



Determinanten des Wohnungsbaus und deren Einfluss auf Wohnungspreise in qualitätsbezogenen Teilmärkten¹

Von Alexander Ewertz, Roland Füss und Alois Weigand

Der Effekt von Determinanten des Wohnungsbaus auf Wohnungspreise in qualitätsbezogenen Teilmärkten ist weitgehend unbekannt. Die vorliegende Studie zeigt, dass hochwertige Wohneinheiten der Dynamik von Luxusgütern folgen, weshalb sich stärkere Preissteigerungen trotz höherer Angebotselastizitäten ergeben. Nur in diesem Qualitätssegment lässt sich zudem die abnehmende Erschwinglichkeit nicht durch Angebotsdeterminanten erklären.

1. EINLEITUNG

Allgemein gilt, dass eine zunehmende Nachfrage nicht zu steigenden Preisen führt, wenn das Angebot perfekt elastisch ist. Der durchschnittliche Anstieg der Immobilienpreise um 94% im Kanton Zürich zwischen Januar 2000 und Dezember 2017 mit hoher regionaler Variation verdeutlicht das Fehlen einer perfekten Elastizität am Schweizer Immobilienmarkt. In der Theorie lassen sich solche regionalen Unterschiede in den Preisänderungen durch räumlich unterschiedliche Angebotselastizitäten erklären (Saiz, 2010; Büchler/Schöni, /v. Ehrlich, 2019; Glaeser/Gyourko/Saks, 2006; Ihlanfeldt und Mayock, 2014). Dieser Angebotseffekt variiert über die verschiedenen Qualitätsklassen hinweg. Kenntnisse über diese qualitätsbezogenen Dynamiken ermöglichen es politischen Entscheidungsträgern, die Erschwinglichkeit von Wohnen für bestimmte soziale Schichten besser zu steuern (Molloy, 2020).

Die Rolle des Wohnungsangebots bei der Preisbestimmung wurde in den letzten zwei Jahrzehnten zunehmend erforscht (Gyourko, 2009; Gyourko/Saiz, 2006). Wissenschaftliche Studien untersuchen insbesondere den Erklärungsgehalt lokaler Wohnangebotselastizitäten für die regionale Heterogenität von Preisänderungen und folglich die Erschwinglichkeit von Wohnen (Glaeser et al., 2006; Ihlanfeldt/Mayock, 2014; Davidoff, 2013; Mayer/Somerville, 2000; Jackson, 2018). Darauf aufbauend nutzen weitere Studien die Determinanten des Wohnungsbaus zur Bestimmung von Unterschieden im Wohnungsangebot über die Zeit (Oikarinen/Peltola/Valtonen, 2015; Paciorek, 2013; Hilber/Robert-Nicoud, 2013). In diesem Forschungsbereich ist der Einfluss des Angebots auf Preisänderungen in unterschiedlichen Qualitätsklassen bislang nahezu unbekannt.

Basierend auf einem Datensatz von 36 743 Immobilientransaktionen im Kanton Zürich widmet sich diese Studie zwei Forschungsfragen. Zum einen wird untersucht, wie Wohnungspreise in verschiedenen Qualitätsklassen auf eine Angebotsveränderung reagieren. Zum anderen wird analysiert, wie sich die Determinanten des Wohnungsbaus in qualitätsbezogenen Teilmärkten auf Wohnungspreise auswirken.

Die Ergebnisse des Einflusses des Wohnungsangebots auf die Wohnungspreise stimmen für Wohnungen mittlerer und niedriger Qualität mit vorangegangenen Studien überein. Demgegenüber deuten die Schätzungen für hochwertige Wohnungen auf stärkere Preissteigerungen in Gebieten mit grösserem Angebot und somit höherer Angebotselastizität hin. Hochwertige Wohneinheiten folgen demnach der Dynamik von Luxusgütern, wobei sich die Nachfrage auf bestimmte Gebiete konzentriert. Die Schätzergebnisse zum Einfluss der Bauproduktivität, der Grundstückspreise und der Regulierung auf die Preisänderungen ergeben dagegen für die unterschiedlichen Qualitätssegmente ein uneinheitliches Bild. Für Wohnungen des mittleren und niedrigeren Qualitätssegments korrelieren die Angebotsdeterminanten signifikant mit den Preisänderungen, während für hochwertige Wohnungen dieser Zusammenhang nicht zutreffend ist. Zusammenfassend kann gesagt werden, dass die abnehmende Erschwinglichkeit von Wohnungen mittlerer und niedriger Qualität durch ein eingeschränktes Angebot verursacht wird, während die abnehmende Erschwinglichkeit im hochpreisigen Wohnungssegment nicht durch Angebotsfaktoren erklärt werden kann. Folglich beeinflusst die Nachfrage die Preise für hochwertigen Wohnraum massgeblich.

¹ – Danksagung: Die Autoren danken dem Herausgeber Peter Ilg sowie den anonymen Gutachtern für ihre konstruktiven Kommentare und ihre Hilfe.

2. DATEN

2.1 Wohnungstransaktionen

Die analysierten Transaktionsdaten stammen aus dem Swiss Real Estate Datapool (SRED). Diese Datenbank umfasst 251 956 private Wohnungs- und Einfamilienhaustransaktionen in der Schweiz, welche von der Credit Suisse AG, der UBS AG und der Zürcher Kantonalbank finanziert wurden. Der Datensatz reicht von Januar 2000 bis Dezember 2017 und enthält neben transaktionsbezogenen Informationen wie Datum und Preis auch Daten über Qualitätsmerkmale der gehandelten Objekte.

