²	0.619	0.642	0.754	0.699	0.682	0.597	0.691	0.673		
Ajustiertes R ²	0.616	0.617	0.740	0.667	0.662	0.587	0.683	0.665		
Variablen	Typ									
KONSTANTE	stetig	7.651	7.677	6.976	7.819	7.457	7.648	7.523	7.404	
FLAECHE	Wohnflaeche stetig, LN	0.948	0.946	1.119	0.936	0.982	0.887	0.973	0.989	
BAUJAHR										
	vor 1919	1/0	-0.342	-0.416	-0.382	-0.433	-0.377	-0.335	-0.297	-0.323
	1919 - 1949	1/0	-0.341	-0.335	-0.340	-0.605	-0.304	-0.251	-0.305	-0.362
	1950 - 1979	1/0	-0.331	-0.371	-0.348	-0.416	-0.342	-0.238	-0.329	-0.341
	1980 - 1999	1/0	-0.202	-0.297	-0.272	-0.300	-0.154	-0.141	-0.189	-0.210
	2000 und juenger	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
GEBAEUDETYP										
	WohnE_Reihe	1/0	0.144	0.047	0.119	0.059	0.188	0.152	0.104	0.234
	WohnE_Stadt	1/0	0.115	-0.019	0.077	0.102	0.108	0.138	0.087	0.214
	WohnEHoch	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
INVESTITION										
	Teilvermietung	1/0	x	x	x	x	x	x	x	
	Modernisierung	1/0	-0.035	0.011	-0.037	0.012	-0.006	-0.063	-0.010	-0.018
VERDICHTUNG										
	Fahrtzeit zum Oberzentrum	1/0	-0.005	0.005	-0.003	-0.001	-0.008	-0.001	-0.004	-0.002
	Kernstadt Agglomeration	1/0	0.000	x	x	x	x	0.000	0.000	0.000
	Kernstadt gross	1/0	0.009	x	x	x	x	0.020	0.015	-0.009
	Kernstadt klein	1/0	x	x	x	x	x	x	x	
	Pendel in	1/0	0.038	x	x	x	x	-0.052	0.052	0.019
	Pendel aus	1/0	0.060	x	x	x	x	-0.007	0.104	0.221
ANTRAGSDATUM										
	Q06I	1/0	-0.047	-0.036	-0.036	0.135	-0.039	-0.043	0.015	-0.058
	Q06II	1/0	0.008	-0.147	0.129	-0.021	-0.015	-0.041	-0.015	0.135
	Q06III	1/0	-0.026	-0.087	0.000	-0.084	0.049	-0.025	0.045	-0.016
	Q06IV	1/0	-0.072	-0.141	-0.027	-0.080	0.049	-0.064	-0.027	-0.044
	Q07I	1/0	-0.022	-0.183	0.044	0.013	-0.046	-0.055	-0.003	0.029
	Q07II	1/0	-0.022	-0.093	0.029	-0.003	-0.006	-0.012	-0.006	0.029
	Q07III	1/0	-0.061	-0.063	0.030	-0.011	-0.105	-0.056	-0.024	-0.033
	Q07IV	1/0	-0.029	-0.066	-0.020	-0.030	-0.065	0.002	-0.037	-0.007
	Q08I	1/0	-0.057	-0.037	0.006	-0.027	-0.160	-0.049	-0.031	-0.016
	Q08II	1/0	-0.014	0.004	0.081	-0.062	0.013	-0.024	-0.017	0.035
	Q08III	1/0	-0.006	-0.086	-0.010	-0.017	0.046	0.009	-0.010	0.043
	Q08IV	1/0	-0.027	-0.083	0.004	-0.039	0.068	-0.031	-0.004	0.021
	Q09I	1/0	-0.051	-0.118	0.047	-0.131	-0.015	-0.079	-0.077	0.049
	Q09II	1/0	-0.010	-0.115	0.047	-0.081	0.091	-0.043	-0.001	0.051
	Q09III	1/0	-0.039	0.003	0.051	-0.147	-0.013	-0.056	-0.043	-0.001

Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: 2005 ist Nullperiode.

Weiterentwicklung hedonische Verfahren HPX

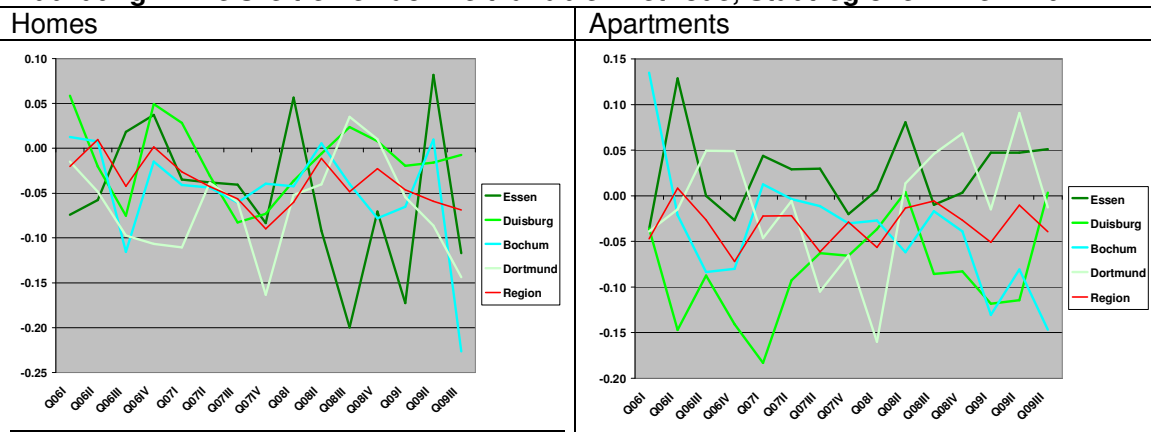
Tabelle 2: Homes nach Stadtregionen und Postleitzahl-Terzilen Rhein-Ruhr

	Region	Stadtregionen				Postleitzahl-Terzile			
		Duisburg	Essen	Bochum	Dortmund	Unteres Terzil	Mittleres Terzil	Oberes Terzil	
	(1)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	
Beobachtungen	6847	511	480	378	786	2268	2251	2326	
Teststatistiken									
R ²	0.567	0.697	0.553	0.674	0.571	0.553	0.620	0.560	
Ajustiertes R ²	0.565	0.683	0.531	0.653	0.558	0.547	0.615	0.555	
Variablen	Typ								
KONSTANTE	stetig	7.971	7.593	6.995	7.884	8.309	8.124	7.873	7.355
Wohnflaeche	stetig, LN	0.713	0.777	0.937	0.795	0.690	0.641	0.594	0.749
Grundstücksflaeche	stetig, LN	0.139	0.178	0.163	0.138	0.148	0.118	0.158	0.142
BAUJAHR									
vor 1919	1/0	-0.441	-0.496	-0.228	-0.408	-0.339	-0.472	-0.490	-0.316
1919 - 1949	1/0	-0.382	-0.419	-0.245	-0.277	-0.423	-0.380	-0.466	-0.293
1950 - 1979	1/0	-0.248	-0.282	-0.203	-0.179	-0.232	-0.292	-0.272	-0.221
1980 - 1999	1/0	-0.126	-0.089	-0.058	-0.073	-0.204	-0.145	-0.122	-0.128
2000 und jaenger	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
INVESTITION									
Teilvermietung	1/0	x	x	x	x	x	x	x	
Modernisierung	1/0	0.018	-0.021	0.036	0.038	0.055	0.024	0.011	0.023
VERDICHTUNG									
Bevoelkerung	stetig, LN	0.021	x	x	x	x	0.029	0.059	0.055
Fahrtzeit zum Oberzentrum	stetig	-0.006	0.001	-0.001	-0.006	-0.008	0.001	0.000	-0.002
Kernstadt Agglomeration	1/0	0.000	x	x	x	x	0.000	0.000	0.000
Kernstadt gross	1/0	0.041	x	x	x	x	-0.045	0.017	0.030
Kernstadt klein	1/0	x	x	x	x	x	x	x	x
Pendel in	1/0	0.022	x	x	x	x	-0.062	0.004	-0.006
Pendel aus	1/0	0.033	x	x	x	x	-0.060	-0.029	-0.014
ANTRAGSDATUM									
Q06I	1/0	-0.020	0.059	-0.074	0.013	-0.015	-0.038	-0.015	0.012
Q06II	1/0	0.010	-0.020	-0.058	0.008	-0.049	0.021	0.003	0.032
Q06III	1/0	-0.042	-0.075	0.018	-0.116	-0.097	-0.023	-0.041	-0.038
Q06IV	1/0	0.002	0.049	0.037	-0.015	-0.107	-0.007	0.000	0.009
Q07I	1/0	-0.026	0.028	-0.035	-0.041	-0.111	-0.050	-0.024	0.035
Q07II	1/0	-0.043	-0.031	-0.038	-0.044	-0.038	-0.030	-0.044	0.000
Q07III	1/0	-0.056	-0.082	-0.040	-0.061	-0.060	-0.046	-0.058	-0.022
Q07IV	1/0	-0.090	-0.073	-0.083	-0.039	-0.163	-0.082	-0.088	-0.039
Q08I	1/0	-0.060	-0.036	0.056	-0.043	-0.052	-0.025	-0.065	-0.036
Q08II	1/0	-0.011	-0.006	-0.092	0.005	-0.040	-0.010	-0.016	0.013
Q08III	1/0	-0.048	0.024	-0.200	-0.040	0.035	-0.049	-0.009	-0.041
Q08IV	1/0	-0.023	0.008	-0.071	-0.078	0.010	-0.021	-0.025	0.020
Q09I	1/0	-0.046	-0.019	-0.173	-0.065	-0.055	0.004	-0.062	-0.051
Q09II	1/0	-0.059	-0.016	0.082	0.010	-0.086	-0.024	-0.049	-0.051
Q09III	1/0	-0.069	-0.007	-0.117	-0.227	-0.144	-0.023	-0.060	-0.067

Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: 2005 ist Nullperiode.

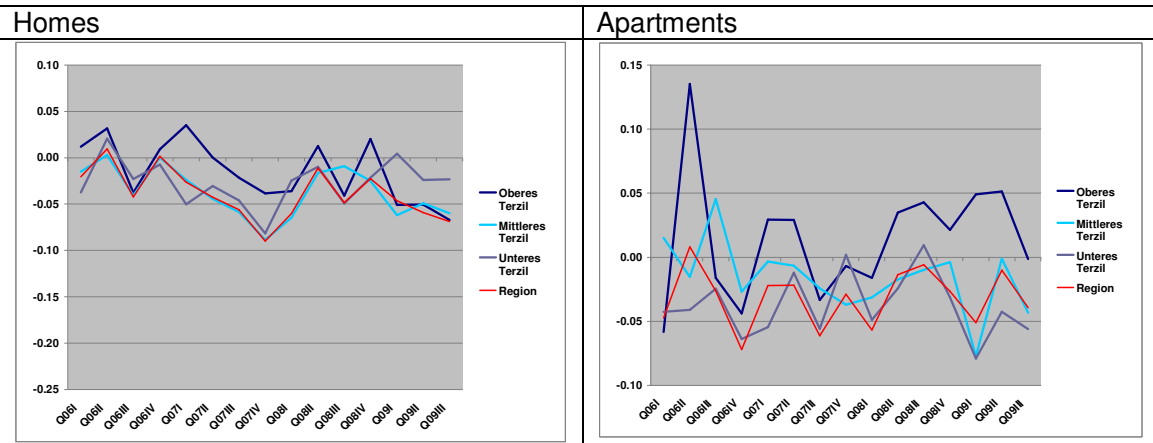
Preisdynamik der Teilwohnungsmärkte

Abbildung 1: Preiszeitreihe nach Zeitvariablenmethode, Stadtregionen Rhein-Ruhr



Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: 2005 ist Nullperiode. Die auf der y-Achse abgetragenen Werte sind die Parameter-Schätzwerte der Regression. Unter Berücksichtigung der log-linearen Spezifikation der Regression geben sie approximativ die prozentuale Veränderung gegenüber der Nullperiode wieder (d.h. Wert von 0,10 entspricht 10% Preissteigerung gegenüber der Nullperiode).

Abbildung 2: Preiszeitreihe nach Zeitvariablenmethode, Postleitzahl-Terzile Rhein-Ruhr



Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: 2005 ist Nullperiode. Die auf der y-Achse abgetragenen Werte sind die Parameter-Schätzwerte der Regression. Unter Berücksichtigung der log-linearen Spezifikation der Regression geben sie approximativ die prozentuale Veränderung gegenüber der Nullperiode wider (d.h. Wert von 0,10 entspricht 10% Preissteigerung gegenüber der Nullperiode).

Beobachtungen Ruhrgebiet Apartments:

- Deutliche Verbesserung der Fit-Qualität durch Unterteilungen – z.B. 0,754 für Essen, 0,699 für Bochum und 0,691 für das mittlere Preisterzil gegenüber 0,619 für die Region Ruhrgebiet insgesamt. Eine Ausnahme ist das untere Postleitzahl-Terzil, in dem die Heterogenität der derart zusammengefassten Stadträume vermutlich sehr hoch ist.
- Die Terzilbetrachtung führt im mittleren und oberen Terzil zu deutlich besserer Fit-Qualität als die Regionsbetrachtung. Im oberen Postleitzahl-Terzil ist ein deutlich positiver Preistrend bei Apartments abzulesen als bei Gesamtbetrachtung der Region.
- Die Stadtregionen weisen niedrige Fallzahlen auf, was die Standardfehler der Schätzer deutlich verschlechtert. Jedoch ergibt sich in der Regel gute Fit-Qualität. Regionale Tendenzen wie etwa die Auswirkung der Schwierigkeiten einiger Unternehmen in Bochum auf den lokalen Wohnungsmarkt, können abgelesen werden.
- Nur moderate Erhöhung der Preiselastizität mit Bezug auf Wohnfläche in besseren Lagen im Vergleich zu anderen Regionen.
- Es gibt Hinweise auf schlechtere Wohnqualitaet in Hochhausern, die sich in dieser Form in anderen Regionen nicht finden.

Beobachtungen Ruhrgebiet Homes:

- Im Gegensatz zu Apartments nur moderate Verbesserung der Fit-Qualität, v.a. im offenbar besonders homogenen mittleren Postleitzahl-Terzil.
- Terzilanalyse führt nur in mittelguten Lagen zu Fitverbesserung. Preise in schlechten Lagen sind interessanterweise stabiler als in mittleren und guten Lagen.
- Stadtregionen mit z.T. guten Fallzahlen, v.a. Dortmund mit gezielter Flächenausweisungspolitik. Trotzdem hohe Volatilität der Zeitvariablen und hohe Standardfehler.

Weiterentwicklung hedonische Verfahren HPX

Köln-Bonn

Teilwohnungsmarktregressionen

Abgrenzung der Stadtregionen (dreistellige Postleitzahlbezirke)

- Köln 506, 508, und 509.
- Bonn 531, 532 und 536.

Tabelle 3: Apartments nach Stadtregionen und Postleitzahl-Terzilen Köln-Bonn

			Region		Stadtregion		Postleitzahl-Terzile		
			Standard	Köln	Bonn	Unteres Terzil	Mittleres Terzil	Oberes Terzil	
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
Beobachtungen			3744	990	362	1245	1243	1251	
Teststatistiken									
	H ⁺		0.691	0.796	0.764	0.583	0.716	0.802	
	Ajustiertes H ⁺		0.689	0.791	0.746	0.574	0.710	0.797	
Variablen	Typ								
KONSTANTE	stetig		8.025	7.130	7.042	9.111	7.761	7.328	
Wohnflaeche	stetig, LN		0.951	1.175	1.134	0.617	0.971	1.136	
BAUJAHR									
vor 1919	1/0		-0.095	-0.162	0.085	-0.194	-0.088	-0.141	
1919 - 1949	1/0		-0.328	-0.281	-0.405	-0.396	-0.283	-0.318	
1950 - 1979	1/0		-0.430	-0.306	-0.391	-0.506	-0.382	-0.312	
1980 - 1999	1/0		-0.263	-0.171	-0.199	-0.340	-0.240	-0.160	
2000 und juenger	1/0		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
GEBAEUDETYP									
WohnE_Reihe	1/0		0.070	0.023	0.007	0.177	0.099	-0.039	
WohnE_Stadt	1/0		0.068	0.019	0.059	0.141	0.107	-0.014	
WohnEHoch	1/0		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
INVESTITION									
Teilvermietung	1/0		x	x	x	x	x	x	
Modernisierung	1/0		-0.016	-0.016	-0.021	0.018	-0.062	-0.002	
VERDICHTUNG									
Fahrtzeit zum Oberzentrum	1/0		-0.013	-0.018	-0.004	0.004	-0.004	-0.016	
Kernstadt Agglomeration	1/0		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
Kernstadt gross	1/0		-0.131	x	-0.118	-0.061	-0.016	-0.149	
Kernstadt klein	1/0		-0.112	x	x	-0.187	-0.022	-0.129	
Pendel in	1/0		-0.155	x	x	-0.262	0.061	0.187	
Pendel aus	1/0		x	x	x	x	x	x	
ANTRAGSDATUM									
Q06I	1/0		0.061	0.061	0.135	0.010	-0.052	0.069	
Q06II	1/0		0.084	0.101	-0.121	0.035	0.015	0.057	
Q06III	1/0		0.046	-0.009	0.075	0.051	0.045	-0.017	
Q06IV	1/0		0.026	0.027	-0.024	0.017	-0.034	0.056	
Q07I	1/0		0.038	0.071	0.010	-0.006	0.058	0.035	
Q07II	1/0		0.016	0.051	-0.095	0.010	-0.037	0.065	
Q07III	1/0		0.016	0.068	-0.111	-0.008	-0.036	0.024	
Q07IV	1/0		0.002	0.097	0.015	-0.025	-0.050	0.044	
Q08I	1/0		0.038	0.049	0.038	-0.021	0.002	0.080	
Q08II	1/0		0.012	-0.013	0.091	-0.014	0.027	-0.003	
Q08III	1/0		0.097	0.088	0.054	0.057	0.034	0.079	
Q08IV	1/0		0.060	0.071	0.053	0.035	0.005	0.100	
Q09I	1/0		-0.014	-0.005	-0.164	-0.021	-0.017	-0.010	
Q09II	1/0		0.023	0.064	0.081	-0.054	-0.028	0.106	
Q09III	1/0		0.013	0.015	-0.075	0.019	-0.056	0.074	

Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: 2005 ist Nullperiode.

Weiterentwicklung hedonische Verfahren HPX

Tabelle 4: Homes nach Stadtregionen und Postleitzahl-Terzilen Köln-Bonn

		Region	Stadtregion		Postleitzahl-Terzile		
		Standard	Köln	Bonn	Unteres Terzil	Mittleres Terzil	Oberes Terzil
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Beobachtungen		8583	563	795	2862	2837	2899
Teststatistiken							
	R ²	0.568	0.695	0.556	0.594	0.563	0.659
	Ajustiertes R ²	0.567	0.682	0.541	0.590	0.559	0.655
Variablen	Typ						
KONSTANTE	stetig	7.510	6.913	6.938	7.753	7.216	6.510
Wohnflaeche	stetig, LN	0.756	1.011	0.922	0.623	0.705	0.773
Grundstücksfläche	stetig, LN	0.136	0.164	0.108	0.123	0.136	0.176
BAUJAHR							
vor 1919	1/0	-0.349	-0.176	-0.095	-0.391	-0.310	-0.311
1919 - 1949	1/0	-0.287	0.142	-0.052	-0.380	-0.276	-0.188
1950 - 1979	1/0	-0.224	-0.031	-0.094	-0.262	-0.246	-0.180
1980 - 1999	1/0	-0.101	0.054	-0.046	-0.126	-0.111	-0.065
2000 und juenger	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
INVESTITION							
Teilvermietung	1/0	x	x	x	x	x	x
Modernisierung	1/0	0.008	0.059	-0.006	-0.008	0.024	0.008
VERDICHTUNG							
Bevoelkerung	stetig, LN	0.055	0.000	0.034	0.080	0.090	0.113
Fahrtzeit zum Oberzentrum	1/0	-0.005	-0.011	-0.003	-0.001	-0.001	-0.002
Kernstadt Agglomeration	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Kernstadt gross	1/0	-0.060	x	x	-0.040	-0.043	-0.037
Kernstadt klein	1/0	x	x	x	x	x	x
Pendel in	1/0	-0.108	x	-0.073	-0.069	-0.029	-0.007
Pendel aus	1/0	-0.227	x	x	-0.136	-0.086	-0.005
ANTRAGSDATUM							
Q06I	1/0	-0.001	-0.039	0.108	0.003	-0.010	0.021
Q06II	1/0	0.020	-0.074	0.110	0.020	0.010	0.026
Q06III	1/0	-0.019	-0.088	0.006	-0.023	0.004	-0.019
Q06IV	1/0	-0.021	-0.011	0.017	-0.017	-0.014	0.011
Q07I	1/0	-0.019	-0.114	0.036	-0.031	-0.017	-0.017
Q07II	1/0	-0.010	-0.010	0.040	-0.022	-0.035	0.029
Q07III	1/0	-0.021	0.029	0.009	-0.037	-0.016	0.000
Q07IV	1/0	-0.020	0.012	0.107	-0.040	-0.015	-0.020
Q08I	1/0	-0.027	0.031	0.134	-0.026	-0.013	-0.010
Q08II	1/0	-0.015	-0.021	0.035	-0.026	0.001	-0.029
Q08III	1/0	-0.039	-0.032	0.050	-0.054	-0.020	0.013
Q08IV	1/0	-0.024	0.011	0.062	-0.022	-0.007	-0.007
Q09I	1/0	-0.063	0.010	0.062	-0.069	-0.036	0.025
Q09II	1/0	-0.061	0.040	0.017	-0.071	-0.006	-0.042
Q09III	1/0	-0.068	-0.003	0.018	-0.076	-0.045	-0.020

Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: 2005 ist Nullperiode.

