Zehn Jahre nach dem großen Knall: wie ist es um die Stabilität der internationalen Immobilienmärkte bestellt?

Konstantin A. Kholodilin · Claus Michelsen

Online publiziert: 4. November 2019
© Der/die Autor(en) 2019

Zusammenfassung Zehn Jahre nach der weltweiten Finanz- und Wirtschaftskrise, die ihren Ursprung auf dem US-amerikanischen Immobilienmarkt hatte, steigen angesichts weltweit zunehmender Preise für Wohneigentum die Sorgen vor neuen Immobilienpreisblasen. Dieser Beitrag zeigt auf Basis von OECD-Daten für 20 Länder, dass die Sorge nicht unberechtigt ist: In acht Ländern deutet die Immobilienpreisentwicklung auf ein spekulatives Anlageverhalten von Investor hin. Vor allem die nach wie vor hohe Verschuldung der privaten Haushalte und das allgemein sehr niedrige Zinsniveau sprechen vielerorts für eine neue Blase. Anzeichen für spekulative Überbewertungen gibt es auch in Deutschland, allerdings in erster Linie in den großen Metropolen. Die volkswirtschaftlichen Risiken sind nicht zuletzt wegen der deutlich niedrigeren Verschuldung der Privathaushalte hierzulande überschaubar. Handlungsbedarf besteht dennoch: Zwar ist es mittlerweile möglich, die Kreditvergabe mit makroprudenziellen Instrumenten einzuschränken. Allerdings ist das Instrumentarium unvollständig, denn es fehlt an klaren Regeln, wann eine gesamtwirtschaftlich kritische Entwicklung zu einem regulierenden Eingriff führt.

Schlüsselwörter Spekulative Preisblasen · Frühwarnsystem · Test für explosive Wurzeln · Panel-Probit

K. A. Kholodilin (✉) · C. Michelsen
DIW Berlin, Mohrenstraße 58, 10117 Berlin, Deutschland
E-Mail: kkholodilin@diw.de

K. A. Kholodilin
NRU HSE, Kantemirovskaya ul., 3/1, St. Petersburg, 194100, Russland

Ten years after a Big Bang: How stable are the international housing markets?

Abstract Ten years after the world financial and economic crisis, which was triggered by the US real estate crisis, more and more concerns are raised due to the worldwide housing price increases. In this article, using the OECD data for 20 countries it is shown that these concerns are not without ground: In eight countries, the housing price dynamics point out to a speculative investor behavior. Above all, a high indebtedness of the private households and very low interest rates give indications of a new speculative bubble in many countries. In Germany, there are also price overvaluations, although in the first place in big metropolis. The economic risks, however, are not too high thanks to a much lower indebtedness of German private households. Nevertheless, there is still a room for improvements. Albeit it is already possible to restrict the credit supply using tools of macroprudential policy, the corresponding toolkit is not complete, for clear rules, which would identify the critical point for starting a regulatory intervention, are still missing.

Keywords Speculative housing price bubbles · Early warning system · Explosive roots test · Panel probit model

1 Einleitung

Vor zehn Jahren löste die Pleite der US-amerikanischen Investmentbank Lehman Brothers eine der größten weltwirtschaftlichen Krisen aus. Die Bank, die sich erheblich an der Finanzierung der Immobilienpreisblase in den USA und der Versicherung von Kreditausfallrisiken beteiligte, musste im Sommer des Jahres 2008 etwa 3,3 Milliarden US-Dollar abschreiben. Auch die kurzfristigen Kapitalerhöhungen in Höhe von insgesamt rund neun Milliarden US-Dollar im Frühjahr desselben Jahres halfen nicht, die Liquidität zu erhalten. Als sich die damalige US-Regierung entschied, nach den Rettungsaktionen für die Kreditinstitute Fannie Mae und Freddie Mac keine weiteren Banken vor der Pleite zu schützen, musste Lehman Brothers Insolvenz anmelden. Dieser verhängnisvolle Schritt löste eine Kettenreaktion aus, die die globale Finanzarchitektur ins Wanken brachte und weltweit in eine tiefe Rezession führte (Mishkin 2011). Ausgangspunkt dieser Entwicklung war das Platzen der Immobilienpreisblase in den Vereinigten Staaten. Neben sehr niedrigen Zinsen heizte die Politik des damaligen Präsidenten George W. Bush den Wohnungsmarkt in den USA an: Immobilienkäufer erhielten Zuschüsse und steuerliche Vorteile, zudem wurde der Kreditmarkt erheblich liberalisiert. So trugen Immobilieneigentümer nahezu keinerlei Finanzierungsrisiken. Konnten sie die Kreditraten nicht mehr bedienen, reichte es aus, das Haus an die Bank zur Verwertung zu übergeben. Aus der privaten Zahlungsunfähigkeit erwuchsen so keine weiteren Folgen für säumige Kreditnehmer, was letztlich zu einer erheblich höheren Risikobereitschaft der privaten Haushalte führte (Kivedal 2013). Weil die Forderungen gebündelt und in Form von Derivaten verschleiert weltweit verkauft wurden, schätzten viele institutionelle Anleger die Risiken dieser Papiere falsch ein, weshalb sie sich schlussendlich auch

