

Demografie und Immobilien – Der Einfluss der erwarteten Flächennachfrage auf die heutigen Wohnimmobilienpreise

Kirill Pomogajko / Michael Voigtländer, Juni 2012

Die Bevölkerung in Deutschland wird in den nächsten Jahrzehnten deutlich kleiner. Landkreise und Städte im Ruhrgebiet und im Osten Deutschlands schrumpfen schon jetzt, während Metropolen wie München und Hamburg noch kräftig zulegen. Immobilieninvestoren konzentrieren sich daher vornehmlich auf solche Städte, die auch mittelfristig noch wachsen. Anhand eines empirischen Modells auf Basis von Daten für 127 Städte lässt sich jedoch zeigen, dass die heutigen Preise die Erwartungen über die künftige Flächennachfrage bereits widerspiegeln. Dies gilt sowohl für den Wohnimmobilienpreis als auch für das unterstellte Mietpreiswachstum. Es liegt nahe, dass es künftig aus rein demografischen Gründen weder einen Preisverfall noch einen Preisboom in den deutschen Städten geben wird.

Stichwörter: Hauspreise, Demografie, Flächennachfrage

JEL-Klassifikation: R10, R21, R31

Hintergrund

Deutschland steht vor tiefgreifenden demografischen Veränderungen in den nächsten Dekaden. Gemäß der Projektion (mittlere Variante, Untergrenze) des Statistischen Bundesamtes (2009) wird die Bevölkerung im Zeitraum 2010 bis 2060 um 20 Prozent schrumpfen. Zusätzlich verändert sich die Altersstruktur der Bevölkerung stark. Rund 40 Prozent der Einwohner werden im Jahr 2060 über 60 Jahre alt sein, wohingegen im Jahr 2010 nur jeder Vierte seinen 60. Geburtstag feierte. Diese Entwicklungen werden offensichtlich einen Einfluss auf die Wohnflächennachfrage haben, wobei regionale Unterschiede zu beachten sind. Während südliche Bundesländer, Metropolen wie Berlin und Hamburg sowie Universitätsstädte wie Augsburg, Heidelberg und Konstanz mit einem Anstieg der Wohnflächennachfrage rechnen können, ist die Entwicklung in ländlichen Regionen und vor allem in Ostdeutschland negativ.

Investoren scheinen sich dieser Entwicklung bewusst zu sein und investieren verstärkt in wachsende Städte (Just, 2011). Sie erwarten steigende Renditen in wachsenden Städten und fallende Renditen in schrumpfenden Gebieten. Prognosen zur demografischen Ent-

wicklung sind frei verfügbar und werden öffentlich diskutiert. Einerseits besteht die Möglichkeit, dass Investoren die künftige Flächennachfrage in ihrer heutigen Zahlungsbereitschaft mitberücksichtigen, sodass sich die Renditen aus demografischen Gründen nicht oder nur kaum verändern werden. Andererseits ist der Immobilienmarkt kein perfekter Markt, sondern er weist viele Intransparenzen und Friktionen auf (Voigtländer, 2012).

Die Frage nach der Reaktion der Immobilienpreise auf demografische Veränderungen hat eine große Bedeutung für Investoren und Eigentümer, sie wurde aber bislang kaum untersucht. Mankiw und Weil (1989) haben als erste den Einfluss der Demografie auf die Immobilienmärkte analysiert und eine Prognose zur Preisentwicklung am US-Wohnungsmarkt erstellt. Auf Basis von Mikrodaten leiten sie zunächst eine altersabhängige Wohnflächennachfrage ab und bestimmen dann den Effekt der demografischen Veränderungen auf die Flächennachfrage. Aufgrund des Renteneintritts der Baby-Boom-Generation prognostizieren sie einen deutlichen Abfall der Wohnflächennachfrage, der zu einem Preisverfall von 50 Prozent im Zeitraum 1990 bis 2010 in den USA führen sollte. Tatsächlich sind die Wohnimmobilienpreise – trotz des jüngsten Crashes am US-Immobilienmarkt – nach Daten der OECD in diesem Zeitraum real um 26 Prozent gestiegen. Ein methodischer Nachteil der Studie ist die Vernachlässigung des Kohorteneffekts (Woodward, 1991). Weil die Generationen im Zeitablauf ihr Realeinkommen erhöhen und Wohnungen ein normales Konsumgut darstellen, ist mit einer Verschiebung der altersabhängigen Wohnflächennachfrage im Zeitablauf zu rechnen. Es kann davon ausgegangen werden, dass 40-Jährige im Jahr 2000 großzügiger lebten als 40-Jährige im Jahr 1980. Auch Poterba (1991) untersucht die Reaktion der Immobilienpreise auf die Bevölkerungsentwicklung für die USA. Im Gegensatz zu Mankiw und Weil (1989) schließt er aus seiner empirischen Analyse, dass die Immobilienpreise nicht auf Basis der demografischen Entwicklung geschätzt werden können. Für Deutschland betrachten Dust und Maennig (2008) diesen Zusammenhang. Gemäß dieser Analyse gibt es eine asymmetrische Reaktion. In wachsenden Städten zeigt sich kein nachweisbarer Zusammenhang, aber in schrumpfenden Städten fallen die Preise mit rückläufiger Bevölkerung. Ursächlich für diese asymmetrische Reaktion ist das Angebot, das nur auf eine steigende, aber nicht auf eine fallende Nachfrage reagieren kann. Denn ein dauerhaftes Überangebot kann lediglich über Abriss abgebaut werden, der bei heterogener Eigentümerstruktur schwer zu koordinieren ist.

Kritisch an den beiden zuletzt genannten Studien ist jedoch, dass als Proxy für die künftige Wohnflächennachfrage nur die Bevölkerungsentwicklung herangezogen wurde. Die Wohnflächennachfrage hängt jedoch nicht nur von der Bevölkerungsgröße ab, sondern vor allem auch von der Altersstruktur, da ältere Personen durchschnittlich größere Wohnungen

nutzen. Dies ist auf den Remanenzeffekt zurückzuführen, wonach Ältere oftmals auch dann in ihren Wohnungen weiterleben, wenn die Kinder schon ausgezogen sind oder der Partner verstorben ist (Just, 2009).

Im Folgenden wird der Zusammenhang zwischen erwarteter Wohnflächennachfrage und Wohnimmobilienpreisen auf Basis der Berechnungen von Demary und Voigtländer (2009) untersucht. Hier wird analog zu Mankiw und Weil (1989) eine altersabhängige Wohnflächennachfrage bestimmt. Diese wurde jedoch auch auf Kohorteneffekte untersucht. Darüber hinaus wird nicht nur der Einfluss auf die Immobilienpreise direkt analysiert, sondern auch indirekt über die zu ermittelnden unterstellten Mietpreiswachstumsfaktoren. Das Mietpreiswachstum ist Bestandteil des heutigen Immobilienwerts und spiegelt die zukünftigen Erwartungen wider, weshalb hier ein Zusammenhang zu der erwarteten Wohnflächennachfrage besonders deutlich wird. Zur Ermittlung des unterstellten Mietpreiswachstums müssen Risikoprämien für die einzelnen Städte auf Basis des aus der Finanzwirtschaft bekannten Capital Asset Pricing Model (CAPM) ermittelt werden. Dies erlaubt zusätzlich einen Einblick in die Risikobewertungen des Marktes und gibt weitere Einblicke in die Vorteilhaftigkeit von Immobilieninvestitionen.

