

Fallende Preise für Einfamilienhäuser: Struktur oder Lage? Der Fall Berlins

Waldemar Beimer und Wolfgang Maennig*

Einleitung

In Deutschland ist teilweise ein Preisverfall von Einfamilienhäusern (EFH) zu beobachten [DICK und WESTERHEIDE (2010)]. Hierzu wird zum einen argumentiert, dass es in Deutschland demographisch bedingt weniger der typischen EFH-Käufer (Familien mit Kindern) gibt und/oder diese aufgrund veränderter Einstellungen vermehrt ein Wohnen im Etagenbau bevorzugen. Nach dieser These würde die (bauliche) Struktur des Einfamilienhauses an relativer Attraktivität verlieren. Alternativ könnte es sein, dass die Bauform durchaus weiterhin geschätzt wird, sich jedoch eine wachsende Präferenz für zentrale Lagen ergibt, welche zumindest in vielen Gemeinden Deutschlands die Einfamilienhaussiedlungen weniger erfüllen.

Einen ersten Versuch der Klärung der beiden Erklärungsalternativen „Struktur“ versus „Lage“ kann die Analyse der relativen Kaufpreisentwicklung von EFH und Wohnungen in Berlin im Zeitraum 1990 bis 2015 leisten, da hier eine hinreichend große Beobachtungszahl von Verkäufen beider Wohnformen existiert und diese Wohnformen in weiten Räumen direkt benachbart sind. Wir zeigen zunächst, dass es auch in Berlin rein deskriptiv einen Abwärtstrend der EFH in Relation zu den Wohnungen gab. Dieser Trend löst sich jedoch auf, wenn für zentrale Eigenschaften der Immobilie wie Alter und Wohnfläche kontrolliert wird. Offensichtlich werden im Zeitablauf kleinere Wohneinheiten und (ältere) Baustile, in denen ein Großteil der Berliner Wohnungen errichtet wurde, stärker präferiert. Die Kontrolle für Zentralität und Nähe zum ÖPNV verändert die relative Preisentwicklung nicht; offensichtlich haben sich diesbezüglich keine Präferenzveränderungen ergeben.

Daten und Methodik

Berlin hat eine Grundfläche von 891,8 km², seine Einwohnerzahl unterlag im Betrachtungszeitraum nur geringen Schwankungen. 1990 lebten 3.433.695 Personen in Berlin, dieser Wert stieg bis 2015 auf 3.501.872. Das Bevölkerungsminimum wurde im Jahr 2000 mit 3.382.169 Personen beobachtet.

Die Kaufpreisdaten wurden vom GUTACHTERAUSSCHUSS FÜR GRUNDSTÜCKSWERTE IN BERLIN zur Verfügung gestellt. Im Beobachtungszeitraum ergaben sich rund 41.000 Trans-

aktionen für EFH und 280.000 für Wohnungen. Tabelle 1 zeigt, dass die Medianwerte und Durchschnitte von Preisen, Wohnflächen und Entfernungen zur nächsten U- und S-Bahnstation der EFH deutlich über den entsprechenden Werten der Wohnungen liegen, während die Wohnungen im Durchschnitt älter sind als die EFH.

Abbildung 1 zeigt, dass ein auffällig großer Teil der Wohnungen zwischen 1890 und 1909 gebaut wurde, während die EFH zu einem großen Teil in den Jahren 1930 bis 1945 und danach gebaut wurden. Somit unterscheidet sich die Zusammensetzung der Architekturstile und der Baustrukturen (z. B. Deckenhöhe, Raumgrößen, Stuck) von EFH und Wohnungen. Abbildung 2 zeigt die Verteilung der Transaktionen im Berliner Raum sowie die Verteilung der U-/S-Bahn-Haltestellen in der Stadt (Datenquelle: GEOPORTAL BERLIN).