in den Bilanzen großer deutscher Geschäftsbanken widerfanden. Besonders belastet wurden zudem die Bücher von Landesbanken, darunter die HSH Nordbank oder die Sachsen LB, die sich nach Einschätzung vieler mit dem Kauf dieser Papiere ohnehin weit außerhalb ihres eigentlich zugedachten Geschäftsfeldes befanden. Dass derartige Verwerfungen an den Finanzmärkten auch massive realwirtschaftliche Folgen haben können, führten die Krisenjahre 2008 und 2009 schmerzlich vor Augen. Die gesamtwirtschaftliche Leistung sank in den USA im Jahr 2009 um 2,8 %, im Vereinigten Königreich um 4,3 % und in Deutschland sogar um 5,6 %. Dieser Einbruch hatte mehrere Gründe. Einerseits kam es in Folge der Finanzkrise zu einer Kreditklemme. Banken liehen sich untereinander kein Geld mehr, da das Vertrauen in die Zahlungsfähigkeit der Geschäftsbanken erheblich beschädigt war. Niemand wusste genau, welche Risiken in den Bilanzen schlummerten – so brach der Interbankenmarkt nahezu vollständig zusammen (Iyer et al. 2013). In der Folge wurde auch Unternehmen der Zugang zu neuem Kapital erschwert – auch wegen der erheblichen Unsicherheit stellten diese Investitionen zurück. Darüber hinaus sind steigende Vermögenspreise sogenannte finanzielle Akzeleratoren. Höhere Vermögenswerte erlauben eine höhere Kreditvergabe an Unternehmen beziehungsweise erlauben es Haushalten – bei gegebenen Ersparniszielen – mehr Konsumgüter nachzufragen. Der plötzliche Verfall von Vermögenspreisen führt demnach zu einer sinkenden Investitionsgüternachfrage und geringerem privaten Konsum (Bernanke et al. 1999; Iacoviello 2005).

Dieser Aufsatz untersucht anhand von Daten aus 20 OECD-Ländern, ob und in welchem Umfang sich erneut Risiken auf den internationalen Immobilienmärkten aufgebaut haben. Häufig wird argumentiert, die ultralockere Geldpolitik würde genau diese Tendenzen befördern. Der Aufsatz ist dabei folgendermaßen organisiert. In Kap. 2 werden die aktuelle Lage auf den Immobilienmärkten diskutiert. In Kap. 3 wird sowohl die Methode zur Datierung spekulativer Preisblasen als auch die Ergebnisse ihrer Anwendung zusammengefasst und dargestellt. In Kap. 4 werden mögliche Determinanten spekulativer Preisblasen analysiert. Kapitel 5 fasst die Ergebnisse der Studie zusammen.

2 Aktuelle Tendenzen der globalen Immobilienmärkten

Zehn Jahre nach der Finanzkrise haben sich die Immobilienmärkte weltweit wieder erholt. Seit einigen Jahren steigen die Preise für Häuser und Wohnungen in vielen Ländern teilweise erheblich. Daher wird zunehmend vor den Risiken einer neuerlichen Preisblase gewarnt.¹ Auch in Deutschland wird die Diskussion um Fehlbewertungen hitzig geführt. So warnt die Deutsche Bundesbank regelmäßig vor Überbewertungen in den großen Städten des Landes und auch der Internationale Währungsfonds (IWF) sieht in seiner aktuellen Bewertung der wirtschaftlichen Ent-

¹ Vgl. European Systemic Risk Board (2016): Vulnerabilities in the EU residential real estate sector (abgerufen am 10. Juli 2018. Das gilt auch für alle anderen Online-Quellen dieses Berichts, sofern nicht anders vermerkt); Internationaler Währungsfonds (2016): Global House Prices: Time to Worry Again? IMF Blog; Brunnermeier and Schnabel (2015).