Datenbasis

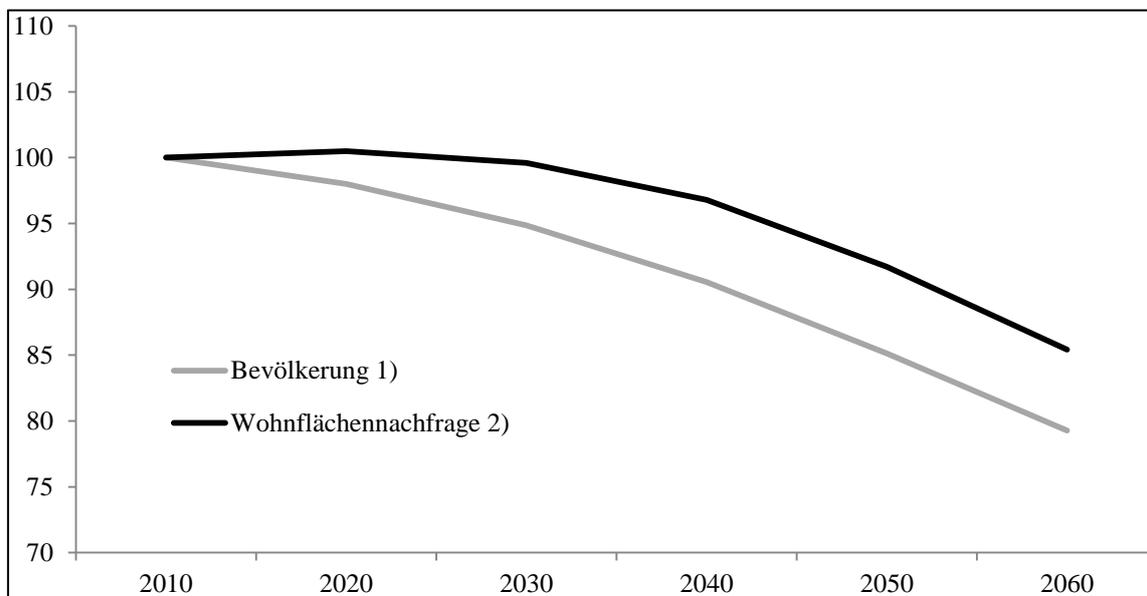
Um den Effekt der erwarteten künftigen Wohnflächennachfrage auf die heutigen Immobilienpreise zu messen, werden entsprechende Prognosen benötigt. Im folgenden Beitrag wird Bezug genommen auf eine Analyse von Demary und Voigtländer (2009), die die Wohnflächennachfrage für 127 Städte für den Zeitraum 2006 bis 2025 auf Grundlage von Daten der Bertelsmann-Stiftung (2008) schätzen. Hieraus wurden jährliche Veränderungs-raten der Wohnflächennachfrage abgeleitet, die als erklärende Variable in die empirische Analyse eingehen. Ausgangspunkt der Schätzungen ist eine altersabhängige Wohnflächennachfrage, die auf Basis einer Auswertung des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) bestimmt wurde. Die Auswertung wurde für verschiedene Wellen des SOEP durchgeführt, für den Zeitraum 2000 bis 2007 erwies sich die altersabhängige Wohnflächennachfrage jedoch als konstant. Kohorteneffekte können daher vernachlässigt werden. Anscheinend haben die steigenden Energiekosten das Flächenwachstum gebremst und auch die Re-Urbanisierung trägt aufgrund durchschnittlich kleinerer Wohnflächen in den Städten zu einem konstanten Wohnflächenkonsum bei. Auf Basis der aktuellen Bevölkerungsvorausbe-rechnung und der altersabhängigen Wohnflächennachfrage lässt sich die aggregierte Wohnflächennachfrage bis zum Jahr 2060 vorausberechnen. Zusätzlich ist auch die vom Statistischen Bundesamt vorausberechnete Bevölkerungsentwicklung nach der Untergren-

ze der mittleren Variante in der Abbildung abgetragen worden, um die Unterschiede zwischen beiden Datenreihen deutlich zu machen.

Abbildung

Bevölkerungsentwicklung und Wohnflächennachfrage

Index 2010 = 100



1) Mittlere Variante (Untergrenze) der Projektionen des Statistischen Bundesamtes. 2) Auf Basis der mittleren Variante (Untergrenze) der Bevölkerungsprojektion des Statistischen Bundesamtes.

Quellen: Statistisches Bundesamt; Institut der deutschen Wirtschaft Köln

Die Abbildung zeigt, dass die Wohnflächennachfrage noch bis in die 2030er Jahre relativ konstant sein wird und erst danach zurückgehen wird. Im Jahr 2060 wird die Nachfrage im Vergleich zu heute jedoch um 15 Prozent geringer sein. Die Bevölkerung wird hingegen schon bis zum Jahr 2020 um 2 Prozent zurückgehen und bis zum Jahr 2060 um insgesamt 21 Prozent sinken. Ein Grund hierfür ist der durchschnittlich höhere Wohnkonsum von älteren Personen. Außerdem steigen trotz rückläufiger Bevölkerung die Haushaltszahlen. Diese Effekte kompensieren am Wohnungsmarkt den Rückgang der Bevölkerung noch einige Jahrzehnte, bevor dann auch die Wohnflächennachfrage rückläufig sein wird.

Allerdings verstellt der Blick auf Deutschland insgesamt die regionalen Disparitäten. Im Zeitraum 2010 bis 2025 gibt es bereits zahlreiche Städte, die einen Rückgang der Wohnflächennachfrage zu verzeichnen haben. Von den betrachteten 127 Städten weisen 60 Städte einen Rückgang der Wohnflächennachfrage in diesem Zeitraum auf (Anhang).

Als zu erklärende Variable dient der durchschnittliche Quadratmeterpreis für eine Eigentumswohnung in mittlerer Lage und mit mittlerer Ausstattung. Erklärende Variablen sind neben der erwarteten jährlichen Veränderung der Flächennachfrage die Mietpreise für neu fertiggestellte Wohnungen, ein Kaufkraftindex, der die Unterschiede der Wohlstandsniveaus in den Städten wiedergibt, die Einwohnerzahl zur Berücksichtigung von Größenunterschieden zwischen den Städten und die Anzahl der Baufertigstellungen als Anteil am Wohnungsbestand. Schließlich wird zusätzlich die jährliche durchschnittliche Veränderung der Bevölkerung auf Basis von Daten der Bertelsmann-Stiftung erfasst. Daten zu den Zinsen wurden von der Bundesbank bereitgestellt, weitere Daten für die Analyse wurden von der BulwienGesa AG zur Verfügung gestellt.