Diese Arbeit verwendet nur einen Teil der Datenbank und beschränkt sich auf den Kanton Zürich, wo die meisten Transaktionen beobachtet wurden und die umfangreichsten Informationen über die Determinanten des Wohnungsbaus verfügbar sind. Ferner werden

aus Vergleichbarkeitsgründen nur Wohnungstransaktionen betrachtet. Zusätzlich werden Wohneinheiten, die vor 1850 gebaut wurden, ausgeschlossen, da ab diesem Zeitpunkt das Baujahr nicht mehr rückverfolgbar ist. Diese Einschränkungen reduzieren die Anzahl der Transaktionen auf 36 743, welche anhand der Merkmale Standort, Gebäude- und Einheitsqualität aufgeteilt werden. 20% der Transaktionen werden dabei mit hoher Qualität sowie jeweils mit 40% als Transaktionen mit mittlerer bzw. niedriger Qualität bewertet.

Abbildung 1 (unten) zeigt die zeitliche Entwicklung der selektierten Transaktionen. Die Anzahl der Transaktionen steigt bis zur Finanzkrise und nimmt seither kontinuierlich ab. Der durchschnittliche qualitätsunbereinigte Transaktionspreis steigt im Beobachtungszeitraum von 4.856 CHF/m² auf 9.413 CHF/m².

Die Veränderungen der Wohnungspreise auf Gemeindeebene für 10-Jahres-Zeiträume beginnend zwischen

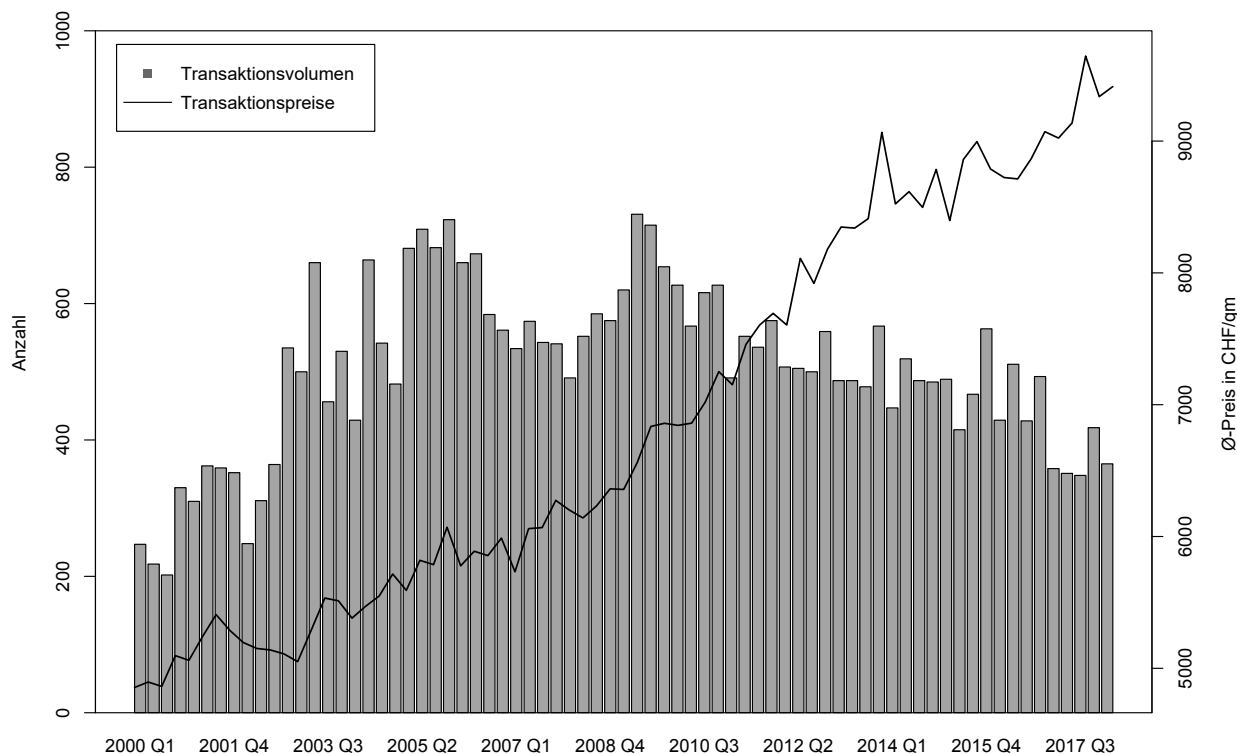


ABBILDUNG 1: Numerische und preisliche Entwicklung der Wohnungstransaktionen. Die Abbildung zeigt die Anzahl der getätigten Wohnungstransaktionen und den Verlauf der durchschnittlichen Transaktionspreise (in CHF/m²) im Kanton Zürich. Der Preis wird durch das Liniendiagramm auf der rechten Y-Achse und die Transaktionszahlen durch das Balkendiagramm auf der linken Y-Achse dargestellt. Die Daten sind auf vierteljährlicher Basis zwischen Q1 2000 und Q4 2017 abgebildet. Die Abbildung basiert auf einer eigenen Auswertung des SRED-Datensatzes. Quelle: Swiss Real Estate Datapool (SRED).

