



A-1040 Wien, Resselgasse 5



#43-1-58801-26701



#43-1-58801-26799



www.ifip.tuwien.ac.at

Working Paper Nr.: 3/2008

Robert Wieser

WHAT CAME FIRST – THE EGG OR THE HEN?
UNTERSUCHUNGEN ZUM ZUSAMMENHANG VON
MIETWOHNHAUS- UND WOHNBAULANDPREISEN
IN WIEN



TECHNISCHE
UNIVERSITÄT
WIEN

VIENNA
UNIVERSITY OF
TECHNOLOGY

WHAT CAME FIRST – THE EGG OR THE HEN? UNTERSUCHUNGEN ZUM ZUSAMMENHANG VON MIETWOHNHAUS- UND WOHNBAULANDPREISEN IN WIEN

ROBERT WIESER

Fachbereich Finanzwissenschaft und Infrastrukturpolitik
Technische Universität Wien
Resselgasse 5
A-1040 Vienna, Austria
Robert.Wieser@tuwien.ac.at

Februar 2008

Zusammenfassung

Über den Zusammenhang von Häuser- und Wohnbaulandpreisen bestehen zwei sich konkurrierende Hypothesen. Nach der neoklassischen These sind ansteigende Häuserpreise in erster Linie angebotsseitig bestimmt und zum Teil durch steigende Baulandpreise verursacht. Für die steigenden Baulandpreise wiederum wird die kommunale Bodenpolitik (Flächenwidmung, Bauordnungen, Baulandausweisung etc.) verantwortlich gemacht. Nach der Ricardianischen Bodenrententheorie sind steigende Häuserpreise vor allem nachfrageseitig bestimmt. Kurzfristig unerwartet starke Veränderungen in Demographie oder Einkommen führen zu Erwartungsänderungen auf Seite der Hausbesitzer, Investoren und Bauträger, die sich sofort in den Häuserpreisen niederschlagen. Die Häuserpreise am Sekundärmarkt agieren als *Prime Mover*, denen die Baulandpreise folgen. Dieses Arbeitspapier untersucht den Zusammenhang zwischen den Mietwohnhauspreisen und den Preisen für Wohnbauland in Wien im Zeitraum 1987 bis 2004. Die Ergebnisse widersprechen der neoklassischen These. Dieses Ergebnis reiht sich in eine Folge weiterer Belege dafür ein, dass die bodenpolitischen Instrumente in Wien in der Vergangenheit flexibel gehandhabt wurden und dadurch angebotsseitige Restriktionen im Wohnungsmarkt weitgehend vermieden wurden.

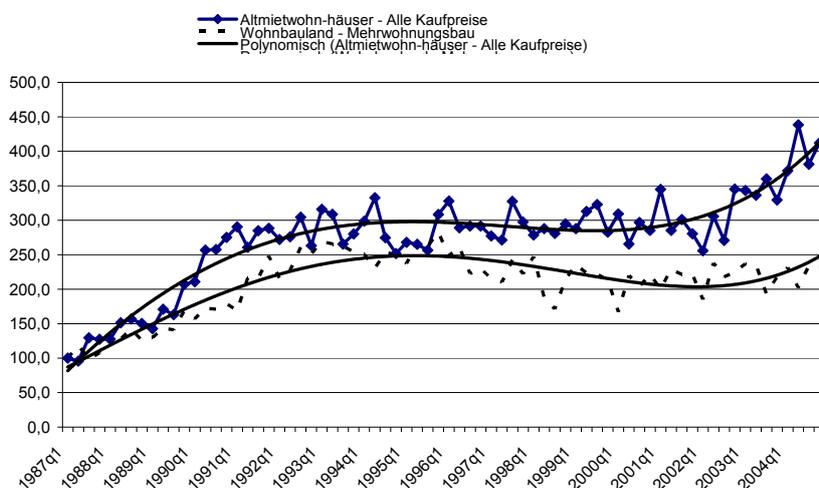
1. Einleitung

Die Wirkungen der Bodenpolitik in Wien auf die Wohnungsmärkte sind empirisch noch wenig untersucht. Diese Thematik ist insofern von Interesse als sich das Bodenpreisniveau in allen wichtigen Marktsegmenten seit Ende der 1980er Jahre deutlich nach oben verschoben hat, nachdem sich die Bodenpreise zuvor 20 Jahre lang kaum verändert haben. Die Preise in den Segmenten Wohnbauland, Mietzinshäuser und Eigenheime sind seither etwa dreimal so stark gestiegen wie die allgemeinen Verbraucherpreise und etwa doppelt so stark wie die Baukosten (Wieser 2008a, 2008c). Das höhere Bodenpreisniveau wirkt sich mittel- bis langfristig auch auf das Mietenniveau aus und hat daher auch sozialpolitische Implikationen.

Verschiedene Untersuchungen deuten an, dass die Bodenpolitik für das Ansteigen der Bodenpreise kaum verantwortlich gemacht werden kann. So sind im Zeitraum 1981 bis 2001 in Wien rund 250 ha Agrarland in Wohnbauland umgewidmet worden und neue Instrumente wie die Einrichtung eines Grundstücksbeirats, die Durchführung von Bauträgerwettbewerben und die Einführung von Bodenpreisobergrenzen im geförderten Wohnbau seit Mitte der 1990er Jahre haben die Preisentwicklung im Bereich der Geschossbaugrundstücke gedämpft (Wieser 2008a). Eine andere Untersuchung zeigt, dass die Flächenwidmung im Geschossbau keine restriktiven Wirkungen hat. Die Grundstücksgrößen entsprechen weitgehend jener Größenordnung, welche auch auf einem nicht regulierten Markt gewählt werden würde (Wieser, 2008b). Die Regulierung des Bodenmarktes wirkt allerdings asymmetrisch und führt zu einer deutlichen Marktsegmentierung. Die Entwicklung der Preise von Wohnbauland für Eigenheime koppelt sich von dem stark regulierten Segment der Geschossbaugrundstücke ab und folgt weitgehend den Marktgegebenheiten die auch maßgeblich für die Häuserpreisentwicklungen sind.

