

## Migration und Immobilienmärkte: Fallstudie China

Von Harald Nitsch, Mannheim

### I. Einleitung

Immobilien sind Güter, die an unveränderlichen Orten Wirtschaftssubjekten Nutzen stiften. Die Entwicklung der Verkehrswerte von Grundstücken ist daher untrennbar mit der Entscheidung der Wirtschaftssubjekte verbunden, sich im Rahmen von Migrationsprozessen an eben diesen Orten aufzuhalten, sowie mit der Einkommenserwartung als Basis der Finanzierbarkeit der Immobilienanlage. Marktentwicklungen sind daher im Kontext der Bevölkerungs- und Einkommensentwicklung zu sehen – mit besonderem Fokus auf der Rolle interregionaler Differenzen.

Dies gilt insbesondere auch für China, das einen Transformationsprozess von einer Zentralverwaltungs- zu einer Marktwirtschaft vollzieht, der sowohl hinsichtlich seiner Geschwindigkeit als auch der betroffenen Volumina in der Geschichte einzigartig ist. Durch die Ortsgebundenheit der Immobilien sind Immobilienmärkte von den regionalen Disparitäten in besonderem Maß betroffen. Als numerisches Beispiel können wir das durchschnittliche verfügbare Jahreseinkommen von RMB 20.668 (2006) für Einwohner Shanghais<sup>1</sup> mit einem durchschnittlichen Quadratmeterpreis von Wohnimmobilien in Höhe von RMB 7.039 vergleichen. In der ärmeren Provinz Guizhou liegt das Jahreseinkommen bei RMB 9.117 gegenüber einem Quadratmeterpreis von RMB 1.584. Stellen wir nun „über Kreuz“ Einkommen und Immobilienpreise einander gegenüber, so hat ein Shanghaier Jahreseinkommen eine Kaufkraft entsprechend 13,0 m<sup>2</sup> in der Guizhou-Provinz, während ein Jahreseinkommen aus Guizhou gerade einmal zum Erwerb von 1,3 m<sup>2</sup> in Shanghai ausreichen würde – ein Verhältnis von 10 zu 1. Nachdem selbstverständlich die Immobilienpreise in Shanghai hoch sind, weil die Einwohner Shanghais Immobilien am Ort ihrer Einkommenserzielung erwerben wollen, und eben nicht in Guizhou, zielt der hypothetische Vergleich eher auf die

---

<sup>1</sup> Datenquelle: *China Statistical Yearbook* (2005). Die Zahlen beziehen sich auf urbane Bevölkerung.

Verdeutlichung der immensen Preis- und Einkommensdifferenzen innerhalb des Landes ab.

Der von hohen Immobilienpreisen ausgehenden Belastung der Immobiliennutzer in den Ballungszentren steht die Rolle der Preise als Knappheitsindikatoren im marktwirtschaftlichen Prozess gegenüber, die chinesischen Ressourcen ihrer produktivsten Verwendung zuzuführen. Wenn also in das Preisgefüge der Immobilienmärkte eingegriffen würde, wären Änderungen der Allokation, insbesondere der Immobilieninvestition und damit der Beschäftigung im Bausektor zu erwarten. Dabei besteht die besondere Problematik in der Rolle, welche der Beschäftigung in der Bauindustrie bei der Absorption von Beschäftigten zukommt. Das Statistische Amt weist bei der Zahl der Beschäftigten aller Sektoren einen Anstieg von 13 % zwischen 1990 und 2002 aus, während die Beschäftigungssteigerung in der Bauindustrie im gleichen Zeitraum bei 61 % lag.<sup>2</sup>

Die folgende Untersuchung ist in zwei Abschnitte unterteilt: In Gliederungspunkt II vollziehen wir die Verbindung regionaler Immobilienpreise, Einkommensentwicklung und Migration empirisch nach. In Gliederungspunkt III verfolgen wir – motiviert durch die Überlegungen hinsichtlich der Allokationsfunktion der Immobilienpreise – die Rolle von Tobins  $q$  für die regionale Immobilieninvestition. Abschließend fassen wir die Ergebnisse zusammen.

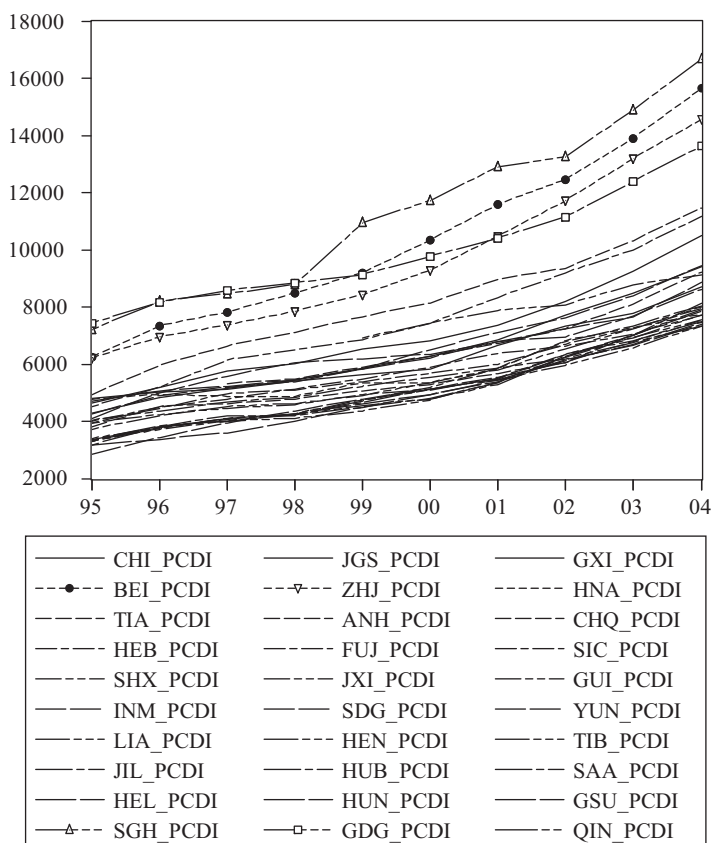
## **II. Ökonometrische Untersuchung regionaler Immobilienpreisdifferenzen**

### *1. Bestandsaufnahme: Regionale Disparitäten*

Die chinesischen regionalen Einkommensunterschiede stehen im Kontext einer regional unterschiedlichen Geschwindigkeit der wirtschaftlichen Transformation und Entwicklung. Diese wurden bewusst durch das Konzept der „drei Wirtschaftsgürtel“ im Rahmen des siebten Fünfjahresplans (1985–1990) befördert.<sup>3</sup> In Abb. 1 finden wir die verfügbaren Pro-Kopf-Einkommen (nominal) in den chinesischen Provinzen zwischen 1995 und 2004. Obwohl man angesichts der großen Zahl von Zeitreihen die einzelnen Regionen kaum verfolgen kann, so zeigt doch das Gesamt-

<sup>2</sup> *China Statistical Yearbook* (2007), Tabelle 5.4. Ob und in welchem Umfang die im Bausektor beschäftigten Wanderarbeiter erfasst wurden, ist der Statistik nicht zu entnehmen, sodass ggf. die Rolle der Bauindustrie unterzeichnet sein könnte.