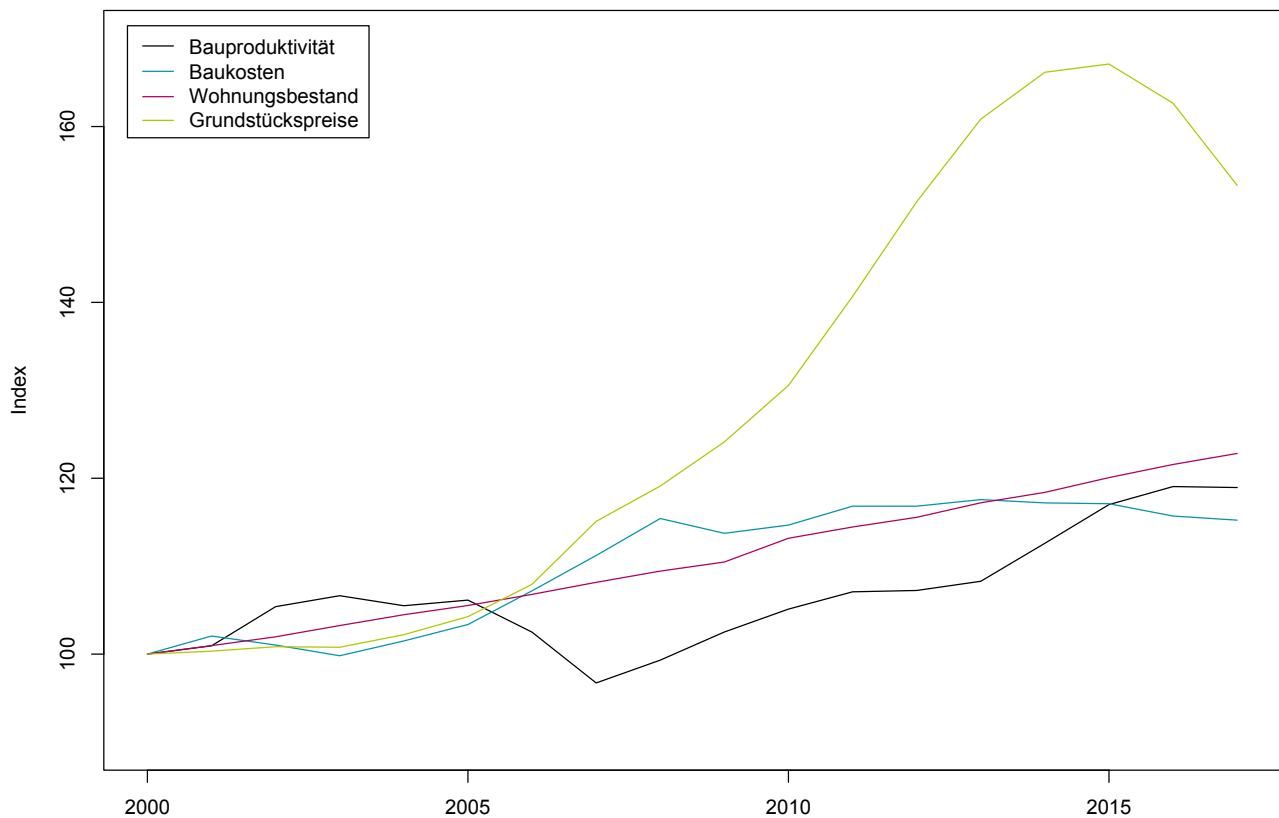


ABBILDUNG 2: Entwicklung der Determinanten des Wohnungsbaus. Diese Abbildung zeigt die Entwicklung von Bauproduktivität, Baukosten, Wohnungsbestand und Grundstückspreisen. Die Baukosten und die Bauproduktivität werden auf nationaler Ebene ermittelt. Die Entwicklung des Wohnungsbestandes und der Bodenpreise basiert auf den Durchschnittswerten der Gemeinden im Kanton Zürich. Die Daten sind zwischen Januar 2000 und Dezember 2017 abgebildet und auf das Startdatum indiziert. Die Abbildung basiert auf einer eigenen Auswertung von Daten des Bundesamts für Statistik und des Statistischen Amtes Zürich. Quelle: Bundesamt für Statistik (BFS) und Statistisches Amt Zürich (SAZ).

2001 und 2007 werden auf Basis der selektierten Transaktionen berechnet. Diese Preisänderungen werden zu einem unausgeglichene Paneldatensatz mit dem Periodenende und der Gemeinde als Indizes aggregiert.

2.2 Determinanten des Wohnungsbaus

Daten über Determinanten des Wohnungsbaus sind sowohl im lokalen Querschnitt als auch über die Zeit öffentlich beim Bundesamt für Statistik (BFS) und dem Statistischen Amt Zürich (SAZ) verfügbar. Die Entwicklung der Faktoren ist in Abbildung 2 (oben) dargestellt.