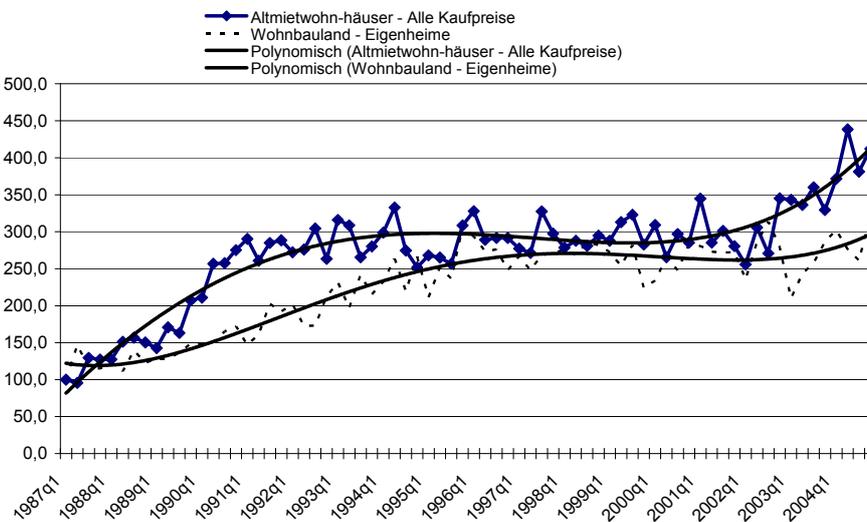
Im Folgenden wird mittels Zeitreihenanalysetechniken untersucht, ob in den letzten beiden Jahrzehnten ein Zusammenhang zwischen Häuserpreisen und Bodenpreisen in Wien gegeben war, und wenn ja, welcher Art dieser Zusammenhang war und welche Implikationen sich daraus ergeben.

Abbildung 1 Entwicklung von Altmiethauspreisen und Preisen von Bauland für Mehrwohnungsbau - Wien insgesamt (1987 bis 2004)



Quelle: Kaufpreissammlung Wien, eigene Berechnungen

Abbildung 2 Entwicklung von Altmiethauspreisen und Preisen von Bauland für Eigenheimbau - Wien insgesamt (1987 bis 2004)



Quelle: Kaufpreissammlung Wien, eigene Berechnungen

2. Zum Zusammenhang von Häuser- und Baulandpreisen

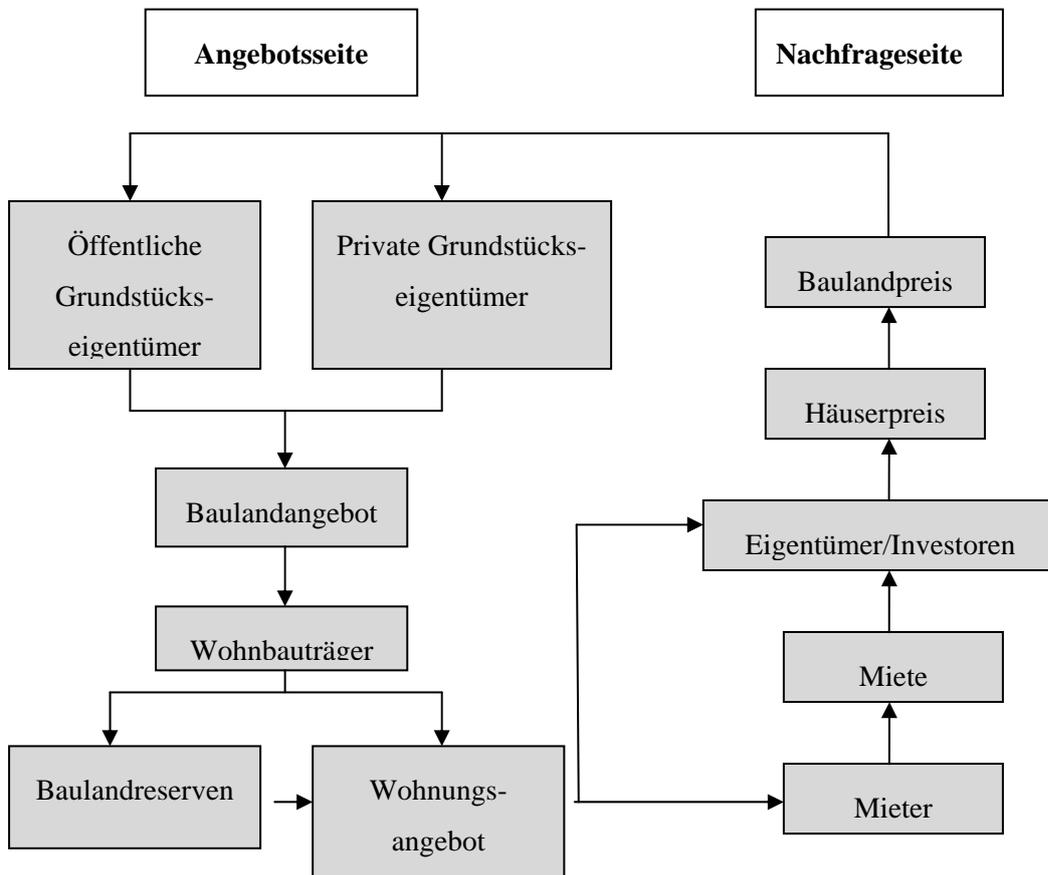
Über den Zusammenhang zwischen Häuser- und Baulandpreisen gibt es in der theoretischen Diskussion zwei unterschiedliche Auffassungen, mit durchaus divergierenden bodenpolitischen Implikationen. Die in der Literatur vorherrschende *neoklassische Sichtweise* geht von einer Vorläuferfunktion der Baulandpreise auf die Häuserpreise aus. Dahinter steckt die Vorstellung, dass Bauland neben Baumaterialien, Energie, Planungsarbeiten und sonstigem Arbeitseinsatz ein primärer Faktorinput in der Produktion von Häusern bzw. Wohnungen ist. Steigende Häuserpreise werden daher unter anderem auf steigende Baulandpreise zurückgeführt und eine der Hauptursachen steigender Baulandpreise liegt, nach Ansicht der Vertreter dieser Theorie, in den Auflagen der staatlichen bzw. kommunalen Bodenpolitik (Flächenwidmung, Bauordnungen, Baulandausweisung etc.). In der neoklassischen Modellwelt sind Hauspreissteigerungen vorwiegend angebotsseitig bestimmt und überwiegend staatlich bzw. planerisch verursacht. Dieser Auffassung widerspricht eine Argumentation, die der Ricardianischen Bodenrententheorie folgt. Deren Vertretern zufolge sind die Häuserpreise am Sekundärmarkt *Prime Mover*. In dieser Welt führen nachfrageseitige Schocks, etwa durch unerwarteten Bevölkerungszuwachs wie Ende der 1980er Jahre in Wien, zu Änderungen der Erwartungen über zukünftige Mieterträge auf Seiten der Hausbesitzer, Investoren und Bauherren. Diese Erwartungsänderungen manifestieren sich sofort in den Häuserpreisen, die Baulandpreise folgen aufgrund der längeren Verhandlungs-, Planungs- und Durchführungsperioden im Wohnungsneubau erst mit Verzögerungen.