<sup>3</sup> *Fan* (2005), S. 301.



Datenquelle: Statistical Yearbook of China, verschiedene Jahrgänge.

Abbildung 1: Verfügbares Pro-Kopf-Einkommen der urbanen Bevölkerung, chinesische Provinzen 1995–2004

bild einen absoluten Anstieg der Einkommensdifferenzen.<sup>4</sup> Die Wachstumsraten selbst sind ähnlich – auf einer logarithmischen Skala abgetragen sind die Reihen praktisch parallel –, aber die reicheren Regionen starten von einem höheren Niveau. Eine bemerkenswerte Ausnahme ist die Guangdong Provinz (GDG), die ab 1999 relativ gegenüber Shanghai (SGH), Beijing (BEI) und Zhejiang (ZHJ) zurückfällt.

<sup>4</sup> Die vorliegende Untersuchung umfasst 31 Provinzen. Nachdem nur 30 Zeitreihen dargestellt werden können (nationaler Durchschnitt CHI zuzüglich 29 Provinzen), wurden die Daten von Ninxia und Xinjiang nicht in die Abbildung aufgenommen.

Wir wollen nun die Migrationsprozesse zwischen den Provinzen Chinas mit den Einkommensdifferenzen in Bezug setzen. Ein grundsätzliches Problem liegt hierbei in der statistischen Abbildung der Migration. Als eine Quelle von Migrationsdaten steht der Population-Zensus zur Verfügung, wobei die letzten Erhebungen aus den Jahren 1990 und 2000 stammen. Der Vergleich beider Erhebungen erlaubt zwar die Einschätzung der langfristigen und durchschnittlichen Migration über die dazwischenliegende Dekade. Das Problem dieser Datenquelle ist jedoch die relative geringe Frequenz der Erhebung, da sie nur die erste Hälfte des hier interessierenden Zeitraums – 1996 bis 2004 – abdeckt.<sup>5</sup> Angesichts der rapiden ökonomischen und sozialen Veränderungen Chinas wäre eine Abbildung der Migration wünschenswert, die eine zeitnähere und ggf. höher frequente Beobachtung erlaubt.

Wir verfolgen daher eine alternative Strategie, indem wir die Veränderung der Bevölkerung mit der Zahl der Geburten und Sterbefälle vergleichen. Als Differenz von Geburten- und Sterberaten errechnen wir aus den Daten des Chinesischen Statistischen Amtes die natürliche Bevölkerungswachstumsrate. Die regionalen Bevölkerungszahlen entnehmen wir dem China Statistical Yearbook und bestimmen daraus die tatsächliche Wachstumsrate der Bevölkerung. Wenn beide Werte sich auseinanderentwickeln, interpretieren wir die „überzählige“ oder „fehlende“ Bevölkerung als Migranten.

Ein potenzielles Problem dieses Ansatzes liegt in der erforderlichen genauen Messung des natürlichen Bevölkerungswachstums. Scharping (2001) argumentiert, dass durch die Ein-Kind-Politik insbesondere im ländlichen Raum Chinas die gemeldeten Geburtenraten nach unten verzerrt sein könnten.<sup>6</sup> Als grober Test der Plausibilität der Zahlen zum Bevölkerungswachstum wurde daher das natürliche dem tatsächlichen Wachstum der gesamten Bevölkerung einander gegenübergestellt. Abgesehen von externer Migration (z.B. von Auslandsstudenten) sollten beide Werte übereinstimmen. In den Jahren 2000 und 2001 ist jedoch ein deutlicher Unterschied zwischen beiden Werten zu beobachten. Speziell im Jahr des Zensus wuchs die tatsächliche Bevölkerung um 0,68 % im Vergleich zu einem natürlichen Wachstum von 0,78 %, wobei sich der zweitgenannte Wert in den längerfristigen Trend einordnet. Es mag daher ver-

---

<sup>5</sup> Der Population Census ist die Datenquelle der Arbeit von *Fan* (2005).

<sup>6</sup> Nach *Scharping* (2001), S. 325: „in the hinterland of Ji'nan (...) the 1990 census revealed that household registration had missed 44 %, and the birth planning reports 52 % of all births in the preceding year.“

mutet werden, dass durch den Zensus Unstetigkeiten insbesondere der Zeitreihe der tatsächlichen Bevölkerung verursacht worden sein könnten. Obwohl ursprünglich eine Zeitreihenanalyse über den Zeitraum 1995 bis 2004 angestrebt war, wurde angesichts der beschränkten Datenlage eine Querschnittsanalyse auf der Basis des Durchschnitts der Werte 2002, 2003 und 2004 durchgeführt.

Im Vergleich der Bevölkerungswachstums- und Migrationsraten in Abb. 2 erweisen sich Shanghai, Beijing und Guangdong als die Provinzen mit der höchsten Immigration. In Beijing und Tianjin ist das natürliche Bevölkerungswachstum nahe Null, in Shanghai sogar negativ. In diesen Provinzen ist das Bevölkerungswachstum fast ausschließlich das Ergebnis von Migrationsprozessen aus den verbleibenden chinesischen Provinzen.