Abb. 1 Die Entwicklung der realen Hauspreise in ausgewählten OECD-Ländern, in Prozent, Index 2010 = 100

wicklungen Anzeichen für eine mögliche Immobilienpreisblase.² Exemplarisch für die weltweiten Preisentwicklungen stehen die Länder Deutschland, das Vereinigte Königreich, Japan, Spanien und die USA. So sind nach Angaben der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD) die Immobilienpreise in den Vereinigten Staaten wieder nahe dem Vorkrisenniveau im Jahr 2006. Auch im Vereinigten Königreich haben sich die Wohnungsmärkte erholt und die Verluste der Finanzkrise ausgeglichen. In Ländern mit großen wirtschaftlichen Problemen hat die Preisdynamik ebenfalls angezogen. So haben die Immobilienpreise in Japan und Spanien ihren Tiefpunkt im Jahr 2013 erreicht, seither steigen sie deutlich. Nach vielen Jahren, in denen Immobilien real an Wert verloren, ist die Preisentwicklung seit 2010 auch in Deutschland klar aufwärtsgerichtet. Trotz der starken Anstiege haben die realen Immobilienpreise in Deutschland aber erst das Niveau

² Vgl. Deutsche Bundesbank (2018): Monatsbericht Februar 2018 (online verfügbar); Internationaler Währungsfonds (2018): Staff report for the 2018 article IV consultation.

Abb. 2 Rendite auf zehnjährige Staatsanleihen ausgewählter OECD-Länder, in Prozent

vom Beginn der 1990er Jahre erreicht (Abb. 1). Die Preisentwicklung dürfte maßgeblich durch die global sehr expansive Geldpolitik gestützt worden sein. Nahezu alle Zentralbanken senkten in Reaktion auf die weltweite Finanz- und Wirtschaftskrise die Leitzinsen auf historisch niedrige Niveaus. In der Konsequenz fielen die Renditen von Staatsanleihen erheblich (Abb. 2) – auch die Finanzierungskosten für Immobilieninvestitionen wurden damit deutlich günstiger. Mittlerweile haben die großen Zentralbanken den Ausstieg aus der ultralockeren Geldpolitik eingeleitet. In den USA hat die Notenbank Fed die Zinsen bereits mehrmals angehoben. Die Europäische Zentralbank (EZB) hat das Ende des Anleihekaufprogramms zum Jahresende 2018 angekündigt.³ Gleichzeitig ist die Verschuldung der privaten Haushalte seit der Finanzkrise in vielen Ländern stark gesunken. Nach Angaben der OECD nahm die Schuldenlast in Relation zum verfügbaren Einkommen der Haushalte in den USA von 145 Prozent auf nun 110 Prozent ab. Noch deutlicher entschuldeten

³ Vgl. Europäische Zentralbank (2018): Geldpolitische Beschlüsse. Pressemitteilung vom 14. Juni 2018.

Abb. 3 Verschuldung der Privathaushalte in ausgewählten OECD-Ländern, in Prozent des verfügbaren Einkommens

sich die spanischen Haushalte von 155 Prozent auf 118 Prozent. Gleichwohl ist das Niveau der Verschuldung nach wie vor höher, als in den Jahren 1990er Jahren. Auch in Japan und Deutschland sank die Schuldenlast, wenngleich nicht so deutlich (Abb. 3). Neben der Entschuldung der Haushalte spielt auch eine Rolle, dass die gesamtwirtschaftliche Erholung nach der Krise der Jahre 2008 bis 2010 in vielen Ländern recht schnell einsetzte. So gab es in Deutschland lediglich im Jahr 2009 eine Delle beim Wachstum des Pro-Kopf-Einkommens. In Spanien hingegen stagnierten beziehungsweise sanken die Einkommen bis ins Jahr 2013 (Abb. 4).