Methodisches Vorgehen

Für die Bewertung von Immobilienpreisen (P) wird in der Regel das Discounted-Cashflow-Modell benutzt (Geltner et al., 2007). Hiernach bestimmt sich der Preis einer Immobilie durch die heutige Miete (M), die erwartete Mietpreisentwicklung (g) und einen risikoadjustierten Diskontsatz (μ). Wird vereinfachend von einer unendlichen Nutzungsdauer ausgegangen, ergibt sich damit für eine durchschnittliche Immobilie in der Stadt i zum Zeitpunkt t der folgende Immobilienpreis $P_{i,t}$.

$$(1) \quad P_{i,t} = \frac{M_{i,t} \cdot (1 + g_i)}{\mu_i - g_i}$$

Wie bereits erwähnt, sollte sich die künftige Veränderung der Flächennachfrage auf das unterstellte Mietpreiswachstum auswirken. Schließlich gibt dies Aufschluss über die erwarteten künftigen Einnahmen, die durch die zukünftige Nachfrage maßgeblich determiniert werden. Wird Gleichung (1) nach g_i umgestellt, erhält man folgende Beziehung:

$$(2) \quad g_i = \frac{P_{i,t} \cdot \mu_{i,t} - M_{i,t}}{P_{i,t} + M_{i,t}}$$

Da die durchschnittlichen Wohnungspreise und -mieten bekannt sind, muss noch der geeignete risikoadjustierte Diskontsatz gefunden werden. Dazu wird das Capital Asset Pricing Model (CAPM) verwendet (Sharpe, 1991). Demnach setzt sich die Rendite eines risikobehafteten Anlageguts aus dem risikofreien Zins (r) und einer Risikoprämie zusammen, die den gesuchten Diskontfaktor ergeben. Die Risikoprämie hängt vom Marktrisiko μ_M und dem individuellen systematischen Risiko des Anlageguts (β) ab.

$$(3) \quad \mu_{i,t} = r_t + (\mu_{M,t} - r_t) \cdot \beta_i$$

Im Folgenden wird unterstellt, dass die Anleger ein Portfolio aus Immobilien in verschiedenen deutschen Städten halten. Dann ist μ_i die erwartete Rendite aus dem Investment in die Stadt i und μ_M die erwartete Rendite aus dem Investment in das Marktportfolio, welches aus allen Städten besteht. Der risikofreie Zins wird mit r_t bezeichnet und β_i ist der Anteil der Risikomenge einer Stadt in einem wohldiversifizierten Portfolio. Dieser Beta-Faktor β_i ist über die Zeit konstant und kann deshalb mit einer Regression für jede Stadt geschätzt werden. Dazu bedarf es einer Zeitreihe mit den Durchschnittswerten für alle Städte und den einzelnen Renditen der Städte sowie einer Zeitreihe mit dem risikolosen Zinssatz. Als risikoloser Zinssatz wird die Rendite von 10-jährigen Bundesanleihen verwendet. Nach Umstellung der CAPM-Gleichung ergibt sich der folgende Ausdruck:

$$(4) \quad \mu_{i,t} - r_t = \alpha_i + (\mu_{M,t} - r_t) \cdot \beta_i$$

Auf dieser Basis lässt sich der Beta-Faktor (β) mittels einer linearen Regression für jede Stadt schätzen. Des Weiteren erhält man eine Konstante α_i , welche als Achsenabschnitt interpretiert werden kann. Wenn es keine Arbitrage gibt, muss das α_i – in diesem Fall auch Jensen-Alpha genannt – den Wert null annehmen. Im Anhang befindet sich eine Tabelle mit den Ergebnissen der Werte für α und β und deren p-Werte, welche die Signifikanz spiegeln. Mit den Schätzungen des Beta-Faktors lässt sich dann über das CAPM die zu erwartende durchschnittliche Rendite der einzelnen Städte berechnen, welche als Diskontsatz für die Bestimmung der Wachstumsrate geeignet ist. Für die Schätzung des Markttrisikos wird auf den Mittelwert $\overline{\mu_M - r}$ der letzten 20 Jahre zurückgegriffen und für die Rendite von Bundesanleihen wird der Wert des Jahres 2010 verwendet. Alternativ wurden die Berechnungen auch für die aktuelle Marktrendite und den durchschnittlichen Zins der Bundesanleihen in den letzten 20 Jahren durchgeführt. Da jedoch für die hier fokussierte Fragestellung die relativen Unterschiede zwischen den Städten relevant sind, hat die Veränderung dieser Parameter keine Auswirkung auf die Interpretation der Ergebnisse.

Beispielsweise beträgt der Beta-Faktor für Berlin 1,2 und α ist nicht signifikant von null verschieden. Bei einem Zinssatz von 3 Prozent und einer Marktrendite von 4 Prozent beträgt die zu erwartende Rendite von Wohnimmobilien in Berlin somit 4,2 Prozent:

$$(5) \quad \mu_{\text{Berlin}} = 0,03 + (0,04 - 0,03) \cdot 1,2 = 0,042$$

In der Vergangenheit war die Rendite von Wohnimmobilien teilweise geringer als der Zins von Bundesanleihen. Dann würde das β den negativen Marktüberschuss verstärken. Das ist verständlich, da ein höheres β auch ein höheres systematisches Risiko impliziert.

Die Ergebnisse für die Werte von α und β der einzelnen Städte sind weitestgehend konsistent mit den Erwartungen. Fast alle β -Werte sind positiv und die α -Werte sind in der Regel nicht von null verschieden. Allerdings weisen besonders ostdeutsche Städte negative α -Werte auf. Dies bedeutet, dass die Renditen gemessen am Risiko zu gering sind. Anders gewendet sind in diesen Städten die Preise gemessen am Risiko im Vergleich zum Marktrisiko zu hoch, was auf noch anstehende Anpassungsprozesse an die Rahmenbedingungen interpretiert werden kann.