Wie die makroökonomische Diskussion der letzten Jahrzehnte gezeigt hat, treffen singuläre Erklärungsvarianten selten auf alle beobachteten realen Entwicklungen in gleichem Maße zu. Ganz entscheidend für eine ökonomische Beurteilung ist im Allgemeinen der Betrachtungshorizont: Handelt es sich um einen permanenten oder einen transitorischen Schock? Am Bodenmarkt kann ein plötzlicher, unerwarteter Bevölkerungszuwachs als transitorischer Schock interpretiert werden, der der Nachfrageseite zuzurechnen ist. Eine Änderung der Bauweisen aber, ausgelöst durch neue, Flächen sparende Bautechnologien, könnte einen permanenten angebotsseitigen Schock auslösen. Ein permanenter Schock kann aber auch auf grundlegende Änderungen im Finanzsystem zurückzuführen sein. Beispielsweise wenn aufgrund der Aufhebung von Liquiditätsbeschränkungen (etwa durch die Wohnbauförderung, über Vermögensübertragungen, Kapitalmarktliberalisierungen und -innovationen oder veränderte Rahmenbedingungen bei der Kreditvergabe) die Nachfrage nach Eigenheimen oder größeren Wohneinheiten, latent ständig vorhanden, nachhaltig stark steigt. In

dem Fall könnte aus einem transitorischen ein permanenter Schock werden. Auch Änderungen in der Anwendung bodenpolitischer Instrument können transitorische oder permanente Schocks auslösen.

Abbildung 3 zeigt einen Rahmen, in dem die komplexen Verflechtungen von Häuser- und Baulandmarkt analysiert werden können. Der Rahmen scheint anzudeuten, dass der Baulandpreis vom Häuserpreis beeinflusst wird und nicht umgekehrt. Der Baulandpreis beeinflusst aber das Angebotsverhalten der Grundstückseigentümer und der Wohnbauträger, was wiederum Einfluss auf die Mieten und Eigentumspreise und das Verhalten von Investoren hat und dadurch (in der langen Frist) auf die Häuserpreise zurückwirkt.

Abbildung 3 Direkte und indirekte Wirkungsverläufe zwischen Häuser- und Baulandpreisen



Quelle: Ooi und Lee (2006), eigene Bezeichnungen

3. Internationale Studien

Der Zusammenhang zwischen Häuser- und Bodenpreisen ist international noch wenig untersucht worden. Sehr viele Studien befassen sich mit den Ursachen explosionsartig steigender Häuserpreise. Zumeist erfolgt eine Erklärung über die Nachfrageseite, wobei demographische Entwicklungen und makroökonomische Faktoren wie Einkommensentwicklungen und Veränderungen im Zinsniveau als ausschlaggebend identifiziert werden. Studien, welche auch die Angebotsseite betrachten, fokussieren vor allem auf die Wirkungen eines unzureichenden Baulandangebots auf die Anzahl der Baubeginne und auf die Häuserpreise. Eve (1992) meint festzustellen, dass 35%-40% der Hauspreissteigerungen in England zwischen 1970 und 1990 auf ein unzureichendes Baulandangebot zurückzuführen waren. Nach Peng und Wheaton (1994) hat die restriktive Baulandausweisung in Hongkong der Bautätigkeit zwischen 1965 und 1990 dagegen insgesamt nicht geschadet. Die Folge war vielmehr eine höhere Verdichtung wobei Fläche durch Kapital substituiert wurde. Hauspreissteigerungen sind nach ihrer Ansicht daher nicht auf eine zu geringe Bautätigkeit zurückzuführen sondern auf eine höhere Investitionsnachfrage infolge der Erwartung, dass Bauland in Zukunft knapp wird und die Mieten steigen werden. Unter der Annahme rationaler Erwartungen auf Seite der Bauträger und Investoren in Richtung höherer zukünftiger Mieterträge steigen die Häuserpreise sofort an, die Baulandpreise ziehen zwar nach, führen aber eher zu einer höheren Verdichtung als zu einem Rückgang der Bautätigkeit.

Über die Wirkungsrichtung zwischen Häuser- und Baulandpreisen wurde in letzter Zeit besonders in Großbritannien sehr intensiv diskutiert. Grigson (1986) vertritt die Ansicht, dass die Flächenwidmung keinen Einfluss auf das Bauland- und Häuserpreisniveau hat, weil die Häuserpreise nachfragebestimmt sind und sich die Baulandpreise als Residualgröße ergeben. Die Zahlungsbereitschaft der Bauträger für Bauland bestimmt sich aus der Differenz der Erlöse aus dem Hausverkauf und den sonstigen Kosten (vor allem der Baupreise). Die Nachfrage nach Bauland ist demnach eine aus den erwarteten Hauspreisen abgeleitete Nachfrage. Evans (1996) dagegen vertritt die Auffassung, dass die staatliche Planung steigende Bauland- und Häuserpreise verursacht und dadurch zu einem Rückgang der Wohnbautätigkeit beiträgt. Dass Argument, dass die Widmung das Baulandpreisniveau deutlich über das Agrarlandpreisniveau hebt, ist gegenwärtig sicher richtig. Daraus folgt aber nicht, dass steigende Baulandpreise zugleich auch die Häuserpreise erhöhen.