Die Provinz Guangdong stellt gewissermaßen einen „Mischfall“ dar: Einerseits absorbiert sie wie die drei oben genannten Provinzen große Migrationsströme. Andererseits hat Guangdong selbst ein natürliches Bevölkerungswachstum oberhalb des chinesischen Durchschnitts. Dies weist darauf hin, dass das agrarische Hinterland als vornehmliche Quelle für Einwohner und damit für Arbeitskräfte dienen mag. Wir testen diese Hypothese gegen die Daten, indem wir den Logarithmus des natürlichen Bevölkerungswachstums ( $\log(\text{NPGR})$ ) durch die Urbanisierungsrate (URBAN) erklären, gemessen als Anteil der urbanen Bevölkerung an der gesamten Bevölkerung der Provinz. Die Daten stammen aus dem 5. nationalen Population Census und beziehen sich auf den November 2000:

$$\text{Log}(\text{NPGR}) = 3,08 - 0,04 \text{ URBAN} \\ (11,2) \quad (-6,03)$$

$$R^2 = 0,57, \text{ } t\text{-Werte in Klammern}$$

Das natürliche Bevölkerungswachstum korreliert eng mit der Urbanisierung, wie sowohl die grafische Gegenüberstellung als auch die Regression zeigen. Ein höheres Maß an Urbanisierung ist mit einem niedrigeren Bevölkerungswachstum verbunden. Ob die Gründe hierfür in der Rigorosität der Geburtenkontrolle, unterschiedlichen Präferenzen oder Opportunitätskosten liegen, geht über den Gegenstand der vorliegenden Untersuchung hinaus. Es bleibt vielmehr festzuhalten, dass das natürliche Bevölkerungswachstum in China stark zwischen ländlichen und urbanen Regionen differiert. Um ihren Anteil an der Bevölkerung zu halten, sind die urbanen Zentren auf die Immigration der jungen Leute aus den ländlichen Gebieten angewiesen.

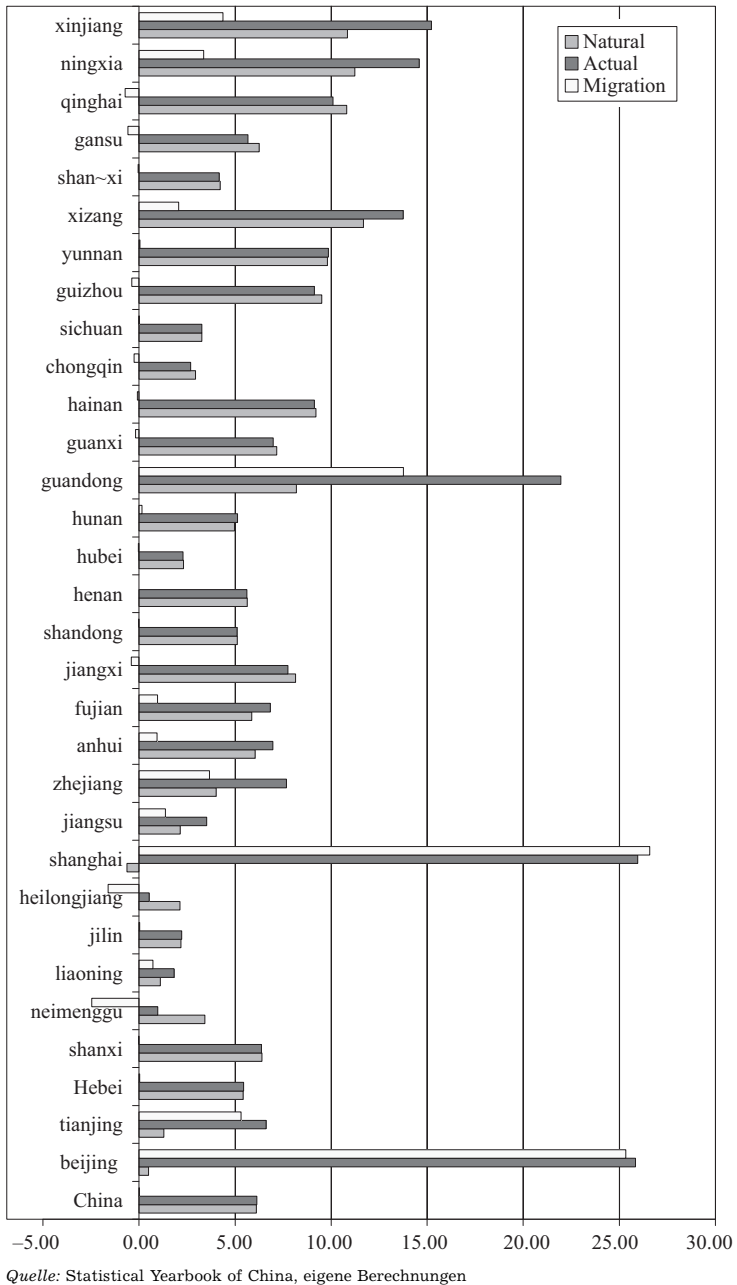


Abbildung 2: Natürliches Bevölkerungswachstum,  
tatsächliches Bevölkerungswachstum und Migration (‰)

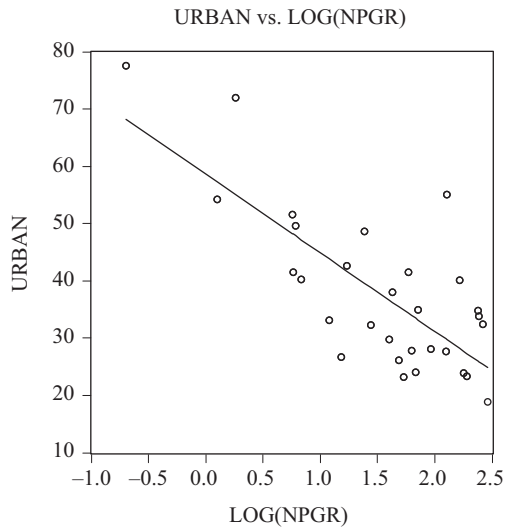


Abbildung 3: Anteil der urbanen Bevölkerung und Logarithmus der natürlichen Bevölkerungswachstumsrate (2000)

## 2. Bestimmungsgründe der Migration

Wenn wir uns nun der anderen Komponente der Bevölkerungsentwicklung zuwenden, kommen als Triebkraft hinter der Migration insbesondere interregionale Einkommensunterschiede in Betracht. Die ökonomische Theorie der Migration nimmt an, dass der Migrationsentscheidung ein Vergleich des (erwarteten) diskontierten Lebenszeitnutzens zugrunde liegt. In einem formalen Rahmen<sup>7</sup> hänge die Wahrscheinlichkeit einer Migration von Region 0 nach Region  $i$  davon ab, wie weit der Lebenszeitnutzen nach Migration  $U_i$  denjenigen ohne Migration  $U_0$  übersteigt. Die Bedingung für die Vorteilhaftigkeit der Migration ist

$$(1) \quad U_i(t) = \int_{t=0}^n Q_i(t) e^{-rt} dt - C > \int_{t=0}^n Q_0(t) e^{-rt} dt = U_0(t).$$