Auf Basis der Werte von α und β lassen sich für die einzelnen Städte auch die erwarteten Werte für das Mietpreiswachstum g ermitteln. Es wird versucht, diese ermittelten Werte wiederum mithilfe einer Regressionsanalyse zu erklären, wobei ein besonderer Schwerpunkt auf der Relevanz der erwarteten Flächennachfrage liegt. Ist diese ein signifikanter Erklärungsfaktor für die unterstellte Wachstumsrate, dann ist davon auszugehen, dass die demografische Entwicklung bereits in den heutigen Preisen enthalten ist. Interessant ist überdies, ob die Investoren statt der prognostizierten Flächennachfrage die einfachen Bevölkerungsprognosen berücksichtigen und nicht den Alterungseffekt. Weitere Kontrollvariablen werden in das Modell eingefügt, um eine Verzerrung der Ergebnisse möglichst gering zu halten. Dazu dienen die durchschnittlichen Preis- und Mietsteigerungen der letzten Jahre, die Einwohnerzahl und die Wohnfläche pro Einwohner sowie ein Index, welcher die Kaufkraft abbildet, und eine Variable, welche die Baufertigstellungen im Verhältnis zum Bestand misst. Es ergibt sich folgendes ökonometrisches Modell:

Modell I

$$g_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot f_i + \beta_2 \cdot b_i + \beta_3 \cdot wp_i + \beta_4 \cdot wm_i + \beta_5 \cdot fq_i + \beta_6 \cdot qm_i + \beta_7 \cdot e_i + \beta_8 \cdot kk_i + u_i$$

| | | |
|------|---|------------------------------------------------------------------------|
| g | = | Wachstumsrate der Mieten |
| f | = | prognostiziertes jährliches Wachstum der Wohnflächennachfrage bis 2025 |
| b | = | prognostiziertes jährliches Bevölkerungswachstum |
| wp | = | durchschnittliche Wachstumsrate der Preise in den letzten 20 Jahren |
| wm | = | durchschnittliche Wachstumsrate der Mieten in den letzten 20 Jahren |
| fq | = | Fertigstellungsquote |
| qm | = | Wohnfläche pro Einwohner (in Quadratmeter) |
| e | = | Bevölkerungsgröße (logarithmiert) |
| kk | = | Kaufkraftindex (Mittelwert = 100) |
| u | = | Störterme |

Neben der Analyse der Mietpreiswachstumsfaktoren wird auch direkt der Zusammenhang zwischen den Preisen und der demografischen Entwicklung getestet. Die Preise werden jeweils logarithmiert, um die Interpretation zu vereinfachen. Das ökonometrische Modell der Wohnungspreise sieht wie folgt aus:

Modell II

$$P_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot f_i + \beta_2 \cdot b_i + \beta_3 \cdot wp_i + \beta_4 \cdot fq_i + \beta_5 \cdot qm_i + \beta_6 \cdot e_i + \beta_7 \cdot kk_i + u_i$$

Ergebnisse

In Tabelle 1 befinden sich die Ergebnisse des ersten Modells (Ia) und die Abwandlungen. Die Strukturvariablen, welche die Situation der Stadt beschreiben (fq, qm, e, kk), sind zu keinem Signifikanzniveau signifikant. Das war zu erwarten, da die abhängige Variable – die Wachstumsrate der Mieten g – nicht das Preisniveau einer Stadt, sondern die künftige Entwicklung berücksichtigt. Daher wurde in einem weiteren Modell auf diese Variablen verzichtet (Ib). Die übrigen Variablen reagieren hierauf sehr robust, was sich in den geringen Veränderungen der Koeffizienten zeigt. Die Wohnflächennachfrage ist eine stark signifikante, positive Variable. Dies stützt wiederum die Überlegung, dass die demografische Entwicklung bereits eingepreist ist. Eine erwartete Erhöhung der Flächennachfrage um 1 Prozent führt zu einer Erhöhung des unterstellten Mietpreiswachstums um 0,4 Prozentpunkte. Damit hat die Wohnflächennachfrage eine hohe ökonomische Bedeutung für das Mietpreiswachstum. Die Bevölkerungsprognose ist indes nicht signifikant in Modell Ia und nur schwach signifikant in Modell Ib, jeweils aber auch mit einem negativen Vorzeichen. Das bedeutet, dass die Marktteilnehmer eher auf die differenzierte Wohnflächennachfrage als auf die reine Bevölkerungsprognose schauen. Sie unterscheiden zwischen der reinen Bevölkerungsentwicklung und der Entwicklung der Haushaltszahlen und der Altersstruktur, die in der Flächennachfrage implizit berücksichtigt sind. Die Modellabwandlungen Ic und Id unterscheiden sich von Ia und Ib nur in der Annahme über den risikofreien Zins. Um g zu berechnen, wurde in den ersten zwei Modellen der im Jahr 2010 aktuelle Zinssatz von 2,3 Prozent für 10-jährige Bundesanleihen verwendet. Dieser entspricht derzeit mehr oder weniger einem Realzins von nahe null. In den Modellen Ic und Id wurde dagegen der Durchschnittzinssatz von 5,1 Prozent der letzten 20 Jahre verwendet. Die unterschiedliche Zinshöhe hat allerdings kaum Auswirkungen auf die Ergebnisse. Die einzige Variable, welche sich signifikant verändert, ist die Konstante, welche das durchschnittliche Niveau der Städte wiedergibt.

Tabelle 1

Regressionsergebnisse für das erwartete Mietenwachstum

Ergebnisse für das Mietenwachstum (g) auf Basis unterschiedlicher Modelle

| Variablen | | Ia | Ib | Ic | Id |
|---------------------|---------------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| | | r = 0,023 | | r = 0,051 | |
| f | Wohnflächennachfrage 2025 | 0,394*** (2,85) | 0,456*** (3,48) | 0,403*** (2,86) | 0,466*** (3,48) |
| b | Bevölkerung 2025 | -0,075 (-1,00) | -0,119* (-1,78) | -0,077 (-1,00) | -0,121* (-1,75) |
| wp | Wachstum Wohnungspreise | 0,360*** (8,00) | 0,355*** (8,25) | 0,367*** (7,98) | 0,362*** (8,41) |
| wm | Wachstum Mieten | -0,142*** (-3,30) | -0,137*** (-3,26) | -0,145*** (-3,30) | -0,140*** (-3,26) |
| fq | Fertigstellungsquote | -0,053 (-0,43) | – | -0,054 (-0,43) | – |
| qm | Wohnfläche pro Einwohner | 0,005 (0,36) | – | 0,006 (0,40) | – |
| e | Einwohner (logarithmiert) | -0,062 (-1,48) | – | -0,064 (-1,49) | – |
| kk | Kaufkraftindex | 0,003 (1,00) | – | 0,004 (1,33) | – |
| cons | Konstante | -1,167 (-1,42) | -1,409*** (-37,08) | 0,869 (1,03) | 0,621*** (16,34) |
| R ² | | 0,5776 | 0,5624 | 0,5771 | 0,5620 |
| Adj. R ² | | 0,5489 | 0,5481 | 0,5485 | 0,5477 |
| F-Wert | | 20,17 | 39,21 | 20,13 | 39,14 |

Anzahl der Städte N = 127; Signifikanzniveau: *: 10 Prozent; **: 5 Prozent; ***: 1 Prozent; t-Werte in Klammern.
Quelle: Institut der deutschen Wirtschaft Köln