Tse (1998) weist darauf hin, dass die Beziehung zwischen Häuser- und Bodenpreisen dadurch gelockert ist, dass die Bauträger Baulandreserven aufbauen und einen Teil des Baulandangebots absorbieren bzw. nicht gleich für den Wohnbau zur Verfügung stellen. Nach seiner

Interpretation bestimmen die Häuserpreise die Baulandpreise weil die Bauträger mit einer Residualgröße in die Kaufverhandlungen gehen. Ihre maximale Zahlungsbereitschaft für Bauland ergibt sich nach Berücksichtigung einer geforderten Mindestrendite für die betreffenden Projekte. Sie kalkulieren zuerst die erwarteten Einnahmen, ziehen davon die geschätzten Baukosten und den geforderten Gewinn ab und erhalten so eine Restgröße, einen Betrag der für den Erwerb des Baulands zur Verfügung steht. Diese Residualwertmethode (*rwm*) entspricht im Wesentlichen der Ricardianischen Sicht des Bodenmarktes, wonach die Baulandnachfrage eine abgeleitete Nachfrage ist. Viele Autoren sehen die *rwm* als preisbestimmend am Bodenmarkt an. Die rezente Studie von Ooi und Lee (2006) zum Bodenmarkt in Singapur zeigt, dass zum einen eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen Häuser- und Baulandpreisen besteht, zum anderen in der kurzen Frist die Häuserpreise den Baulandpreisen vorangehen und nicht umgekehrt. Eine Implikation daraus ist, dass man aufgrund von Beobachtungen im Häusersegment auf bevorstehende Entwicklungen im Baulandsektor schließen kann. Rasch steigende Häuserpreise sollten als ernst zu nehmendes Signal aufgefasst werden, dass auch die Wohnungskosten infolge steigender Baulandpreise anziehen werden, wenn nicht rechtzeitig gegengesteuert wird. Die Vorgehensweise von Ooi und Lee (2006) wurde gewählt, um den Zusammenhang zwischen Häuser- und Baulandpreisen in Wien zu untersuchen.

4. Ergebnisse

4.1 Tests auf Unit Roots

Der Zusammenhang zwischen den Preisentwicklungen in den Segmenten Altmiethäuser und Bauland für Mehrwohnungsbau bzw. Eigenheimbau in Wien wurde zeitreihenanalytisch mit Hilfe von Granger-Kausalitäts-Tests untersucht. In einem ersten Schritt muss die Stationaritätseigenschaft der Zeitreihen untersucht werden. Unterschiedliche Testverfahren¹ führen zum gleichen Ergebnis, dass die Zeitreihe der Miethauspreise in Niveaus sowohl stationär als auch trend-stationär ist. Die Ablehnung einer unit-root ist allerdings schwach. Die Zeitreihe der Baulandpreise-Mehrwohnungsbau scheint über die Gesamtperiode stationär aber nicht trendstationär zu sein, während es sich bei der Zeitreihe Baulandpreise-Eigenheimbau genau umgekehrt verhält. Diese Eigenschaften haben Auswirkungen auf die folgenden Berechnungen. Alle Zeitreihen sind stationär und trend-stationär in ersten Differenzen. Die folgende Tabelle 1 zeigt die Testergebnisse mit dem Standard-Dickey-Fuller-Test (DF-Test).

Aufgrund der eher schwachen Ablehnung einer unit root wird im Folgenden unterstellt, dass die Zeitreihen so genannte I(1)-Prozesse darstellen, d.h. nicht-stationär in Niveaus aber stationär in ersten Differenzen sind. Untersucht wird, ob zwischen den beiden Baulandpreisreihen und der Miethauspreisreihe jeweils eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung besteht bzw. ob die Reihen kointegriert sind. Das Verfahren basiert auf der Idee von Engle und Granger (1987), dass, wenn eine Linearkombination zweier (in Niveaus) nicht stationären Zeitreihen stationär ist, die beiden Reihen kointegriert sind und daher eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung besteht, die ökonomisch sinnvoll interpretiert werden kann. Die stationäre Linearkombination (die kointegrierende Gleichung) wird dabei als langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen den Zeitreihen interpretiert. Ob eine Kointegrationsbeziehung zwischen den Zeitreihen besteht, wird mit dem Johansen-Kointegrationstest (Johansen, 1988) geprüft. Die Tests wurden bei unterschiedlichen Annahmen über das Trendverhalten der möglichen Kointegrationsbeziehungen durchgeführt.

¹ Unter anderem wurde mit dem Phillips-Perron-Test, mit dem DFLGS-Test auf Stationarität getestet.

Tabelle 1 Ergebnisse der Dickey-Fuller-Stationaritätstests

Zeitreihe (1987q1 - 2004q4)	in Niveaus		in Ersten Differenzen	
	mit Trend	ohne Trend	mit Trend	ohne Trend
Preisindex-Bauland-Mehrwohnungsbau	-3,012	-3,102**	-12,928***	-12,807***
1% kritischer Wert	-4,104	-3,551	-4,106	-3,552
Preisindex-Bauland-Eigenheimbau	-4,014**	-2,536	-13,736***	-13,847***
1% kritischer Wert	-4,104	-3,551	-4,106	-3,552
Preisindex der Mietzinshäuser	-3,319*	-2,885*	-12,839***	-12,568***
1% kritischer Wert	-4,104	-3,551	-4,106	-3,552

Anmerkung: *** signifikant auf dem 1%-Niveau, ** signifikant 5%-Niveau, * signifikant 10%-Niveau