Die Bestandsdaten auf Gemeindeebene des SAZ werden nachfolgend als Schätzung der Wohnungsangebotselastizitäten verwendet (Büchler et al., 2019). Über alle Gemeinden hinweg steigt der Wohnungsbestand

in den jeweiligen 10-Jahres-Zeiträumen zwischen 1% und 68%. Die Auswirkung von Änderungen der Baukosten werden mit dem vom BFS veröffentlichten landesweiten, halbjährlichen Baukostenindex gemessen, welcher Änderungen der Arbeits- und Materialkosten auf Vertragsdatenbasis erfasst. Während die Baukosten zwischen 2000 und 2008 um 15% gestiegen sind, stagnieren sie zwischen 2008 und 2018. Zudem werden Grundstückskosten vom SAZ bezogen. Die Daten liefern den Transaktionspreis pro Quadratmeter für Wohnbaugrundstücke auf Gemeindeebene. Im Durchschnitt stiegen die Grundstückspreise in den jeweiligen 10-Jahres-Zeiträumen um 45% mit einem maximalen Anstieg von 86%. Auf BFS-Daten basierend wird zudem ein inflationsbereinigtes Mass der Bauprodukti-

vität als Angebotsfaktor verwendet. In Anlehnung an Barbosa/Woetzel/Mischke/Ribeirinho/Sridhar/Parsons/Bertram/Brown (2017) sowie Rojas/Aramvarekul (2003) wird die Bauproduktivität als Division der Wertschöpfung im Schweizer Bausektor durch die Anzahl der Beschäftigten sowie die durchschnittlich geleisteten Arbeitsstunden konstruiert. Die Bauproduktivität hat den Tiefpunkt im Jahr 2007 und steigt danach bis 2017 kontinuierlich an. Um auch Landnutzungsregulierung zu berücksichtigen, wird die durchschnittliche Floor Area Ratio (FAR) verwendet (Brueckner/Fu/Gu/Zhang, 2017). Die FAR stellt die Geschossfläche eines Gebäudes geteilt durch die für die Bebauung verfügbare Grundstücksgrösse dar und wird aus dem Geografischen Informationssystem des SAZ für das Jahr 2017 abgerufen. Die FAR wird kurzfristig als statisch angesehen und kann in die Analyse als zeitinvariante Variable einfließen (Gyourko/Molloy, 2015). Über die Gemeinden hinweg reicht die FAR von 24,0 bis 230,0 mit einem Durchschnitt von 51,2. Zusätzlich wird der historische Wohnungsbestand von 1990 als Regulierungsindikator verwendet. Dieser Ansatz basiert auf Hilber/Robert-Nicoud (2013), welche feststellen, dass historisch gewachsene Regionen aufgrund des Zusammenspiels von Bauträgern und Eigentümern stärker reguliert sind.

3. PREISEFFEKTE DES WOHNUNGSANGEBOTS

3.1 Methodik

Um Preisreaktionen nach Veränderungen des lokalen Wohnungsbestandes zu untersuchen, wird der Ansatz von Saiz (2010) und Büchler et al. (2019) verfolgt. Das Modell in ersten Differenzen der logarithmierten Werte ist in Gleichung (1) dargestellt.

$$\ln \Delta P_{i,t} = \alpha^P + \beta^Q \ln \Delta Q_{i,t} + \gamma^P \ln \Delta s_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$P_{i,t}$ steht für den durchschnittlichen Preis pro Quadratmeter einer Wohnung in der Gemeinde i zum Zeitpunkt t . Entsprechend steht $Q_{i,t}$ für den gesamten Wohnungsbestand. Δ gibt die relative Veränderung der jeweiligen Variablen über eine 10-Jahres-Periode beginnend zwischen 2001 und 2007 an. Die Koeffizienten β^Q und γ^P beschreiben den Effekt der Variablen auf die Preisänderungen. Der Vektor $s_{i,t}$ kontrolliert die durchschnittlichen Veränderungen des Alters, der Zimmeranzahl und der Qualität. Die Analyse von Paneldaten erlaubt die Schätzung eines Fixed-Effects-Modells.

Das Modell in Gleichung (1) berücksichtigt jedoch nicht die Endogenität von Bestandsveränderungen über die Wohnungsnachfrage, welche wiederum negativ mit

dem Preis korreliert ist. So sinkt die Nachfrage nach Wohnraum, wenn die Preise steigen. Dies hat zur Folge, dass in Gemeinden mit unelastischem Angebot im Zuge von stärkeren Preisanstiegen die beobachtete Reduktion im Wohnungsbestand durch sinkende Nachfrage induziert wird. Der Effekt ist umso stärker, je unelastischer das Angebot ist und würde die Schätzung für β^Q dementsprechend positiv verzerren. Um diese Verzerrung zu vermeiden, wird eine Instrumentenvariablen-schätzung (2SLS-Regression) durchgeführt. Dabei wird ein Instrument konstruiert, welches Nachfrageverschiebungen aufgrund steigender Preise teilweise ausschliesst. Hierfür bietet sich das Wachstum der nicht Schweizer Bevölkerung auf Gemeindeebene an (Gleichung (2)).

$$z_{i,t} = \sum_{j=1}^J w_{i,j,t_0} * g_{j,t} \quad (2)$$

Das Instrument $z_{i,t}$ repräsentiert die gewichtete Summe des Wachstums $g_{j,t}$ der Bevölkerung mit Einwanderungsstatus j mit den Anfangsgewichten w_{i,j,t_0} . Der Zeitpunkt t_0 stellt den Beginn der jeweiligen 10-Jahres-Periode dar. Die Relevanz dieses Instruments wird in der ersten Stufe (Gleichung (3)) der 2SLS-Regression überprüft.