Aufschlussreich sind in der Analyse auch die beiden Variablen wp und wm. Sie wurden mitberücksichtigt, um zu testen, inwieweit die vergangene Preis- und Mietentwicklung das erwartete Mietpreiswachstum beeinflussen. Wie das Modell zeigt, hat gerade das vergangene durchschnittliche Wachstum der Preise wp einen stark signifikant positiven Einfluss auf die erwartete Wachstumsrate g, jedoch haben die vergangenen Mietzuwächse wm einen negativen Einfluss. Dies erscheint zunächst widersprüchlich, es kann jedoch erklärt werden: Wenn die Preise bisher gewachsen sind, ohne dass die Mieten sich verändert haben, dann muss sich die Wachstumsrate g entsprechend anpassen, sodass hohe Preise bei verhältnismäßig kleinen Mieten heute möglich sind. Da aber wp und wm positiv korreliert sind, werden sich beide meist gleichgerichtet verhalten. Steigen beide um eine Einheit,

dann ist auch g positiv, da der Koeffizient von w_p den negativen Koeffizienten von w_m überwiegt. Ein vorangegangener Anstieg der Preise und Mieten führt somit zu einem steigenden g , da die Entwicklung in die Zukunft gespiegelt wird. Steigende zukünftige Mieten und steigende Wiederverkaufspreise, welche ihrerseits von den darauf folgenden Mieten bestimmt sind, beeinflussen somit die Preise in der Gegenwart. Die Bestimmtheitsmaße sind in allen Modellen mit rund 55 Prozent relativ hoch für eine Querschnittsanalyse, zumal wenn man bedenkt, dass Prognosen zur künftigen Einkommensentwicklung pro Kopf, die ebenfalls wichtig ist für die künftige Nachfrageentwicklung, aufgrund fehlender Daten nicht berücksichtigt werden konnten.

Zur Verifizierung der Ergebnisse wird zusätzlich der direkte Zusammenhang zwischen den Preisen und der erwarteten Flächennachfrage analysiert (Modell II). Es ist zwar naheliegend, dass sich die demografische Entwicklung in erster Linie auf das erwartete Mietpreiswachstum auswirkt, aber aufgrund der nötigen Zwischenschritte zur Ermittlung des Mietpreiswachstums wird zur Überprüfung der Konsistenz der Ergebnisse auch der direkte Zusammenhang zwischen den Preisen und der Flächennachfrage getestet (Tabelle 2).

Tabelle 2

Regressionsergebnisse für die Wohnungspreise

Ergebnisse für die Wohnungspreise je Quadratmeter (P)

| | Variablen | Koeffizienten | t-Werte |
|------------|---------------------------|---------------|---------|
| f | Wohnflächennachfrage 2025 | 0,183*** | (4,26) |
| b | Bevölkerung 2025 | -0,010 | (-0,43) |
| w_p | Wachstum Wohnungspreise | 0,090*** | (7,50) |
| f_q | Fertigstellungsquote | 0,097*** | (2,49) |
| q_m | Wohnfläche pro Einwohner | -0,020*** | (-4,00) |
| e | Einwohner (logarithmiert) | 0,046*** | (3,54) |
| kk | Kaufkraftindex | 0,007*** | (7,00) |
| cons | Konstante | 6,984*** | (26,76) |
| R^2 | 0,8395 | | |
| Adj. R^2 | 0,8301 | | |
| F-Wert | 88,95 | | |

Anzahl der Städte $N = 127$; Signifikanzniveau *: 10 Prozent; **: 5 Prozent; *** : 1 Prozent.
Quelle: Institut der deutschen Wirtschaft Köln

Das Bestimmtheitsmaß ist mit einem Wert von über 80 Prozent sehr hoch, womit das Modell einen sehr hohen Erklärungsgehalt für die Wohnungspreise und deren Unterschiede in Deutschland hat. Im Gegensatz zu Modell I sind die Strukturvariablen signifikant. Dies spricht für die These, dass diese Variablen (f_q , q_m , e, kk) für die Höhe, aber nicht für die

Dynamik der Preise verantwortlich sind. Entscheidend ist jedoch, dass auch in diesem Modell die künftige Flächennachfrage hochsignifikant ist. Die Erwartung einer Erhöhung der Flächennachfrage um 1 Prozent pro Jahr führt zu einer Erhöhung der aktuellen Preise um etwa 18 Prozent. Im Vergleich zu den vergangenen Wohnungspreisen, die ebenfalls den heutigen Preis beeinflussen, ist der Effekt rund zweimal so hoch. Die reine Bevölkerungsprognose hat hingegen keinen Einfluss, was dafür spricht, dass der demografische Wandel sehr differenziert betrachtet wird.

Schlussfolgerungen

Die empirische Analyse zeigt, dass die künftige erwartete Flächennachfrage nach Wohnraum einen wichtigen Einfluss auf die heutigen Immobilienpreise und das unterstellte Mietpreiswachstum hat. Einfache Bevölkerungsprognosen sind hingegen nicht relevant, was dafür spricht, dass die demografische Entwicklung sehr differenziert betrachtet wird. Die Marktakteure berücksichtigen anscheinend sowohl die Entwicklung der Anzahl der Haushalte als auch den Remanenzeffekt, der dafür verantwortlich ist, dass Ältere durchschnittlich in größeren Wohnungen leben. Dass die künftige Flächennachfrage in den heutigen Preisen bereits enthalten ist, wird die Anpassung der Immobilienmärkte an den demografischen Wandel erleichtern. Schließlich sind aufgrund von erwarteten Veränderungen in der Bevölkerung keine großen Preisveränderungen zu erwarten. Vielmehr wird sich der demografische Wandel anhand der Mietpreisveränderungen nachvollziehen lassen, die Immobilienpreise hingegen werden unter sonst gleichen Bedingungen eher stagnieren. Sind die Mieten in den Schrumpfungsregionen jedoch starr, was häufig zu beobachten ist, werden vor allem die Leerstandsrate anziehen. Tatsächlich ist der Umgang mit Leerstand eine der größten Herausforderungen für Städte mit rückläufiger Bevölkerung.

Die Ergebnisse sind auch für die Investoren aufschlussreich. Da die künftige Flächennachfrage bereits eingepreist ist, dürften Investitionen in wachsenden Regionen keine besonders hohen Renditen erzielen. Umgekehrt ist mit Investitionen in schrumpfende Regionen nicht zwangsläufig eine negative Rendite verbunden. Somit erweist sich der Immobilienmarkt als effizient, weil über öffentlich verfügbare Informationen keine Überrenditen erzielt werden können. Dies gelingt nur, wenn eine bessere Entwicklung als erwartet eintritt, also wenn wachsende Städte noch schneller wachsen oder schrumpfende Städte weniger schrumpfen als erwartet. Für die Investoren kommt es vor allem auf die Veränderungen in den demografischen Prognosen an (Just, 2011).