Quelle: eigene Berechnungen

4.2 Kointegration zwischen Häuser- und Wohnbaulandpreisen

Anhand der Trace-Statistiken und der maximalen Eigenwertstatistiken zeigt sich, dass die Nullhypothese keiner Kointegrationsbeziehung zwischen Miethauspreisen und Mehrwohnungsbaulandpreisen für das Gesamtsample nur bei der Annahme eines stochastischen oder deterministischen Trends verworfen werden kann. In beiden Fällen ergibt sich die Bestätigung höchstens einer kointegrierenden Gleichung. Bei alternativen Annahmen über das Trendverhalten kann die Nullhypothese für das Gesamtsample nicht verworfen werden. Bei Betrachtung der beiden Teilperioden bis zum 2. Quartal 1996 und ab dem 3. Quartal 1996 wird deutlich woran es liegt. Für die erste Teilperiode wird die Nullhypothese für alle Annahmen über das Trendverhalten verworfen, d.h. es besteht genau eine Kointegrationsbeziehung, die ein langfristiges Gleichgewicht zwischen Häuser- und Mehrwohnungsbaulandpreisen darstellt. Für die zweite Teilperiode ab dem 3. Quartal 1996 kann die Nullhypothese unter keiner Annahme über das Trendverhalten verworfen werden. Das bedeutet, dass sich, betrachtet über die gesamte Teilperiode seit Mitte der 1990er Jahre die beiden Preisreihen weitgehend unabhängig voneinander verhalten. Mögliche Ursachen werden in den Schlussfolgerungen diskutiert. Angesichts der Johansen-Ergebnisse wird in der Folge weiter zwischen den drei Perioden (Gesamtsample: 1987q1 – 2004q4, Periode 1: 1987q1-1996q2 und Periode 2: 1996q3-2004q4) unterschieden.

Im Fall der Grundstücke für Eigenheimbebauung erhalten wir das unangenehme Ergebnis, dass für die Gesamtperiode und die erste Teilperiode mehr als eine Kointegrationsbeziehung nicht ausgeschlossen werden kann. Nur für die zweite Periode ergeben die statistischen Tests schwache Hinweise für genau eine Kointegrationsbeziehung wenn man entweder keinen Trend

oder einen stochastischen Trend unterstellt. Der Zusammenhang zwischen Häuserpreisen und Eigenheimbaulandpreisen ist daher aus den Ergebnissen der Johansen-Kointegrationstests allein nicht sehr leicht interpretierbar. Die folgenden Fehlerkorrekturmodelle erlauben etwas präzisere Aussagen.

Die Frage der Kausalität in den Zeitreihen, d.h. in welche Richtung die Wirkungszusammenhänge gehen, wird in Fehlerkorrekturmodellen untersucht. Die Gleichung für die Häuserpreise hat dabei folgende Form:

$$\text{(Gleichung A1)} \quad \Delta HPI_t = \sum_{i=1}^n \varphi_i \Delta HPI_{t-i} + \sum_{j=1}^m \lambda_j \Delta LPI_{t-j} + \gamma \hat{e}_{t-1} + u_t$$

Δ bezeichnet die prozentuelle Preisveränderung (Rendite) in einem Quartal, entsprechend bezeichnet ΔHPI_t die prozentuelle Veränderung des Hauspreisindex im Quartal t . Diese wird in der Gleichung erklärt durch die vorangegangenen Veränderungen im Hauspreisindex, durch die vorangegangenen Veränderungen im Baulandpreisindex und durch den Fehlerkorrekturterm e_{t-1} . Der Fehlerkorrekturterm entstammt einer Regression der Häuserpreise auf die Baulandpreise in Niveaus (der ko-integrierenden Regression). Der Fehlerkorrekturterm erlaubt die Korrektur einer Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht in der Vorperiode².

Die Gleichung für die Baulandpreise hat folgende Form:

$$\text{(Gleichung A2)} \quad \Delta LPI_t = \sum_{i=1}^n \varphi_i \Delta LPI_{t-i} + \sum_{j=1}^m \lambda_j \Delta HPI_{t-j} + \gamma \hat{e}_{t-1} + u_t$$

Die Interpretation entspricht jener in der Häuserpreisgleichung. Der Fehlerkorrekturterm wurde hier allerdings aus einer spiegelbildlich umgekehrten Regression der Baulandpreise auf die Häuserpreise ermittelt.

² Eine einführende Darstellung von Fehlerkorrekturmodellen findet sich beispielsweise in Kirchgässner und Wolters (2006) und in Wooldridge (2002).

Tabelle 2 Ergebnisse der Johansen-Kointegrationstests - Mehrwohnungsbau

Hypothese zur Anzahl kointegrierender Gleichungen	Eigenwerte	Trace-Statistik	1% kritischer Wert	λ_{max} -Test	1% kritischer Wert
Annahme 1: stochastischer Trend					
Gesamtsample 1987q1-2004q4					
keine		33,73***	30,45	26,59***	23,65
höchstens eine	0,3316	7,14	16,26	7,14	16,26
höchstens zwei	0,1025				
Periode 1: 1987q1-1996q2					
keine		36,83***	30,45	30,25***	23,65
höchstens eine	0,6115	6,58	16,26	6,58	16,26
höchstens zwei	0,1859				
Periode 2: 1996q3-2004q4					
keine		22,04	30,45	16,74	23,65
höchstens eine	0,6114	5,29	16,26	5,29	16,26
höchstens zwei	0,1859				
Annahme 2: deterministischer Trend					
Gesamtsample 1987q1-2004q4					
keine		27,20**	23,46	20,07**	21,47
höchstens eine	0,2622	7,13	6,40	7,13	6,40
höchstens zwei	0,1024				
Periode 1: 1987q1-1996q2					
keine		28,47***	23,46	25,57***	21,47
höchstens eine	0,5503	2,89	6,40	2,89	6,40
höchstens zwei	0,0866				
Periode 2: 1996q3-2004q4					
keine		11,53	23,46	8,93	21,47
höchstens eine	0,2309	2,60	6,40	2,60	6,40
höchstens zwei	0,0738				
Annahme 1: kein Trend					
Gesamtsample 1987q1-2004q4					
keine		4,69	16,31	2,88	15,69
höchstens eine	0,0427	1,82	6,51	1,82	6,51
höchstens zwei	0,0271				
Periode 1: 1987q1-1996q2					
keine		15,26**	16,31	14,83**	15,69
höchstens eine	0,3710	0,43	6,51	0,43	6,51
höchstens zwei	0,0133				
Periode 2: 1996q3-2004q4					
keine		7,47	16,31	5,68	15,69
höchstens eine	0,1539	1,80	6,51	1,80	6,51
höchstens zwei	0,0514				