Lage und Nachbarschaft haben einen maßgeblichen Anteil auf dem Wert einer Immobilie [z. B. AHLFELDT und MAENNIG (2015), DIAMOND JR. (1980), SIRIWARDENA et al. (2016)]. Zur Kontrolle der Lage wird für jede Immobilie die jeweilige Luftlinienentfernung zu den nächstgelegenen Umgebungsvariablen herangezogen.¹ Zur Kontrolle von Nachbarschaftseffekten werden unter anderem in AHLFELDT und MAENNIG (2015) als signifikant herausgearbeiteten Variablen wie z. B. lokale Arbeitslosenquoten, der Anteil der Bewohner mit Migrationshintergrund und die Altersarmutsquote herangezogen (Datenquelle: SENATSWERWALTUNG FÜR STADTENTWICKLUNG UND UMWELT BERLIN, Monitoring Soziale Stadtentwicklung).

Um eine etwaige Präferenzänderung der Käufer zu isolieren, wird der Markup (= Aufschlag) zwischen EFH und Wohnungen in semi-logarithmischen hedonischen Modellen geschätzt [CROPPER et al. (1988), HARRISON und RUBINFELD (1978); MUELLER und SHERIFF (2010)],

$$(1) \log P_{it} = \beta_0 + \sum_t \beta_t T_t \times EFH_1 + \sum_t \sum_k T_t Y_{tk} X_{kit} \times EFH_{0/1} + \sum_t \gamma_t L_{it} \times EFH_{0/1} + \sum_g \gamma_g G_i \times EFH_{0/1} + \sum_t T_t + \sum_n \mu_n + \varepsilon_{it}$$

wobei P_{it} der Preis der Immobilie i zum Zeitpunkt t ist. T steht für das jeweilige Beobachtungsjahr. X_{kit} steht für einen Vektor der Variablen Alter, Alter² und Wohnfläche. L_{it} ist ein Vektor für die Umgebungsvariablen wie z. B. Entfernung zum Zentrum, Grünflächen, Schulen, ÖPNV-

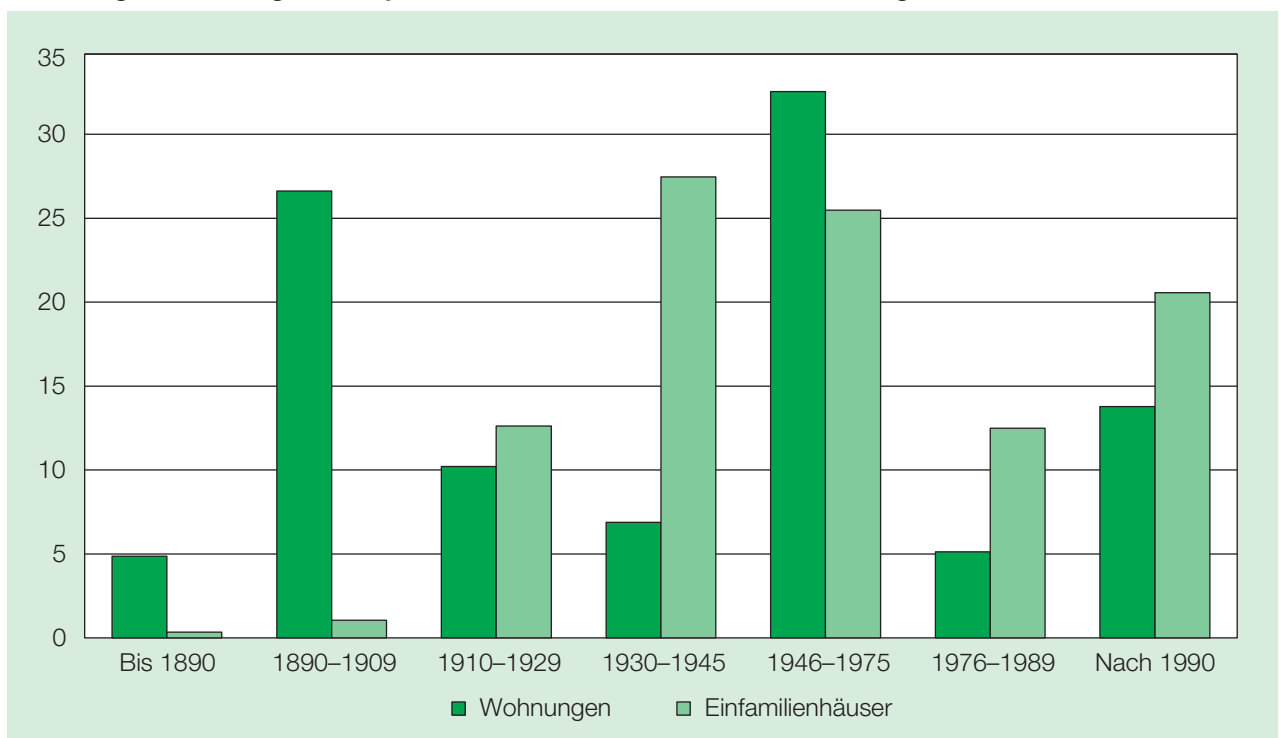
* Prof. Wolfgang Maennig ist Professor für Wirtschaftspolitik und Waldemar Beimer ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am Fachbereich Volkswirtschaftslehre der Universität Hamburg.