Dennoch sprechen zwei Argumente für eine Übergewichtung wachsender Städte in den Portfolios. Erstens ist die Liquidität in wachsenden Städten höher, das heißt, es werden

insgesamt mehr Immobilien gehandelt, sodass die Wahrscheinlichkeit größer ist, auch in 20 Jahren einen Käufer für die Immobilie zu finden, der einen angemessenen Preis zahlt. Besonders diese Argumentation treibt derzeit die Immobiliennachfrage in den Großstädten an. Schließlich suchen Investoren vor dem Hintergrund der Staatsschuldenkrise nach sicheren langfristigen alternativen Anlagen, die sie unter anderem in den Wohnungsmärkten der Großstädte vermuten. Trotz niedriger Renditeaussichten aufgrund weiter steigender Preise bleiben die Ballungsräume daher im Fokus der Investoren. Zweitens zeigt die Analyse eine besondere Häufigkeit von negativen Werten für α in den schrumpfenden Städten, vor allem in Ostdeutschland. Dies bedeutet, dass Investoren unter sonst gleichem Risiko mit einer geringeren Rendite im Vergleich zum Marktportfolio, also dem Durchschnitt aller Städte, rechnen müssen. Zwar sollten die Ergebnisse nicht überinterpretiert werden, da die Datenbasis gering ist und die Ergebnisse teilweise nicht signifikant sind, aber zumindest ist die Häufung der Ergebnisse auffällig. Angesichts der empirischen Analyse kann dies nicht generell auf den Bevölkerungsrückgang zurückgeführt werden. Vielmehr erscheint es plausibel, dass gerade im ostdeutschen Immobilienmarkt nach dem Boom Anfang der 1990er Jahre die Anpassungsprozesse immer noch nicht abgeschlossen sind, also etwa die Preise im Verhältnis zu den Mieten noch zu hoch sind. Diese Einschätzung beruht auf einem Vergleich mit dem Marktportfolio. Dass die Anpassung so lange dauert, ist zum einen auf die typischerweise langen Anpassungsprozesse im Immobilienmarkt zurückzuführen, hängt zum anderen aber auch mit den Charakteristika des Gutes Wohnen zusammen. Im CAPM wird unterstellt, dass Investoren Anlageentscheidungen gemäß den Eigenschaften Risiko und Rendite treffen. Im Immobilienmarkt, insbesondere am Wohnungsmarkt, trifft diese Annahme jedoch nur auf sehr wenige Akteure zu. Privathaushalte leben in der Regel dort, wo das private Umfeld und der Arbeitsplatz sind. Sie sind daher bereit, die jeweils marktüblichen Preise für Wohnungen zu bezahlen. Daher ist der übliche Arbitrageprozess eingeschränkt und die überregionale Anpassung der Mieten und Preise an die Bewertungen im übrigen Markt dauert länger. Gemessen am Gesamtmarkt und den gegebenen Risiken sind die Preise für Investoren immer noch zu hoch. Erst wenn sich dies normalisiert, werden die ostdeutschen Märkte an Attraktivität für Investoren gewinnen.

Literatur

Bertelsmann-Stiftung, 2008, Bevölkerungsvorausberechnungen 2025 – Methodische Erläuterungen, URL: <http://www.wegweiser-kommune.de> [Stand: 2012-04-30]

Demary, Markus, / Voigtländer, Michael, 2009, Immobilien 2025: Auswirkungen des demografischen Wandels auf die Wohn- und Büroimmobilienmärkte, IW-Analysen, Nr. 50, Köln

Dust, Lisa / Maennig, Wolfgang, 2008, Shrinking and growing metropolitan areas – asymmetric real estate price reactions? The case of German single family houses, in: *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 38, S. 63–69

Geltner, David / Miller, Norman / Clayton, Jim / Eichholtz, Piet, 2007, *Commercial Real Estate Analysis & Investments*, Mason

Just, Tobias, 2009, *Demografie und Immobilien*, München

Just, Tobias, 2011, *Regionale Bevölkerungsprognosen: Unsicher, instabil, dennoch wertvoll*, Deutsche Bank Research, Frankfurt am Main

Mankiw, Gregory / Weil, David, 1989, The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market, in: *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 19, Nr. 2, S. 235–258

Poterba, James, 1991, House Price Dynamics: The Role of Tax Policy and Demography, in: *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. X, Nr. 2, S. 143–203

Sharpe, William, 1991, Capital Asset Prices with and without Negative Holdings, in: *Journal of Finance*, Vol. 46, Nr. 2, S. 489–509

Statistisches Bundesamt, 2009, *Bevölkerung Deutschlands bis 2060*, 12. Koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung, Begleitmaterial zur Pressekonferenz am 18. November 2009 in Berlin, Wiesbaden

Voigtländer, Michael, 2012, Immobilienwirtschaft im Spannungsverhältnis von Markt und Staat, in: Rottke, Nico / Voigtländer, Michael (Hrsg.), *Immobilienwirtschaftslehre II – Ökonomie*, Köln, S. 381–400

Woodward, Susan, 1991, Economists' prejudices: Why the Mankiw-Weil story is not credible, in: *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 2, Nr. 4, S. 531–537

Demography and Real Estate – The Influence of Expected Demand on Today's Residential Property Prices

Germany's population is set to decline in the next few decades. Rural counties and cities in the Ruhr valley and eastern Germany are already shrinking, while metropolises such as Munich and Hamburg continue to experience strong growth. Real estate investors are therefore largely concentrating on cities that are expected to continue growing in the medium term. However, using an empirical model based on data for 127 cities, it can be shown that today's prices already reflect expectations of future real estate demand. This applies both to the price of residential property and the assumed growth in rents. It can thus be concluded that, as far as purely demographic factors are concerned, real estate prices in German cities will neither dramatically decline nor soar.

IW-Trends – Vierteljahresschrift zur empirischen Wirtschaftsforschung
aus dem Institut der deutschen Wirtschaft Köln, 39. Jahrgang, Heft 2/2012; ISSN 0941-6838 (Printversion);
ISSN 1864-810X (Onlineversion). Rechte für den Nachdruck oder die elektronische Verwertung erhalten Sie
über lizenzen@iwkoeln.de, die erforderlichen Rechte für elektronische Pressespiegel unter
www.pressemonitor.de © 2012, IW Medien GmbH, Köln; DOI: 10.2373/1864-810X.12-02-03