Dabei ist  $Q_i(t)$  der kontemporäre Nutzen in Region  $i$ , die Variable  $r$  entspricht der Diskontierungsrate,  $C$  sind die Kosten des Wechsels der Region. Die Formel verdeutlicht, dass nicht nur der gegenwärtige Nut-

<sup>7</sup> Hämäläinen/Böckermann (2004).

zen, sondern auch der erwartete Nutzen entscheidend ist. Um diesen sehr allgemeinen Analyserahmen zu testen, regressieren wir die Migration auf das Einkommen in den unterschiedlichen Provinzen. Dies stellt eine starke Vereinfachung von (1) dar, denn wir nehmen den Nutzen als einzig vom Einkommen determiniert an und vernachlässigen die Rolle anderer Variablen wie etwa (lokaler) sozialer Netzwerke. Zudem hebt (1) auf Nutzendifferenzen ab, sodass für einen Test von (1) Daten über die Differenzen im Einkommen zwischen der ursprünglichen Provinz und dem Ziel der Migration wünschenswert wären.

Zunächst erklären wir die Migrationsrate (MIGR) durch das verfügbare Pro-Kopf-Einkommen des Jahres 2004 (PCDI2004). Als Proxivariable für die Einkommenserwartung setzen wir die durchschnittliche Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens zwischen 1999 und 2004 an (INCGR):

$$\text{MIGR} = -14,48 + 0,002 \text{ PCDI2004} - 0,39 \text{ INCGR}$$

(-3,18)    (8,53)                    (-0,91)

$$R^2 = 0,72, \text{ } t\text{-Werte in Klammern}$$

Die Einkommensvariable ist in hohem Maß signifikant und hat das erwartete Vorzeichen: Immigration ist hoch für diejenigen Provinzen, die ein relativ hohes Pro-Kopf-Einkommen aufweisen.<sup>8</sup> Das Einkommenswachstum ist dagegen insignifikant und hat das falsche Vorzeichen. Wir lassen daher das Einkommenswachstum fallen und erreichen in einem zweiten Schritt eine Verbesserung des Erklärungsgehalts, indem wir eine quadratische funktionale Form unterstellen:

$$\text{MIGR} = -14,48 - 0,007 \text{ PCDI2004} + 4,22 \cdot 10^{-7} (\text{PCDI2004})^2$$

(3,30)    (-4,01)                    (5,25)

$$R^2 = 0,86, \text{ } t\text{-Werte in Klammern}$$

Alleine durch die Einkommensvariable erreichen wir einen Erklärungsgehalt von 86 %, womit sich die Dynamik der Migration zwischen den chinesischen Provinzen als in einem engen Zusammenhang mit den differierenden Pro-Kopf-Einkommen erweist. Obwohl dieser Zusammenhang eine plausible Erklärung für die regionale Bevölkerungsentwicklung in China bietet, schränkt er doch die Möglichkeit ein, die regionale

---

<sup>8</sup> Im Rahmen der Querschnittsanalyse können wir nicht die Kausalität dieses Zusammenhangs testen. Nachschub an qualifizierter Arbeit ist Voraussetzung für Wachstum und Einkommenszuwächse. Unsere Einkommensvariable ist andererseits als Pro-Kopf-Wert ausgewiesen, sodass ein Zustrom von Arbeitskräften das Pro-Kopf-Einkommen senken könnte.



Immobilienpreisentwicklung in einen Migrations- und einen Einkommensanteil zu zerlegen: Der enge Zusammenhang beider Größen deutet auf mögliche Probleme von Multikollinearität hin.

### 3. Wirkung der Migration auf Immobilienpreise

Wir wenden uns nun der Erklärung der Immobilienpreise in den chinesischen Provinzen zu. Abbildung 4 zeigt die Preise pro m<sup>2</sup>, alle Immobilientypen, Durchschnitt 1996–2004 (siehe Folgeseite).

Die höchsten Preise finden sich in den Ballungszentren Beijing und Shanghai, gefolgt von Guangdong, Zhejiang und Tianjin. Bemerkenswert ist dabei die große Unterschiedlichkeit der Preise zwischen den Provinzen. Aufgrund der Beschränkungen der verfügbaren Migrationsdaten führen wir wiederum eine Querschnittsanalyse über 31 Provinzen durch. Wir erklären den durchschnittlichen Preis pro Quadratmeter im Jahr 2004 für alle Typen (PRIA2004) sowie für den Teilmarkt der Wohnimmobilien (PRIR2004)

Die erklärenden Variablen sind:

- Die durch (Im-)Migration bewirkte Wachstumsrate der Bevölkerung als Durchschnitt 2002–2004 (variable MIGR). Die Rolle dieser Variablen liegt im Nachfragedruck, der durch Immigration in den Provinzen verursacht wird. Das erwartete Vorzeichen ist positiv, da höhere Migration den Nachfragedruck erhöht.
- Verfügbares Pro-Kopf-Einkommen des Jahres 2004 (PCDI2004) als Basis der Kaufkraft der Immobiliennachfrager, daher mit einem erwarteten positiven Vorzeichen.
- Urbanisierung (URBAN) als Prozentsatz der Provinzbevölkerung in urbanen Regionen (Datenquelle ist der Zensus 2000). Das erwartete Vorzeichen ist ebenfalls positiv, da insbesondere die Beschäftigungsmöglichkeiten höher qualifizierter Arbeitskräfte in den urbanen Zentren attraktiver sind. Im Sinne des Konzepts der monozentrischen Stadt von Alonso (1964) erwarten wir eine höhere Zahlungsbereitschaft für einen Wohnsitz in der Nähe des Beschäftigungszentrums. Je höher wiederum der urbane Anteil in der Bevölkerung, desto höhere Immobilienpreise sind zu erwarten.