Angesichts der Breite und der Dynamik der Preisanstiege wird vermehrt die Sorge geäußert, es könne zu Überbewertungen auf den Immobilienmärkten kommen beziehungsweise diese seien bereits Realität. Dabei werden zwei Risiken synonym betrachtet, die eigentlich voneinander getrennt werden sollten. Zu unterscheiden ist, welche Risiken sich aus der Niedrigzinsphase ergeben und welche auf spekulatives Anlageverhalten zurückzuführen sind. Ziel der unkonventionellen Geldpolitik ist es,

Abb. 4 Pro-Kopf-Nettoeinkommen in ausgewählten OECD-Ländern, in US-Dollar, kaufkraftbereinigt

zusätzliche Investitionen anzuregen und damit die gesamtwirtschaftliche Nachfrage zu stärken. Die niedrigen Zinsen steigern die Nachfrage nach Immobilien, deren Preis angesichts des kurzfristig rigiden Angebots stark steigt. Berechnungen zeigen beispielsweise für Deutschland, dass ein großer Teil der Preisanstiege seit dem Jahr 2010 auf die gesunkenen Finanzierungskosten zurückgeführt werden kann (Schier und Voigtländer 2015). Daraus ergeben sich Risiken sowohl für Banken als auch für private Haushalte. Kommt es zu unerwartet raschen Erhöhungen des Leitzinses, könnte die Nachfrage nach Immobilien drastisch sinken, woraufhin die Preise unter Druck geraten dürften. Haushalte, die derartige Entwicklungen in ihrer Finanzierung nur unzureichend berücksichtigt haben, könnten gezwungen sein, ihre Immobilie zu verkaufen. Ist der Marktpreis der Immobilie zwischenzeitlich geringer als die Hypothek, ist der Haushalt überschuldet. Diese Risiken werden zumindest in Deutschland mit vergleichsweise langen Zinsbindungsfristen reduziert. Die langen Zinsbindungen könnten allerdings zum Problem für Banken werden, wenn die günstig gewährten Kredite zu höheren Kosten refinanziert werden müssen. Gerade deshalb sind das

Verschuldungsniveau und die Entwicklung der Kreditvergabe wichtige Größen, die in der Beurteilung der Risiken berücksichtigt werden sollten. Ein anderes Risiko ergibt sich aus spekulativen Übertreibungen. Werden Immobilien nur deshalb gehandelt, weil Investor für die Zukunft immer weiter steigende Preise erwarten, ohne dass sich an den sonstigen Rahmenbedingungen etwas geändert hätte, sind diese häufig bereit, heute schon einen spekulativen Preisaufschlag zu zahlen (Campbell et al. 2009). Wird die Erwartung steigender Immobilienpreise dann aber enttäuscht, kommt es zum Platzen der Spekulationsblase, was die oben beschriebenen negativen Konsequenzen nach sich ziehen kann.

3 Identifikation von Immobilienpreisblasen

Während Zentralbanken die Entwicklungen von Kapitalmarktzinsen steuern können, ist ihr Einfluss bei spekulativen Anlegerverhalten sehr begrenzt. Daher ist es umso wichtiger, diese Prozesse frühzeitig zu identifizieren. Dazu gibt es verschiedene Möglichkeiten: *ad hoc* Datierung, Fundamentalwertverfahren und die Methode explosiver Wurzeln.

Ad hoc Datierung. Die einfachste Form ist, eine *ad hoc* definierte Faustregel zu verwenden, um Perioden von Immobilienpreisüberwertungen zu datieren. Eine Möglichkeit besteht darin, spekulative Blasen als andauernde Phase (zwischen den benachbarten Tief- und Hochpunkten) steigender Hauspreisen zu definieren (Helbling und Terrones 2003; Claessens et al. 2009; Agnello und Schuknecht 2011; Bauer 2014). Dabei wird häufig die „triangulare Methode“ von Harding und Pagan (2002) genutzt,⁴ welche die Dauer und den Maßstab der Hauspreiskorrekturen misst. Die Schwellenwerte für die Dauer und die Amplitude der Preisanstiege werden *ad hoc* gesetzt. Eine weitere Möglichkeit spekulative Immobilienpreisblasen zu identifizieren, ist Perioden besonders starker Hauspreissteigerungen zu bestimmen (Bordo und Jeanne 2002; Borio und Lowe 2002), bspw. Perioden, in denen durchschnittliche Wachstumsraten über einem bestimmten Zeitfenster die durchschnittliche Wachstumsrate für alle Länder in der Stichprobe oder über den gesamten Zeitraum um ein Mehrfaches der Standardabweichung übersteigen. Die dritte Möglichkeit ist, Hauspreisbooms als Abweichung der realen Hauspreise von ihrem Hodrick-Prescott-Trend zu identifizieren (Detken und Smets 2004; Goodhart und Hofmann 2008; Jordà et al. 2015). Eine weitere Möglichkeit ist, verschiedene Indikatoren zu beobachten und für diese Grenzwerte festzulegen, wie beispielsweise für das Volumen der Neukreditvergabe, die nicht überschritten werden dürfen.