$$\ln \Delta Q_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 \ln z_{i,t} + \theta_2 \ln \Delta s_{i,t} + \omega_{i,t} \quad (3)$$

Ersetzt man $\ln \Delta Q_{i,t}$ aus Gleichung (1) durch die geschätzten Werte ($\ln \Delta \hat{Q}_{i,t}$) aus Gleichung (3), so erhält man Gleichung (4) für die zweite Stufe des Verfahrens:

$$\ln \Delta P_{i,t} = \alpha^P + \beta^Q \ln \Delta \hat{Q}_{i,t} + \gamma^P \ln \Delta s_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Gleichung (4) wird verwendet, um Preisreaktionen in qualitätsbezogenen Teilmärkten zu messen. Die Schätzung der Koeffizienten anhand mehrerer Teildatensätze und ihr Vergleich ermöglicht dabei Rückschlüsse auf unterschiedliche Marktdynamiken.

3.2 Ergebnisse

Die Ergebnisse des 2SLS-Verfahrens zur Schätzung von Preiseffekten des Wohnungsangebots sind in Tabelle 1 (Seite 35) aufgelistet. Diese Schätzungen der zweiten Stufe sind für den gesamte Paneldatensatz (Spalte (1)) sowie die qualitätsbezogenen Teildatensätzen (Spalten (2) bis (4)) angegeben.²

² – Die Schätzungen der ersten Stufe (Gleichung 3) bestätigen die Relevanz des Instruments und sind auf Anfrage verfügbar.



	Abhängige Variable:			
	Log(Δ Preis/m ²)			
	(1) Alle	(2) Hochwertige Qualität	(3) Mittlere Qualität	(4) Geringe Qualität
Ln(Δ Bestand)	-1.595*** (0.302)	1.967** (0.946)	-2.194*** (0.377)	-2.488*** (0.480)
Δ Alter	-0.593*** (0.229)	-0.231 (0.690)	-0.449 (0.356)	-1.890 (1.297)
Ln(Δ Räume)	-0.072** (0.029)	0.003 (0.050)	0.029 (0.037)	0.044 (0.032)
Ln(Δ Qualität)	0.550*** (0.040)	1.220*** (0.416)	0.288 (0.182)	0.480*** (0.078)
Beobachtungen	751	267	543	618
R ²	0.337	0.070	0.062	0.166
Korrigiertes R ²	0.189	-0.374	-0.216	-0.051
F-Statistik	77.889	3.382	6.901	24.334

TABELLE 1: Wohnungsangebot und Preisänderungen (Zweite Stufe). Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf den Daten von SRED, BFS, SAZ (siehe oben).

Diese Tabelle enthält die Ergebnisse der zweiten Stufe einer unausgeglichene 2SLS-Panelregression mit Fixed-Effects in Gleichung (4). Die Regression wurde anhand des gesamten Datensatzes (1) sowie anhand von Teildatensätzen für Wohnungen mit hoher (2), mittlerer (3) und niedriger (4) Qualität berechnet. Der Stichprobenzeitraum umfasst 10-Jahres-Perioden beginnend zwischen 2001 und 2007 für 171 Gemeinden im Kanton Zürich. Heteroskedastiekonsistente Standardfehler sind in Klammern angegeben. ***, ** und * markieren die statistische Signifikanz auf dem 1%-, 5%- und 10%-Niveau.

Gemäss Spalte (1) korrelieren Änderungen des Wohnungsangebots negativ mit Preisänderungen. In Übereinstimmung mit DiPasquale und Wheaton (1992) zeigen die Ergebnisse, dass Preisänderungen in Gebieten mit einem elastischeren Angebot im Durchschnitt geringer sind. Dieses Resultat bestätigt Studien über die Vereinigten Staaten (Glaeser/Gyourk/Saks, 2005; Glaeser/Gyourko/Saiz, 2008; Grimes/Aitken, 2010; Malpezzi, 1996). Der negative Koeffizient steht jedoch im Widerspruch zu Büchler et al. (2019), welche einen positiven Effekt für die Schweiz angeben.

In alle Qualitätsstufen ist der Effekt einer Veränderung im Wohnungsbestand auf Wohnungspreise signifikant. Während die negativen Koeffizienten für Wohnungen mittlerer und niedriger Qualität mit den Ergebnissen aus Spalte (1) übereinstimmen und sinkende Preise für Gebiete mit höherem Angebot implizieren, zeigen die Schätzungen für hochwertige Wohnungen ein gegenteiliges Ergebnis. Für den Markt für

hochwertigen Wohnraum korrelieren Bestandsveränderungen positiv mit Preisveränderungen. Demnach steigen die Preise für hochwertige Wohnungen in Gemeinden mit grösserem Angebot stärker als in jenen mit geringerem Angebot im gleichen Qualitätssegment.

Diese Dynamiken können durch eine verfeinerte Perspektive auf die Verteilung des Wohnungsangebots erklärt werden. Wenn die lokale Nachfrage stark zunimmt, kann ein grosses Angebot zu steigenden Preisen führen, falls die zusätzliche Nachfrage die lokalen Angebotskapazitäten übersteigt. Dementsprechend kann der relative Nachfragedruck in Gebieten mit hohem Angebot grösser sein, was darauf hindeutet, dass sich die Nachfrage nach hochwertigem Wohnen auf bestimmte Gebiete konzentriert. Es liegt daher nahe, dass Wohnen in einer bestimmten Gegend als Luxusgut wahrgenommen wird und die Preise durch die aggregierte Nachfrage getrieben werden (Gyourko/Mayer/Sinai, 2013).