Das Problem möglicher Multikollinearitäten wurde bereits angesprochen und es wird durch die Aufnahme der Urbanisierungsvariablen weiter verschärft. Reiche, urbanisierte Regionen attrahieren Migrations-

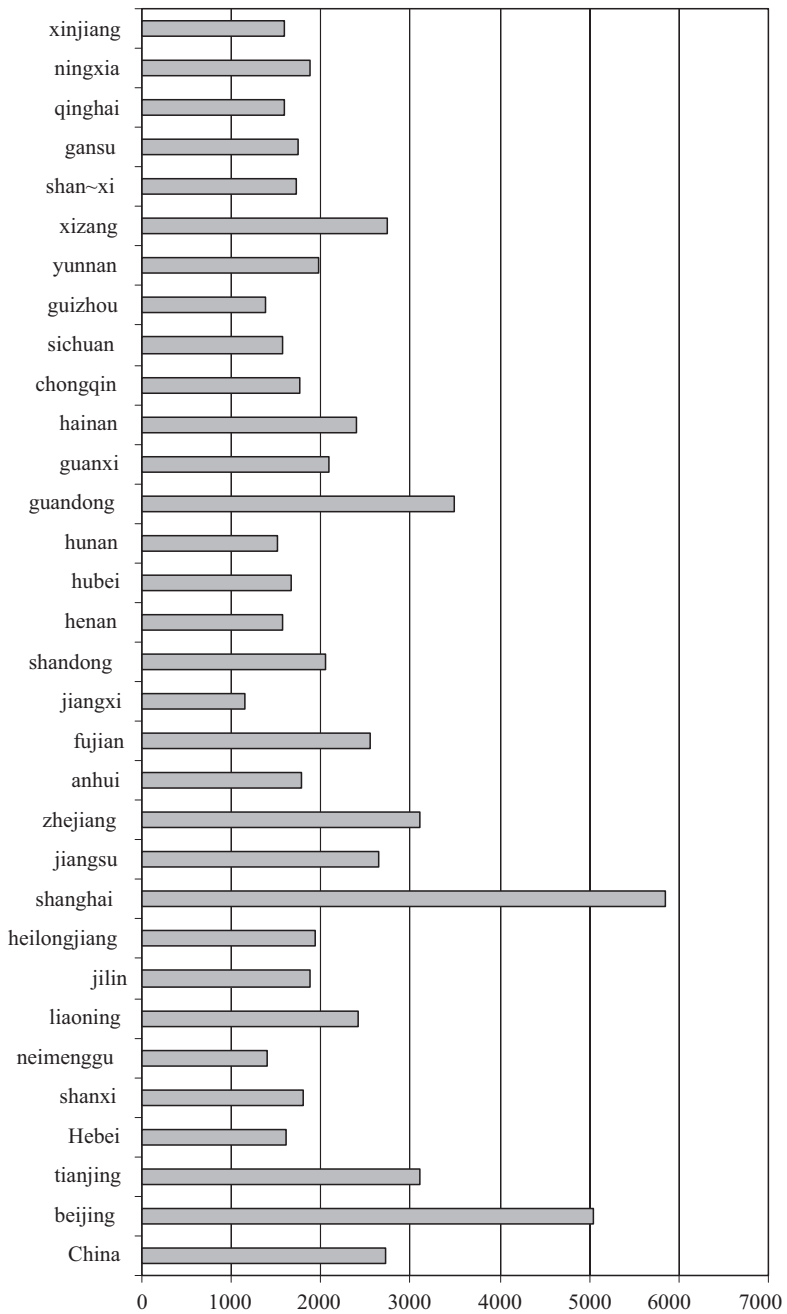


Abbildung 4: Alle Immobilientypen, Preis pro m<sup>2</sup> (2004)

ströme aus den weniger wohlhabenden ländlichen Regionen. Der erste Eindruck anhand der Korrelationskoeffizienten ist wenig ermutigend, die drei Variablen sind eng korreliert:

*Tabelle 1*  
**Korrelationskoeffizienten von Migration, Urbanisierung  
und verfügbarem Pro-Kopf-Einkommen**

	MIGR	URBAN	PCDI2004
MIGR	1	0.76	0.84
URBAN	0.76	1	0.76
PCDI2004	0.84	0.76	1

Wir beginnen mit der Regression für alle Immobilientypen:

$$\text{PRIA2004} = 93,04 + 64,70 \text{ MIGR} + 0,17 \text{ PCDI2004} + 11,05 \text{ URBAN}$$

(0,27)    (4,09)                    (3,99)                    (2,04)

$R^2 = 0,92$ ,  $t$ -Werte in Klammern

Der Erklärungsgehalt der Regression liegt erstaunlich hoch, wobei alle Variablen das erwartete Vorzeichen haben und signifikant zum 5%-Niveau (URBAN) bzw. 1%-Niveau (MIGR, PCDI2004) sind. Dies ist insbesondere angesichts der erwarteten Probleme der Multikollinearität bemerkenswert.

Dennoch mag vermutet werden, dass die Performance der Regression vor allem auf den hochpreisigen Hocheinkommensregionen Peking und Shanghai beruht. Um den Einfluss dieser Beobachtungen als potenzielle Outlier abzuschätzen, wird daher die Regression um Dummyvariablen für die genannten Städte (DBEIJ und DSHANG) ergänzt:

$$\text{PRIA2004} = 65,17 + 45,26 \text{ MIGR} + 0,18 \text{ PCDI2004} + 9,87 \text{ URBAN}$$

(0,19)    (1,78)                    (4,10)                    (1,80)

$$+ 325,61 \text{ DBEIJ} + 781,28 \text{ DSHANG}$$

(0,57)                                    (1,33)

$R^2 = 0,92$ ,  $t$ -Werte in Klammern

Beide Dummyvariablen sind insignifikant, während die verbleibenden Variablen zumindest zum Signifikanzniveau 5% ihre Signifikanz behal-

ten. Stärkere Änderungen der geschätzten Koeffizienten finden sich lediglich in der Migrationsvariablen, was bei Neutralisierung der beiden größten Immigrationsregionen nicht überrascht. Wir schließen daher, dass die Regression einen gesamtchinesischen Prozess erfasst und nicht von den beiden Boomregionen dominiert wird.

Ähnliche Ergebnisse erhellten wir für den Teilmarkt der Wohnimmobilien:

$$\text{PRIR2004} = 39,43 + 67,62 \text{ MIGR} + 0,15 \text{ PCDI2004} + 11,36 \text{ URBAN}$$

$$(0,10) \quad (3,69) \quad (3,12) \quad (1,81)$$

$$R^2 = 0,90, \text{ t-Werte in Klammern}$$

Der Erklärungsgehalt der Regression für den Teilmarkt fällt leicht geringer aus, ist aber absolut gesehen weiterhin hoch. Es zeigt sich eine weitgehende Übereinstimmung der Koeffizienten mit der Schätzung des Gesamtmarktes, auch die Signifikanzniveaus 5% (URBAN) und 1% (MIGR, PCDI2004) bestätigen sich.