Tabelle 1: Deskriptive Statistik: Mittelwerte und Mediane von Einfamilienhäusern und transaktionierten Wohnungen in Berlin (1990–2015)

Jahr	Preis		Alter		Wohnfläche (m ²)		Distanz zu ÖPNV		Obs.
	Mittelwert	Median	Mittelwert	Median	Mittelwert	Median	Mittelwert	Median	
Einfamilienhäuser									
1990	287.623	255.646	37	32	142	131	1.364	982	814
1995	331.686	281.211	43	45	143	130	1.410	1.029	1.135
2000	255.970	212.186	44	45	146	135	1.452	1.131	1.385
2005	227.966	193.000	43	45	147	134	1.409	1.044	2.181
2010	261.087	210.000	46	46	153	140	1.448	1.167	2.093
2015	362.735	295.000	49	47	135	123	1.424	1.148	1.642
Total	277.026	227.000	44	44	148	135	1.407	1.068	40.904
Wohnungen									
1990	89.621	73.626	48	33	68	62	691	459	5.420
1995	131.781	107.371	49	38	69	64	729	516	5.203
2000	123.409	100.806	61	70	74	68	642	454	8.900
2005	110.858	90.000	68	75	76	69	660	476	10.810
2010	136.172	96.910	70	79	77	69	613	449	14.080
2015	183.632	144.300	71	75	73	66	681	475	14.921
Total	133.712	101.994	64	64	73	67	667	466	283.458

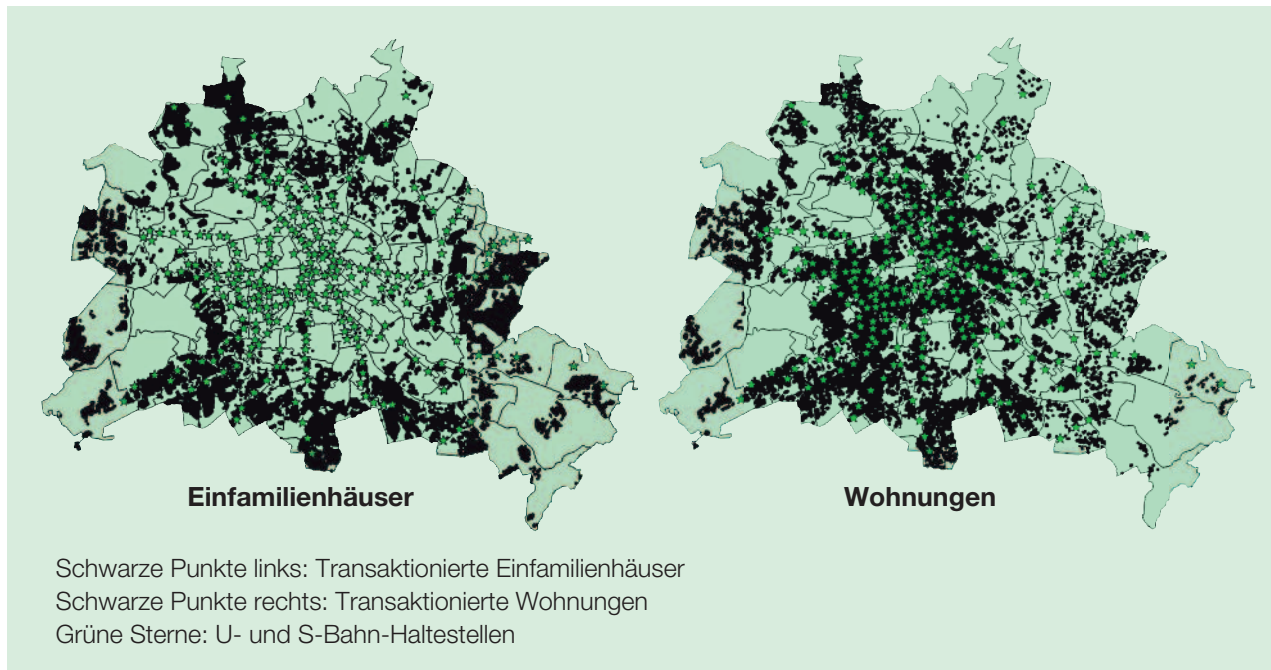
Quellen: Gutachterausschuss für Grundstückswerte in Berlin, eigene Berechnungen.