Fundamentalwertverfahren. Ein zweites Verfahren stützt sich ökonometrische Methoden zur Bestimmung eines fundamental gerechtfertigten Marktpreises, der neben anderen Größen, beispielweise durch die Höhe der verfügbaren Einkommen, das Immobilienangebot und die Zinsen bestimmt wird. Abweichungen vom modellbasierten Immobilienwert werden als spekulative Restgröße interpretiert (Kajuth et al. 2016).

⁴ Ursprünglich wurde diese Methode für die Identifikation von Wendepunkten gesamtwirtschaftlicher Zyklen entwickelt.

Methode explosiver Wurzeln. Eine dritte Methode stützt sich auf theoretisch motivierte, methodisch aber rein auf die Analyse von Preisreihen konzentrierte Verfahren. Dem liegt die Annahme zugrunde, dass Immobilienpreise bei vollkommener Rationalität und vollständiger Information der Beteiligten allein durch die Summe der zukünftig zu erwirtschaftenden Mieterträge bestimmt werden. Mieten und Preise müssen demnach in einem stabilen Verhältnis zueinander stehen (Kholodilin et al. 2018). Systematische Abweichungen sprechen für spekulatives Anlageverhalten – derartige Muster können mit statistischen Methoden ermittelt werden.⁵

Den empirischen Tests auf spekulative Übertreibungen von Immobilienpreisen liegt die Annahme zu Grunde, dass diese – unter der Voraussetzung vollständig informierter und rationaler Marktteilnehmer – ausschließlich durch den Gegenwartswert der zukünftigen Mieteinnahmen bestimmt sind. Das bedeutet, dass Hauspreise in der langen Frist an die Mietentwicklung gekoppelt sind. Da sich annahmegemäß alle bereits bekannten Informationen sofort in der Bewertung niederschlagen, folgt das Verhältnis von Preisen und Mieten einem sogenannten Random Walk, es weicht also nur unsystematisch von dem fundamental gerechtfertigten Wert ab. Sind die Preise kein perfektes Abbild der Erträge, ist die Preisdynamik in dieser Denkweise nur durch Spekulation zu erklären. Diese führt dazu, dass die Preisentwicklung – zusätzlich zur erwarteten Entwicklung der realen Nachfrage – durch die reine Erwartung zukünftig steigender Immobilienpreise mitbestimmt ist. Wenn solche Einschätzungen zum Konsens der Marktteilnehmer werden, entwickelt sich eine Spekulationsblase, in der sich die Preise immer stärker von der Nachfrage entkoppeln. Der sogenannte Phillips-Shi-Yu-Test (PSY) ist entwickelt worden, um multiple, ungewöhnlich starke Preisanstiege zu identifizieren (Phillips et al. 2011). Diese Methode, die auf Grundlage vierteljährlicher Datenreihen der Kaufpreis-Miet-Verhältnisse angewendet wird, erlaubt es, Wendepunkte von Hauspreiszyklen zu bestimmen. Der PSY-Test basiert auf einem Modell einer rollierenden Regression:

$$\Delta y_t = \hat{\alpha}_{r_1, r_2} + \hat{\beta}_{r_1, r_2} y_{t-1} + \sum_{k=1}^K \Delta y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Dabei beschreibt y_t das Kaufpreis-Miet-Verhältnis, K die Anzahl der Zeitverzögerungen, α , β und ϕ sind die zu schätzenden Parameter und ε_t der Störterm. Die Stichprobe dieser Regression mit rollierendem Fenster beginnt mit dem r_1 -ten Teil und endet im r_2 -ten Bruchteil der gesamten Stichprobe (T). Dabei gilt, dass $r_2 = r_1 + r_w$ und $r_w > 0$ die anteilige Größe dieses Fensters ist. Die Nullhypothese des Tests ist ein Random Walk (statistische Irrfahrt), wobei $\beta_{r_1, r_2} = 1$, der gegen die Alternativhypothese einer explosiven Entwicklung getestet wird, bei der $|\beta_{r_1, r_2}| > 1$. Auf Grundlage dieser Regression wird ein augmentierter Dickey-Fuller-Test (ADF) für eine Sequenz der vorwärts expandierenden Stichproben berechnet. Die Fenstergröße r_w expandiert von r_0 bis 1, wobei r_0 der kleinste und 1 der größte Fensterbreitebruchteil ist, der letzte entspricht der gesamten Stichprobengröße. Der Ausgangspunkt der Sequenz der Stichproben r_1 ist auf 0 fixiert. Das Ende jeder