Weiterentwicklung hedonische Verfahren HPX

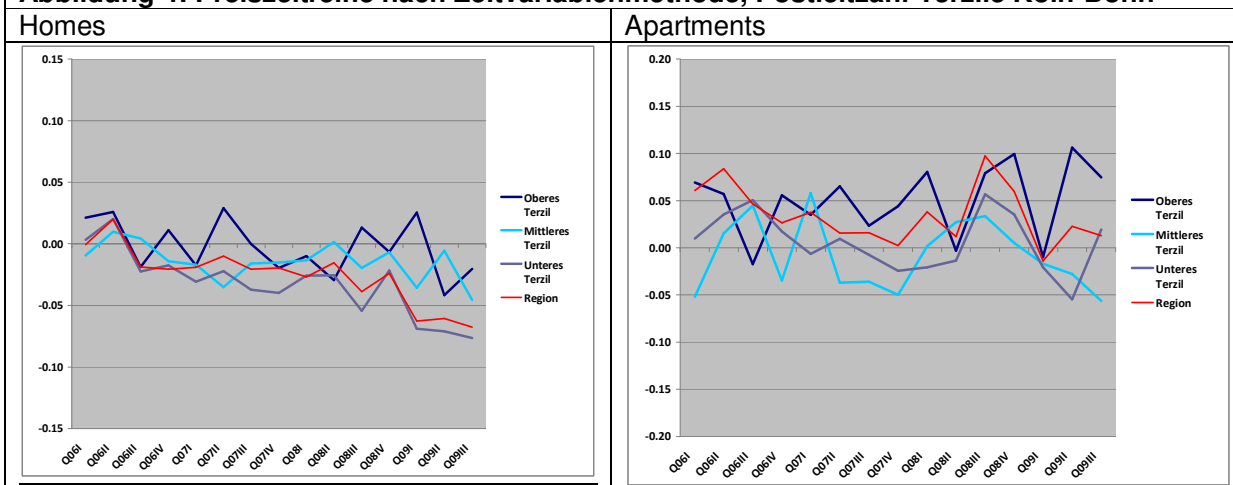
Preisdynamik der Teilwohnungsmärkte

Abbildung 3: Preiszeitreihe nach Zeitvariablenmethode, Stadtregionen Köln-Bonn



Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: 2005 ist Nullperiode. Die auf der y-Achse abgetragenen Werte sind die Parameter-Schätzwerte der Regression. Unter Berücksichtigung der log-linearen Spezifikation der Regression geben sie approximativ die prozentuale Veränderung gegenüber der Nullperiode wider (d.h. Wert von 0,10 entspricht 10% Preissteigerung gegenüber der Nullperiode).

Abbildung 4: Preiszeitreihe nach Zeitvariablenmethode, Postleitzahl-Terzile Köln-Bonn



Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: 2005 ist Nullperiode. Die auf der y-Achse abgetragenen Werte sind die Parameter-Schätzwerte der Regression. Unter Berücksichtigung der log-linearen Spezifikation der Regression geben sie approximativ die prozentuale Veränderung gegenüber der Nullperiode wider (d.h. Wert von 0,10 entspricht 10% Preissteigerung gegenüber der Nullperiode).

Beobachtungen Apartments:

- Deutliche Verbesserung der Schätzungen in allen Regressionen bis auf schlechte Lagen/unteres Postleitzahlen-Terzil.
- Stadtregionsanalyse Bonn wird durch niedrige Fallzahlen (trotz recht großer Regionsabgrenzung) erschwert, Köln dagegen mit stabilen Schätzern und akzeptablen Standardfehlern.
- Regressionen bei oberem Terzil – v.a. Innenstadtlagen Köln - hoch signifikant (einer der besten bisher im Europace-Datensatz erzielten Werte). Auch Preisentwicklung positiv, mittlere und schlechtere Lagen dagegen leicht negativ.
- Sehr starke Veränderung der Preiselastizität mit Bezug auf die Wohnfläche über die Terzile. Dies ist ein Indiz für eine sehr starke Nachfrage nach großen Wohnungen in guten Lagen. Auch die Preisabschläge für Nachkriegswohnungen sind in guten Lagen deutlich schwächer.

Weiterentwicklung hedonische Verfahren HPX

Beobachtungen Homes:

- Z.T. Verbesserung der Schätzungen – im Gegensatz zu anderen Regionen.
- Stadtregionsanalyse Köln bringt hohe zusätzliche Fit-Qualität trotz niedriger Fallzahlen, jedoch auch hohe Parameterschwankungen und Standardfehler. Stadtregionsanalyse Bonn ohne Fitverbesserung und mit hohen Parameterschwankungen und Standardfehlern.
- Postleitzahl-Terzilsabgrenzungen bringen z.T. deutliche Verbesserungen, v.a. für die hochpreisigen Lagen, aber auch für das niedrige Preissegment. Im oberen und mittleren Lage-Terzil deutlich stabilere Preisentwicklung.

Rhein-Main

Teilwohnungsmarktregressionen

Abgrenzung der Stadtregionen (dreistellige Postleitzahlbezirke)

- Frankfurt: 603, 604, 605 (Zentrum), 614, 658, 657 (Nordwest/Taunus), 613 und 611 (Nordost)
- Wiesbaden: 651, 652, 653, und 655
- Darmstadt: 642 643 644 645
- Mainz: 551 und 552

Tabelle 5: Apartments nach Stadtregionen und Postleitzahl-Terzilen Rhein-Main

	Region	Stadtregionen				Postleitzahl-Terzile		
		Frankfurt	Wiesbaden	Darmstadt	Mainz	Unteres Terzil (6)	Mittleres Terzil (7)	Oberes Terzil (8)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Beobachtungen	3481	720	567	363	289	1155	1145	1163
Teststatistiken								
R ²	0.710	0.797	0.718	0.712	0.713	0.671	0.731	0.770
Ajustiertes R ²	0.707	0.790	0.705	0.692	0.687	0.663	0.724	0.764
Variablen	Typ							
KONSTANTE	stetig	7.650	6.923	7.720	7.932	8.473	8.044	7.846
Wohnflaeche	stetig, LN	1.051	1.234	1.006	0.952	0.872	0.862	0.951
BAUJAHR								
vor 1919	1/0	-0.081	-0.035	-0.269	-0.069	-0.168	-0.186	-0.152
1919 - 1949	1/0	-0.209	-0.203	-0.244	-0.199	-0.262	-0.297	-0.303
1950 - 1979	1/0	-0.375	-0.347	-0.345	-0.308	-0.451	-0.379	-0.372
1980 - 1999	1/0	-0.224	-0.287	-0.219	-0.207	-0.192	-0.237	-0.189
2000 und juenger	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
GEBAEUDE Typ								
WohnE_Reihe	1/0	0.103	-0.020	0.225	0.056	-0.069	0.247	0.072
WohnE_Stadt	1/0	0.122	0.087	0.139	0.096	-0.063	0.214	0.097
WohnEHoch	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
INVESTITION								
Teilvermietung	1/0	x	x	x	x	x	x	x
Modernisierung	1/0	-0.043	-0.008	0.001	-0.078	-0.033	-0.013	-0.021
VERDICHTUNG								
Bevoelkerung	stetig, LN							
Fahrtzeit zum Oberzentrum	stetig	-0.013	-0.024	-0.013	-0.009	-0.018	-0.002	-0.001
Kernstadt Agglomeration	1/0	0.000	x	x	x	0.000	0.000	0.000
Kernstadt gross	1/0	-0.186	x	x	x	0.009	0.004	-0.136
Kernstadt klein	1/0	-0.368	x	x	x	-0.076	-0.050	0.443
Pendel in	1/0	-0.198	x	x	x	-0.061	-0.055	-0.020
Pendel aus	1/0	-0.230	x	x	x	-0.219	-0.100	x
ANTRAGSDATUM								
Q06I	1/0	-0.008	0.048	-0.032	0.011	-0.004	-0.049	-0.038
Q06II	1/0	0.006	0.031	-0.025	-0.104	0.064	-0.001	-0.052
Q06III	1/0	-0.038	0.096	-0.100	0.086	-0.118	-0.078	-0.075
Q06IV	1/0	-0.012	0.059	-0.104	-0.040	-0.038	-0.017	-0.058
Q07I	1/0	-0.029	0.051	-0.082	-0.104	0.122	-0.083	-0.060
Q07II	1/0	-0.003	0.087	-0.068	0.088	-0.062	-0.081	-0.029
Q07III	1/0	-0.017	0.058	-0.028	-0.119	-0.072	-0.082	-0.042
Q07IV	1/0	-0.021	0.141	-0.095	-0.086	-0.026	-0.057	-0.069
Q08I	1/0	-0.021	0.107	-0.048	-0.173	0.073	-0.102	-0.025
Q08II	1/0	-0.014	0.092	-0.002	-0.191	0.049	-0.046	-0.022
Q08III	1/0	-0.042	0.054	-0.015	-0.133	0.014	-0.073	-0.081
Q08IV	1/0	-0.046	0.088	-0.099	-0.132	-0.065	-0.071	-0.019
Q09I	1/0	-0.026	0.198	-0.005	-0.112	-0.053	-0.072	0.040
Q09II	1/0	-0.057	0.076	-0.136	-0.223	0.021	-0.101	-0.046
Q09III	1/0	-0.001	0.050	-0.075	-0.166	0.009	-0.021	-0.027

Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: 2005 ist Nullperiode.

Weiterentwicklung hedonische Verfahren HPX

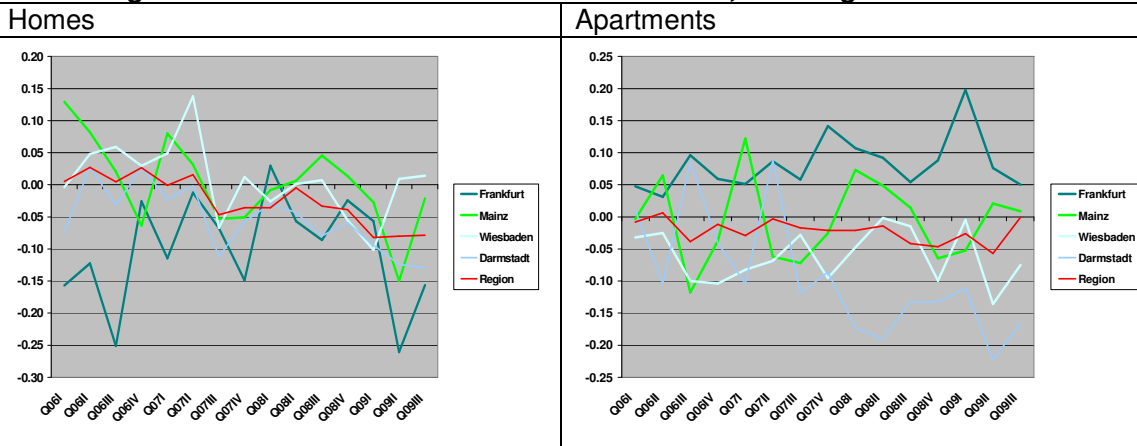
Tabelle 6: Homes nach Stadtregionen und Postleitzahl-Terzilen Rhein-Main

	Region	Stadtregionen					Postleitzahl-Terzile		
		Frankfurt	Wiesbaden	Darmstadt	Mainz	Unteres Terzil	Mittleres Terzil	Oberes Terzil	
Beobachtungen	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
5842	301	828	655	642	1941	1935	1983		
Teststatistiken									
R ²	0.539	0.617	0.613	0.503	0.567	0.578	0.556	0.543	
Ajustiertes R ²	0.537	0.583	0.600	0.482	0.549	0.572	0.549	0.537	
Variablen	Typ								
KONSTANTE	stetig	8.281	7.227	8.300	8.472	8.565	7.788	8.154	7.283
Wohnflaeche	stetig, LN	0.713	1.034	0.858	0.499	0.646	0.719	0.584	0.704
Grundstücksfläche	stetig, LN	0.155	0.072	0.090	0.236	0.180	0.117	0.165	0.213
BAUJAHR									
vor 1919	1/0	-0.349	-0.102	-0.392	-0.346	-0.316	-0.417	-0.386	-0.277
1919 - 1949	1/0	-0.305	-0.019	-0.283	-0.312	-0.187	-0.335	-0.370	-0.237
1950 - 1979	1/0	-0.196	0.047	-0.216	-0.197	-0.162	-0.232	-0.250	-0.185
1980 - 1999	1/0	-0.089	-0.021	-0.040	-0.115	-0.063	-0.123	-0.143	-0.061
2000 und jaenger	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
INVESTITION									
Teilvermietung	1/0	x	x	x	x	x	x	x	x
Modernisierung	1/0	0.004	0.120	0.007	0.036	-0.001	0.002	0.001	0.023
VERDICHTUNG									
Bevoelkerung	stetig, LN	0.012	x	-0.016	0.065	-0.006	0.055	0.062	0.076
Fahrtzeit zum Oberzentrum	stetig	-0.005	-0.003	-0.019	-0.020	-0.018	-0.005	-0.002	0.001
Kernstadt Agglomeration	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Kernstadt gross	1/0	-0.141	x	0.045	-0.171	x	-0.036	-0.050	-0.121
Kernstadt klein	1/0	-0.258	x	x	x	x	-0.078	-0.065	-0.214
Pendel	1/0	-0.244	x	x	-0.039	0.014	-0.058	-0.027	-0.138
Pendel aus	1/0	-0.464	x	-0.095	x	-0.067	-0.130	-0.115	-0.202
ANTRAGSDATUM									
Q06I	1/0	0.005	-0.157	-0.004	-0.074	0.129	0.000	-0.010	-0.003
Q06II	1/0	0.027	-0.123	0.048	0.028	0.082	0.080	0.033	0.025
Q06III	1/0	0.004	-0.251	0.059	-0.032	0.020	-0.042	0.030	0.053
Q06IV	1/0	0.026	-0.026	0.030	0.026	-0.064	-0.012	0.047	0.036
Q07I	1/0	-0.001	-0.115	0.049	-0.022	0.080	0.011	0.013	0.013
Q07II	1/0	0.016	-0.013	0.138	-0.002	0.032	-0.038	0.052	0.055
Q07III	1/0	-0.047	-0.068	-0.067	-0.112	-0.053	-0.034	-0.037	-0.012
Q07IV	1/0	-0.036	-0.149	0.012	-0.058	-0.051	-0.046	-0.002	-0.003
Q08I	1/0	-0.036	0.030	-0.026	-0.030	-0.008	-0.049	-0.006	0.027
Q08II	1/0	-0.005	-0.057	0.001	-0.043	0.006	-0.028	0.033	0.049
Q08III	1/0	-0.033	-0.086	0.007	-0.079	0.045	-0.045	-0.035	0.046
Q08IV	1/0	-0.039	-0.024	-0.055	-0.059	0.014	-0.064	0.002	0.008
Q09I	1/0	-0.082	-0.057	-0.102	-0.094	-0.027	-0.074	0.007	-0.112
Q09II	1/0	-0.080	-0.261	0.009	-0.124	-0.150	-0.110	-0.032	0.035
Q09III	1/0	-0.078	-0.156	0.014	-0.130	-0.021	-0.004	-0.067	-0.072

Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: 2005 ist Nullperiode.

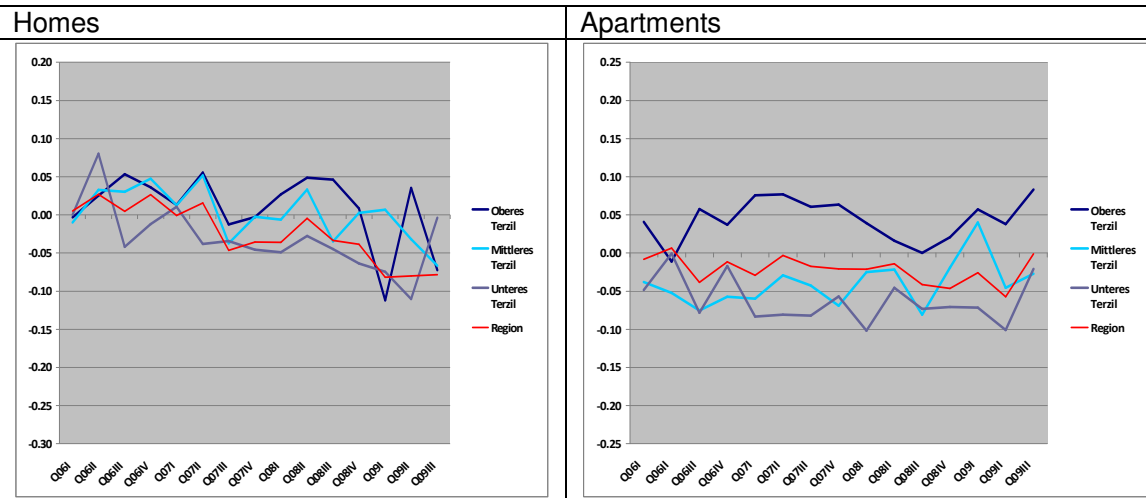
Preisdynamik der Teilwohnungsmärkte

Abbildung 5: Preiszeitreihe nach Zeitvariablenmethode, Stadtregionen Rhein-Main



Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: 2005 ist Nullperiode. Die auf der y-Achse abgetragenen Werte sind die Parameter-Schätzwerte der Regression. Unter Berücksichtigung der log-linearen Spezifikation der Regression geben sie approximativ die prozentuale Veränderung gegenüber der Nullperiode wider (d.h. Wert von 0,10 entspricht 10% Preissteigerung gegenüber der Nullperiode).

Abbildung 6: Preiszeitreihe nach Zeitvariablenmethode, Postleitzahl-Terzile Rhein-Main



Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: 2005 ist Nullperiode. Die auf der y-Achse abgetragenen Werte sind die Parameter-Schätzwerte der Regression. Unter Berücksichtigung der log-linearen Spezifikation der Regression geben sie approximativ die prozentuale Veränderung gegenüber der Nullperiode wider (d.h. Wert von 0,10 entspricht 10% Preissteigerung gegenüber der Nullperiode).

Beobachtungen Apartments:

- Allgemein nur moderate Fit-Verbesserungen, jedoch deutliche Verbesserungen in Frankfurt und im oberen Postleitzahl-Terzil.
- Stadtregionsanalyse bringt v.a. für Frankfurt Verbesserungen, auch Herausarbeitung des positiven Preistrends (Region stagniert). Dagegen stark negative Entwicklung in Darmstadt. Insgesamt hohe Standardfehler der Zeitvariablen der Stadtregionsanalysen, daher Unsicherheit.
- Starke Verbesserung der Regressionsqualität für gute Lagen und Verschlechterung für schlechte Lagen. Deutlich unterschiedlicher Preistrend der guten Lagen.
- Starke Nachfrage nach Altbauwohnungen v.a. in Frankfurt, dort auch höchster gemessener Wohnflächeneffekt in dieser Studie. Insgesamt starke Zunahme der Preiselastizität mit Bezug auf die Wohnfläche mit der Lagegüte.

Beobachtungen Homes:

- Keine Fit-Verbesserungen bis auf Frankfurt und Wiesbaden, sowie das untere Preisterzil.
- Stadtregionsanalysen Wiesbaden und Frankfurt (weit gefasste Stadtregion) versprechen deutliche Verbesserungen des Fits bei allerdings hohen Standardfehlern. Dies spiegelt sich auch in den z.T. erratischen Preistrends wider.
- Starke Verbesserung der Regressionsqualität für schlechte Lagen und Verschlechterung für gute Lagen, möglicherweise bedingt durch starke Preisausschläge bei guten Lagen (Folge Finanzkrise?).
- Nur geringer Preisabfall bei sehr alten Homes im Hochpreisgebiet Frankfurt und im oberen Terzil insgesamt.

Weiterentwicklung hedonische Verfahren HPX

Berlin

Teilwohnungsmarktregressionen

Abgrenzung der Stadtregionen (dreistellige Postleitzahlbezirke)

- S-Bahnring: 101 - 109 (ohne 103)
- Berliner Südwesten und Potsdam: 121, 122, 141, 144 und 145

Tabelle 7: Apartments nach Stadtregionen und Postleitzahl-Terzilen

	Region	Stadtregionen			Postleitzahl-Terzile			
		S-Bahnring	Südwest / Potsdam	Restliche Region	Unteres Terzil	Mittleres Terzil	Oberes Terzil	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	
Beobachtungen	3308	1333	855	1020	1155	1145	1163	
Teststatistiken								
R ²	0.703	0.747	0.721	0.630	0.642	0.754	0.743	
Ajustiertes R ²	0.700	0.742	0.713	0.621	0.633	0.748	0.737	
Variablen	Typ							
KONSTANTE	stetig	7.208	7.190	6.635	7.645	7.546	7.163	7.157
Wohnflaeche	stetig, LN	1.114	1.122	1.186	0.979	0.986	1.095	1.130
BAUJAHR								
vor 1919	1/0	-0.232	-0.262	-0.202	-0.200	-0.187	-0.223	-0.245
1919 - 1949	1/0	-0.256	-0.303	-0.319	-0.148	-0.208	-0.268	-0.335
1950 - 1979	1/0	-0.309	-0.361	-0.275	-0.259	-0.243	-0.328	-0.307
1980 - 1999	1/0	-0.230	-0.226	-0.203	-0.238	-0.197	-0.232	-0.184
2000 und juenger	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
GEBAEUDETYP								
WohnE_Reihe	1/0	0.009	0.000	0.068	0.053	0.039	-0.007	0.034
WohnE_Stadt	1/0	0.012	-0.002	0.076	0.003	0.031	-0.009	0.009
WohnEHoch	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
INVESTITION								
Teilvermietung	1/0							
Modernisierung	1/0	-0.062	-0.042	-0.064	-0.085	-0.118	0.005	-0.059
VERDICHUNG								
Bevoelkerung	stetig, LN							
Fahrtzeit zum Oberzentrum	stetig	-0.012	-0.011	0.002	-0.006	-0.009	-0.002	-0.003
Kernstadt Agglomeration	1/0	0.000	x	x	x	0.000	0.000	0.000
Kernstadt gross	1/0	0.037	x	x	x	0.142	-0.021	-0.073
Kernstadt klein	1/0	x	x	x	x	x	x	x
Pendel in	1/0	-0.032	x	x	x	0.019	nein	-0.057
Pendel aus	1/0	0.042	x	x	x	0.029	0.061	-0.038
ANTRAGSDATUM								
Q06I	1/0	-0.057	0.013	-0.160	-0.063	0.038	-0.059	-0.058
Q06II	1/0	0.016	0.059	-0.115	0.077	0.116	0.084	-0.048
Q06III	1/0	-0.010	-0.005	0.042	-0.108	-0.022	0.050	-0.084
Q06IV	1/0	0.080	0.066	0.106	0.098	-0.001	0.111	0.076
Q07I	1/0	0.022	0.038	0.098	0.001	-0.017	0.063	0.093
Q07II	1/0	0.100	0.134	0.103	-0.003	0.065	0.080	0.108
Q07III	1/0	0.085	0.007	0.153	0.045	0.071	0.012	0.176
Q07IV	1/0	0.077	0.136	0.090	0.032	0.020	0.104	0.102
Q08I	1/0	0.125	0.205	0.118	0.097	0.100	0.168	0.111
Q08II	1/0	0.038	0.109	0.020	0.041	0.061	0.041	0.075
Q08III	1/0	0.134	0.177	0.164	0.064	0.099	0.169	0.169
Q08IV	1/0	0.054	0.092	0.067	0.066	0.041	0.109	0.080
Q09I	1/0	0.072	0.070	0.109	-0.012	0.056	-0.003	0.167
Q09II	1/0	0.060	0.129	0.125	0.009	-0.014	0.117	0.160
Q09III	1/0	0.078	0.147	0.127	0.024	0.017	0.140	0.103

Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: 2005 ist Nullperiode.