Abbildung 1: Verteilung der Baujahre von Einfamilienhäusern und Wohnungen



Quellen: Geoportal Berlin, eigene Berechnungen und Darstellung.

Abbildung 2: Verteilung der Beobachtungspunkte und ÖPNV-Verteilung (U- und S-Bahn)



Quellen: Geoportal Berlin, eigene Berechnungen und Darstellung.

Anschluss. G_i ist ein Vektor mit den Ausprägungen der sozioökonomischen Nachbarschafts-Variablen (z. B. Altersstruktur der Bewohner, Anteil der Menschen mit Migrationshintergrund, Anteil der Arbeitslosen).² μ_n steht für die fixen Effekte auf PLZ-Ebene. Die Interaktionen zwischen dem EFH-Dummy und den Variablen lassen zu, dass diese Variablen verschiedene Ausprägungen bei EFH und Wohnungen haben können.

Bei einem relativen Abwärtstrend der EFH müsste dieser Aufschlag, gemessen als Ausprägung des jeweiligen EFH-Dummy-Koeffizienten des jeweiligen Jahres β_t , tendenziell kleiner werden. In einem ersten Schritt werden die Markups/Aufschläge zwischen EFH und Wohnungen lediglich auf eine Konstante und Perioden-Dummies regressiert. Tabelle 2 (Modell 1) verdeutlicht für diese Spezifikation eine signifikante negative relative

Preisentwicklung der EFH (in Abbildung 3 durch die graue Regressionsgerade visualisiert). Der relative Wertverlust beträgt 0,8 % pro Jahr. Modell 2 bzw. die dunkelgrüne Linie in Abbildung 3 stellen die Schätzergebnisse bei Erweiterung um die Erklärungsvariablen Alter und Fläche der Immobilien dar. Der Markup zugunsten der EFH erhöht sich; ein signifikanter Trend ist jedoch nicht mehr festzustellen. Bei Hinzunahme von Umgebungsvariablen ändern sich die Schätzergebnisse kaum (Modell 3 in Tabelle 2, schwarze Linie in Abbildung 3.) Bei Hinzunahme von sozioökonomischen Nachbarschafts-Variablen wird der Markup insignifikant; ein signifikanter Trend existiert weiterhin nicht. Tabelle 3 zeigt die Gütemaße der zugrundeliegenden Regressionen. Spätestens ab Modell 2 ist das angepasste R^2 mit über 70 % angemessen groß.