4. PREISEFFEKTE DER DETERMINANTEN DES WOHNUNGSBAUS

4.1 Methodik

Die Unterschiede im Wohnungsangebot können durch die Heterogenität lokaler Faktoren des Wohnungsbaus getrieben sein. Um diese Auswirkungen zu untersuchen, wird die zweistufige 2SLS-Regression um diese Faktoren erweitert. Gleichung (5) gibt die erste Stufe wieder und Gleichung (6) bezieht sich auf die zweite Stufe der Schätzung.

$$\ln \Delta Q_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 \ln z_{i,t} + \theta_2 \Delta R_i + \theta_3 \ln \Delta C_t + \theta_4 \ln \Delta L_{i,t} + \theta_5 \ln \Delta s_{i,t} + \omega_{i,t} \quad (5)$$

$$\ln \Delta P_{i,t} = \alpha^P + \beta^Q \ln \Delta Q_{i,t} + \beta^R R_i + \beta^C \ln \Delta C_t + \beta^L \ln \Delta L_{i,t} + \gamma^P \ln \Delta s_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

In den Gleichungen repräsentiert R_i den Grad der Regulierung, der durch die durchschnittliche FAR oder durch den historischen Bestand im Jahr 1990 gemessen wird. C_t repräsentiert die Baukostenmasse, die entweder durch Änderungen der Kosten für Arbeit und Material oder durch Änderungen der Bauproduktivität abgebildet werden. Um Multikollinearität aufgrund einer starken negativen Korrelation von $-0,977$ zu vermeiden, werden die beiden Baukostenmasse nicht in der gleichen Regression verwendet. Schliesslich repräsentiert $L_{i,t}$ die Grundstückspreise. Die Koeffizienten β^R , β^C und β^L messen den Effekt der jeweiligen Variablen auf Wohnungspreisänderungen. Gleichung (6) wird als Random-Effects-Modell geschätzt, da die FAR nur im Querschnitt vorliegt. Die Schätzung mit qualitätsbezogenen Teildatensätzen ermöglicht zudem erneut den Vergleich von Marktdynamiken.

4.2 Ergebnisse

Die im 2SLS-Verfahren geschätzten Preiseffekte der Determinanten des Wohnungsbaus sind in Tabelle 2 (Seite 37) aufgelistet und zeigen die zweite Stufe der Regression.³ In den Spalten (1) bis (3) wird der gesamte Datensatz verwendet und die unabhängigen Variablen werden variiert. In den Spalten (4) bis (6) werden die qualitätsbezogenen Teildatensätze für die Schätzungen herangezogen.

Die Ergebnisse anhand des gesamten Datensatzes zeigen ein klares Bild. Änderungen im Wohnungsbe-

stands sind bei Einbeziehung der lokalen Determinanten des Wohnungsbaus nicht mehr signifikant mit den Preisänderungen korreliert. Dies legt nahe, dass Preis- und Bestandsänderungen signifikant von Wohnungsbaudeterminanten beeinflusst werden. Zudem haben Änderungen der Kosten für Arbeit und Material eine negative Beziehung zu Wohnungspreisänderungen. Dieses Resultat deutet darauf hin, dass in Perioden mit steigenden Baukosten der Anstieg der Wohnungspreise weniger stark ist als in Perioden mit geringeren Kostensteigerungen. Tabelle 2 zeigt für den gesamten Datensatz auch einen signifikanten positiven Einfluss der lokalen Bodenpreise auf Wohnungspreise. Die Regulierungsmasse FAR und der historische Wohnungsbestand weisen ähnliche Effekte, jedoch unterschiedliche Signifikanzen auf. Im Gegensatz zu den Koeffizienten der FAR sind die Koeffizienten für den historischen Wohnungsbestand hochsignifikant. Die Insignifikanz der FAR ist vermutlich darauf zurückzuführen, dass diese keine Informationen über die Verbindlichkeit von Vorschriften in den jeweiligen Gebieten enthält (Cai/Wang/Zhang, 2017). Beide Koeffizienten verdeutlichen jedoch, dass Preissteigerungen in stärker regulierten Gebieten höher sind. Tabelle 2 bestätigt für den gesamten Datensatz auch den Einfluss der Bauproduktivität. Positive Veränderungen der Wertschöpfung pro Stunde führen dabei zu Preissteigerungen. Dieser Befund steht im Widerspruch zu Barbosa et al. (2017), da Verbesserungen der Baueffizienz über geringere Arbeitskosten die Wohnungspreise senken sollten.