### III. Hohe Immobilienpreise und Angebotsreaktionen

#### 1. Immobilienpreise im Kontext des Tobin'schen $q$ -Wertes

Zunächst bedeuten hohe Immobilienpreise eine Belastung der Bevölkerung: Ein hoher Anteil des Einkommens wird durch Ausgaben für Wohnen absorbiert, sodass „erschwingliches Wohnen“ im Fokus der Politik steht.

Aus ökonomischer Sicht sind Preise jedoch Knappheitssignale, die im Fall der Immobilienmärkte Ressourcen in die Immobilieninvestition lenken. Hohe Preise sind daher aus marktwirtschaftlicher Sicht nicht ein Hinderungsgrund für die Versorgung mit Wohnraum. Sie stellen vielmehr eine notwendige Bedingung für die erforderliche Angebotsreaktion dar.

Die theoretische Basis für die Interaktion von Immobilienpreisen und dem Angebot neu produzierter Immobilieneinheiten wurde von James Tobin (1961, 1969) entwickelt. Gemäß seinem Ansatz ist die entscheidende Transmissionsvariable von Preisänderungen bestehender Immobilien auf die Investition – die Schaffung zusätzlicher Kapitaleinheiten, also im Fall der Immobilieninvestition den Neubau – die Relation Tobins  $q$ :

$$(2) \quad q = \frac{\text{Marktpreis bestehender Immobilien}}{\text{Reproduktionskosten}}$$

Bestehende Immobilien werden preislich mit neu zu bauenden (durch einen Akt der Investition) Einheiten verglichen. Der angemessene Vergleich bezieht sich auf eine Immobilie, die geeignet ist, einen gleichwertigen Einkommensstrom zu generieren, was durch den Ausdruck der „Reproduktionskosten“ erfasst wird. Für einen Wert von  $q$  größer als 1 ist die Investition (Neubau) vorteilhaft: Zunächst werden die Reproduktionskosten aufgewendet, dann jedoch kann die neu erstellte Immobilie zu einem höheren Preis (da  $q > 1$ ) am Markt veräußert werden. Auch der Erwerber eigengenutzten Wohnraums wird bei  $q > 1$  den Neubau wählen, da die Häuser aus dem Bestand teurer als die Neubauten sind.

Wir verfolgen nun empirisch diesen Mechanismus im chinesischen Immobilienmarkt nach. Erklärende Variable ist Tobins  $q$  auf der Ebene der Provinzen. Hierzu dividieren wir den durchschnittlichen Quadratmeterpreis aller Immobilientypen – der bereits den Schätzungen des vorangegangenen Abschnitts zugrunde lag – durch einen Indikator der Reproduktionskosten. Wir verwenden die Statistik „cost of building completed, (yuan/sq.m)“, welche dem China Statistic Yearbook entnommen wird. Die bereits in den Immobilienpreisen gefundenen großen Preisunterschiede zwischen den Regionen haben ihr Gegenstück in ebenfalls stark differierenden Baukosten, sodass auch hier eine regionale Perspektive erforderlich ist (siehe Folgeseite).

Es zeigt sich eine klare Tendenz, dass in den hochpreisigen Hocheinkommensregionen auch hohe Baukosten vorliegen, sodass mit der Logik des Tobin’schen  $q$  hohe Bestandspreise erforderlich sind, um Immobilieninvestitionen (und damit eine Angebotsausweitung) zu induzieren.

Auch hinsichtlich der  $q$ -Werte selbst erhalten wir relativ weite Streuungen zwischen den Provinzen. Während Abb. 6 wiederum nicht auf die einzelne Zeitreihe abzielt, sind doch relativ starke Abweichungen vom chinesischen Durchschnitt (CHI\_TOBQ, grafisch hervorgehoben) zu erkennen. Den höchsten  $q$ -Wert weist dabei die Region Beijing (durch Punkte gekennzeichnet) auf. Da zwei Indikatoren durch einander geteilt werden, ist allerdings wegen der unterschiedlichen Skalierung ein direkter Vergleich des so berechneten  $q$  mit dem Wert 1 nicht sinnvoll, vielmehr ist die relative Höhe und zeitliche Entwicklung zwischen den Provinzen relevant.