Weiterentwicklung hedonische Verfahren HPX

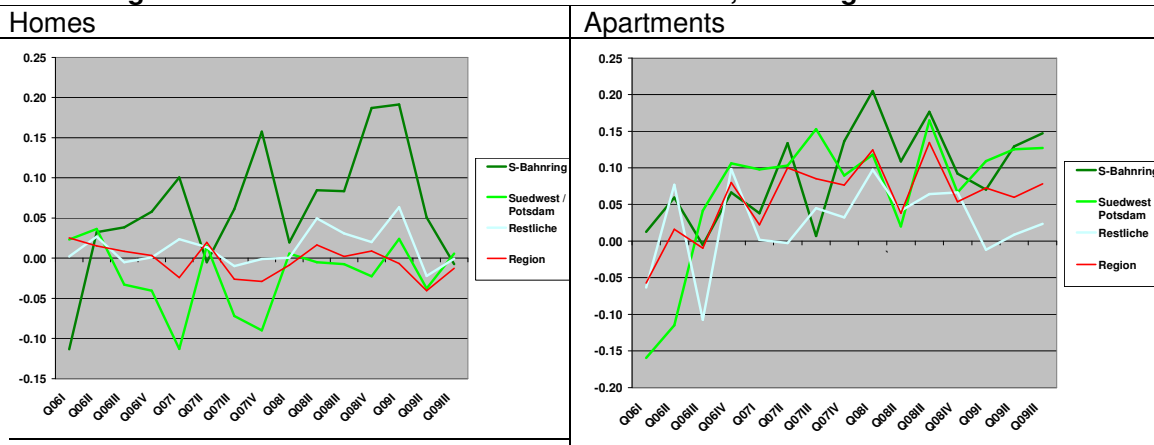
Tabelle 8: Homes nach Stadtregionen und Postleitzahl-Terzilen Berlin

	Region Standard	Stadtregionen			Postleitzahl-Terzile			
		S-Bahnring	Suedwest / Potsdam	Restliche Region	Unteres Terzil	Mittleres Terzil	Oberes Terzil	
	(1)	(3)	(4)	(5)	(7)	(8)	(9)	
Beobachtungen	11894	268	2338	3875	3802	3897	4092	
Teststatistiken								
R ²	0.557	0.526	0.607	0.453	0.610	0.594	0.592	
Ajustiertes R ²	0.556	0.483	0.602	0.450	0.608	0.591	0.590	
Variablen	Typ							
KONSTANTE	stetig	7.753	8.176	6.857	7.757	7.636	7.750	7.260
Wohnflaeche	stetig, LN	0.875	0.845	0.990	0.862	0.727	0.745	0.891
Grundstücksfläche	stetig, LN	0.057	0.051	0.066	0.059	0.072	0.073	0.096
BAUJAHR								
vor 1919	1/0	-0.319	x	-0.117	-0.265	-0.489	-0.395	-0.151
1919 - 1949	1/0	-0.136	-0.013	0.013	-0.115	-0.272	-0.267	-0.086
1950 - 1979	1/0	-0.191	-0.346	-0.112	-0.099	-0.291	-0.322	-0.170
1980 - 1999	1/0	-0.154	-0.139	-0.061	-0.118	-0.188	-0.212	-0.110
2000 und jaenger	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
INVESTITION								
Teilvermietung	1/0	x	x	x	x	x	x	x
Modernisierung	1/0	-0.041	0.018	-0.034	0.010	-0.077	-0.035	0.002
VERDICHUNG								
Bevoelkerung	stetig, LN	0.015	0.092	0.033	0.001	0.044	0.043	0.044
Fahrtzeit zum Oberzentrum	stetig	-0.008	-0.017	0.001	-0.001	0.000	-0.002	-0.012
Kernstadt Agglomeration	1/0	x	x	x	x	x	x	x
Kernstadt gross	1/0	-0.029	x	-0.083	x	x	x	-0.197
Kernstadt klein	1/0	x	x	x	x	x	x	x
Pendel in	1/0	-0.100	x	-0.235	x	-0.032	-0.030	-0.059
Pendel aus	1/0	-0.165	x	-0.275	x	-0.137	-0.065	-0.166
ANTRAGSDATUM								
Q06I	1/0	0.025	-0.113	0.023	0.002	0.016	0.028	0.015
Q06II	1/0	0.015	0.033	0.036	0.027	0.022	0.010	0.038
Q06III	1/0	0.008	0.039	-0.033	-0.005	0.016	0.015	0.009
Q06IV	1/0	0.003	0.058	-0.040	0.001	-0.010	0.006	-0.012
Q07I	1/0	-0.024	0.101	-0.113	0.024	-0.017	-0.011	-0.022
Q07II	1/0	0.020	-0.005	0.015	0.014	-0.029	0.021	0.027
Q07III	1/0	-0.026	0.061	-0.072	-0.010	-0.020	-0.027	-0.006
Q07IV	1/0	-0.029	0.158	-0.090	-0.001	-0.031	0.005	-0.020
Q08I	1/0	-0.009	0.020	0.006	0.001	-0.020	0.013	0.017
Q08II	1/0	0.016	0.085	-0.005	0.050	0.027	0.035	-0.005
Q08III	1/0	0.002	0.084	-0.008	0.031	0.012	0.000	0.033
Q08IV	1/0	0.009	0.187	-0.022	0.020	0.025	0.016	0.010
Q09I	1/0	-0.007	0.191	0.024	0.064	0.007	-0.010	0.044
Q09II	1/0	-0.041	0.051	-0.038	-0.022	-0.023	-0.042	-0.003
Q09III	1/0	-0.013	-0.008	0.006	-0.001	-0.020	0.009	0.015

Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: 2005 ist Nullperiode.

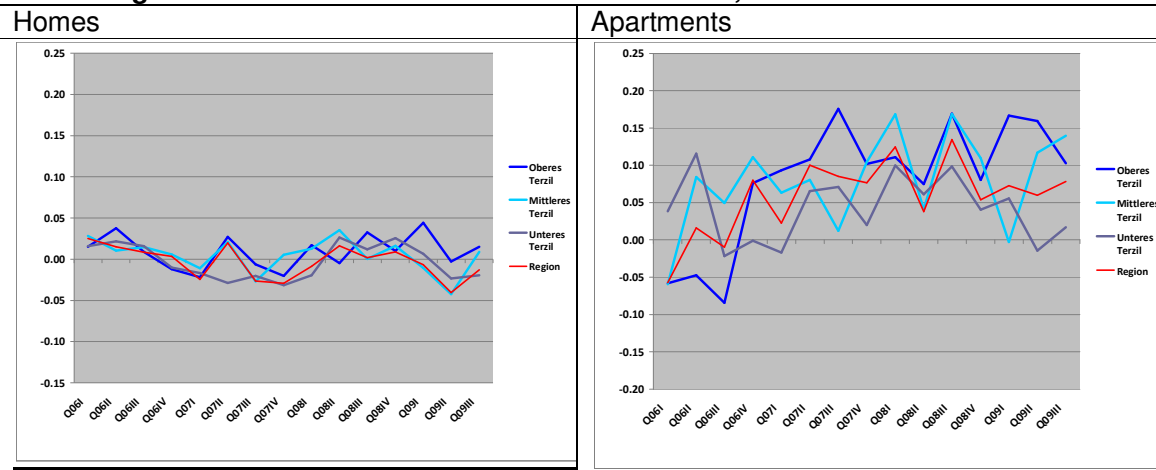
Preisentwicklung der Teilwohnungsmärkte

Abbildung 7: Preiszeitreihe nach Zeitvariablenmethode, Stadtregionen Berlin



Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: 2005 ist Nullperiode. Die auf der y-Achse abgetragenen Werte sind die Parameter-Schätzwerte der Regression. Unter Berücksichtigung der log-linearen Spezifikation der Regression geben sie approximativ die prozentuale Veränderung gegenüber der Nullperiode wider (d.h. Wert von 0,10 entspricht 10% Preissteigerung gegenüber der Nullperiode).

Abbildung 8: Preiszeitreihe nach Zeitvariablenmethode, Postleitzahl-Terzile Berlin



Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: 2005 ist Nullperiode. Die auf der y-Achse abgetragenen Werte sind die Parameter-Schätzwerte der Regression. Unter Berücksichtigung der log-linearen Spezifikation der Regression geben sie approximativ die prozentuale Veränderung gegenüber der Nullperiode wider (d.h. Wert von 0,10 entspricht 10% Preissteigerung gegenüber der Nullperiode).

Beobachtungen Apartments:

- Feinere Abgrenzungen führen zu teilweisen Verbesserungen der Regressionen, vor allem bei mittleren und guten Lagen.

S-Bahnring und Suedwest/Potsdam sind gut abgrenzbare hochwertige Regionen, aus der restlichen Region wären ggf. weitere Bezirke (z.B. Treptow-Köpenick) hinzuzuziehen. Die Preistrends für beide Stadträume unterscheiden sich deutlich von der restlichen Region.

- Ähnlich verhält es sich beim oberen Lageterzil, das ebenso wie das mittlere Lageterzil deutliche Fit-Verbesserungen bei moderaten Standardfehlererhöhungen aufweist. Das mittlere Lageterzil fällt durch hohe Parameterschwankungen auf.
- Unter den Struktureffekten fallen hohe Schattenpreise für Wohnflächen auf, besonders im oberen Terzil und innerhalb des S-Bahnring. Dort sind große Wohnungen besonders knapp. Zum Beispiel wurde im Prenzlauer Berg die grossen Wohnungen zu DDR-Zeiten oft in mehrere kleine aufgeteilt und es sind kaum Wohnungen über 80qm verfügbar.

Beobachtungen Homes:

- Die Berliner Homes stechen in dieser Studie durch deutliche Fit-Verbesserungen bei einigen Regionsunterteilungen heraus.
- Im Bereich Suedwest / Potsdam wird eine deutlich bessere Fit-Qualität erzielt, die allerdings durch Verschlechterung im Rest der Region erkauft ist. Hier wären noch Neuabgrenzungen vorzunehmen, z.B. hochpreisige Lagen im Bereich Köpenick oder Frohnau.
- Diese Lagen sind in der Terzilsbetrachtung gemeinsam abgebildet. Diese ist für alle drei Terzile deutlich besser als die Regionalregression, insbesondere für das untere Terzil. Dies verweist auf die hohe Inzidenz an Mikrolagen im Stadtraum Berlin, die das Terzilkonzept auf Postleitzahlenebene offenbar zufriedenstellend zusammenfassen kann.

2.1.4. Verbesserung der regionalen Wohnungsmarktregressionen mit Preisterzildummies

Analogie zum Ansatz von INSEE

Mit den o.a. Vorarbeiten können wir einen wichtigen Ansatz von Laferrère (2005) bei der Berechnung des französischen INSEE-Hauspreisindex aufgreifen. Das INSEE schätzt Regressionen für 308 ‚Zones‘, also deutlich eine feinere Abgrenzung als unsere bisher 8-15 Regionen, die jeweils in weitere 874 ‚Neighborhoods‘ unterteilt werden. Deren Preisniveaufekte werden in den 308 Regressionen durch Dummies aufgefangen.

Im Durchschnitt werden also im französischen Fall – einer Terzilbildung vergleichbar - 2,84 Nachbarschaften pro Zone definiert, jedoch natürlich Dank des Zugriffs auf einen Grossteil der Markt-Grundgesamtheit im französischen Fall (Notardaten) unter Bildung von deutlich mehr Zonen als es im Falle von Europace möglich ist.

Durch unsere o.a. Terzildefinition können wir uns aber an das französische Niveau von Granularität herantasten. De-facto werden durch die oben vorgestellten Terzile 3 Typen von - räumlich i.d.R. unzusammenhängenden, aber wirtschaftlich vergleichbaren - Nachbarschaften pro Region beschrieben. Der französische Vorsprung in Punkto Granularität beschränkt sich nach diesem Schritt faktisch auf die Berücksichtigung unterschiedlicher Preisniveaus *innerhalb* eines Terzils über eine mehrere Zonen umfassende Region hinweg. Wir fangen diesen Nachteil jedoch zumindest teilweise wieder durch die von BBR zur Verfügung gestellten Variablen zur physischen Lagegüte, wie Entfernung zur Autobahn und Pendelbeziehungen auf.

Beispiel Region Rhein-Main

Als Beispiel berechnen wir in Abbildung 9 Apartment und Homes für die Region RheinMain. Diese Region weist besonders heterogene Wohnungsmärkte nach Mikrolagen in einiger Entfernung zum Zentrum auf. Zum Beispiel gibt es hohe Preisunterschiede zwischen Lagen in 20km Entfernung von Frankfurt je nachdem, ob man sich vom Zentrum nach Nordwesten oder Nordosten entfernt.

Eine Kombination von wirtschaftlichen (Preisterzilen) und physischen Lagegüteparametern (Entfernung und andere) in der Regression sollte also zu einer deutlichen Fitverbesserung führen, weil die regionalen Teilmärkte besser abgebildet werden. Bildlich gesprochen wird ein Ring von Lagen konstanter Entfernung vom Zentrum durch die Preisterzildummies noch einmal weiter unterteilt und somit in kleinteiligere Lagen aufgeteilt.

Die Fitverbesserung tritt, wie in Abbildung 9 gezeigt, auch ein. Mit einer Verbesserung der R^2 um 0,053 bei Apartments und sogar 0,073 bei Homes liegen die entsprechenden Regionalregressionen im Bereich der besten oben vorgestellten Teilmarktregressionen aus dem Raum RheinMain. Insbesondere die bisher bei der Fitqualität schwachen Homes holen durch den Preisterzilansatz stark auf.

Abbildung 9: Regionalregression RheinMain Effekte der Verwendung von Preisterzildummies als zusätzliche Regressanden auf Fitqualität und Parameter-Schätzwerte

	Apartments	Homes
Fitqualität	$R^2 = 0,763$ (gegenüber 0,710 in Regression 1 in Tabelle 5)	$R^2 = 0,612$ (gegenüber 0,539 in Regression 1 in Tabelle 6)
Zeitvariablen		
Lagegüteparameter		

Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: 2005 ist Nullperiode. Regressionspezifikationen wie in Tabelle 5 und Tabelle 6 sowie Preisterzildummies. Die auf der y-Achse abgetragenen Werte sind die Parameter-Schätzwerte der Regression. Unter Berücksichtigung der log-linearen Spezifikation der Regression geben sie approximativ die prozentuale Veränderung gegenüber der Nullperiode wider (d.h. Wert von 0,10 entspricht 10% Preissteigerung gegenüber der Nullperiode).

Die Fitverbesserung schlägt sich auch in einer deutlichen Verbesserung der Standardfehler der Zeitvariablen bei Apartments nieder, von 0,0235 auf 0,0213. Sie verbessern sich bei Homes ebenfalls leicht von 0,01926 auf 0,0177. Die Zahlen beziehen sich auf den durchschnittlichen Standardfehler der Quartalsparameterschätzwerte Q106 bis Q1109.

Sowohl bei Homes als auch bei Apartments ist zudem im oberen Teil von Abbildung 9 eine deutlich positivere Dynamik der Zeitvariablen in den jüngsten Quartalen zu erkennen. Dies weist darauf hin, dass sich im Zuge der Finanzkrise die Umsätze auf der Europace-Plattform hin zu günstigeren Lagen verschoben haben können. Eine genauere räumliche Abgrenzung erscheint vor diesem Hintergrund sogar dringlich.

Physische und wirtschaftliche Lagegüte sind natürlich konzeptionell miteinander teilweise korreliert – wer in der Nähe einer Autobahn mit kurzen Pendelzeiten zum Bürozentrum lebt wird wahrscheinlicher in einer Hochpreislage leben. Dies schlägt sich in geringeren Schätzwerten für die Lagegütevariablen in unserem Beispiel nieder. Besonders krass ist der Rückgang der geschätzten Preisabschläge bei Pendelregionen im Falle der Homes in Abbildung 9.

Viele weitere Regionen weisen eine zu Frankfurt analoge Konzentrationen von Hochpreislagen, die Verfeinerungen wie die hier mit der Preisterzildefinition getestete vielversprechend machen. Beispiele sind Berlin (Suedwest/Potsdam vs. etwa Pankow oder Rudow mit vergleichbarer physischer Lagegüte) oder Hamburg (Othmarschen vs. Horn oder Wilhelmsburg).

2.1.5. Schlussfolgerungen Verbesserung der Schätzungen innerhalb von heterogenen Wohnungsmarktregionen

Eine Teilwohnungsmarktunterteilung über Postleitzahl-Terzile sowie ggf. noch zu bestimmende feinere Unterteilungen erscheint aufgrund der Ergebnisse sowohl für Homes als auch Apartments sinnvoll.

- Sowohl bei Homes als auch bei Apartments tendieren die Toplagen zu besseren Regressionsfits. Auch weist hier der Preistrend in den vergangenen Jahren deutliche Unterschiede zur Region insgesamt auf.
- Bei schlechten und mittleren Lagen treten z.T. noch hohe nicht durch Regression erklärte Streuung auf. Ein häufigeres Auftreten von Mikrolagen oder größerer Unterschiede der Bauqualität könnten hier Ursachen sein. Bis auf das untere Terzil bei Apartments in den Regionen Köln-Bonn und Berlin fallen jedoch die Fitqualitäten nicht deutlich gegenüber der Regionalregression ab.
- Eine Möglichkeit zur Transparenzverbesserung am deutschen Wohnungsmarkt, die aus diesen Ergebnissen folgt, wäre, getrennte Preisindizes nach verschiedenen Lagen anzubieten und ggf. zu einem bundesweiten Index zu aggregieren (s.u.). Dies würde in Teilbereichen auch die Vergleichbarkeit verbessern – z.B. bieten Makler oft Top-Lagen-Indizes an. Zudem würde Investoren und Kommunen die sozialräumliche Ausdifferenzierung deutlicher werden. Ähnlich wird auch bereits bei den städtischen Mietspiegeln vorgegangen.

Eine Teilwohnungsmarktabgrenzung nach Stadtregionen erscheint i.W. für den Apartmentbereich sinnvoll, bei Homes jedoch nur im Einzelfall (Köln, Berlin Südwest/Potsdam)

- Bei Apartments könnten durch feinere Abgrenzungen der bereits verwendeten Stadtregionen – z.B. Berlin S-Bahnring statt Region Berlin gesamt – sowie durch Hinzunahmen neuer abgegrenzter Stadtregionen – z.B. Essen – eine deutliche Verbesserung auch beim nationalen Index erreicht werden. Der Preis einer derartigen Konzentration ist jedoch geringere Repräsentativität und - bei gleichzeitiger Veröffentlichung – teilweise Redundanz mit einem auf Lagequalitäten basierenden Index.
- Eine vollständige Aggregation unterschiedlicher Stadträume zu einem nationalen Index scheint aufgrund der z.T. hohen Parameterschwankungen und Standardfehler wenig sinnvoll. Dies wäre eine Option für Datensätze mit deutlich höheren Fallzahlen – wie z.B. gepoolte Daten der Gutachterausschüsse.

Deutliche Fitverbesserungen der Regionalregressionen sollten sich nach der u.a. stichprobenartigen Untersuchung von RheinMain bei Verwendung von Terzildummies zusätzlich zu den BBR-Lagegütevariablen ergeben. Damit würde eine Methodik analog zum französischen INSEE-Ansatz der Unterscheidung von Nachbarschaften innerhalb von 'Zonen' angewendet.

Eine Weiterentwicklung des HPX in diese Richtung erscheint auch deshalb notwendig, weil der Einfluß von Fallzahlenveränderungen zwischen intraregionalen Preisterzilen auf die Zeitvariablen und damit auf den Index - zumindest in den jüngsten Quartalen und auf der Basis der Stichprobe RheinMain - nicht unerheblich zu sein scheint. Diese Marktstruktur- bzw. Selektionsveränderungen der Europace-Stichprobe – Genaueres ist ohne Kenntnis der Grundgesamtheit nicht zu sagen - drohen, den auf Bundesregressionen basierenden HPX-Index zu verzerren.

Weitere Analysen in dieser Richtung bleiben aus Budgetgründen einer zukünftigen Studie vorbehalten, sie erscheinen jedoch angesichts der möglichen Verzerrungen, die auf die Perception der Preisentwicklung auf nationaler Ebene durchschlagen könnten, als dringlich.