Anhang

| | Stadt | β -Werte | p-Wert von β | α -Werte | p-Wert von α | Jährliche Veränderung der Flächennachfrage bis 2025 in Prozent |
|----|---------------------|----------------|--------------------|-----------------|---------------------|----------------------------------------------------------------|
| 1 | Aachen | 0,75 | 0,07 | 0,00 | 0,81 | -0,40 |
| 2 | Albstadt | 1,29 | 0,00 | -0,01 | 0,19 | 0,34 |
| 3 | Aschaffenburg | 0,53 | 0,06 | -0,01 | 0,11 | 0,23 |
| 4 | Augsburg | 1,29 | 0,01 | -0,00 | 0,80 | 0,34 |
| 5 | Bamberg | 0,81 | 0,04 | -0,00 | 0,99 | 0,04 |
| 6 | Bayreuth | 1,31 | 0,06 | -0,00 | 0,72 | -0,10 |
| 7 | Bergisch Gladbach | 1,23 | 0,01 | 0,01 | 0,18 | -0,02 |
| 8 | Berlin | 1,20 | 0,00 | 0,00 | 0,89 | 0,16 |
| 9 | Bielefeld | 1,02 | 0,00 | 0,01 | 0,22 | 0,04 |
| 10 | Bochum | 1,05 | 0,01 | 0,00 | 0,76 | -0,29 |
| 11 | Bonn | 0,43 | 0,17 | 0,01 | 0,14 | 0,33 |
| 12 | Bottrop | 0,69 | 0,05 | -0,00 | 0,41 | -0,16 |
| 13 | Brandenburg (Havel) | 1,74 | 0,00 | -0,00 | 0,75 | -0,74 |
| 14 | Braunschweig | 0,92 | 0,01 | 0,00 | 0,81 | 0,02 |
| 15 | Bremen | 1,16 | 0,01 | 0,01 | 0,27 | 0,16 |
| 16 | Bremerhaven | 1,12 | 0,01 | 0,00 | 0,58 | -0,14 |
| 17 | Chemnitz | 1,53 | 0,00 | -0,02 | 0,00 | -0,73 |
| 18 | Coburg | 1,16 | 0,02 | -0,00 | 0,60 | -0,23 |
| 19 | Cottbus | 1,63 | 0,00 | -0,03 | 0,00 | -0,68 |
| 20 | Darmstadt | 1,28 | 0,01 | -0,01 | 0,37 | 0,16 |
| 21 | Dessau | 1,00 | 0,01 | -0,03 | 0,00 | -1,10 |
| 22 | Detmold | -0,23 | 0,62 | -0,00 | 0,72 | -0,07 |
| 23 | Dortmund | 0,89 | 0,00 | 0,00 | 0,75 | -0,06 |
| 24 | Dresden | 1,49 | 0,01 | -0,02 | 0,06 | 0,48 |
| 25 | Duisburg | 0,35 | 0,51 | 0,01 | 0,45 | -0,31 |
| 26 | Düren (Stadt) | 0,77 | 0,02 | -0,01 | 0,35 | 0,31 |
| 27 | Düsseldorf | 0,55 | 0,05 | 0,00 | 0,41 | 0,13 |
| 28 | Eisenach | 0,71 | 0,05 | -0,02 | 0,00 | -0,18 |
| 29 | Erfurt | 1,30 | 0,00 | -0,00 | 0,75 | 0,01 |
| 30 | Erlangen | 0,84 | 0,00 | 0,00 | 0,35 | 0,17 |
| 31 | Essen | 0,51 | 0,10 | 0,01 | 0,06 | -0,17 |
| 32 | Flensburg | 0,68 | 0,08 | -0,02 | 0,03 | 0,24 |
| 33 | Frankfurt (Main) | 0,92 | 0,00 | 0,01 | 0,01 | 0,13 |
| 34 | Frankfurt (Oder) | 0,96 | 0,01 | -0,02 | 0,00 | -1,18 |
| 35 | Freiburg (Breisgau) | 0,38 | 0,38 | 0,02 | 0,03 | 0,54 |
| 36 | Friedrichshafen | 1,64 | 0,00 | -0,02 | 0,03 | 0,20 |
| 37 | Fulda (Stadt) | 1,17 | 0,01 | -0,00 | 0,78 | 0,20 |
| 38 | Fürth | 0,92 | 0,00 | 0,00 | 0,71 | 0,39 |
| 39 | Gelsenkirchen | 0,85 | 0,20 | -0,00 | 0,85 | -0,39 |

| | | | | | | |
|----|---------------------|-------|------|-------|------|-------|
| 40 | Gera | 0,89 | 0,04 | -0,03 | 0,00 | -0,95 |
| 41 | Gießen (Stadt) | 0,97 | 0,01 | 0,00 | 0,45 | 0,02 |
| 42 | Görlitz | 0,62 | 0,01 | -0,03 | 0,00 | -0,51 |
| 43 | Göttingen (Stadt) | 0,89 | 0,03 | 0,00 | 0,62 | -0,08 |
| 44 | Greifswald | 0,92 | 0,04 | -0,00 | 0,56 | -0,43 |
| 45 | Gütersloh (Stadt) | 0,60 | 0,22 | 0,01 | 0,38 | 0,08 |
| 46 | Hagen | 0,64 | 0,06 | -0,01 | 0,30 | -0,52 |
| 47 | Halberstadt (Stadt) | 1,41 | 0,00 | -0,02 | 0,00 | -0,72 |
| 48 | Halle (Saale) | 1,20 | 0,02 | -0,02 | 0,07 | -0,56 |
| 49 | Hamburg | 1,34 | 0,00 | 0,01 | 0,04 | 0,26 |
| 50 | Hamm | 0,53 | 0,03 | -0,01 | 0,20 | 0,02 |
| 51 | Hanau | 0,92 | 0,02 | -0,01 | 0,25 | 0,04 |
| 52 | Hannover | 1,05 | 0,00 | 0,01 | 0,04 | 0,05 |
| 53 | Heidelberg | 1,00 | 0,00 | 0,01 | 0,27 | 0,20 |
| 54 | Heilbronn | 1,11 | 0,00 | -0,01 | 0,12 | 0,19 |
| 55 | Herne | 0,60 | 0,02 | -0,00 | 0,48 | -0,30 |
| 56 | Hildesheim (Stadt) | 1,09 | 0,00 | -0,00 | 0,98 | -0,15 |
| 57 | Ingolstadt | 1,11 | 0,02 | 0,00 | 0,58 | 0,66 |
| 58 | Jena | 0,83 | 0,03 | -0,01 | 0,18 | -0,10 |
| 59 | Kaiserslautern | 1,13 | 0,01 | 0,00 | 0,91 | -0,05 |
| 60 | Karlsruhe | 1,06 | 0,00 | 0,00 | 0,60 | 0,35 |
| 61 | Kassel | 1,22 | 0,01 | -0,01 | 0,17 | -0,12 |
| 62 | Kempten (Allgäu) | 1,68 | 0,00 | -0,02 | 0,04 | 0,17 |
| 63 | Kiel | 0,93 | 0,10 | 0,01 | 0,46 | 0,19 |
| 64 | Koblenz | 0,27 | 0,66 | -0,01 | 0,51 | -0,20 |
| 65 | Köln | -0,05 | 0,92 | 0,01 | 0,15 | 0,35 |
| 66 | Konstanz (Stadt) | 0,96 | 0,01 | -0,01 | 0,04 | 0,26 |
| 67 | Krefeld | 0,86 | 0,00 | 0,00 | 0,30 | -0,12 |
| 68 | Landshut | 1,46 | 0,01 | -0,02 | 0,05 | 0,45 |
| 69 | Leipzig | 0,78 | 0,10 | -0,02 | 0,05 | 0,23 |
| 70 | Leverkusen | 0,64 | 0,09 | -0,00 | 0,78 | 0,07 |
| 71 | Lübeck | 1,20 | 0,01 | -0,01 | 0,21 | 0,01 |
| 72 | Lüdenscheid | 0,71 | 0,01 | -0,00 | 0,85 | -0,41 |
| 73 | Ludwigshafen | 1,07 | 0,02 | -0,00 | 0,92 | 0,15 |
| 74 | Lüneburg (Stadt) | 1,31 | 0,00 | -0,01 | 0,15 | 0,61 |
| 75 | Magdeburg | 2,28 | 0,00 | -0,02 | 0,04 | -0,34 |
| 76 | Mainz | 1,38 | 0,00 | 0,00 | 0,80 | 0,42 |
| 77 | Mannheim | 1,32 | 0,00 | -0,00 | 0,42 | 0,08 |
| 78 | Marburg | 1,39 | 0,00 | -0,00 | 0,85 | 0,05 |
| 79 | Minden | 1,08 | 0,01 | -0,01 | 0,06 | 0,06 |
| 80 | Moers | 0,60 | 0,05 | 0,00 | 0,75 | -0,10 |
| 81 | Mönchengladbach | 1,20 | 0,01 | 0,02 | 0,02 | -0,08 |
| 82 | Mülheim (Ruhr) | 0,85 | 0,07 | -0,01 | 0,29 | -0,28 |
| 83 | München | 1,55 | 0,00 | -0,00 | 0,98 | 0,62 |
| 84 | Münster | 0,14 | 0,67 | 0,01 | 0,19 | 0,10 |