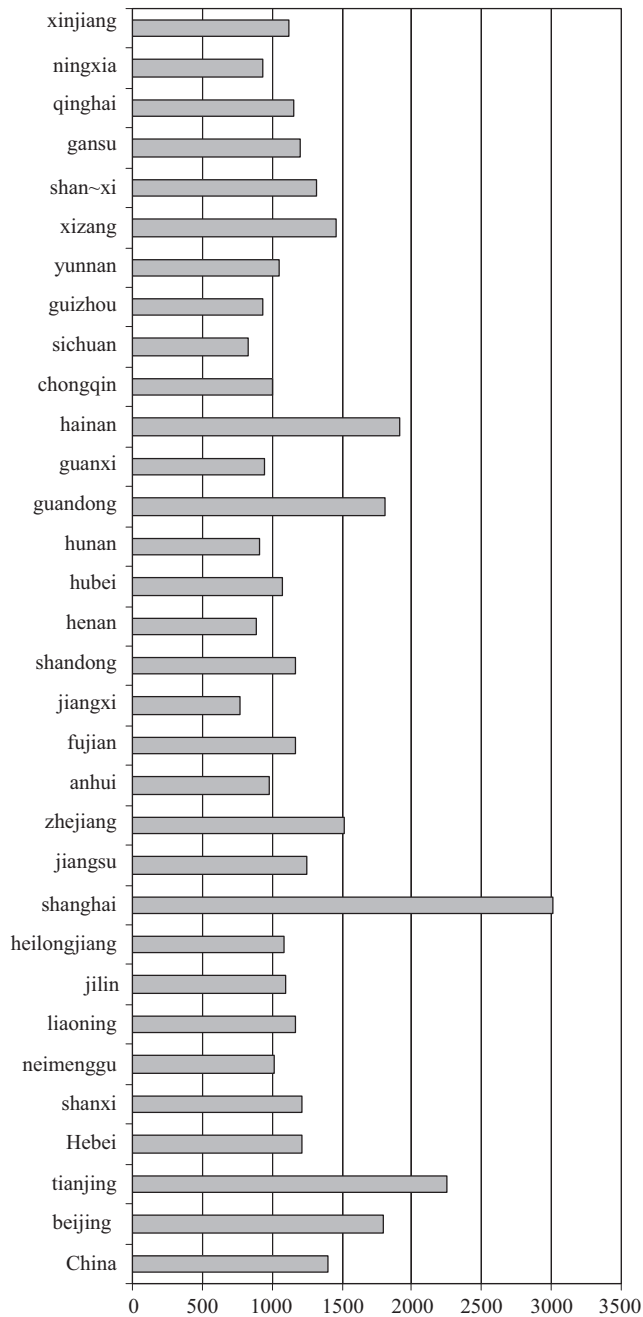


Abbildung 5: Baukosten nach Provinzen (2004), Yuan per m<sup>2</sup>

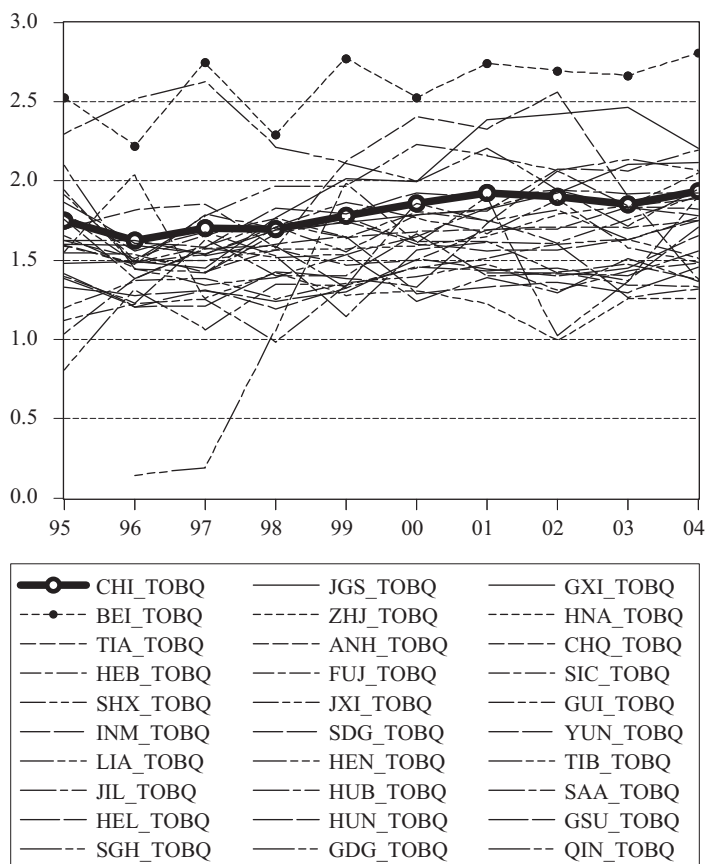


Abbildung 6: Tobins  $q$ , China und Provinzen, 1995–2004

Wir führen nun eine gepoolte Regression für den Sample 1996 bis 2004 durch. Investitionen bilden wir ab durch „Floor space of buildings completed (10.000 sq.m)“ aus dem Statistical Yearbook, die auf Ebene der Provinzen verfügbar sind. Um der unterschiedlichen Größe der Provinzen Rechnung zu tragen, wurden die erklärte Variable logarithmiert und in der gepoolten Regression differierende konstante Terme im Rahmen einer Fixed-Effects-Spezifikation zugelassen. Tobins  $q$  wird für jede Provinz getrennt berechnet, der Koeffizient von  $q$  im Pool dann aber auf einen einheitlichen Wert für alle Provinzen restringiert. Als Quotient geht  $q$  nicht logarithmiert ein. Um Verzögerungen im Entscheidungs- und Herstellungsprozess Rechnung zu tragen, wird ein Lag von einer Periode eingeführt:

$$\text{Log}(X_{\text{FSBC}}) = C_X + 0,72 X_{\text{TOBQ}}$$

(5,63)

$R^2 = 0,90$ ,  $t$ -Wert in Klammern

Dabei steht „ $X$ “ für die betreffende Region, auf eine Wiedergabe der konstanten Terme  $C_X$  wird hier verzichtet. Die Variable  $\text{FSBC}_X$  (Floor Space of Buildings Completed in Region  $X$ ) wurde logarithmiert, um der unterschiedlichen Größe der Provinzen Rechnung zu tragen. Lokal unterschiedliche Skalierungsfaktoren (angesichts der unterschiedlichen Größe der Regionen) werden durch die Logarithmierung in additive Terme abgespalten, die von den regional differenzierten additiven Termen der gepoolten Regression aufgefangen werden. Der  $q$ -Wert hat wie erwartet einen positiven Koeffizienten, da ein Anstieg von  $q$  Investitionsprozesse auslöst. Vorsicht bei der Interpretation ist jedoch angebracht, da wir in vielen Provinzen in  $q$  einen ansteigenden Trend sowohl von  $q$  als auch der Investition vorfinden und anhand des Datensatzes die Reaktionen der Märkte auf einen Abschwung nicht erfasst werden können. Aus ökonometrischer Sicht warnt eine niedrige Durbin-Watson-Statistik von 0,40 vor der Interpretation der hoch signifikanten  $t$ -Statistik.

## *2. Immobilienpreis vs. Beschäftigung*

Neben den induzierten Angebotsprozessen, die für die Bereitstellung zusätzlicher Immobilien erforderlich sind, ist mit den hohen Immobilienpreisen ein Beschäftigungseffekt verbunden: Immobilieninvestitionen bedeuten auch zusätzliche Erwerbsmöglichkeiten insbesondere für gering qualifizierte Beschäftigte. Zu denken ist dabei insbesondere an chinesische Wanderarbeiter, die in den urbanen Regionen im Bausektor beschäftigt sind. Während wir aufgrund der boomenden chinesischen Immobilienmärkte die Beschäftigungswirkung rückläufiger Immobilienpreise nicht abschätzen können, dient zur Illustration der Beschäftigungseffekte des  $q$ -Wertes folgende Grafik auf der Basis deutscher Daten:

Für den Durchschnitt 32 westdeutscher (aufgrund der erforderlichen langen Zeitreihen) Städte<sup>9</sup> wurde aus dem Immobilienpreisspiegel des

---

<sup>9</sup> Aachen, Augsburg, Bad Pyrmont, Berlin, Bielefeld, Bochum, Bonn, Bremen, Dortmund, Düsseldorf, Duisburg, Essen, Frankfurt, Freiburg, Gelsenkirchen, Hamburg, Hannover, Heidelberg, Karlsruhe, Kassel, Kiel, Koblenz, Köln, Mannheim, Münster, Nürnberg, Oldenburg, Regensburg, Saarbrücken, Stuttgart, Wiesbaden, Würzburg.