Denkt man den Ansatz der Terzilbildung innerhalb von Regionen weiter, so würde sich ggf. ein Wechsel von der derzeitigen Indexberechnungsmethode (Quartalsweise bzw. monatliches Überrollen einer Zeitvariablen-Regression von 8 Quartalen/24 Monaten) zur hedonischen Imputation anbieten. Alternativ wären bei der derzeitigen Methodik die Terzilberechnungen bei jeder Dateninnovation neu zu erstellen, d.h. ebenfalls zu überrollen. Dies wäre technisch aufwendig, es würde andererseits aber auch die Verschiebungen von Angebot und Nachfrage im Raum, ähnlich wie Verschiebungen der relativen Preise von Baumerkmalen, im Index realistischer abbilden.

2.2. Möglichkeiten des Einschlusses von bisher durch geringe Fallzahlen bedingt ausgeschlossenen Regionen bei Apartments

2.2.1. Problemstellung

Einige wirtschaftlich und demographisch bedeutsame Regionen werden derzeit von Hypoport wegen zu geringer Fallzahlen (unter 200 Beobachtungen) und schlechter Fit-Qualität (Ruhrgebiet) aus der Regionalbeobachtung und damit einem möglichen bundesweiten Index als Aggregat von Regionalregressionen ausgeschlossen.

Derzeit deckt die von Hypoport veröffentlichte Regionalregressionsanalyse die folgenden sieben Metropolen-Regionen ab:

- Berlin / Potsdam,
- Hamburg,
- Köln / Bonn,
- Düsseldorf,
- Rhein / Main,
- Stuttgart,
- München.

2.2.2. Lösungsansatz

Genauere Spezifikation der Auswahlkriterien von Regionen

Grundsätzlich sollte das Fallzahlenkriterium durch ein statistisches Signifikanzkriterium ersetzt werden, denn auch kleine bzw. durch geringe Zahlen charakterisierte Regionen können in ihrer Preisentwicklung durch Schätzungen gut abgebildet werden. Der sich hier anbietende Indikator ist der Standardfehler der zu schätzenden Zeitvariablen.

Die Standardfehlerformel teilt die Streuung der Beobachtungen um den Schätzwert durch die Quadratwurzel der verfügbaren Fallzahlen und verknüpft damit die beiden bisher getrennt verwendeten Kriterien der Gütebewertung in einer Formel.

Unser Auswahlkriterium mit Bezug auf Regressionen unterhalb der Bundesebene ist ein dauerhaftes Unterschreiten eines Standardfehlerwertes der Zeitvariablen von 0,05. Dieser Grenzwert ist ein Kompromiss zwischen dem Wunsch nach möglichst grosser Präzision und der Notwendigkeit einer möglichst kleinräumlichen Abbildung der Wohnungsmärkte, die kleine Fallzahlen mit sich bringt. Auf Bundesebene können auch kleinere Grenzwerte angenommen werden, 0,03 und darunter.

Zusätzlich wird die Plausibilität der Schätzwerte untersucht, etwa auf große unerklärte Schwankungen, die auf Verzerrungen der Daten hinweisen könnten. Hohe Standardfehler und hohe Schwankungen der Schätzwerte sind in der Regel miteinander korreliert.

Tests für neue Regionen mit Datenupdates per QIII09 und unter Einschluss von Vermietungen

Zunächst soll geprüft werden, ob unter diesen Kriterien die zusätzlichen 5 Quartale Beobachtungen gegenüber der Vorgängeruntersuchung mit Daten per QII 08 gegenüber nunmehr Daten per QIII 09 Einschlüsse auf der Basis von Quartalsregressionen rechtfertigen (ggf. in Form eines zeitlich gekürzten Indexes).

Ebenso soll mit denselben Kriterien die Erweiterung der Nutzungsformen auf Vermietung untersucht werden. Die Apartment-Märkte von Leipzig / Halle und Dresden weisen Besonderheiten auf, denn trotz positiver Tendenzen im Selbstnutzermarkt waren Umsätze und Preisniveaus in den vergangenen Jahren stark durch die Nachfrage von Kapitalanlegern bestimmt.³ Diese wurde stark durch die hohe steuerliche Förderung von Sanierungen von Denkmälern getrieben, die einzige verbliebene größere Mietwohnungsförderung (8 Jahre lang 9% p.a. und 4 Jahre lang 7% p.a.) in Deutschland. Auch die Spezifikation der Regressionen zu Modernisierungskosten wird deshalb für diese beiden Regionen gesondert getestet.

Es wird insgesamt die Einbeziehung folgender Regionen getestet:

- Leipzig / Halle, mit besonderem Fokus auf Vermietungen
- Dresden, mit besonderem Fokus auf Vermietungen,
- Bremen / Oldenburg,
- Hannover / Hildesheim,
- Nürnberg / Erlangen / Fuerth,
- Mannheim / Heidelberg / Ludwigshafen,
- Ruhrgebiet West (Essen u.a.) und
- Ruhrgebiet Ost (Dortmund u.a.).

2.2.3. Ergebnisse

Leipzig / Halle

Abbildung 10 zeigt z.T. hohe Kauffallzahlen zur Vermietung in den vergangenen drei Jahren im Raum Leipzig/Halle über Europace. Dies deckt sich mit Presseberichten zur intensiven Nutzung der hohen Denkmalabschreibungen in den neuen Bundesländern. Zugleich stiegen auch die Umsätze zur Selbstnutzung in den vergangenen Jahren deutlich an. Beide Märkte sind untereinander verbunden, denn auch hohe Abschreibungsvorteile machen die Sanierung i.d.R. nur lohnend, wenn Eigennutzer als Käufer gefunden werden können.

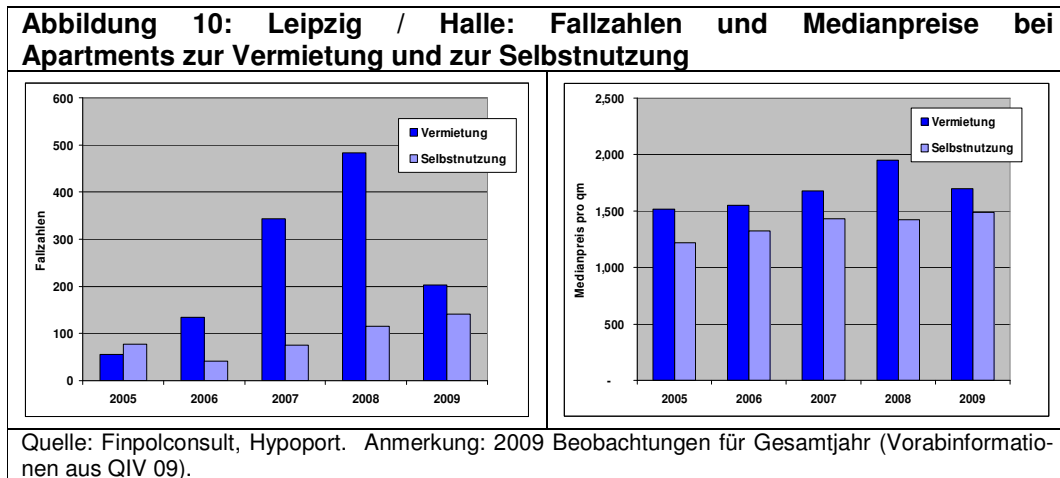
Es sind zwischen beiden Nutzungsformen bei deskriptiver Medianwertanalyse wie in Abbildung 10 signifikante Preisunterschiede in den betreffenden Jahren erkennbar. Inwieweit diese mit dem Steuervorteil der Denkmalabschreibungen zusammenhängen ist unklar. Deutlich ist, dass die Quadratmeterpreise mit der Größe der Wohnung fallen, und selbstgenutzte Wohnungen sind in Leipzig deutlich größer als vermietete (im Median der Jahre 2005-2009 91qm gegenüber 64qm).

Dieser in der Eigenschaft des Käufers liegende Preisfaktor läßt sich in unseren hedonischen Regressionsrechnungen nicht abbilden. Tabelle 9 läßt jedoch andere Strukturunterschiede erkennen; so, dass der Modernisierungsdummy bzw. die entsprechenden Zeitvariablen hochsignifikant sind und im Bereich von 22% Preisabschlag bei Einschluss von Käufen zur Vermietung, jedoch nur bei 13% bei Käufen zur Selbstnutzung liegen. Da die als abhängige Variable im Falle von zu modernisierenden Wohnungen geschätzten Preise den für die unmo-

³ Siehe Hunziker (2009). Ein Marktteilnehmer wird mit der Äußerung zitiert, Verkäufe gingen „zu 80 Prozent an Kapitalanleger aus Süddeutschland“.

Weiterentwicklung hedonische Verfahren HPX

dernisierte Wohnung gezahlten Kaufpreis mit dem bei Kreditvergabe geschätzten Modernisierungsaufwand aufaddieren, läßt die Differenz auf hohe Gewinnmargen beim Ankauf unsanierter Wohnungen schließen.



Weit geringere Standardfehler der Regressionen sowie geringere Parameterschwankungen bei etwa gleichbleibender Fit-Qualität – vgl. Abbildung 11 - sprechen bei der Darstellung der Wohnungsmarktentwicklung für den Einschluss von Vermietungen. Hier wird unser Grenzwert von 0,05 deutlich und dauerhaft unterschritten, so dass Leipzig / Halle in die Regionenauswahl für den Apartmentindex mit aufgenommen werden könnte.

Bei Einschluss von Vermietungen bestätigt sich auch im Vergleich mit Berlin der relativ stetige positive Preistrend des Wohnungsmarktes der zentralen Orte der neuen Bundesländer. Ohne Einschluss von Vermietungen sind hingegen die Schätzwerte unplausibel volatil.

Die Standardfehler der Schätzung zu selbstgenutzten Apartments sinken in der Region Leipzig/Halle im Zeitablauf stark, sind aber nach wie vor sehr hoch. Die Regressionsfits sind jedoch sehr gut und eine weitere Verbesserung der Fallzahlen wird erwartet.

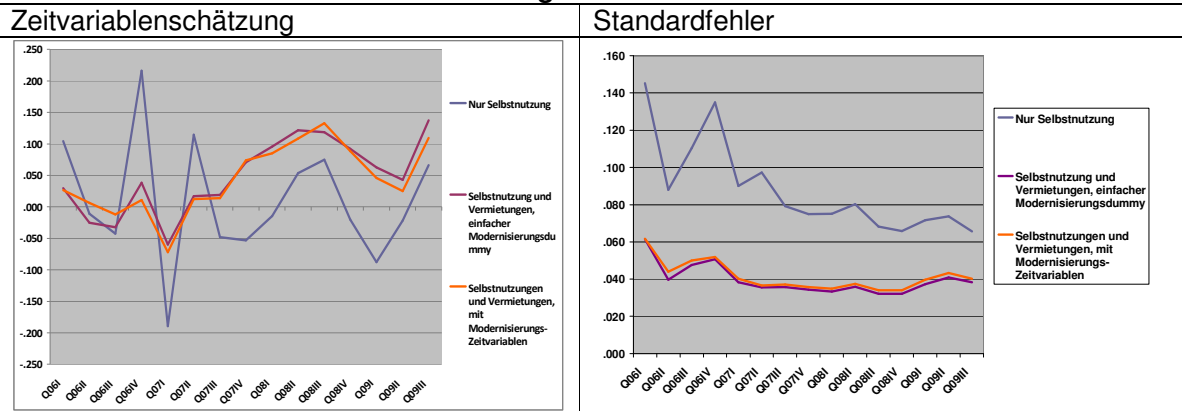
Weiterentwicklung hedonische Verfahren HPX

**Tabelle 9: Leipzig Apartments: Regressionsergebnisse mit und ohne
Einschluss von Vermietungen**

		Selbstnutzung		Selbstnutzung und Vermietungen	
				Modernisierungs- dummy	Modernisierungs-Zeitvariablen
		(1)	(2)	(3)	
Beobachtungen		441	1580	1580	
Teststatistiken					
R ²		0.678	0.647	0.659	
Ajustiertes R ²		0.655	0.640	0.649	
Variablen	Typ				
KONSTANTE	stetig	7.977	8.076	8.100	
Wohnflaeche	stetig, LN	0.893	0.879	0.871	
BAUJAHR					
vor 1919	1/0	-0.276	-0.143	-0.144	
1919 - 1949	1/0	-0.181	-0.134	-0.131	
1950 - 1979	1/0	-0.414	-0.351	-0.345	
1980 - 1999	1/0	-0.373	-0.310	-0.305	
2000 und juenger	1/0	0.000	0.000	0.000	
GEBAEUDETYP					
WohnE_Reihe	1/0	0.021	0.003	0.017	
WohnE_Stadt	1/0	0.083	-0.031	-0.022	
WohnEHoch	1/0	0.000	0.000	0.000	
INVESTITION					
Teilvermietung	1/0	x	x	x	
Modernisierung	1/0	-0.129	-0.216	0.001	
VERDICHTUNG					
Bevoelkerung	stetig, LN	x	x	x	
Fahrtzeit zum Oberzentrum	stetig	-0.005	-0.005	-0.005	
Kernstadt Agglomeration	1/0	0.000	0.000	0.000	
Kernstadt gross	1/0	-0.326	-0.333	-0.336	
Kernstadt klein	1/0	x	x	x	
Pendel in	1/0	-0.078	-0.160	-0.168	
Pendel aus	1/0	-0.172	-0.225	-0.268	
ANTRAGSDATUM					Mod-Zeitvar
Q06I	1/0	0.105	0.030	0.027	x
Q06II	1/0	-0.011	-0.025	0.006	-0.375
Q06III	1/0	-0.043	-0.032	-0.012	-0.459
Q06IV	1/0	0.216	0.038	0.011	0.666
Q07I	1/0	-0.189	-0.060	-0.072	-0.175
Q07II	1/0	0.114	0.017	0.013	x
Q07III	1/0	-0.048	0.019	0.014	-0.137
Q07IV	1/0	-0.053	0.071	0.074	-0.394
Q08I	1/0	-0.015	0.096	0.085	-0.010
Q08II	1/0	0.054	0.122	0.109	0.055
Q08III	1/0	0.075	0.119	0.133	-0.343
Q08IV	1/0	-0.020	0.092	0.089	-0.168
Q09I	1/0	-0.088	0.063	0.046	-0.063
Q09II	1/0	-0.022	0.043	0.025	-0.034
Q09III	1/0	0.066	0.138	0.110	0.233

Quelle: Finpolconsult, Hypoport.

Abbildung 11: Leipzig Apartments: Zeitvariablen-schätzung und deren Standardfehler mit und ohne Einschluss von Vermietungen

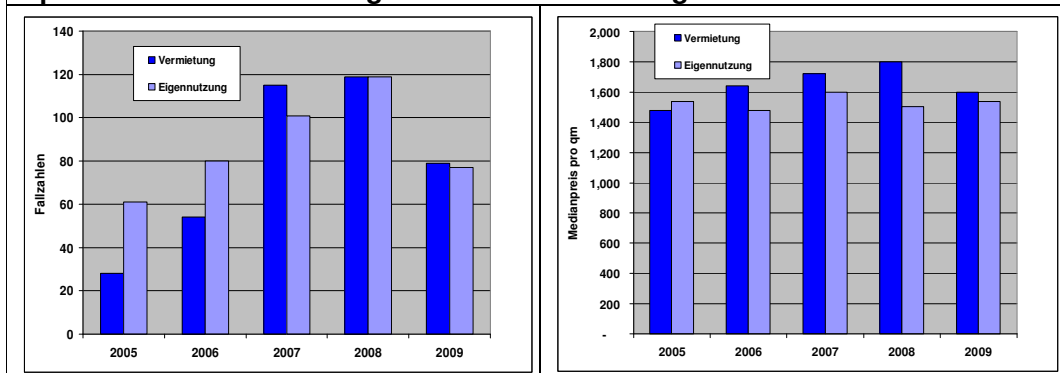


Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: 2005 ist Nullperiode. Die auf der y-Achse abgetragenen Werte sind die Parameter-Schätzwerte der Regression. Unter Berücksichtigung der log-linearen Spezifikation der Regression geben sie approximativ die prozentuale Veränderung gegenüber der Nullperiode wider (d.h. Wert von 0,10 entspricht 10% Preissteigerung gegenüber der Nullperiode).

Dresden

Abbildung 12 ergibt für Dresden im Vergleich zu Leipzig/Halle eine deutlich ausgewogenere Verteilung von Kauffällen zur Vermietung und zur Selbstnutzung. Im Vergleich zum ähnlich großen Leipzig sind jedoch weit geringere Vermietungsfallzahlen zu verzeichnen. Im Vergleich zu den meisten westdeutschen Städten liegt der Vermietungsanteil jedoch weiterhin hoch, so dass sich der Test eines Einschlusses dieser Fälle in die Regressionsrechnungen lohnt.

Abbildung 12: Dresden: Fallzahlen und Medianpreise bei Apartments zur Vermietung und zur Selbstnutzung



Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkung: 2009 Beobachtungen für Gesamtjahr (Vorabinformationen aus QIV 09).

Wie in Leipzig erkennen wir auch Preisaufschläge für Apartments zur Vermietung, diese fallen aber geringer aus.

Tabelle 10 zeigt unsere Regressionsergebnisse mit zu Leipzig vergleichbarer (guter) Fitqualität. Die Modernisierungsabschläge sind in Dresden auch bei Selbstnutzern hoch und insgesamt weit höher als in Leipzig, wo offenbar die Nachfrage nach zu modernisierenden Wohnungen höher ist.

Weiterentwicklung hedonische Verfahren HPX

Ähnlich wie im Leipziger Fall ergibt sich auch für Dresden eine spürbare Verringerung der Standardfehler der Zeitvariablenschätzer bei Einschluss von Vermietungen. Ebenso sind die Schätzwerte selbst in diesem Fall deutlich weniger volatil.

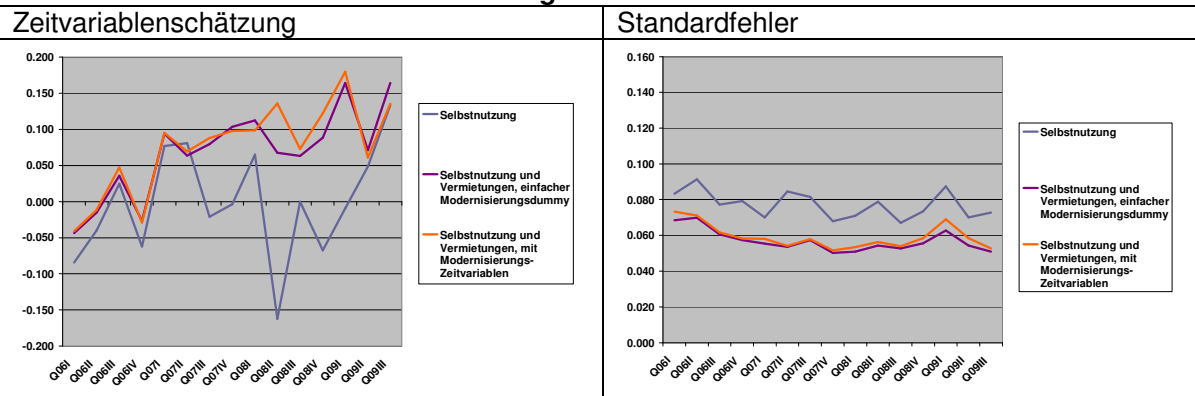
Die Standardfehler konvergieren zum von uns gewählten Kriterium von 0,05, ueberschreiten es jedoch noch leicht. Hält der Trend steigender Fallzahlen auch für Dresden an, so sollte die Region ab etwa Anfang 2011 in den Index mit aufgenommen werden können.

Tabelle 10: Dresden Apartments: Regressionsergebnisse mit und ohne Einschluss von Vermietungen

			Selbstnutzung	Selbstnutzung und Vermietungen	
			Modernisierungs- dummy		
			(1)	(2)	(3)
Beobachtungen			435	830	830
Teststatistiken					
	R ²		0.680	0.646	0.662
	Ajustiertes R ²		0.660	0.634	0.644
Variablen					
	Variablen	Typ			
	KONSTANTE	stetig	8.035	8.196	8.149
	Wohnflaeche	stetig, LN	0.920	0.858	0.867
	BAUJAHR				
	vor 1919	1/0	-0.267	-0.147	-0.134
	1919 - 1949	1/0	-0.319	-0.210	-0.212
	1950 - 1979	1/0	-0.252	-0.270	-0.264
	1980 - 1999	1/0	-0.347	-0.329	-0.318
	2000 und juenger	1/0	0.000	0.000	0.000
	GEBAEUDETYP				
	WohnE_Reihe	1/0	-0.062	-0.034	-0.027
	WohnE_Stadt	1/0	-0.094	-0.061	-0.060
	WohnEHoch	1/0	0.000	0.000	0.000
	INVESTITION				
	Teilvermietung	1/0	x	x	x
	Modernisierung	1/0	-0.284	-0.283	x
	VERDICHTUNG				
	Bevoelkerung	stetig, LN	x	x	x
	Fahrzeit zum Oberzentrum	stetig	-0.004	-0.002	-0.003
	Kernstadt Agglomeration	1/0	x	x	x
	Kernstadt gross	1/0	x	x	x
	Kernstadt klein	1/0	x	x	x
	Pendel in	1/0	-0.032	-0.078	-0.048
	Pendel aus	1/0	-0.255	-0.243	-0.242
	ANTRAGSDATUM				Mod-Zeitvar
	Q06I	1/0	-0.085	-0.044	-0.041
	Q06II	1/0	-0.040	-0.015	-0.012
	Q06III	1/0	0.025	0.036	0.047
	Q06IV	1/0	-0.062	-0.027	-0.029
	Q07I	1/0	0.077	0.094	0.095
	Q07II	1/0	0.081	0.064	0.069
	Q07III	1/0	-0.021	0.079	0.088
	Q07IV	1/0	-0.004	0.103	0.098
	Q08I	1/0	0.065	0.113	0.099
	Q08II	1/0	-0.163	0.068	0.136
	Q08III	1/0	0.000	0.063	0.073
	Q08IV	1/0	-0.068	0.088	0.122
	Q09I	1/0	-0.009	0.164	0.180
	Q09II	1/0	0.048	0.071	0.061
	Q09III	1/0	0.133	0.164	0.135

Quelle: Finpolconsult, Hypoport.