Anmerkung: *** Hypothese verworfen auf 1%-Niveau; ** verworfen auf 5%-Niveau; * verworfen auf 10%-Niveau

Quelle: eigene Berechnungen

Tabelle 3 Ergebnisse der Johansen-Kointegrationstests – Eigenheimbau

Hypothese zur Anzahl kointegrierender Gleichungen	Eigenwerte	Trace-Statistik	1% kritischer Wert	λ_{\max} -Test	1% kritischer Wert
Annahme 1: stochastischer Trend					
Gesamtsample 1987q1-2004q4					
keine		26,75**	30,45	15,71*	23,65
höchstens eine	0,2009	11,05*	16,26	11,05*	16,26
höchstens zwei	0,1461				
Periode 1: 1987q1-1996q2					
keine		33,99***	30,45	23,24**	23,65
höchstens eine	0,4758	10,74*	16,26	10,74*	16,26
höchstens zwei	0,2581				
Periode 2: 1996q3-2004q4					
keine		23,29*	30,45	17,39*	23,65
höchstens eine	0,4004	5,89	16,26	5,89	16,26
höchstens zwei	0,1591				
Annahme 2: deterministischer Trend					
Gesamtsample 1987q1-2004q4					
keine		24,16***	23,46	14,90*	21,47
höchstens eine	0,1917	9,26***	6,40	9,26***	6,40
höchstens zwei	0,1239				
Periode 1: 1987q1-1996q2					
keine		26,91***	23,46	21,86***	21,47
höchstens eine	0,4551	5,05**	6,40	5,05**	6,40
höchstens zwei	0,1309				
Periode 2: 1996q3-2004q4					
keine		20,86**	23,46	17,37**	21,47
höchstens eine	0,4000	3,49*	6,40	3,49*	6,40
höchstens zwei	0,0975				
Annahme 1: kein Trend					
Gesamtsample 1987q1-2004q4					
keine		18,32***	16,31	13,13**	15,69
höchstens eine	0,1711	5,18**	6,51	5,18**	6,51
höchstens zwei	0,0713				
Periode 1: 1987q1-1996q2					
keine		12,42*	16,31	7,80*	15,69
höchstens eine	0,1949	4,62**	6,51	4,62*	6,51
höchstens zwei	0,1204				
Periode 2: 1996q3-2004q4					
keine		8,83*	16,31	8,10*	15,69
höchstens eine	0,2120	0,73	6,51	0,73	6,51
höchstens zwei	0,0212				

Anmerkung: *** Hypothese verworfen auf 1%-Niveau; ** verworfen auf 5%-Niveau; * verworfen auf 10%-Niveau

Quelle: eigene Berechnungen

Bei der Ermittlung der Kausalitätsbeziehung wird zunächst für die Gleichungen A1 und A2 die Nullhypothese aufgestellt, dass $\lambda_1 = \lambda_2 = \dots \lambda_j = 0$. Wird die Nullhypothese nicht verworfen, d.h. sind alle geschätzten Parameter der Partnerzeitreihen statistisch nicht von 0 verschieden, dann besteht keine Kausalität zwischen den Zeitreihen. Wird die Nullhypothese in Gleichung A1 verworfen und in Gleichung A2 bestätigt, dann besteht eine Kausalitätsbeziehung (im Sinne von Engle und Granger) von den Baulandpreisen zu den Häuserpreisen. Dies entspräche der neoklassischen Ansicht (siehe die Ausführungen im Kapitel 3). Wird dagegen die Nullhypothese in A1 verworfen und in A2 bestätigt, dann besteht eine umgekehrte Kausalitätsbeziehung von den Häuserpreisen zu den Baulandpreisen. Dies wiederum entspräche der Ricardianischen Sicht. Wird die Nullhypothese in beiden Gleichungen verworfen, dann gibt es eine Feedback-Beziehung zwischen den beiden Segmenten des Bodenmarktes.

Die optimale Anzahl der Lags (Anzahl der vorangegangenen Quartalspreisänderungen, die in die Gleichungen aufgenommen werden) wurde mit Hilfe des Akaike-Informationskriteriums (AIC) bestimmt. Zunächst wurde, unter der Annahme, dass die Parameter der Partnerzeitreihe alle 0 sind, aus Autoregressionen mit jeweils 1 bis 8 lags die optimale Lag-Anzahl mit dem AIC bestimmt. Danach wurden, mit der optimalen Anzahl der autoregressiven Lags, Regressionen mit der jeweiligen Partnerzeitreihe gerechnet und die optimale Anzahl der Lags der Partnerzeitreihe mit dem AIC bestimmt. Für beide Gleichungen A1 und A2 wurde die optimale Anzahl der Lags mit jeweils 1 bestimmt im Fall der Baulandpreise für Mehrwohnungsbau. D.h. der Hauptanteil an Informationen fließt zwischen den beiden Bodenmarktsegmenten sehr schnell, innerhalb eines Quartals. Im Fall der Baulandpreise für Eigenheimbau ergaben sich für Gleichung A1 1 Lag und für Gleichung A2 4 Lags, d.h. der Informationsfluss ist langsamer als bei den Mehrwohnungsbaugrundstücken.

Der Test auf Kausalität erfolgt mit Hilfe eines Wald-Tests. Zunächst wurden beide Gleichungen in der restringierten Form (Partnerparameter gleich Null) geschätzt und dann in der unrestringierten Form. Der Wald-Test ermittelt, ob der Ausschluss der Partnerparameter in der restringierten Form statistisch gerechtfertigt ist. Die Formel für den Wald-Test lautet:

$$\text{Wald-Test-Statistik} = [(SSE_R - SSE_U) / SSE_R] * [d_U / (d_R - d_U)],$$

wobei SSE die Summe der quadrierten Residuen und d_i die Freiheitsgrade angeben. Die Indizes R und U repräsentieren das restringierte (R) und das unrestringierte (U) Modell.