Für Wohnungen mittlerer und niedriger Qualität entsprechen die Schätzungen in Tabelle 2 jenen Ergebnissen des gesamten Datensatzes. Insbesondere der Grad der Regulierung, Änderungen der Grundstückspreise und Produktivitätsänderungen verstärken Preisänderungen, während Bestandsänderungen nicht signifikant sind. Im Gegensatz hierzu ist im Falle hochwertiger Wohnungen keiner der Determinanten des Wohnungsbaus für die Erklärung von Preisänderungen signifikant. Diese Abweichung steht im Einklang mit der Angebotschätzung in Tabelle 1 und deutet auf eine unterschiedliche Marktdynamik im hochwertigen Teilmarkt hin. Gyourko et al. (2013) belegen ebenso, dass Unterschiede bei den Wohnungsbaufaktoren keine Änderungen bei den Preisen für hochwertige Wohnungen erklären können. Laut den Autoren sind Wohnungspreise in teuren Gegenden überwiegend durch Nachfrageänderungen getrieben. Glaeser et al. (2005), Green/Malpezzi/Mayo (2005), Grimes/Aitken (2010) sowie Glaeser/Gyourko (2018) widersprechen jedoch diesem Resultat.

³ – Die Schätzungen der ersten Stufe (Gleichung 5) bestätigen die Relevanz des Instruments und sind auf Anfrage verfügbar.



	Abhängige Variable:					
	Log(Δ Preis/m ²)					
	(1) Alle	(2) Alle	(3) Alle	(4) Hochwertige Qualität	(5) Mittlere Qualität	(6) Geringe Qualität
Ln(Δ Bestand)	-0.218 (0.667)	0.401 (0.411)	0.316 (0.408)	-0.928 (0.931)	-0.340 (0.515)	-0.119 (0.491)
Ln(Δ Baukosten)	-0.849*** (0.201)	-0.911*** (0.156)				
FAR	-0.0002 (0.0002)					
Ln(Bestand 1990)		0.027*** (0.009)	0.026*** (0.009)	-0.004 (0.017)	0.033*** (0.013)	0.026** (0.011)
Ln(Δ Bodenpreis)	0.319*** (0.091)	0.291*** (0.074)	0.238*** (0.070)	0.112 (0.162)	0.241** (0.113)	0.246** (0.107)
Ln(Δ Produktivität)			0.498*** (0.096)	-0.517 (0.346)	0.538*** (0.159)	0.573*** (0.137)
Ln(Δ Räume)	-0.133*** (0.045)	-0.077** (0.036)	-0.081** (0.035)	-0.035 (0.069)	-0.033 (0.046)	0.024 (0.035)
Δ Alter	-0.455 (0.369)	-0.013 (0.207)	-0.024 (0.218)	1.132 (0.959)	0.027 (0.446)	-0.911 (1.582)
Ln(Δ Qualität)	0.684*** (0.059)	0.650*** (0.048)	0.655*** (0.048)	1.686*** (0.589)	0.452** (0.185)	0.487*** (0.078)
Konstante	0.416*** (0.034)	0.206*** (0.074)	0.085 (0.081)	0.507*** (0.188)	0.056 (0.131)	0.084 (0.109)
Beobachtungen	309	483	483	134	318	375
R ²	0.484	0.487	0.478	0.249	0.171	0.239
Korrigiertes R ²	0.472	0.479	0.470	0.208	0.153	0.224
F-Statistik	281.982	450.586	433.907	41.495	63.808	114.187

TABELLE 2: Determinanten des Wohnungsbaus und Preisänderungen (Zweite Stufe). Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf den Daten von SRED, BFS, SAZ (siehe oben).

Diese Tabelle enthält die Ergebnisse der zweiten Stufe einer unausgeglichene 2SLS-Panelregression mit Random-Effects in Gleichung (6). Die unterschiedlichen Spezifikationen (1) bis (3) beziehen verschiedene Kontrollvariablen ein und werden anhand des gesamten Datensatzes geschätzt. Die Schätzungen anhand von Teildatensätzen für Wohnungen mit hoher (4), mittlerer (5) und niedriger (6) Qualität orientieren sich bei der Variablenauswahl an Spezifikation (3). Der Stichprobenzeitraum umfasst 10-Jahres-Perioden beginnend zwischen 2001 und 2007 für 171 Gemeinden im Kanton Zürich. Heteroskedastiekonsistente Standardfehler sind in Klammern angegeben. ***, ** und * markieren die statistische Signifikanz auf dem 1%-, 5%- und 10%-Niveau.

5. FAZIT

Diese Arbeit schätzt zunächst die Auswirkungen des Wohnungsangebots auf die Wohnungspreise in verschiedenen Qualitätsklassen. Unter Verwendung von Transaktionsdaten aus dem Kanton Zürich von 2000 bis 2017 zeigen sich in der Analyse unterschiedliche Marktdynamiken. Während die Schätzungen für Wohnungen mittlerer und niedriger Qualität mit vorangegangenen Studien übereinstimmen, steigen die Preise für hochwertige Wohnungen in Gebieten mit einem grossen Angebot stärker an. Dieses Ergebnis deutet darauf hin, dass die Preise für Wohnungen aus dem hohen Qualitätssegment der Preisdynamik von Luxusgütern folgen, weshalb die Nachfrage die Preise bestimmt und das Angebot nur eine untergeordnete Rolle spielt. Des Weiteren identifiziert diese Studie Baukosten, Bauproduktivität, Regulierungen und Bodenpreise als wesentliche Faktoren für die Heterogenität der lokalen Preisänderungen von Wohnraum niedriger und mittlerer Qualität. Der Preis von hochwertiger Wohnqualität lässt sich dagegen nicht mit diesen Determinanten des Wohnungsbaus erklären.