Abbildung 13: Dresden Apartments: Zeitvariablenschätzung und deren Standardfehler mit und ohne Einschluss von Vermietungen



Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: 2005 ist Nullperiode. Die auf der y-Achse abgetragenen Werte sind die Parameter-Schätzwerte der Regression. Unter Berücksichtigung der log-linearen Spezifikation der Regression geben sie approximativ die prozentuale Veränderung gegenüber der Nullperiode wider (d.h. Wert von 0,10 entspricht 10% Preissteigerung gegenüber der Nullperiode).

Einschluss weiterer westdeutscher Regionen und Berechnung der Zeitvariablen aller Regionen auf der Basis von 8 Quartalen QIV07-QIII09

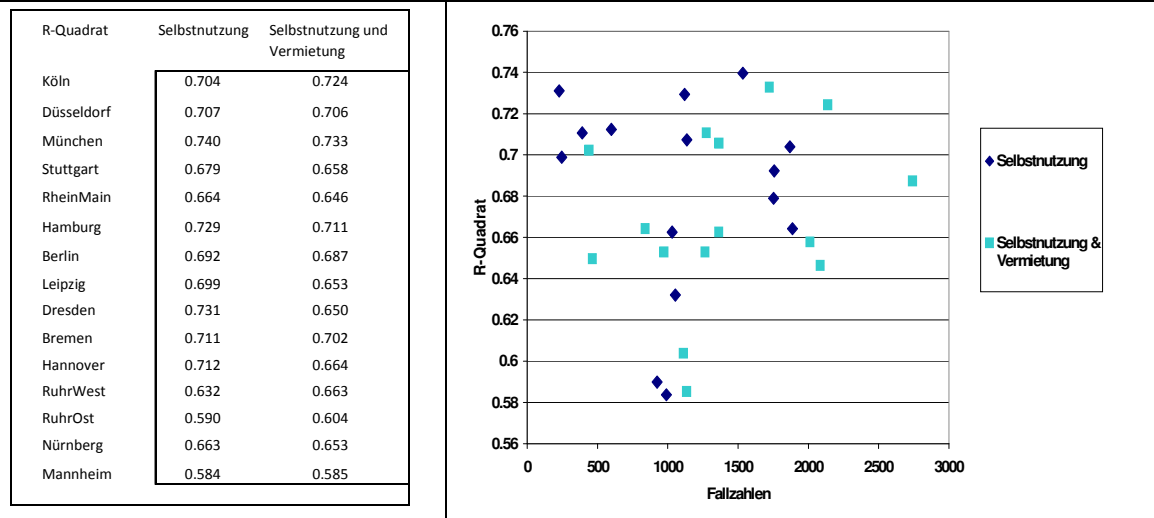
Wir erweitern die Diskussion um die o.a. westdeutschen Regionen, die bisher aus den Regionalberechnungen ausgeschlossen waren, sodass wir unter Einschluss von Leipzig / Halle und Dresden nunmehr die Regressionen von 7 Alt- und 8 Neuregionen, d.h. 15 Regionen insgesamt berechnen.

Mit diesen Regionen sind alle deutschen Metropolen und etwa ein Drittel der Grosstaedte abgedeckt, sie repräsentieren 67% bzw. 68% der Gesamtbeobachtungen im Zeitraum QIV07-QIII09.

Für jede Region werden zwei Regressionen durchgeführt (nur Selbstnutzung, Selbstnutzung und Vermietung), d.h. insgesamt 30. Die Regressionen sind jeweils identisch mit den Regressionen (3) von Leipzig und Dresden (vgl. etwa Tabelle 9). Es werden immer Modernisierungs-Zeitvariablen verwendet, um die möglicherweise abweichenden Preisentwicklungen aus einer Indexberechnung zu eliminieren. Auf die zu modernisierenden Objekte kann aufgrund der Fallzahlen nicht verzichtet werden.

Aus Platzgründen können diese Ergebnisse nicht voll dargestellt werden. Wir berichten jedoch die Fitqualität (R^2), die bei Einschluss von Vermietungen im gewichteten Durchschnitt etwas abnimmt. Die Qualität bleibt jedoch insgesamt befriedigend.

Abbildung 14: Fitqualität der 15*2 regionalen Apartment-Regressionen (R^2), nur mit Selbstnutzungen und mit Selbstnutzungen und Vermietungen

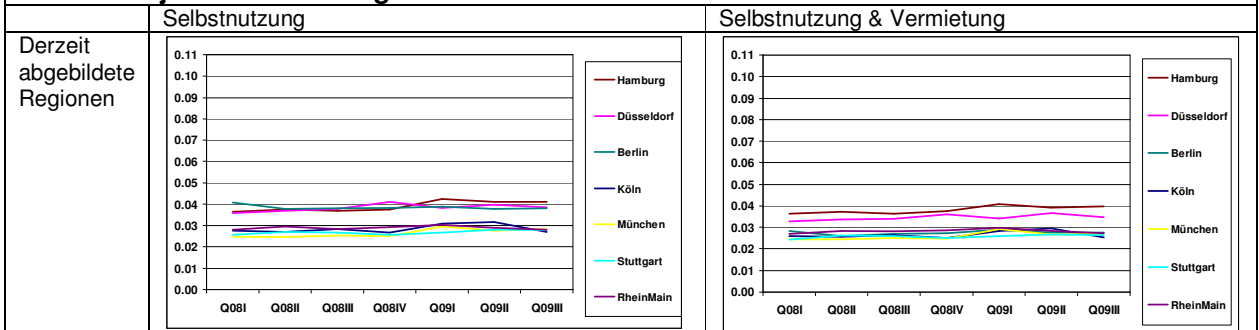


Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkung: 2009 Beobachtungen für Gesamtjahr (Vorabinformationen aus QIV 09).

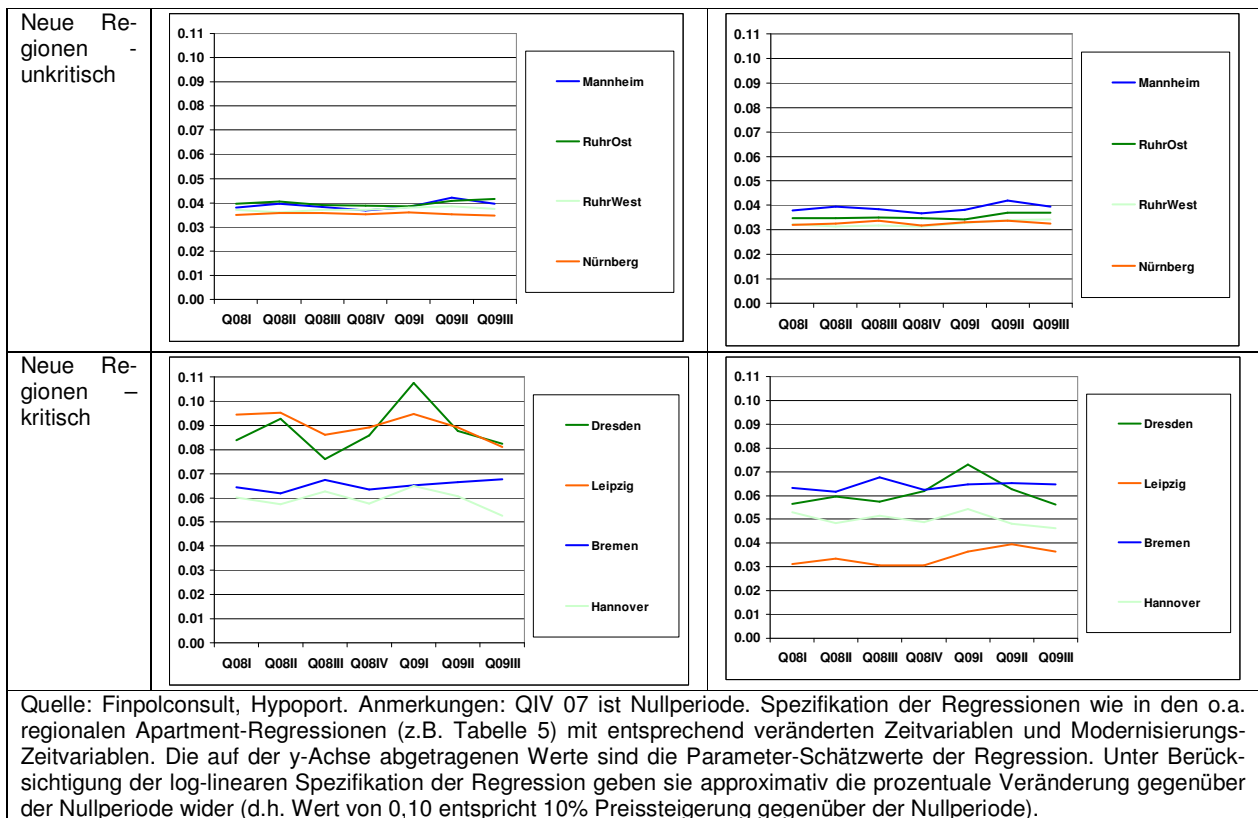
Unsere Ausgangsfrage war, ob die Standardfehler der Zeitvariablen dieser Regionalregressionen ausreichend niedrig sind, um eine eventuelle Einbeziehung in einen auf Aggregation von Regionen beruhenden nationalen Index zu rechtfertigen. Abbildung 15 gibt einen Überblick über die Ergebnisse im Vergleich von alten und neuen Regionen:

- Die neuen Regionen Mannheim, Ruhrgebiet Ost, Ruhrgebiet West und Nürnberg absolvieren den Test einer Unterschreitung von höchstens 0,05 als Standardfehlerwert, und zwar für beide Abgrenzungen der Nutzungsformen.
- Die Region Leipzig weist unakzeptabel hohe Standardfehler bei Selbstnutzung, jedoch gute Werte bei Selbstnutzung und Vermietung auf.
- Auch Hannover weist bei einer Erweiterung auf Vermietungen geringere Standardfehler auf.
- Dresden und Bremen liegen bei beiden Nutzungsformen über dem 0,05-Schwellenwert, im Fall Dresden nähern sich die Standardfehler bei Erweiterung um Vermietungen dem Schwellenwert an.

Abbildung 15: Vergleich der Standardfehler der Zeitvariablen schätzer aller Apartmentregionen – Zweijahres-Schätzung QIV07 – QIII09



Weiterentwicklung hedonische Verfahren HPX



2.2.4. Schlussfolgerungen

Erweiterung der Regionalanalyse auch bei Beschränkung auf Selbstnutzung möglich

Von den getesteten 8 neue Regionen können 4 aufgrund der Unterschreitung des Schwellenwerts bei den Standardfehlern ohne weiteres in eine erweiterte Regionalanalyse bzw. Indexberechnung aufgenommen werden.

Jedoch wird die geographische und – aufgrund der divergierenden, positiven Preisentwicklung in den Zentren der neuen Bundesländer - auch die wirtschaftliche Repräsentativität eines nationalen Indexes durch die Nichtberücksichtigung von Leipzig und Dresden im Falle der Beschränkung auf Selbstnutzung stark beeinträchtigt.

Auch der derzeitige Ausweis des HPX auf der Basis einer Bundesregression und Beschränkung auf Selbstnutzung wird durch den sich erst langsam entwickelnden Selbstnutzermarkt in den neuen Bundesländern seiner Aussagekraft beeinträchtigt.

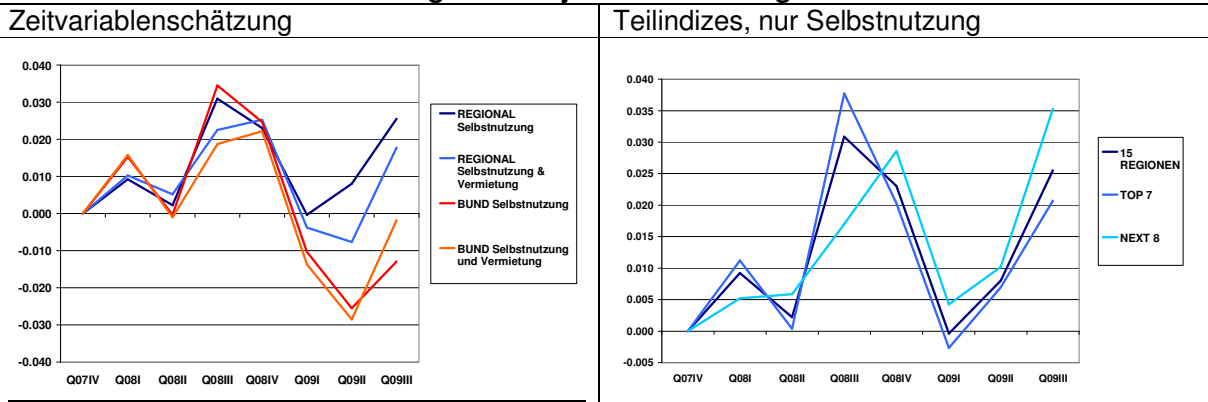
Eine Möglichkeit zur teilweisen Korrektur hier wäre eine getrennte Index-Darstellung von West und Ost aufgrund der noch verschiedenen Marktstrukturen.

Paralleler nationaler Index unter Einbeziehung von Vermietungen

Die Alternative wäre ein Apartment-Index, der für Gesamtdeutschland sowohl Selbstnutzung als auch Vermietung abdeckt und somit die neuen Bundesländer mit erfasst. Dieser würde parallel zu einem Selbstnutzungsindex auf Basis des derzeitigen HPX (Bundesregression) oder der o.a. Aggregation westdeutscher Regionen und Berlins veröffentlicht.

Die isolierte Verwendung eines Regionalindexes Leipzig / Halle (und ggf. Hannover und Dresden) mit sowohl Selbstnutzung als auch Vermietung zusammen mit den o.a. 12 Regionen mit nur Selbstnutzung erscheint angesichts der stark verbesserten Fitqualität und plausiblen Zeitvariablen-schätzungen verlockend.

Abbildung 16: Aggregation von 15 Regionalregressionen vs. Bundesregression mit und ohne Einschluss von Vermietungen – Zweijahres-Schätzung QIV07 – QIII09



Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: QIV 07 ist Nullperiode. Spezifikation der Regressionen wie in den o.a. regionalen Apartment-Regressionen (z.B. Tabelle 5) mit entsprechend veränderten Zeitvariablen und Modernisierungs-Zeitvariablen. Aggregation durch Gewichtung über Fallzahlen in der Stichprobe (Europace-Transaktionen). Die auf der y-Achse abgetragenen Werte sind die Parameter-Schätzwerte der Regression. Unter Berücksichtigung der log-linearen Spezifikation der Regression geben sie approximativ die prozentuale Veränderung gegenüber der Nullperiode wider (d.h. Wert von 0,10 entspricht 10% Preissteigerung gegenüber der Nullperiode).

Dieser Ansatz ist jedoch mit dem Risiko behaftet, dass sich die Vermietungsmärkte zeitlich anders entwickeln als die Selbstnutzungsmärkte, ein Tatbestand, der angesichts der Fallzahlen nicht mit einer entsprechenden Zeitreihe in der Regression aufgefangen werden kann. Dass dieses Risiko nicht von der Hand zu weisen ist, zeigt die Abbildung 16 in der Graphik auf der linken Seite. Deutlich zu sehen ist, dass Mitte/Ende 2009 die Preisentwicklung der 15 Regionen unter Einschluss von Vermietungen vom reinen Selbstnutzungsindex nach unten abweicht. Dies kann z.B. das Ergebnis selektiv verschärfter Kreditvergabestandards bzw. höherer Risikoeinschätzung im Vermietungsmarkt seit Jahresbeginn sein.

Die Graphik zeigt im übrigen ebenso deutlich die Selektionsverzerrung der oben diskutierten Regionenauswahl, denn nicht enthaltene Regionen entwickeln sich im Zeitablauf deutlich schwächer. Das bedeutet, dass für einen Ersatz des derzeitigen auf Bundesregression basierenden HPX noch weitere Regionalanalysen in der Zukunft notwendig sind. Nimmt man die verbliebenen Fallzahlen in Augenschein, so sollte eine Zielvorstellung etwa im Bereich von 20-25 Regionen liegen. Zum Vergleich: Frankreich berechnet seinen auf Aggregation von Regionalindizes beruhenden nationalen Index auf der Basis mehrerer Hundert Regionen.

3. Behandlung von alten Homes und Modernisierungsobjekten

3.1. Problemstellung

Alte Homes (vor 1919 und z.T. auch 1919-1949) wurden bisher wegen geringer Fallzahlen und mangelnder Parameterkonstanz bei einigen Regionalregressionen ausgeschlossen. Bei der Berechnung des Bundesindex werden diese alten Homes jedoch noch berücksichtigt, unter Ausschluß von Objekten mit Modernisierungskosten.

Weiterentwicklung hedonische Verfahren HPX

Bei allen Regionen werden bei der Berechnung des Regionalindexes die Baujahrgänge vor 1919 und bei vier Regionen zudem diejenigen von 1919-48 ausgeschlossen. Tabelle 11 gibt einen Überblick.

Tabelle 11: Status Quo bei Regionalregressionen: Einbeziehung von Homes nach Altersklassen

Homes Regionen	Einbezogene Altersklassen		
	bis 1919	1919 - 1949	ab 1949
Köln	nein	ja	ja
Düsseldorf	nein	ja	ja
München	nein	nein	ja
Stuttgart	nein	ja	ja
RheinMain	nein	ja	ja
Hamburg	nein	nein	ja
Berlin	nein	nein	ja
Ruhr Ost (Dortmund--Bochum)	nein	ja	ja
Ruhr West (Duisburg--Essen)	nein	ja	ja
Bremen	nein	ja	ja
Hannover	nein	ja	ja
WestfalenMünsterland	nein	ja	ja
Leipzig	nein	nein	ja
Dresden	nein	ja	ja
Nürnberg	nein	ja	ja

Quelle: Hypoport.

Der Ausschluss von alten Homes behindert wegen der Fallzahlenproblematik die Verbesserung regionaler Regressionen mit perspektivischer Erstellung eines entsprechenden Bottom-Up-Bundesindexes.

Zudem erzeugt das starke Auseinanderdriften von Hauspreisen im Bestand und Neubau und die beobachtete Auffaltung der Preisunterschiede nach Altersklassen Erklärungsbedarf.

Schließlich erscheint auch wegen der starken Verschiebungen sowohl der Investitionstätigkeit als auch der Subventionskulisse in Deutschland von Neubau in Richtung Modernisierungen im vergangenen Jahrzehnt eine offensivere Auseinandersetzung mit der Markttätigkeit bei älteren Homes angezeigt. Ein permanenter Ausschluss von Objekten mit Modernisierungskosten – wie etwa im US-amerikanischen Case-Shiller-Index⁴ und derzeit bei den Bundesregressionen zur HPX-Erstellung – erscheint im o.a. Kontext als erheblich zu selektiv und nicht mehr für den Wohnungsmarkt repräsentativ.

3.2. Lösungsansatz

Unser Ausschlusskriterium ist erneut die Fitqualität der Regionalregressionen, die Standardfehler der Regression bei der entsprechenden Altersklasse sowie Zeitvariablen und Beobachtungen zur Parameterstabilität im Zeitablauf. Die Grenzwerte der Standardfehler der Altersklassen könnten dabei wegen der höheren Schätzwerte – z.T.30-50% Preisabschlag aufgrund hohen Baualters – etwas weiter gefasst werden als im Falle der Zeitvariablen.

Zur Beantwortung der aufgeworfenen Fragen berechnen wir erneut die o.a. Regionalregressionen bei Homes, jedoch nun unter Einschluss aller alten Homes, und stellen die Ergebnisse den Regionalregressionen unter Ausschluss alter Homes gegenüber. Je zwei Regressionen werden für zwei Zwei-Jahres-Zeiträume durchgeführt, QIV07-QII09 und QIV05-QII07, um einen intertemporalen Vergleich der Parameter und Standardfehler zu ermöglichen.

⁴ Vgl. Standard & Poors (2009).

Weiterentwicklung hedonische Verfahren HPX

Mit Bezug auf den Einfluß von Modernisierungskosten beschränken wir uns in dieser Analyse aus Fallzahlgründen auf Deskription der o.a. Top-Regionen und eine Bundesregression von alten Homes (Baujahr bis 1949).

3.3. Ergebnisse

3.3.1. Veränderungen der Fitqualität bei Hinzunahme alter Homes

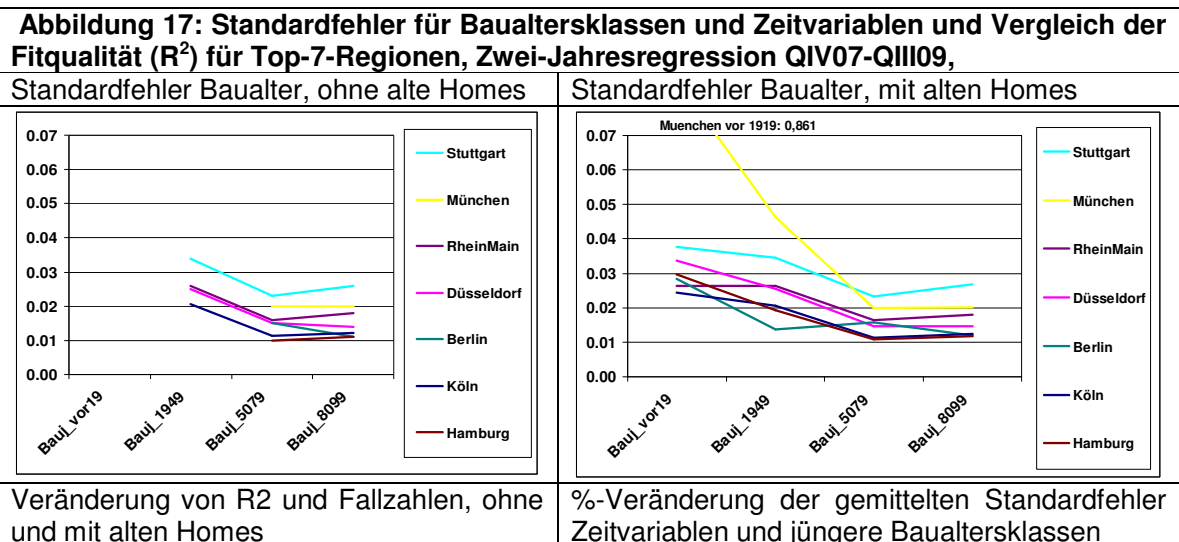
Wir beschränken uns in der Analyse aus Budgetgründen auf die 7 Top-Regionen Berlin, Hamburg, RheinRuhr, Düsseldorf, Köln, RheinMain, Stuttgart und München mit insgesamt niedrigen Standardfehlern. In weiteren, fallzahlenschwächeren Regionen, sind höhere Standardfehler zu erwarten.