Die folgende Tabelle 4 zeigt die Schätzergebnisse der restringierten (keine Kointegrationsbeziehung) und der unrestringierten (Kointegrationsbeziehung) Form. Anhand

der Wald-Test-Ergebnisse lässt sich feststellen, dass eine Kausalitätsbeziehung von den Häuserpreisen zu den Preisen von Mehrwohnungsbaugrundstücken nur für die Periode zwischen dem 1.Quartal 1987 und dem 2. Quartal 1996 nachweisbar ist. In allen anderen Gleichungen findet sich keine signifikante Kausalität. Die Wald-Teststatistiken sind allerdings sehr hoch und nahe an der Signifikanz in allen drei Teilperioden in den Gleichungen für die Eigenheimbaulandpreise. Relativ eindeutig ist, dass es keine Kausalitäten von den Baulandpreisen zu den Häuserpreisen gibt. Damit wird die neoklassische Ansicht in allen Konstellationen verworfen, während die Ricardianische Sicht für die 1. Periode im Fall der Mehrwohnungsbaugrundstücke und möglicherweise für alle Teilperioden im Fall der Eigenheimbaugrundstücke nicht verworfen werden sollte.

Tabelle 4 Schätzergebnisse der Fehlerkorrekturmodelle

	Wohnbaulandgleichung - Mehrwohnungsbau (Gleichung A2)		Wohnbaulandgleichung - Eigenheimbau (Gleichung A2)		Altmiethaugleichungen (Gleichung A1)		
	Ohne Altmiethauspreise	Mit Altmiethauspreisen	Ohne Altmiethauspreise	Mit Altmiethauspreisen	Ohne Wohnbaulandpreise	Mit Wohnbaulandpreisen Mehrwohnungsbau	Mit Wohnbaulandpreisen Eigenheimbau
Gesamtsample 1987q1-2004q4							
Koeffizient des Korrekturterms γ	-0,23	-0,33	-0,22	-0,32	-0,19	-0,18	-0,19
T-Statistik von γ	-3,46***	-3,24***	-2,93***	-3,42***	-2,55**	-2,18**	-2,46**
Adjustiertes R2	0,27	0,26	0,36	0,37	0,21	0,20	0,24
Durbin Watson-Statistik	1,97	1,96	2,10	2,05	1,91	1,95	1,99
Summe der quadrierten Residuen	0,099	0,101	0,098	0,097	0,099	0,100	0,098
Anzahl Beobachtungen	70	70	67	67	70	70	70
F-Statistik	13,79	9,07	8,41	5,40	10,15	6,71	8,12
Wald-Test		0,03		6,44		0,10	0,87
Periode 1: 1987q1-1996q2							
Koeffizient des Korrekturterms γ	-0,28	-0,37	-0,09	-0,12	-0,33	-0,32	-0,18
T-Statistik von γ	-2,49**	-3,07***	-0,82	-0,86	-2,49**	-2,24**	-1,90*
Adjustiertes R2	0,32	0,36	0,50	0,52	0,18	0,16	0,21
Durbin Watson-Statistik	2,12	1,94	2,18	2,12	1,81	1,82	1,91
Summe der quadrierten Residuen	0,084	0,082	0,095	0,094	0,104	0,106	0,102
Anzahl Beobachtungen	36	36	33	33	36	36	36
F-Statistik	9,19	7,49	7,37	4,78	4,87	3,15	4,03
Wald-Test		3,37*		7,03		0,00	1,49
Periode 2: 1996q3-2004q4							
Koeffizient des Korrekturterms γ	-1,07	-1,03	-1,21	-1,52	-0,11	-0,11	-0,13
T-Statistik von γ	-4,87***	-4,64***	-2,71**	-3,19***	-0,67	-0,65	-0,82
Adjustiertes R2	0,49	0,49	0,30	0,29	0,28	0,26	0,26
Durbin Watson-Statistik	2,05	2,16	1,96	1,93	2,10	2,16	2,09
Summe der quadrierten Residuen	0,094	0,094	0,092	0,092	0,094	0,095	0,095
Anzahl Beobachtungen	34	34	34	34	34	34	34
F-Statistik	16,54	11,50	3,76	2,50	7,30	4,86	4,83
Wald-Test		1,36		5,39		0,35	0,00

Anmerkung: *** bedeutet signifikant auf 1%-Niveau; ** bedeutet signifikant auf 5%-Niveau; * bedeutet signifikant auf 10%-Niveau

Quelle: eigene Berechnungen

Eine zweite Interpretationslinie erlauben die geschätzten Parameter der Ladungskoeffizienten. Die Koeffizienten sind in den Wohnbaulandgleichungen in allen Konstellationen hoch signifikant, mit Ausnahme der ersten Periode bei den Eigenheimgrundstücken. Es zeigt sich, dass über die Gesamtperiode Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht in beiden Baulandsegmenten innerhalb von 3 Quartalen korrigiert werden ($= 1/0,33$ bzw. $= 1/0,32$). In der ersten Periode war die Anpassung beim Mehrwohnungsbauland in etwa gleich schnell, während im Eigenheimbereich keine Anpassung zu erkennen ist. In der zweiten Periode dagegen erfolgte

in beiden Marktsegmenten eine instantane Anpassung, d.h. jeder exogene Schock auf die Baulandpreise wurde schon in der nächsten Periode oder innerhalb eines Quartals wieder korrigiert. Zur Interpretation im Segment der Mietwohnhäuser ist nur die erste der drei Spalten heranzuziehen, weil ein Einfluss der Baulandpreise auf die Mietwohnhauspreise statistisch nicht nachweisbar ist. Hier zeigt sich, dass die Anpassung in der ersten Periode ähnlich hoch war wie im Mehrwohnungsbaulandsegment, was auch für eine Gleichgewichtsbeziehung der beiden Zeitreihen in dieser Periode spricht. In der zweiten Periode jedoch ist die Anpassung sehr schwach. Dieses Ergebnis darf jedoch nicht überinterpretiert werden. In einem weiteren Arbeitspapier wird untersucht, wie hoch die Anpassung war, wenn man die fundamentalen Einflussfaktoren der Häuserpreise mitberücksichtigt.