Tabelle 2: Ergebnisse der Regressionen, Jahres-Markups

Model	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Variablen:	Perioden-Dummies, PLZ-FE	Model 1 + Wohnfläche, Alter und Alter ²	Model 2 + Entfernung zu Umgebungs-Variablen	Model 3 + sozioökonomische Nachbarschafts-Variablen
Zeit-Trend	-0,00877**	0,000354	0,00458	0,00373
Konstante	0,914**	1,164**	1,126**	-0,0000371

Anmerkung: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$.

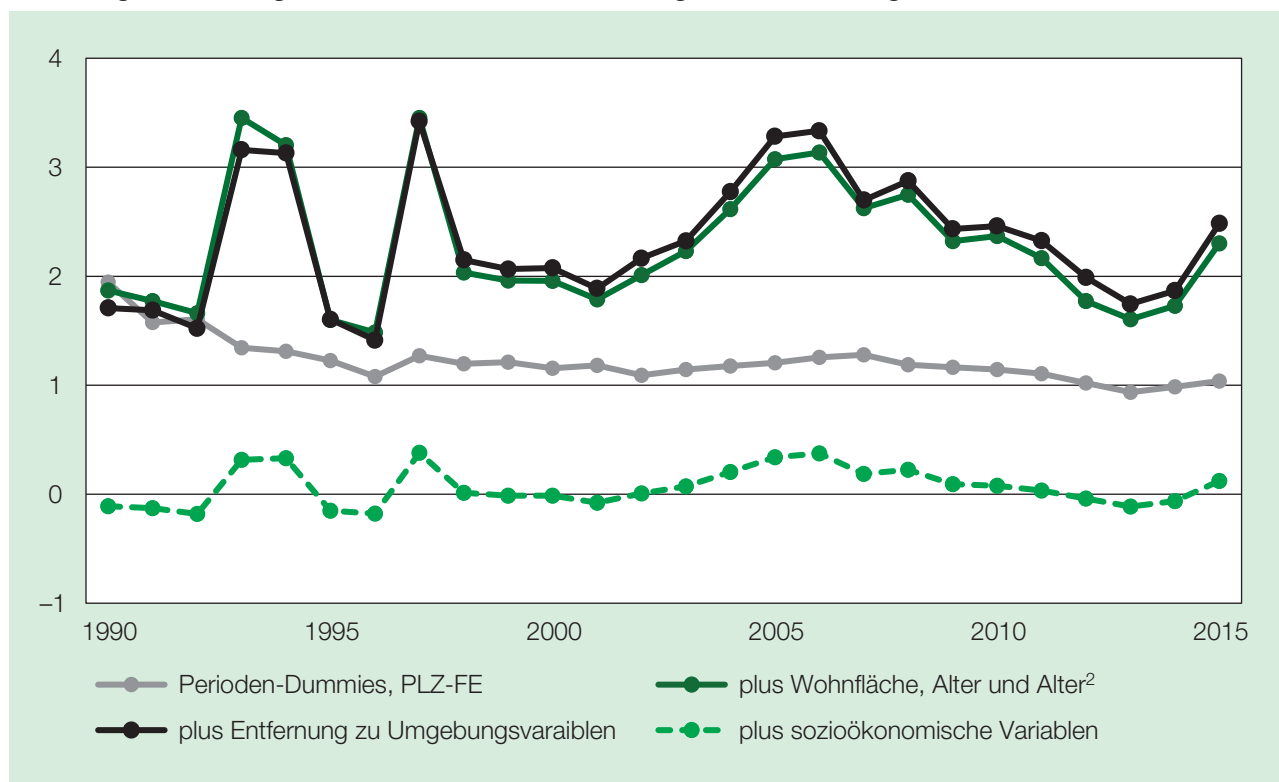
Quelle: Eigene Berechnungen.

Tabelle 3: Gütemaße der zugrundeliegenden Regressionen

Model	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Variablen:	Perioden-Dummies, PLZ-FE	Model 1 + Wohnfläche, Alter und Alter ²	Model 2 + Entfernung zu Umgebungs-Variablen	Model 3 + sozioökonomische Nachbarschafts-Variablen
N	324.215	324.215	324.215	323.625
adj. R-sq	0,331	0,74	0,743	0,747
AIC	565.789,30	259.423,90	255.640,60	249.934,90

Quelle: Eigene Berechnungen.