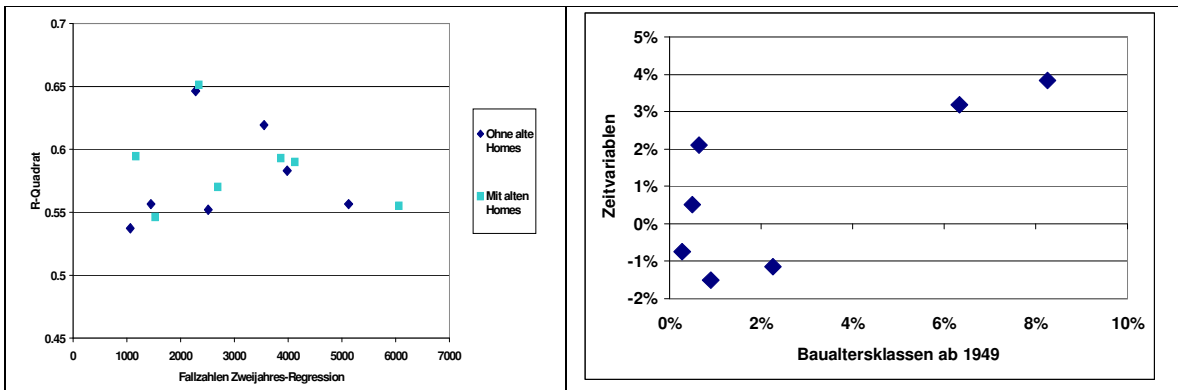
Abbildung 17 vergleicht die Standardfehler der Baualtersklassen bei Regressionen mit und ohne alte Homes. Nur für sehr alte Homes (vor 1919) in München zeigen sich sehr hohe Standardfehler – ansonsten bewegen sich die Fehler der neu hinzugekommenen Schätzer in einem durchaus akzeptablen Bereich unterhalb von 0,04. Grenzwert bei den Zeitvariablen war 0,05 gewesen und dies scheint auch ein vernünftiger Wert für Baualtersklassen zu sein. Für die jüngeren Baualtersklassen (ab 1949) ergibt sich bei Hinzunahme alter Homes eine zumeist minimale Erhöhung der Standardfehler, die im Falle von Hamburg und Berlin etwas erhöht ist.

Bei den Standardfehlern der Zeitvariablen sind z.T. leichte Verbesserungen bis geringe Verschlechterungen zu erkennen, wobei anzumerken ist, dass der Löwenanteil der hinzugekommenen Homes Modernisierungsbedarf hat und damit vor allem die Modernisierungs-Zeitvariablen-Zeitreihen beeinflusst. Dazu unten mehr.

Mit Bezug auf die Fitqualität sind für Hamburg und München leichte Verschlechterungen im Bereich von 0,007 bis 0,017 festzustellen, Berlin bleibt konstant und für andere Regionen gibt es z.T. deutliche Verbesserungen, so etwa für Stuttgart um volle 0,038 von R^2 0,733 auf 0,771. Im Vergleich zu den oben vorgeschlagenen Verfeinerungen durch Preisterzilbildung sind diese Variationen gering bis moderat.

Das Ergebnis der Analyse ist, dass bei Grenzwert des Standardfehlers von 0,05 innerhalb der 7 Top-Regionen lediglich Homes von vor 1919 in München ausgeschlossen werden sollten.





Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: QIV 07 ist Nullperiode. Spezifikation der Regressionen wie in den o.a. regionalen Homes-Regressionen (z.B. Tabelle 6) mit entsprechend veränderten Zeitvariablen und Modernisierungs-Zeitvariablen. Zu den oberen Graphiken: die auf der y-Achse abgetragenen Werte sind die Parameter-Schätzwerte der Regression. Unter Berücksichtigung der log-linearen Spezifikation der Regression geben sie approximativ die prozentuale Veränderung gegenüber der Nullperiode wider (d.h. Wert von 0,10 entspricht 10% Preissteigerung gegenüber der Nullperiode).

3.3.2. Parameterkonstanz

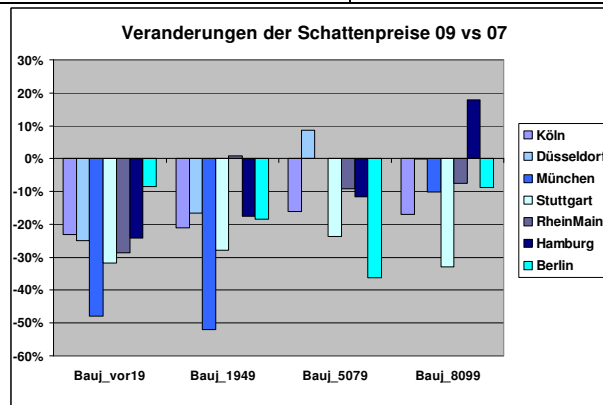
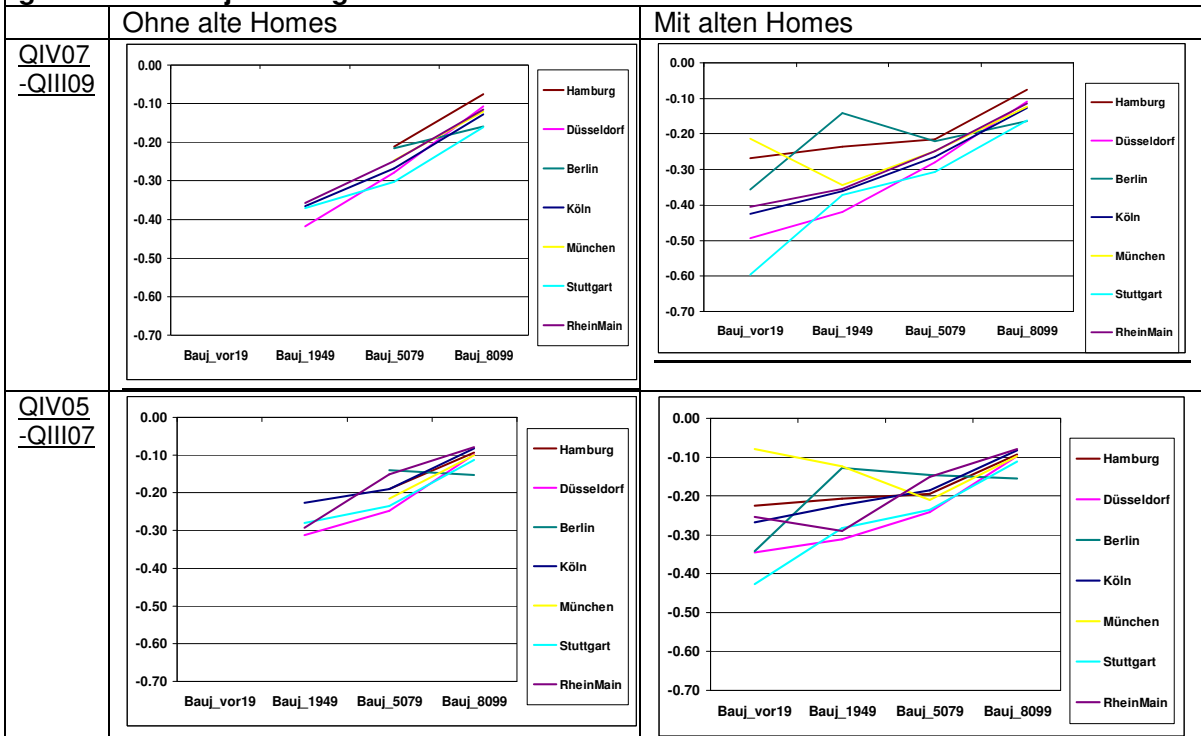
Eine zweite Frage war die nach stark schwankenden Schattenpreisen für alte Homes im Zeitablauf. In der Tat faltet sich das Preisgebirge nach Altersklassen weiter stark auf, wie die Daten in Abbildung 18 zeigen, die zwei Regressionen über Zweijahreszeiträume - aus 2007-2009 und aus 2005-2007 - wiedergeben. Dies gilt insbesondere für sehr alte Homes mit in der Regel deutlichem Modernisierungsbedarf. Bei diesen Altersklassen sind die Schattenpreise zwischen beiden Zeiträumen bei den meisten Regionen um 20-30% gefallen. Bei jüngeren Altersklassen ist das Bild dagegen uneinheitlicher.

Damit wäre ein Einschließen alter Homes z.B. in ein hedonisches Imputationsverfahren, bei dem die Schattenpreise für eine fixe Basisperiode berechnet und dann auf jüngere Beobachtungen projiziert werden, stark fehlerbehaftet. Man nehme etwa an, die Regression aus dem Zweijahresfenster QIV05-QIII07 sei die Basis für die hedonische Imputation. Dann würde die Gesamtpreisentwicklung durch den Effekt der fallenden Schattenpreise für alte Homes deutlich unterschätzt.

Bei dem von uns in der HPX-Konstruktion verwendeten Ansatz des Überrollens eines zweijährigen Fensters in jedem Quartal und daher vollständig endogener Berechnung der Zeitvariablen aus der Regression sind jedoch diese Verzerrungen deutlich kleiner. Der Effekt sich rasch verändernder Schattenpreise wird faktisch geglättet.

Zudem muss betont werden, dass im von uns verfolgten Regressionsansatz zeitliche Veränderungen der Preise von zu modernisierenden Objekte, und damit indirekt auch zeitliche Veränderungen der Schattenpreise für das Baualter, durch Modernisierungszeitvariablen aufgefangen werden. Dadurch wird Volatilität aus den Schattenpreise der Altersklassen herausgenommen, denn, wie in Tabelle 12 unten gezeigt sind Alter und Aufwand für Modernisierungen stark korreliert.

Abbildung 18: Schätzer für Baualtersklassen Homes für Top-7-Regionen und Zeitvergleich von Zweijahresregressionen 2009 vs. 2007



Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: QIV 07 und QIV05 sind Nullperioden. Spezifikation der Regressionen wie in den o.a. regionalen Homes-Regressionen (z.B. Tabelle 6) und mit entsprechend veränderten Zeitvariablen und Modernisierungs-Zeitvariablen. Die auf der y-Achse abgetragenen Werte sind die Parameter-Schätzwerte der Regression. Unter Berücksichtigung der log-linearen Spezifikation der Regression geben sie approximativ die prozentuale Veränderung gegenüber der Nullperiode wider (d.h. Wert von 0,10 entspricht 10% Preissteigerung gegenüber der Nullperiode).

3.3.3. Einschluss von Modernisierungsobjekten

Dass Objekte mit Modernisierungskosten, und damit v.a. alte Objekte, eine hohe wirtschaftliche Bedeutung haben und daher langfristig nicht einfach aus einer Hauspreisindexkonstruktion für Deutschland ausgeschlossen werden können, macht Tabelle 12 zudem überdeutlich. Der Gesamtanteil von Objekten mit Modernisierungskosten im Bund liegt über alle Altersklassen hinweg bei 36% und in vielen Regionen weit über 40%.

Tabelle 12: Deskriptive Statistik: Transaktionen von Homes mit und ohne Modernisierungskosten in Homes-Regionen und bundesweit, 2008 und 2009, einschließlich Neubau

	Baualterklasse					Region			Mod-Kosten Anteil
	<1919	1919-1949	1950-1979	1980-1999	>2000	ohne Mod-Kosten	mit Mod-Kosten	gesamt	
KoelnBonn	65%	69%	61%	41%	10%	2451	1626	4077	40%
Duesseldorf	66%	69%	55%	37%	6%	1521	784	2305	34%
Muenchen	42%	47%	37%	20%	2%	1252	233	1485	16%
Stuttgart	74%	60%	63%	35%	9%	659	446	1105	40%
RheinMain	66%	63%	54%	35%	6%	1739	879	2618	34%
Hamburg	71%	67%	49%	35%	8%	2641	1118	3759	30%
BerlinPotsdam	75%	62%	61%	44%	5%	4492	1529	6021	25%
RuhrWest(EssenDuisburg)	77%	75%	68%	41%	6%	1267	738	2005	37%
Ruhrrost(BochumDortmund)	67%	78%	66%	33%	10%	939	729	1668	44%
BremenOldenburg	67%	70%	60%	42%	8%	1092	802	1894	42%
HannoverHildesheim	79%	83%	72%	43%	8%	1341	923	2264	41%
WestfalenMuensterland	83%	77%	69%	45%	4%	1435	756	2191	35%
LeipzigHalle	96%	76%	72%	46%	4%	966	426	1392	31%
Dresden	78%	67%	65%	38%	4%	705	213	918	23%
NuernbergErlangenFuerth	61%	67%	57%	32%	3%	811	329	1140	29%
andere	73%	74%	66%	46%	7%	17063	11563	28626	40%
Bund ohne Mod-Kosten	764	1563	6525	6219	25303	40374			
Bund mit Mod-Kosten	1980	3783	10988	4526	1817	23094			
Bund gesamt	2744	5346	17513	10745	27120	63468			
Bund Mod-Kosten-Anteil	72%	71%	63%	42%	7%	36%			

Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen:

Objekte mit Baujahr vor 1980 sind zu zwei Dritteln, Objekten mit Baujahr vor 1949 zu 71,5% mit Modernisierungskosten behaftet. In der Spitze bei vor 1919 gebauten Homes in Leipzig weisen faktisch alle über Europace abgewickelten Transaktionen Modernisierungskosten auf. Bedeutsam ist jedoch, dass auch weit jüngere Homes etwa der Baujahrgänge 1980-1999 in hohem Grade Modernisierungskosten aufweisen, etwa im Bereich der energetischen Sanierung.

Die zu klärende Frage ist deshalb, ob nicht eine allgemeine Modellierung von Modernisierungskosten einer Einschränkung auf Baualterklassen vorzuziehen ist. Diese Frage wird durch die in Tabelle 13 vorgestellten weiterführenden Regressionen – hier zum Vergleich mit dem HPX nur für Existing Homes durchgeführt, eindeutig bejaht.

In der Tabelle werden in den ersten beiden Regressionen die Transaktionen der Quartale von QIV07 bis QIII09 in solche mit Objekten mit und ohne Modernisierungskosten unterteilt. Die erste Regression entspricht derjenigen des HPX Existing Home, mit dem Unterschied, dass die Zeitvariablen auf Quartals- anstelle Monatsbasis berechnet werden. Regression 2 untersucht die Objekte mit Modernisierungskosten. Da der Neubau beim Existing Home-Index ausgeschlossen ist, übertreffen die Fallzahlen der Regression 2 sogar die der Regression 1.

Die Fit-Qualität der Regression 2 ist etwas schlechter als die der HPX-Regression, deutlich ist auch die stärker negative Preisentwicklung zu erkennen. Regression 4 behandelt dieses Problem, indem die Daten der Regression 1 und 2 gemeinsam verwendet werden und die zu modernisierenden Objekte in ihrem Zeitprofil durch eine getrennte Modernisierungs-Zeitvariable dargestellt werden. Ein graphischer Vergleich zeigt – abgesehen von Niveauunterschieden – keine Unterschiede in der Dynamik der jeweiligen Zeitvariablen zu Regression 1 und Regression 2. Gleichzeitig verbessert aber die Zusammenlegung beider Objektgruppen die Güte des Fits, von 0,516 (Regression 1) bzw. 0,507 (Regression 2) auf 0,516 (Regression 4).

Weiterentwicklung hedonische Verfahren HPX

Tabelle 13: Bundesregression für existing Homes mit verschiedenen Spezifikationen zu Modernisierungskosten, QIV07-QIII09

BUNDESREGRESSION EXISTING HOMES					
		Objekte ohne Modernisierungskoste n (HPX existing)	Objekte mit Modernisierungskoste n	Objekte mit Baujahr bis 1949, Modernisierungs- Zeitvariable	Alle Objekte, mit Modernisierungs- Zeitvariable
		(1)	(2)	(3)	(4)
Beobachtungen		18154	21924	8029	40078
Teststatistiken					
	R ²	0.510	0.507	0.462	0.516
	Ajustiertes R ²	0.510	0.506	0.461	0.515
Variablen					
	Typ				
KONSTANTE	stetig	8.609	8.485	7.852	8.546
Wohnflaeche	stetig, LN	0.688	0.676	0.689	0.681
Grundstückfläche	stetig, LN	0.069	0.079	0.078	0.075
BAUJAHR					
vor 1919	1/0	-0.440	-0.365	0.000	-0.407
1919 - 1949	1/0	-0.330	-0.257	0.082	-0.297
1950 - 1979	1/0	-0.253	-0.191	x	-0.230
1980 - 1999	1/0	-0.072	-0.054	x	-0.070
2000 und juenger	1/0	0.000	x	x	x
Süddeutschland					
Norddeutschland		-0.287	-0.257	-0.228	-0.272
Westdeutschland		-0.185	-0.158	-0.165	-0.172
Ostdeutschland		-0.444	-0.425	-0.333	-0.437
INVESTITION					
Teilvermietung	1/0	x	x	x	x
Modernisierung	1/0	x	x	x	x
VERDICHTUNG					
Bevoelkerung	stetig, LN	0.029	0.037	0.053	0.034
Fahrzeit30plus	stetig	-0.019	-0.041	-0.050	-0.030
Kernstadt Agglomeration	1/0	0.000	0.000	0.000	0.000
Kernstadt gross	1/0	-0.196	-0.199	-0.216	-0.195
Kernstadt klein	1/0	-0.275	-0.281	-0.288	-0.276
Pendel in	1/0	-0.236	-0.272	-0.266	-0.253
Pendel aus	1/0	-0.376	-0.392	-0.383	-0.385
Typ_Land	1/0	-0.448	-0.440	-0.442	-0.444
ANTRAGSDATUM					
Q08I	1/0	0.010	-0.005	0.018	0.011
Q08II	1/0	0.037	0.000	0.052	0.036
Q08III	1/0	0.023	-0.025	0.014	0.024
Q08IV	1/0	0.009	-0.035	-0.041	0.009
Q09I	1/0	-0.039	-0.065	-0.046	-0.039
Q09II	1/0	-0.024	-0.066	-0.011	-0.022
Q09III	1/0	-0.035	-0.052	-0.023	-0.034
Q07IVMOD	1/0	x	x	0.051	0.019
Q08IMOD	1/0	x	x	0.049	0.012
Q08IIMOD	1/0	x	x	0.045	0.018
Q08IIIMOD	1/0	x	x	0.014	-0.006
Q08IVMOD	1/0	x	x	-0.002	-0.017
Q09IMOD	1/0	x	x	-0.056	-0.047
Q09IIMOD	1/0	x	x	-0.035	-0.048
Q09IIIMOD	1/0	x	x	0.026	-0.035

Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: QIV 07 ist Nullperiode.

Die Standardfehler der in Regression 4 verwendeten Modernisierungszeitvariablen sind im Übrigen geringer als diejenigen der Zeitvariablen der Objekte ohne Modernisierungskosten – 0,27 gegenüber 0,32 im Durchschnitt der angegebenen Quartale. Damit lassen sich zumindest bei einer Bundesregression die Preiszeitreihen beider Objektarten zuverlässig trennen.

Regression 3 untersucht noch die Strukturen in der Gruppe der alten, vor 1949 gebauten, Homes. Die jeweilige Preisdynamik innerhalb dieser Gruppe von Objekten mit und ohne Modernisierungskosten ist Regression 1 und 2 vom Verlauf her sehr ähnlich, jedoch von größeren Schwankungen gekennzeichnet. Interessant ist der Rückgang des Kaufpreisgefälles von Ostdeutschland gegenüber Süddeutschland, was auf den Einfluss relativ billiger Neubauten und der Abschreibungsbedingungen bei Sanierungen dort schließen lässt.

3.4. Schlussfolgerungen

Die Effekte der Hinzunahme alter Homes in die bestehenden Regionalregressionen scheinen bis auf den Fall sehr alter Homes in München durch die Vorteile höherer Fallzahlen und besserer Abbildung des Gesamtmarktes neutral bis positiv zu sein. Es fehlt eine weitere Abdeckung der Zahl der Regionen, als in dieser Studie möglich, um ein abschließendes Urteil zu bilden.

Angesichts der wirtschaftlichen Bedeutung von Modernisierungsinvestitionen – und das nicht nur im Bereich sehr alter Bauten –, der Zielsetzung eines Bottom-Up-Indexes und der geringeren Abdeckung der Grundgesamtheit durch die zur Verfügung stehenden Stichproben kann in Deutschland langfristig nicht auf die Berechnung eines Preisindizes unter Einschluss von Modernisierungen verzichtet werden. Dies bedeutet eine erhebliche Abweichung etwa zu USA, wo der Case-Shiller-Index nur Objekte ohne Modernisierungskosten berücksichtigt. Eine Nichtberücksichtigung dieser Objekte würde in Deutschland einen grossen Teil des Marktes aus der Preisbeobachtung ausschliessen und letztlich stärkere Verzerrungen hervorrufen als eine Berücksichtigung.