5. Schlussfolgerungen

Die Hauptergebnisse kann man wie folgt zusammenfassen:

- 1.) Eine langfristig ungebrochene Gleichgewichtsbeziehung zwischen Häuser- und Baulandpreisen kann für Wien zwar im strengen statistischen Sinne nicht nachgewiesen werden, in Teilperioden war die Beziehung allerdings sehr stark. In der ersten Teilperiode zwischen 1987 und Anfang 1996 gab es genau eine Gleichgewichtsbeziehung zwischen den Häuserpreisen und den Preisen für Mehrwohnungsbauland. Danach zerbricht der Zusammenhang. Für den Bereich Eigenheimbauland ist die Ablehnung einer Gleichgewichtsbeziehung über die Gesamtperiode betrachtet sehr schwach. Sehr wahrscheinlich ist, dass die Preise für Eigenheimbauland in der ersten Periode bis Anfang 1996 in etwa zeitgleich mit den Miethauspreisen von externen Faktoren beeinflusst waren, in der zweiten Periode von Mitte 1996 bis Ende 2004 aber die Mietwohnhauspreise den Preisen für Eigenheimbauland vorangegangen sind.
- 2.) Die Wirkung geht von den Häuser- zu den Baulandpreisen und nicht umgekehrt. Die statistischen Tests verwerfen die neoklassische Ansicht, nicht jedoch die ricardianische, d.h. die Baulandnachfrage in Wien ist eine abgeleitete Nachfrage. Die Häuserpreise agieren als „Prime Mover“ und die Baulandpreise folgen den Häuserpreisen mit etwa 2 Quartalen³.
- 3.) Eine mögliche Erklärung für den Zusammenbruch der Beziehung zwischen den Häuserpreisen und den Preisen für Mehrwohnungsbauland ab 1996 liegt in der Änderung der Politik des Wohnfonds Wien, der über die strengen Bodenpreisobergrenzen für den geförderten Wohnbau die Preise in diesem

³ Die Korrelationskoeffizienten der Quartalsveränderungsraten der Häuser- und Eigenheimbaulandpreise lauten: Lag 0: -0,02, Lag 1: -0,1, Lag 2: 0,15, Lag 3: -0,21, Lag 4: 0,15.

Marktsegment möglicherweise stabilisiert und von der Hauspreisentwicklung entkoppelt hat.

- 4.) Die Baulandpreise reagieren über die Gesamtperiode betrachtet relativ rasch auf exogene Schocks. Abweichungen vom langfristigen Pfad werden in nur drei Quartalen wieder korrigiert. Über die Gesamtperiode betrachtet scheint daher der Baulandmarkt in Wien relativ flexibel auf Nachfrageänderungen reagiert zu haben. Eine zu restriktive Baulandausweisung kann zumindest für die Gesamtperiode nicht konstatiert werden. Nach Teilperioden war das Ausmaß an Flexibilität allerdings sehr unterschiedlich. In der ersten Teilperiode bis Mitte 1996, also in jener Zeit, wo die Wohnungsmärkte deutlich unter Druck standen, zeigten sich vor allem im Segment der Grundstücke für Eigenheimbau keine signifikanten Korrekturtendenzen. Hier hat offenbar das Angebot mit der schnell steigenden Nachfrage nicht mithalten können. Aufgrund des Nachfrageüberhangs sind die Preise über einen längeren Zeitraum ungebrochen stark gestiegen. Im Bereich der Mehrwohnungsbaugrundstücke, also in jenem Bereich, der für den geförderten Wohnbau maßgeblich ist, war die Flexibilität trotz des preistreibenden Einflusses der Häuserpreise gegeben.
- 5.) Die Korrekturmechanismen am Häusermarkt sind deutlich schwächer ausgeprägt als am Baulandmarkt. Über die Gesamtperiode betrachtet dauert es durchschnittlich 5 Quartale bis ein exogener Schock wieder verarbeitet ist. Ein vollständiges Bild ergibt sich aber erst, wenn man die fundamentalen Erklärungsfaktoren der Häuserpreise in die Analyse mit einbezieht.

Literatur

- Engle, R.F. und Granger, C.W.J. (1987), Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 1987, Vol. 55 (2), S. 251-276.
- Evans, A.W. (1996), The impact of land use planning and tax subsidies on the supply and price of housing in Britain: A comment, *Urban Studies*, Vol. 33 (3), S. 581-586.
- Eve, G. (1992), *The Relationship between House Prices and Land Supply*, Department of Land Economy, London HMSO.
- Grigson, W.S. (1986), *House Price in Perspective: A Review of South East Evidence*, SERPLAN, London.
- Johansen, S. (1988), Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, S. 231-254.

- Kirchgässner, G. und Wolters, J. (2006), Einführung in die moderne Zeitreihenanalyse, Verlag Vahlen, München.
- Ooi, J.T.L. und Lee, S-T. (2006), Price Discovery between residential land & housing markets, Paper präsentiert bei der American Real Estate Society, Key West, Florida, April 2006.
- Peng, R. und Wheaton, C. (1994), Effects of Restrictive Land Supply on Housing in Hong Kong: An Econometric Analysis, Journal of Housing Research, Vol. 5, S. 263-291.
- Ricardo, D. (1817), On the Principles of Political Economy and Taxation, London.
- Tse, R.Y.C. (1998), Housing Price, Land Supply and Revenue from Land Sales, Urban Studies, Vol. 38 (8), S. 1377-1392.
- Wieser, R. und Blaas, W. (2007), Wohnbauland und Häuserpreise in Wien, in: 17. Wohnwirtschaftliche Tagung 2006 – Grundstücke für den Wohnbau, Österreichischer Verband gemeinnütziger Bauvereinigungen – Landesgruppe Wien, S. 13-30.
- Wieser, R. (2008a), Wohnbauland in Wien - Entwicklungen 1987 bis 2005, Studie im Auftrag der Kammer für Arbeiter und Angestellte für Wien, Wien.
- Wieser, R. (2008b), Simulation einer langen constant-quality Bodenpreisreihe für Wien, IFIP-Working Paper 1/2008.
- Wieser, R. (2008c), Marktbewertung struktureller Eigenschaften der Wiener Wohnbaulandgrundstücke, Mietwohnhäuser und Eigenheime, IFIP Working Paper 2/2008.
- Wieser, R. (2008d), Determinanten der Mietzinshauspreise in Wien, IFIP Working Paper 4/2008.
- Wooldridge, J. M. (2002), Introductory Econometrics – A Modern Approach, 2. Ed., Thomson South-Western, Mason, Ohio.