| | | | | | | |
|-----|------------------------|-------|------|-------|------|-------|
| 85 | Neubrandenburg | 1,13 | 0,01 | -0,02 | 0,01 | -0,88 |
| 86 | Neumünster | 0,93 | 0,02 | -0,01 | 0,16 | -0,11 |
| 87 | Neuss (Stadt) | 0,96 | 0,00 | -0,00 | 0,65 | 0,04 |
| 88 | Nürnberg | 0,75 | 0,01 | -0,00 | 0,42 | 0,33 |
| 89 | Oberhausen | 0,49 | 0,18 | 0,00 | 0,53 | -0,15 |
| 90 | Offenbach (Main) | 0,79 | 0,05 | -0,01 | 0,14 | -0,14 |
| 91 | Offenburg | 1,20 | 0,00 | -0,01 | 0,36 | 0,30 |
| 92 | Oldenburg | 0,20 | 0,56 | 0,01 | 0,16 | 0,28 |
| 93 | Osnabrück | 0,88 | 0,04 | 0,00 | 0,93 | -0,09 |
| 94 | Paderborn (Stadt) | 0,79 | 0,09 | 0,00 | 0,83 | 0,42 |
| 95 | Passau | 0,78 | 0,02 | -0,00 | 0,46 | 0,01 |
| 96 | Pforzheim | 0,59 | 0,11 | -0,01 | 0,16 | 0,16 |
| 97 | Plauen | 1,44 | 0,00 | -0,02 | 0,01 | -0,51 |
| 98 | Potsdam | 1,42 | 0,01 | 0,01 | 0,51 | 0,48 |
| 99 | Ratingen | 0,99 | 0,01 | -0,00 | 0,70 | -0,06 |
| 100 | Ravensburg (Stadt) | 1,38 | 0,00 | -0,01 | 0,04 | 0,36 |
| 101 | Recklinghausen (Stadt) | 0,45 | 0,29 | -0,01 | 0,39 | -0,24 |
| 102 | Regensburg | 0,63 | 0,12 | 0,00 | 0,69 | 0,35 |
| 103 | Remscheid | 0,38 | 0,31 | -0,01 | 0,23 | -0,47 |
| 104 | Reutlingen (Stadt) | 1,14 | 0,03 | -0,00 | 0,96 | 0,24 |
| 105 | Rosenheim | 0,88 | 0,00 | -0,01 | 0,04 | 0,43 |
| 106 | Rostock | 0,45 | 0,37 | -0,00 | 0,76 | -0,34 |
| 107 | Saarbrücken (Stadt) | 0,37 | 0,45 | 0,02 | 0,03 | -0,51 |
| 108 | Salzgitter | 0,06 | 0,84 | -0,02 | 0,00 | -0,61 |
| 109 | Schweinfurt | 0,87 | 0,09 | -0,00 | 0,71 | -0,06 |
| 110 | Schwerin | 1,49 | 0,00 | -0,01 | 0,26 | -0,48 |
| 111 | Siegen (Stadt) | 1,14 | 0,00 | -0,00 | 0,75 | -0,45 |
| 112 | Solingen | 0,58 | 0,08 | -0,00 | 0,73 | -0,19 |
| 113 | Stralsund | 1,63 | 0,00 | -0,00 | 0,82 | -0,48 |
| 114 | Stuttgart | 0,65 | 0,02 | -0,00 | 0,76 | 0,18 |
| 115 | Suhl | 0,58 | 0,31 | -0,03 | 0,01 | -1,24 |
| 116 | Trier | 0,71 | 0,19 | 0,01 | 0,31 | 0,10 |
| 117 | Tübingen (Stadt) | 0,85 | 0,04 | 0,00 | 0,79 | 0,25 |
| 118 | Ulm | 1,55 | 0,01 | 0,01 | 0,58 | 0,32 |
| 119 | Villingen-Schwenningen | 0,92 | 0,02 | 0,01 | 0,39 | 0,13 |
| 120 | Weimar | 1,07 | 0,03 | -0,01 | 0,14 | 0,02 |
| 121 | Wiesbaden | 1,25 | 0,01 | -0,01 | 0,32 | 0,24 |
| 122 | Wilhelmshaven | -0,10 | 0,85 | -0,01 | 0,55 | -0,35 |
| 123 | Witten | 0,40 | 0,26 | -0,02 | 0,02 | -0,40 |
| 124 | Wolfsburg | 0,67 | 0,03 | -0,01 | 0,03 | -0,33 |
| 125 | Wuppertal | 0,58 | 0,06 | 0,01 | 0,27 | -0,23 |
| 126 | Würzburg | 0,44 | 0,18 | -0,01 | 0,25 | 0,18 |
| 127 | Zwickau | 1,56 | 0,00 | -0,02 | 0,02 | -0,82 |

Die Werte von β und α wurden mit dem CAP- Modell geschätzt. Dabei ist β das systematische Risiko der Immobilienanlagen und α die Überschussrendite. Die p-Werte geben das Konfidenzlevel an, zu welchem die Nullhypothese, dass β und α nicht signifikant von null verschieden sind, abgelehnt werden kann.