Das Ziel sollte es deshalb sein, die möglichen Verzerrungen der Preiszeitreihe, etwa durch Präferenzveränderungen oder grosse Heterogenität von zu modernisierenden Objekten, zu minimieren. Die hier vorgeschlagene Lösung besteht darin, Homes aller Altersklassen zu berücksichtigen (bei Bottom-Up-Index ggf. mit noch zu bestimmenden Ausnahmen in einzelnen Regionen) und gleichzeitig den zu modernisierenden Objekten eine eigene Zeitvariablenreihe zuzuordnen. Unterstützend ist das von uns verwendete Verfahren des Überrollens des Zeitfensters der hedonischen Regression, anstelle der hedonischen Imputation, dafür, das den Effekt von Präferenzänderungen auf die Preiszeitreihen abmildert.

4. Gewichtungsfaktoren, Hochrechnung und Saisonbereinigung

4.1. Stichprobenverzerrung und korrigierende Gewichtungsfaktoren

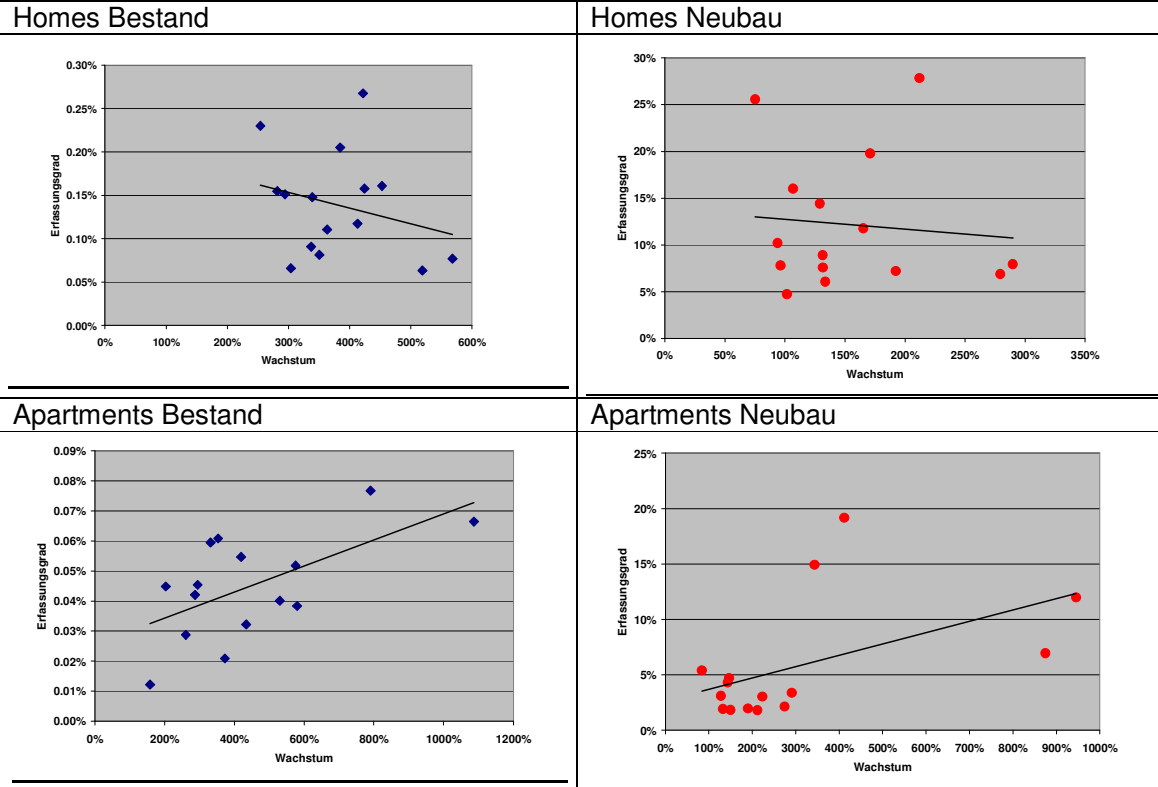
Die Europace-Stichprobe weist aufgrund der regional ungleich verteilten Tätigkeit des Unternehmens deutliche Verzerrungen auf, die durch die Grundgesamtheit repräsentierende Daten zur Marktaktivität korrigiert werden sollen. Dazu liefert Abbildung 19 im Vergleich mit der amtlichen Gebäude- und Wohnungsbaustatistik sowie der Wachstumsdynamik der Europace-Plattform eine Intuition.

Die Untererfassung von Europace ist besonders deutlich in Bayern und NRW stark, in Berlin und den neuen Ländern ist die Plattform überrepräsentiert (z.B. durch die starke Konkurrenzbeziehung der in den neuen Ländern starken und intensiv über die Plattform vertreibenden DKB mit den dortigen Sparkassen).

Auffällig ist auch, dass im Bereich Homes das Wachstum tendenziell ausgeglichen ist, während im Bereich Apartments die stark erfassten Regionen auch stark wachsen.

Eine Korrektur mit Bestands- und Neubauzahlen ist aufgrund der fehlenden Differenzierungen (z.B. Neubau zur Vermietung? Beziehung zwischen Wohnungsbestand und Bestands-transaktionen?) problematisch, sie wird derzeit vom Unternehmen in der unten beschriebenen Weise praktiziert.

Abbildung 19: Erfassungsgrad der Europace-Fallzahlen im Vergleich zu amtlichen Wohnungsneubau bzw. -bestandsdaten und im Zeitvergleich für 15 Regionen



Quelle: Finpolconsult, Hypoport, BBSR.
 Anmerkung: Europace-Fallzahlen ohne Vermietung;
 Erfassungsgrad = Europace-Transaktionen im Jahresdurchschnitt 2006-2009 geteilt durch Bestand bzw. Neubau aus der amtlichen Statistik im Jahresdurchschnitt 2005-2007 (keine neueren Daten verfügbar).
 Wachstum = Europace-Transaktionen im Jahresdurchschnitt 2006-2009 geteilt durch Europace-Transaktionen im Jahresdurchschnitt 2003-2005

Zur Korrektur sollen deshalb von BBSR zugespielte Daten, die für Teilgebiete Deutschlands die Grundgesamtheit der von Daten der Gutachterausschüsse abgeleiteten Transaktionen abbilden, mit den Fallzahlen aus der Europace-Stichprobe verglichen werden. Verglichen werden die

- räumliche Verteilung der Transaktionsfälle – unbebaute Grundstücke für EFH (für Neubau Homes). Für unbebaute Grundstücke, die für Einfamilienhausbebauung vorgesehen sind, liegen die Daten von 254 Kreisen und kreisfreien Städten vor (ca. 60% Abdeckung).
- räumliche Verteilung der Transaktionsfälle – bebaute Grundstücke EFH (für Bestand Homes). Für bebaute Einfamilienhausgrundstücke liegen die Daten von 325 Kreisen und kreisfreien Städten vor (ca. 75 % Abdeckung).
- räumliche Verteilung der Transaktionsfälle – Verkäufe Eigentumswohnungen (für appartements). Für Transaktionen von Eigentumswohnungen liegen die Daten von 343 Kreisen und kreisfreien Städten vor (ca. 80% Abdeckung).⁵

⁵ Nach Angaben des BBSR ist 'die Abdeckung bezogen auf die Zahl der Einwohner und damit auch auf die Zahl der Transaktionen insgesamt noch höher einzustufen, da überproportional viele große Städte in der Befragung mitgewirkt haben und eher kleine Landkreise nicht geantwortet haben. Damit wird eine einwohnerbezogene Repräsentativität von eher 90 % (bei Eigentumswohnungen) erreicht.'

Weiterentwicklung hedonische Verfahren HPX

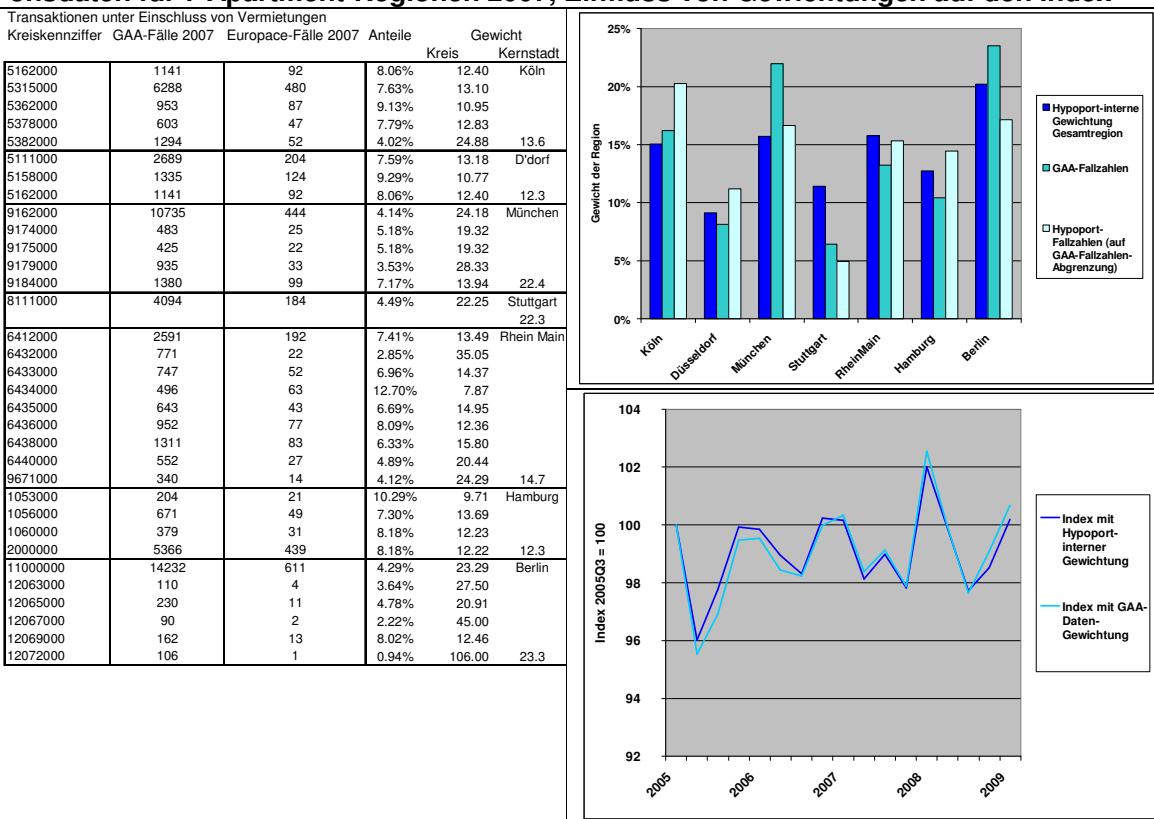
Diese Daten liegen auf der Ebene der 8-stelligen Kreiskennziffer, die ein Matching mit den Beobachtungen aus Europace ermöglicht.

Das Problem an dieser Analyse ist nicht nur die Untererfassung durch Europace, sondern auch dass ein ganzer Großraum – nämlich Bayern und Baden-Württemberg – deutliche Ausfälle bei der Berichterstattung der Gutachterausschüsse hat, die auch mit den vorliegenden Verteilungsquoten nicht behoben werden.

Diese Untererfassung erfordert Schätzungen der entsprechenden Umsätze mit Instrumenten, z.B. einer Kombination von Wohnungsbestands- und Neubaufertigstellungsdaten, die im Rahmen dieser Studie nicht mit ausreichender Genauigkeit vorgenommen werden können.

Wie ein Vergleich der Erfassung von Gutachterausschussdaten (GAA) und der BBSR-Stadtregionen (vgl. Karten in Anhang 2) zeigt, sind jedoch auf der Basis einer ausreichend engen Definition, auf der Ebene der Kernstädte, GAA-Vergleichsdaten vorhanden. Der beschränkende Faktor hier ist die Region Stuttgart, für die es außerhalb der Kernstadt keine Daten gibt. Abbildung 20 vergleicht die Ergebnisse für das Jahr 2007. Angemerkt werden muss, dass die GAA-Daten keine Unterscheidung nach Nutzungszweck zulassen, sodass auch die entsprechende Bezugsgröße aus Europace Vermietungen einschließt.

Abbildung 20: Apartments: Hypoport Europace-Fallzahlen 2007 und GAA Transaktionsdaten für 7 Apartment-Regionen 2007, Einfluss von Gewichtungen auf den Index



Quelle: Finpolconsult, Hypoport, BBSR. Anmerkungen: Fallzahlen und Gewichtungsfaktoren berechnet unter Einschluss von vermieteten Objekten. Hypoport-interne Gewichtung der Regionen: Zahl der Neubauten werden mit 20% und Zahl der Altbauten mit 80% gewichtet. Das Ergebnis wird mit 70% gewichtet und Hypoport-Fallzahlen mit 30%

Abbildung 20 stellt dann die Hypoport-interne Gewichtung der Regionen, die auf einer Mischung von amtlichen Wohnungsbestands- und Neubauproduktionen und Hypoport-Fallzahlen beruht (siehe Anmerkung zur Tabelle), den GAA-Daten und den Hypoport-Fallzahlen gegen-

über. Die Regionsabgrenzung ist weiter gefasst ist als die auf Kernstadtebene verfügbaren GAA-Abgrenzungen; im Fall von Stuttgart, wo die Kernstadtebene unterschritten wird, ergeben sich die größten Abweichungen.

Relevant für die Gewichtung sind jedoch nur die Abweichungen der Hypoport-Fallzahlen auf der exakten räumlichen Definition der verfügbaren GAA-Daten, und diese sind nur moderat. Der Datensatz weist eine gewisse Untererfassung Berlins und Münchens bei Übererfassung in Köln und Düsseldorf auf, die durch einen Gewichtungsfaktor korrigiert werden kann.

Ein Vergleich der Daten von Homes verbietet sich zu diesem Zeitpunkt aufgrund der weit größeren Bedeutung von nicht durch GAA-Daten erfassten Kerngebieten und Pendelregionen für diesen Markt, insbesondere in Bayern, Baden-Wuerttemberg sowie Sachsen.

4.2. Hochrechnung

Ziel ist die Erzielung eines repräsentativen bundesweiten Indexes und der Vergleich mit den Ergebnissen der bisherigen Bundesregressionen, die zur Berechnung des HPX verwendet werden.

Dazu können 2 Ansätze verfolgt werden:

- Gewichtete Durchschnittsbildung der regionalen Schätzwerte der Zeitvariablen. Hierbei werden intraregionale Verzerrungen ungefiltert an den Index weitergegeben, jedoch ist die genauere Abbildung der regionalen Wohnungsmärkte ein Vorteil.
- Schätzung einer Bundesregression mit Gewichtung von regionalen Beobachtungen. Dieses Vorgehen verbessert zweifellos die auf Bundesregression basierenden HPX, ist jedoch mangels Abbildung regionaler Wohnungsmarktstrukturen ebenfalls ungenau.

Wieder können wir uns in der empirischen Analyse aufgrund der Beschränkungen der GAA-Daten nur auf die Apartments in den Kernstädten beziehen. Die Ergebnisse des ersten Ansatzes werden bereits oben in Abbildung 19 berichtet. Wegen der vergleichsweise geringen Abweichung der Gewichtungen der Top-7-Apartmentregionen zwischen Hypoport-internem Verfahren und GAA-Daten – mit Ausnahme Stuttgart - unterscheidet sich dieser Index nur wenig. Die zugrundeliegenden Zeitvariablen wurden auf Gesamtregionsbasis errechnet, so dass hier für volle Vergleichbarkeit auch noch auf die Kernstadt allein bezogene Regressionen zu rechnen wären.

Abbildung 21 holt dieses Versäumnis nach und berechnet jeweils eine Bundesregression mit und ohne Gewichtung mit GAA-Daten auf der Basis der in Abbildung 20 dargestellten Kennziffern. Stuttgart wird hierbei ausgeschlossen, weil die nur auf der Ebene der Stadt Stuttgart erhältlichen GAA-Fallzahlen nicht einmal die Kernstadtdefinition der BBSR abdecken und damit Verzerrungen unvermeidlich wären.

Die nach Gewichtung der Beobachtungen erzielten Regressionsergebnisse sind leicht verbessert, bei ebenfalls leicht steigenden Standardfehlern der Zeitvariablen-Schätzer.

Weiterentwicklung hedonische Verfahren HPX

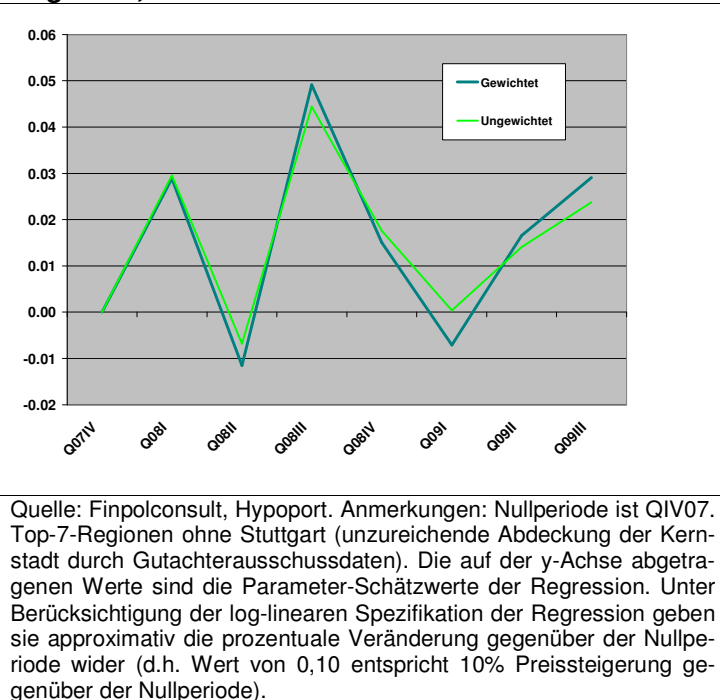
Die geschätzte Preisentwicklung weist v.a. für das Jahr 2009 eine etwas höhere Volatilität auf. Im Vergleich drittes Quartal 2009 gegenüber dem vierten Quartal 2007 messen wir ein um 0,5% höheres Preisniveau. Die Effekte einer Gewichtung mögen klein erscheinen, sie sind aber im Rahmen eines Preisindexes nicht vernachlässigbar.

Abbildung 21: Vergleich von Apartment-Bundesregressionen mit und ohne Gewichtung, 6 Regionen, Kernstädte

			Apartments, 6 Kernstädte	
			Ungewichtet	Gewichtet
			(1)	(2)
Beobachtungen			6723	6680
Teststatistiken				
	R ²		0.717	0.721
	Ajusiertes R ²		0.715	0.719
Variablen		Typ		
KONSTANTE		stetig	7.390	7.375
	Wohnflaeche	stetig, LN	1.158	1.165
BAUJAHR	vor 1919	1/0	-0.092	-0.116
	1919 - 1949	1/0	-0.244	-0.267
	1950 - 1979	1/0	-0.413	-0.404
	1980 - 1999	1/0	-0.288	-0.285
	2000 und juenger	1/0	0.000	0.000
REGION	München	1/0	0.000	0.000
	Köln	1/0	-0.386	-0.395
	Düsseldorf	1/0	-0.410	-0.413
	Frankfurt	1/0	-0.323	-0.343
	Hamburg	1/0	-0.298	-0.297
	Berlin	1/0	-0.508	-0.508
GEBAEUDETYP	WohnE_Reihe	1/0	-0.009	-0.020
	WohnE_Stadt	1/0	0.028	0.019
	WohnE_Hoch	1/0	0.000	0.000
INVESTITION	Teilvermietung	1/0	x	x
	Modernisierung	1/0	x	x
ANTRAGSDATUM	Q08I	1/0	0.030	0.029
	Q08II	1/0	-0.007	-0.011
	Q08III	1/0	0.044	0.049
	Q08IV	1/0	0.018	0.015
	Q09I	1/0	0.000	-0.007
	Q09II	1/0	0.014	0.017
	Q09III	1/0	0.024	0.029
	Q07IVMOD	1/0	-0.061	-0.065
	Q08IMOD	1/0	0.041	0.037
	Q08IIMOD	1/0	-0.024	-0.036
	Q08IIIMOD	1/0	-0.039	-0.029
	Q08IVMOD	1/0	-0.009	-0.006
	Q09IMOD	1/0	-0.061	-0.045
	Q09IIMOD	1/0	-0.038	-0.042
	Q09IIIMOD	1/0	-0.009	-0.014

Quelle: Finpolconsult, Hypoport. Anmerkungen: Nullperiode ist QIV07. Top-7-Regionen ohne Stuttgart (unzureichende Abdeckung der Kernstadt durch Gutachterausschussdaten).

Abbildung 22: Vergleich von Apartment-Bundesregressionen mit und ohne Gewichtung, 6 Regionen, Kernstädte – Zeitvariablen-Schätzer



In weiterer Zukunft wären vor dem Hintergrund einer verfeinerter Datenverfügbarkeit der Gutachterausschüsse Gewichtungen der Beobachtungen vor allem innerhalb einer Region wünschenswert. Eine Unterteilung etwa der für Homes verwendeten 15 Regionen nach Kreisen ist denkbar, wünschenswert wären aber granularere Daten, etwa auf Ebene der Postleitzahlen, die wir oben auch zur Preisterzilbestimmung herangezogen haben.

Das Ergebnis wäre ein Verfahren, bei dem ein bundesweiter Index auf der Basis von Regionalregressionen, die intra-regional als weighted-least-squares gerechnet werden, über einen inter-regionalen Gewichtungsfaktor auf die Bundesebene aggregiert wird.

Eine zeitlich nähere Lösung zur Verbesserung des HPX wäre, den derzeit von Hypoport intern verwendeten Gewichtungsfaktor auf granularerer Ebene zu berechnen – etwa nach Kreisen – und die derzeit verwendeten Bundesregressionen als weighted-least-squares zu berechnen.