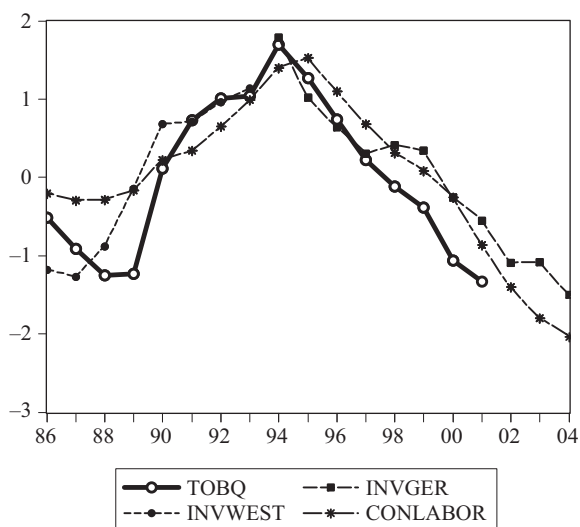


Abbildung 7: Tobins  $q$  (Deutschland), Baugenehmigungen und Beschäftigung in der Bauindustrie

IVD<sup>10</sup> und einem Baupreisindex<sup>11</sup> ein  $q$ -Wert (TOBQ) errechnet und den Immobilieninvestitionen gegenübergestellt. Letztere wurden gemessen anhand der Baugenehmigungen für Westdeutschland (INVWEST – bis 1990) und das wiedervereinigte Deutschland (INVGER). Neben dem relativ engen Zusammenhang zwischen  $q$  und Investitionstätigkeit fällt der ebenfalls fast deckungsgleiche Zusammenhang mit der Variablen CONLABOR auf: Es handelt sich hierbei um die Zahl der Beschäftigten der Bauindustrie. Nachdem also in Deutschland der Einbruch der Immobilienmärkte in der Mitte der 90er-Jahre erhebliche negative Beschäftigungseffekte verursachte, ist auch aus chinesischer Perspektive zu bedenken, dass eine Entspannung bei der Immobilienpreisentwicklung mit zusätzlichen Problemen im Arbeitsmarkt einhergehen mag.

#### IV. Zusammenfassung

Wir finden empirische Unterstützung für folgende Hypothesen zur regionalen – auf der Ebene der Provinzen – Entwicklung der chinesischen Immobilienmärkte:

<sup>10</sup> Quadratmeterpreis, Eigentumswohnungen 60 m<sup>2</sup>, mittlerer Wohnwert.

<sup>11</sup> Quelle: Statistisches Bundesamt.

Migration zwischen den Regionen steht in engem Zusammenhang mit Einkommensdifferenzen. Die dadurch induzierte Bevölkerungsverschiebung in Verbindung mit dem verfügbaren Pro-Kopf-Einkommen und der Urbanisierung ist ein dominanter Faktor bei der Entwicklung regionaler Immobilienpreisdifferenzen in China. Hauptquelle hinter den Migrationsprozessen ist der ländliche Raum, der für das geringe natürliche Bevölkerungswachstum der Metropolen kompensiert. Hohe Immobilienpreise wiederum bestimmen mit Tobins  $q$  die Investitionstätigkeit und damit auch die Beschäftigung im Bausektor. In der langfristigen Perspektive führt die alternde Bevölkerung zu einem erhöhten Wettbewerbsdruck der Regionen um die zunehmend knappere Zahl junger Menschen, der die Effekte der internen Migration weiter verstärkt.

### Literatur

Alonso, W. (1964): Location and Land Use: Toward a General Theory of Land Rent, Harvard. – Fan, C. C. (2002): Population Change and Regional Development in China: Insights Based on the 2000 Zensus, in: Eurasian Geography and Economics, 43, No. 6, pp. 425–442. – Fan, C. C. (2005): Interprovincial Migration, Population Redistribution, and Regional Development in China: 1990 and 2000 Zensus Comparisons. – Hämmäläinen, K./Böckermann, P. (2004): Regional Labour Market Dynamics, Housing, and Migration, in: Journal of Regional Science, Vol. 44, No. 3, pp. 543–568. – Scharping, T. (2001): Hide-and-Seek, Chinas elusive population data, in: China Economic Review, 323–332. – Tobin, J. (1961): Money, Capital and other Stores of Value, in: American Economic Review, p. 26 ff. – Tobin, J. (1969): A general Equilibrium Approach To Monetary Theory, in: Journal of Money, Credit and Banking, p. 15 ff.

### Zusammenfassung

#### Migration und Immobilienmärkte: Fallstudie China

Wir untersuchen die Rolle von Migrationsprozessen für die Entwicklung der chinesischen Immobilienmärkte auf der Ebene der Provinzen und finden empirische Unterstützung für folgende Hypothesen: Migration zwischen den Regionen steht in engem Zusammenhang mit Einkommensdifferenzen. Die dadurch induzierte Bevölkerungsverschiebung in Verbindung mit dem verfügbaren Pro-Kopf-Einkommen und der Urbanisierung ist ein dominanter Faktor bei der Entwicklung regionaler Immobilienpreisdifferenzen in China. Hauptquelle hinter den Migrationsprozessen ist der ländliche Raum, der das geringe natürliche Bevölkerungswachstum der Metropolen kompensiert. Hohe Immobilienpreise in den Ballungszentren wiederum bestimmen mit Tobins  $q$  die Investitionstätigkeit. (JEL R11, J61)

## Summary

### **Migration and Residential Property Markets: Case Study China**

We have examined the role of migration processes for the development of Chinese residential property markets at province level and have found empirical support of the following hypotheses: Migration between regions bears a close relationship with income differentials. The population shift induced thereby in combination with the disposable level of per-capita income and with urbanization is a dominant factor in the development of regional residential property price differentials in China. The main source of migration processes is the rural area compensating the weak natural growth in population in the metropolis. Conversely, high residential property prices in the conurbations are the determinants of the level of investment activity together with Tobin's  $q$ .