Abbildung 3: Aufschläge von Einfamilienhäusern im Vergleich zu Wohnungen



Quelle: Eigene Berechnungen und Darstellung.

Interpretation und Zusammenfassung

In Berlin ist im Zeitraum 1990 bis 2015 ein relativer Wertverlust von EFH gegenüber Etagenwohnungen von rd. 0,8% pro Jahr festzustellen. Bei angemessener Kontrolle mithilfe von Strukturvariablen der transaktionierten Immobilien wie Größe und Alter ist ein solcher Trend nicht mehr feststellbar. Die Hinzunahme von Lagedeterminanten ändert an diesem Ergebnis nichts.

Dies deutet darauf hin, dass es im Beobachtungszeitraum in Berlin eine Präferenzänderung zugunsten von kleineren Wohneinheiten und älteren Baujahren (bzw. frühere

Baustile) gab. Eine Präferenzänderung bezüglich Lagefaktoren wie Zentralität oder Nähe zu U- und S-Bahnen ergab sich jedoch nicht. Wohlgermerkt, es handelt sich hier um die Veränderung der Präferenzen, gemessen als Preis-Aufschlag der EFH zu Wohnungen. Eine absolut höhere Präferenz z. B. für zentrale Lagen ergab sich durchaus aus den zugrundeliegenden Regressionsergebnissen.³

Ob diese Ergebnisse, welche die These unterstützen, dass die relativen Preisverringerungen der EFH an deren typischen Größen und Baualtern/-stilen liegt – und weniger an deren Lage – auch auf andere Gebiete Deutschlands und Europas übertragbar ist, bleibt zu prüfen.

Referenzen

- AHLFELDT, G. M. und W. MAENNIG (2015): Homevoters vs. Leasevoters: A Spatial Analysis of Airport Effects. *Journal of Urban Economics* 87, S. 85–99. 10.1016/j.jue.2015.03.002.
- CROPPER, M. L.; DECK, L. B. und K. E. McCONNELL (1988): On the Choice of Functional Form for Hedonic Price Functions. *The Review of Economics and Statistics* 70 (4), 668. 10.2307/1935831.
- DIAMOND JR., D. B. (1980): The Relationship between Amenities and Urban Land Prices. *Land Economics : A Quarterly Journal of Planning, Housing & Public Utilities* 56 (1), S. 21–32.
- DICK, C. und P. WESTERHEIDE (2010): Determinanten für die langfristige Wertentwicklung von Wohnimmobilien. ZEW. <http://www.zew.de/de/publikationen/determinanten-fuer-die-langfristige-wertentwicklung-von-wohnmobilien/?cHash=00fd2489024615a588773126a78cc5d2>.
- DUBIN, R. A. und C.-H. SUNG (1990): Specification of Hedonic Regressions: Non-nested tests on measures of neighborhood quality. *Journal of Urban Economics* 27 (1), S. 97–110. 10.1016/0094-1190(90)90027-K.
- HARRISON, D. und D. L. RUBINFELD (1978): Hedonic Housing Prices and the Demand for Clean Air. *Journal of Environmental Economics and Management* 5 (1), S. 81–102. 10.1016/0095-0696(78)90006-2.
- MUELLER, V. und G. SHERIFF (2010): On Hedonic Valuation of Urban Amenities Using Unbalanced Data. *Land Economics* 86 (3), S. 545–551.
- SIRIWARDENA, S. D.; BOYLE, K. J.; HOLMES, T. P. und P. E. WISEMAN (2016): The Implicit Value of Tree Cover in the U.S: A Meta-analysis of Hedonic Property Value Studies. *Ecological Economics* 128, S. 68–76. 10.1016/j.ecolecon.2016.04.016.

¹ Umgebungsvariablen: Grünfläche, Schule, ÖPNV-Anschluss, Innenstadt, Denkmal.

² Einzelheiten sind von den Autoren erhältlich.

³ Details sind von den Autoren erhältlich.