4.3. Optionen für eine Saisonbereinigung des Hauspreisindex

Die folgenden Evaluierungen sind als Vorarbeiten zu verstehen. Ein statistisch sauberes Verfahren zur Saisonbereinigung erfordert ökonometrische Zeitreihenanalyse, etwa die autoregressive gleitende Durchschnittsmethode (ARIMA) mit entsprechend definierten Quartals- oder Monatslags, bzw. einen entsprechenden Trend-Zyklen-Zerlegungsalgorithmus, wie etwa das Berliner Verfahren.⁶

⁶ Näheres zu beiden Verfahren enthält die folgende Übersicht von Destatis: <http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Wissenschaftsforum/MethodenVerfahren/Infos/Zeitreihenanalyse.property=file.pdf>

Weiterentwicklung hedonische Verfahren HPX

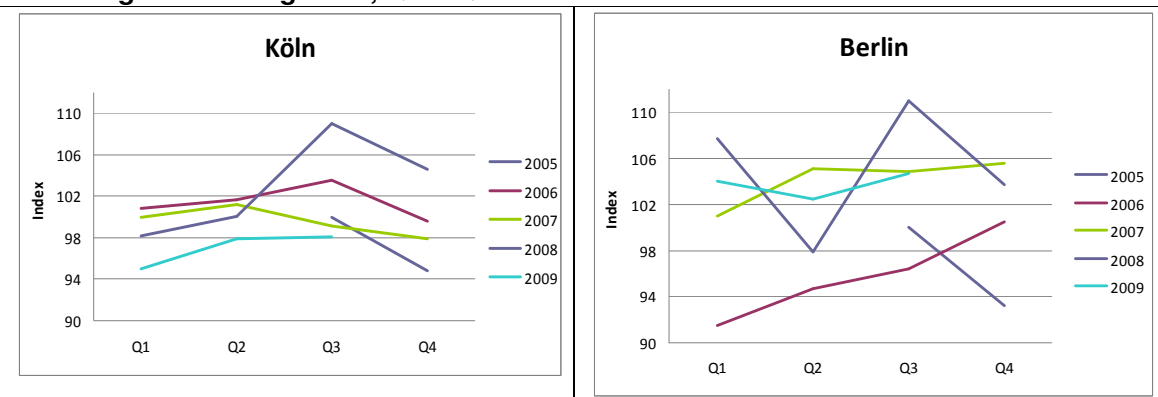
Zu beiden Verfahren reicht im vorliegenden Fall die Zahl der bisher zu akzeptablen Fitqualitäten und Standardfehlern berechneten Zeitvariablen nicht aus. Für das Berliner Verfahren etwa fordert eine allgemeine Faustregel rd. 60 Monatsbeobachtungen. Diese wird die Europace-Plattform, wenn man die recht volatilen starken Wachstumsjahre der Plattform 2003-2005 ausnimmt, erst Ende 2010 erreichen. Dann würde sich theoretisch eine gemeinsame Regression von Struktur- und autoregressiven (Zyklen-) Effekten über 60 Monate bzw. 20 Quartalen zur Identifikation der Saisonmuster anbieten.

Dieses Vorhaben wird jedoch durch ein weiteres Problem erschwert, das zeitnah analysiert werden kann, nämlich dasjenige von Strukturbrüchen und hier insbesondere der Auswirkung der Finanzkrise auf das Saisonmuster der Preisbeobachtungen. Eine kursorische Analyse der erhaltenen Zeitreihen, wie sie in Abbildung 23 für Apartments und Abbildung 24 für Homes in vier Regionen durchgeführt wird, zeigt z.B. für Köln und Berlin ausgeprägte Preisausschläge im dritten Quartal 2008 und entsprechende Rückgänge im vierten Quartal 2008 und 2009.

Da der Hypothekenmarkt für solvente Privatleute in Deutschland durch die Finanzkrise bisher nicht wesentlich gelitten hat, wie z.B. das anhaltend niedrige Hypothekenzinsniveau zeigt, legen die z.T. deutlichen Preissteigerungen gegen Ende 2008 eine Flucht in die Sachwerte dieser Investoren nahe.

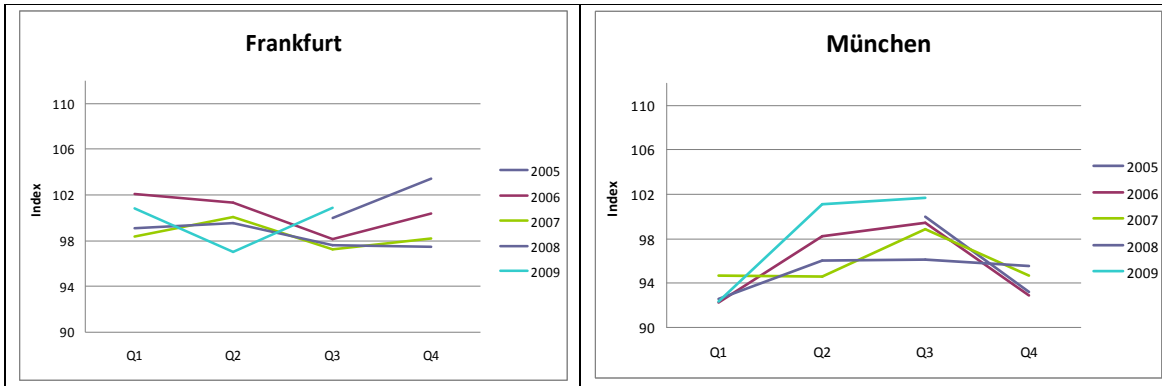
Auch außerhalb dieser besonderen Periode dürfte eine Identifizierung von Saisonmustern schwer fallen. Zwar weisen Köln und München im grossen und ganzen das typische Apartment-Saisonmuster auf, mit 2-5% höheren Preisen im Sommer als im Winter. Aber die Daten für Frankfurt weisen ein apartment-untypisches ‚Loch‘ im dritten Quartal auf, was die Signifikanz des Dummies (bei nur 7 Apartment-Regionen) stark herabsetzen würde. Berlin ist andererseits durch starkes Preiswachstum gekennzeichnet, so dass hier die Annahme von Stationarität der Zeitreihe, die typischerweise dem ARIMA-Verfahren zugrunde liegt, aufgegeben müsste.⁷

Abbildung 23: Apartments: Quartals-Werte der Zeitvariablen für verschiedene Jahre und ausgewählte Regionen, QI05-QIII09



⁷ Eine mögliche Annäherung an das Problem stark trendbehafteter Märkte wäre die Anwendung des ARIMA-Verfahrens auf der Ebene erster Differenzen (prozentuale Veränderungen des Indexes anstelle absoluter Indexwerte).

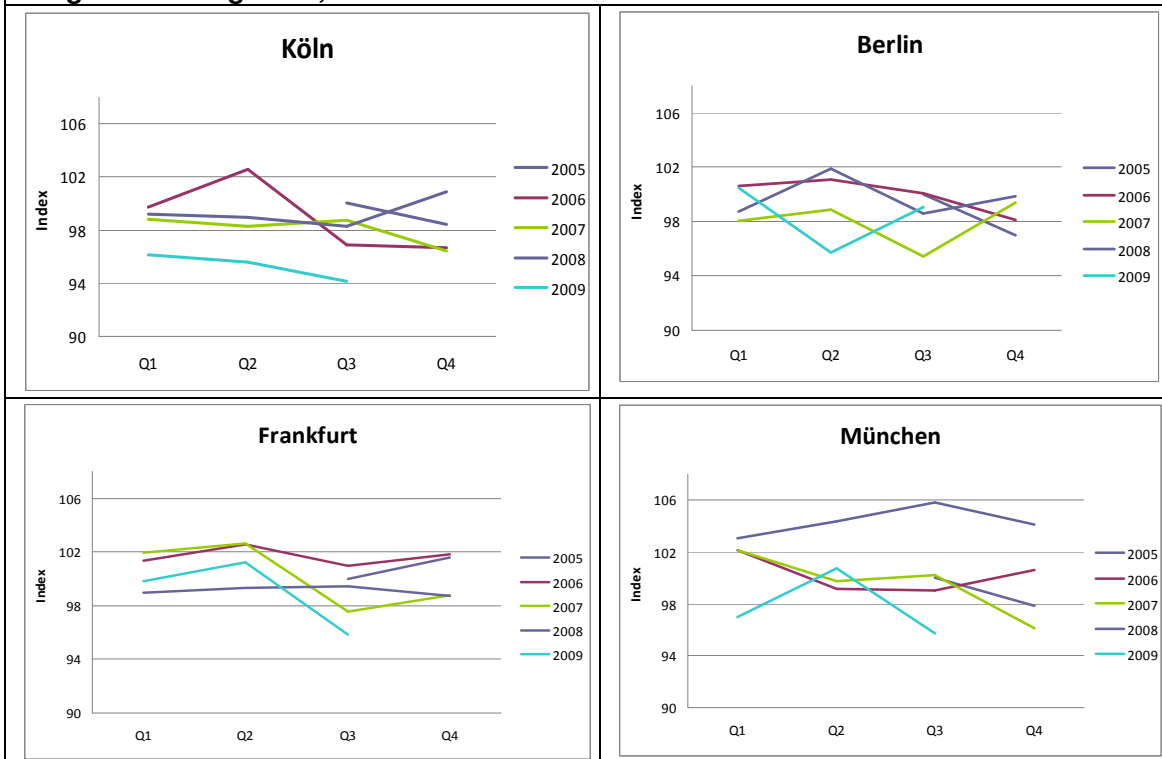
Weiterentwicklung hedonische Verfahren HPX



Quelle: Finpolconsult, Hypoport, BBSR. Anmerkungen: Schätzungen aus der Bundesregression, Index Q1-II05=100.

Bei den in Abbildung 24 vorgestellten Preisen für Homes sind die Saisonmuster insgesamt schwächer ausgeprägt als bei Apartments. Die bei Apartments in Köln und Berlin ausgeprägten Effekte des dritten Quartals 2008 zum Höhepunkt der Finanzkrise hin sind hier nur im Fall München zu erkennen. Das üblicherweise starke zweite Quartal scheint mit Ausnahmen signifikant zu sein, jedoch überlagern auch hier regionale Besonderheiten. Es sollte insbesondere bei Homes vor einer Saisonbereinigung eine flächendeckende Verbesserung der regionalen Fits durch Preisterzildummies abgewartet werden, die diese Besonderheiten ggf. modifizieren könnten (denn es könnte sich, wie oben gezeigt, insbesondere 2009 um Sondereffekte durch Verschiebungen der Umsatzstruktur von teuren zu preiswerten Objekten handeln).

Abbildung 24: Homes: Quartals-Werte der Zeitvariablen für verschiedene Jahre und ausgewählte Regionen, Q105-Q1109



Quelle: Finpolconsult, Hypoport, BBSR. Anmerkungen: Schätzungen aus der Bundesregression, Index Q1-II05=100.

4.4. **Schlussfolgerungen**

Wir haben in diesem Kapitel zumindest einige Ansätze der Verbesserung der Gewichtungen und Korrektur der Untererfassungen der Europace-Daten sowie der Saisonbereinigung diskutieren können. Lösungen für beide Fragen liegen noch in der Ferne.

Die Untererfassung der GAA-Transaktionsdaten müsste mit Instrumentenschätzungen korrigiert werden, die die Umsatzstrukturen anderer Regionen (mit Bezug auf Kernstadt, Kerngebiet usw) auf Regionen mit fehlenden Daten übertragen müsste. Die Fehleranfälligkeit eines solchen Verfahrens erscheint so hoch, dass a priori unklar ist, ob sie geringer sein könnte, als das derzeit vom Unternehmen angewendete Verfahren einer Mischung von Bestands- und Neubauzahlen mit den eigenen Fallzahlen. Weitere Untersuchungen einiger Regionen im Hinblick auf mögliche Interpolationsverfahren wären jedoch von Interesse.

Das Saisonbereinigungsproblem wird nicht nur durch das noch junge Alter des Datensatzes erschwert, sondern zusätzlich durch die hier aufgezeigten Effekte der Finanzkrise und regionalen Unterschiede in der Preisdynamik. Bei weiterer Verfeinerung der regionalen Regressionen wie vorgeschlagen mit Preisterzildummies könnten sich in einzelnen Regionen auch die Dynamiken verändern. Das Thema erscheint deshalb derzeit nicht prioritär – mit Erreichen von 60 Monatsbeobachtungen mit ausreichender Fitqualität gegen Ende 2010 sollte es noch einmal mit den üblichen Zeitreihenanalyseverfahren aufgegriffen werden. Ggf. müsste ein solches Verfahren mit Dummies für die Zeit der Finanzkrise arbeiten.

5. Literatur

DECHENT, J. 2008. „Häuserpreisindex –Projektfortschritte und erste Ergebnisse für bestehende Wohngebäude“. *Wirtschaft und Statistik* 2008-1, S.69-81.

DÜBEL, A. AND S. IDEN. 2008. „Isolierung qualitativer Hauspreismerkmale durch hedonische Regressionsanalyse aus Daten der Europace-Plattform (Hypoport AG) und Machbarkeit eines hedonischen Hauspreisindex für Deutschland“. Studie im Auftrag des Bundesamtes für Bauwesen und Raumordnung. Bonn.

HUNZIKER, C. 2009. „Privatisierungen: Ostdeutsche Käufer entdecken Eigentumswohnungen.“ Handelsblatt vom 1.12.2009.

LAFERRÈRE, A. 2005. „Hedonic housing price indexes: the French experience“. BIS Papers No.21, part 22, April.

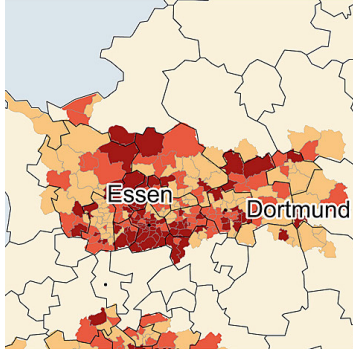
STANDARD & POORS. 2009. „S&P/Case-Shiller Home Price Indices – Index Methodology“. S&P Indices. November.

6. Anhang

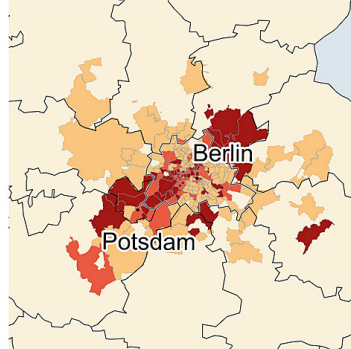
6.1. Kartierung der Preisterzile für vier Regionen

Preisterzile für Apartments

Ruhrgebiet



Berlin/Potsdam

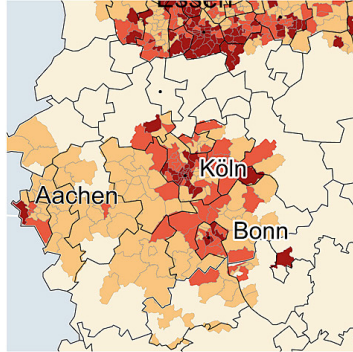


Apartments - Preisterzile der Stadtregionen

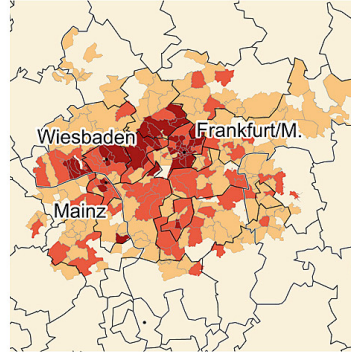
- teuer
- mittel
- günstig

— Postleitzahlbezirksgrenze
(innerhalb der Stadtregion)
— Kreisgrenze

Köln/Bonn/Aachen



Rhein-Main



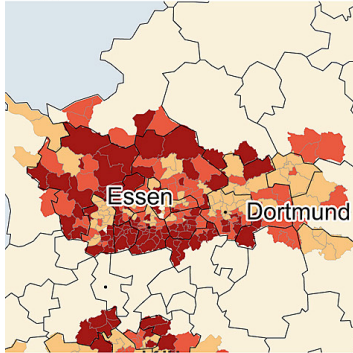
50 km

Datenbasis: BBSR-Wohnungsmarktbeobachtungssystem,
Hypoport AG
Geometrische Grundlage: Postleitzahlbezirke, 31.12.2005

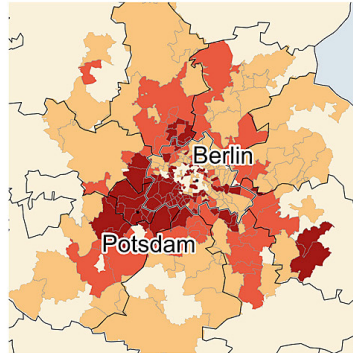


Weiterentwicklung hedonische Verfahren HPX

Preisterzile für Homes Ruhgebiet



Berlin/Potsdam

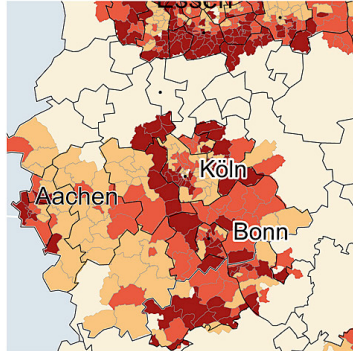


Homes - Preisterzile der Stadtregionen

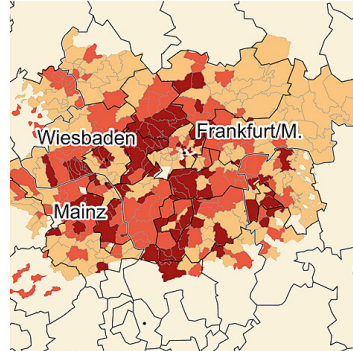
- teuer
- mittel
- günstig

- Postleitzahlbezirksgrenze (innerhalb der Stadtregion)
- Kreisgrenze

Köln/Bonn/Aachen



Rhein-Main



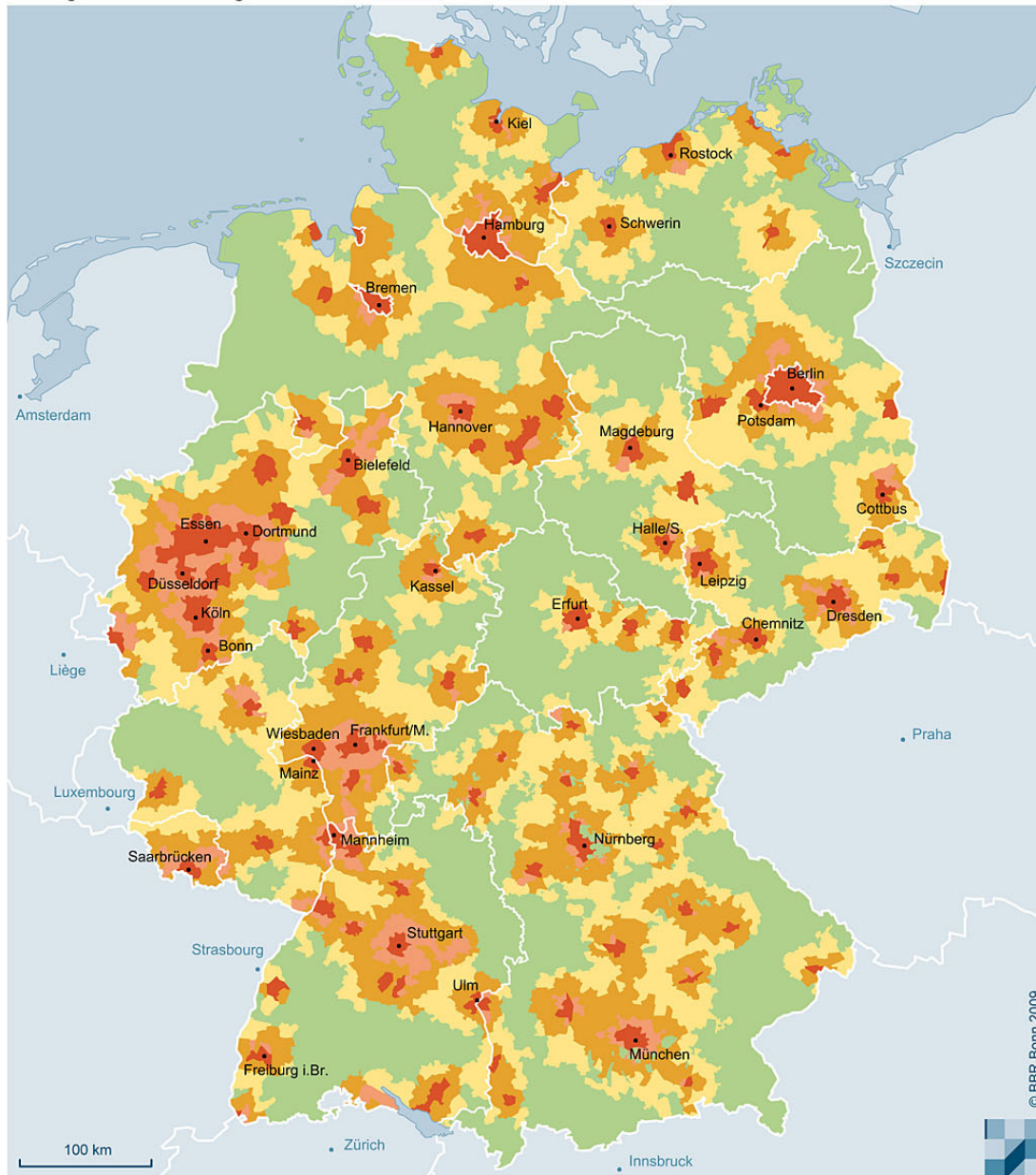
50 km

Datenbasis: BBSR-Wohnungsmarktbeobachtungssystem,
Hypoport AG
Geometrische Grundlage: Postleitzahlbezirke, 31.12.2005

© BBR Bonn 2010

6.2. Apartments: BBSR-Abgrenzung und Abdeckung durch Transaktionsdaten der Gutachterausschüsse

Stadtregionale Pendlereinzugsbereiche des BBR



Stadtregionale Pendlereinzugsbereiche

- Kernstadt
- Kerngebiet
- Innerer Pendlereinzugsbereich
- Äußerer Pendlereinzugsbereich

- gemeindefreies Gebiet
oder dünn besiedelter peripherer Raum
außerhalb der Stadtregion

Datenbasis: Laufende Raumbewertung des BBSR
Geometrische Grundlage: BKG, Gemeinden, 31.12.2008

Räumliche Verteilung der Transaktionsfälle – Verkäufe Eigentumswohnungen (für appartements)