- BARBOSA, F. ET AL.** (2017): «Reinventing Construction through a Productivity Revolution». Working Paper, McKinsey Global Institute.
- BRUECKNER, J. / FU S. / GU Y. / ZHANG J.** (2017): «Measuring the Stringency of Land Use Regulation: The Case of China's Building Height Limits». *Review of Economics & Statistics*, 99(4), 663–677.
- BUCHLER, S. / SCHÖNI O. / V. EHRLICH M.** (2019): «The Amplifying Effect of Capitalization Rates on Housing Supply». Working Paper, CRED.
- CAI, H. / WANG Z. / ZHANG Q.** (2017): «To Build above the Limit? Implementation of Land Use Regulations in Urban China». *Journal of Urban Economics*, 98, 223–233.
- DAVIDOFF, T.** (2013): «Supply Elasticity and the Housing Cycle of the 2000s». *Real Estate Economics*, 41(4), 793–813.
- DIPASQUALE, D. / WHEATON W.C.** (1992): «The Markets for Real Estate Assets and Space: A Conceptual Framework». *Real Estate Economics*, 20(2), 181–198.
- GLAESER, E. / GYOURKO J.** (2018): «The Economic Implications of Housing Supply». *Journal of Economic Perspectives*, 32(1), 3–30.
- GLAESER, E. / GYOURKO J. / SAIZ A.** (2008): «Housing Supply and Housing Bubbles». *Journal of Urban Economics*, 64(2), 198–217.
- GLAESER, E. / GYOURKO J. / SAKS R.** (2005): «Why Is Manhattan So Expensive? Regulation and the Rise in Housing Prices». *The Journal of Law and Economics*, 48(2), 331–369.
- GLAESER, E. / GYOURKO J. / SAKS R.E.** (2006): «Urban Growth and Housing Supply». *Journal of Economic Geography*, 6(1), 71–89.
- GREEN, R. / MALPEZZI S. / MAYO S.** (2005): «Metropolitan-Specific Estimates of the Price Elasticity of Supply of Housing, and Their Sources». *The American Economic Review*, 95(2), 334–339.
- GRIMES, A. / AITKEN A.** (2010): «Housing Supply, Land Costs and Price Adjustment». *Real Estate Economics*, 38(2), 325–353.
- GYOURKO, J.** (2009): «Housing Supply». *Annual Review of Economics*, 1(1), 295–318.
- GYOURKO, J. / MAYER C. / SINAI T.** (2013): «Superstar Cities». *American Economic Journal: Economic Policy*, 5(4), 167–199.
- GYOURKO, J. / MOLLOY R.** (2015): «Chapter 19 – Regulation and Housing Supply». In: Duranton, G./Henderson, J.V./Strange, W.C.: *Handbook of Regional and Urban Economics*. Vol. 5 of *Handbook of Regional and Urban Economics*, 1289–1337, Elsevier.
- GYOURKO, J. / SAIZ A.** (2006): «Construction Costs and the Supply of Housing Structure*». *Journal of Regional Science*, 46(4), 661–680.
- HILBER, C. / ROBERT-NICOUD F.** (2013): «On the Origins of Land Use Regulations: Theory and Evidence from US Metro Areas». *Journal of Urban Economics*, 75, 29–43.
- IHLANFELDT, K. / MAYOCK T.** (2014): «Housing Bubbles and Busts: The Role of Supply Elasticity». *Land Economics*, 90(1), 79–99.
- JACKSON, K.** (2018): «Regulation, Land Constraints, and California's Boom and Bust». *Regional Science and Urban Economics*, 68, 130–147.
- MALPEZZI, S.** (1996): «Housing Prices, Externalities, and Regulation in US Metropolitan Areas». *Journal of Housing Research*, 7, 209–242.
- MAYER, C. / SOMERVILLE C.** (2000): «Land Use Regulation and New Construction». *Regional Science and Urban Economics*, 30(6), 639–662.
- MOLLOY, R.** (2020): «The Effect of Housing Supply Regulation on Housing Affordability: A Review». *Regional Science and Urban Economics*, 80, 103350.
- OIKARINEN, E. / PELTOLA R. / VALTONEN E.** (2015): «Regional Variation in the Elasticity of Supply of Housing, and Its Determinants: The Case of a Small Sparsely Populated Country». *Regional Science and Urban Economics*, 50, 18–30.
- PACIOREK, A.** (2013): «Supply Constraints and Housing Market Dynamics». *Journal of Urban Economics*, 77, 11–26.
- ROJAS, E. / ARAMVAREEKUL P.** (2003): «Is Construction Labor Productivity Really Declining?». *Journal of Construction Engineering & Management*, 129(1), 41.
- SAIZ, A.** (2010): «The Geographic Determinants of Housing Supply». *Quarterly Journal of Economics*, 125(3), 1253–1296.

Die Autoren



ALEXANDER EWERTZ (o.l.)

ist als Berater bei McKinsey & Company in München tätig. Er erwarb seinen Master in Banking und Finance an der Universität St. Gallen.

ALOIS WEIGAND (u.l.)

ist Doktorand im Bereich Real Estate Finance und wissenschaftlicher Mitarbeiter an der School of Finance der Universität St. Gallen.

ROLAND FÜSS (o.r.)

ist Professor für Real Estate Finance an der Universität St. Gallen und Dekan der School of Finance. Ausserdem ist er Research Fellow an der NTNU Business School in Trondheim.