⁵ Vgl. Homm und Breitung (2012); Phillips et al. (2011), die Existenz einer einzigen Preisblasen testen und Phillips et al. (2015), die Tests für mehrere spekulative Blasen erlauben.

Tab. 1 Datenbasis für den OECD-Hauspreisindex nach Ländern

Land	Geographische Abdeckung	Gebäudearten
Australien	Acht Hauptstädte (zwei Drittel der Gesamtbevölkerung)	Alle
Belgien	Gesamtes Land	Alle
Dänemark	Gesamtes Land	Alle
Deutschland	Sieben größte Städte (ca. 12% der Gesamtbevölkerung)	Alle
Finnland	Gesamtes Land	Alle
Frankreich	Gesamtes Land	Alle
Irland	Gesamtes Land	Alle
Italien	Bis 2016 13 Metropolregionen, seither gesamtes Land	Gebrauchte Immobilien
Japan	Gesamtes Land	Alle
Kanada	Gesamtes Land	Alle
Neuseeland	Gesamtes Land	Alle
Niederlande	Gesamtes Land	Alle
Norwegen	Gesamtes Land	Alle
Portugal	Gesamtes Land	Alle
Schweden	Gesamtes Land	Alle
Schweiz	Gesamtes Land	Alle
Spanien	Gesamtes Land	Alle
Südkorea	Gesamtes Land	Alle
USA	Gesamtes Land	Einfamilienhäuser
Vereinigtes Königreich	Gesamtes Land	Alle

Quelle: Eigene Zusammenstellung

Stichprobe (r_2) ist gleich r_w und variiert zwischen r_0 und 1. Der PSY-Test ist dann das Supremum der folgenden Sequenz der ADF-Statistiken:

$$\text{SADF}(r_0) = \sup_{r_2 \in [r_0, 1]} \text{ADF}_0^{r_2} \quad (2)$$

Dabei ist $\text{ADF}_0^{r_2}$ die ADF-Statistik für eine Stichprobe zwischen 0 und r_2 . Die asymptotischen kritischen Werte für diesen Test wurden durch Monte-Carlo-Simulationen berechnet (Phillips et al. 2015). Ein großer Vorteil des PSY-Tests ist, dass er die Identifikation multipler Blasen in einer Zeitreihe ermöglicht. Demgegenüber fokussieren andere Tests auf einzelne spekulative Blasen.⁶ Im Ansatz des vorliegenden Berichts wird die Analyse für die einzelnen Länder separat durchgeführt. Als Schwellenwert wird ein p -Wert von 0,9 verwendet.

Anhand des PSY-Tests wurden die Preisentwicklungen in 20 OECD-Ländern für die Jahre 1970 bis 2018 hinsichtlich spekulativer Preisblasen untersucht. Grundlage für die Analyse bildet die Datenbank der OECD zu Immobilienpreisen,⁷ die Auskunft über die Verhältnisse von Preisen zu Mieten gibt. Wird auf deren Basis eine explosive Entwicklung nachgewiesen, ist eine Spekulationsblase wahrscheinlich.

⁶ Vgl. beispielsweise Homm und Breitung (2012) sowie Phillips et al. (2011).

⁷ Housing Prices OECD: <https://data.oecd.org/price/housing-prices.htm>.

Abb. 5 Immobilienpreisblasen in ausgewählten OECD-Ländern, gemessen am Verhältnis von Kaufpreisen und Mieten

Die Hauspreisdatenbank der OECD enthält die Indizes der Preis-Miet-Verhältnisse für 44 Länder, allerdings gibt es nur für 20 Länder ausreichend viele Beobachtungen, um den statistischen Test durchzuführen. Für die meisten Staaten misst die OECD die landesweite Immobilienpreisentwicklung, in einigen Ländern fließen jedoch nur Daten für die größten Städte in die Betrachtung ein – zu letzteren zählt auch Deutschland (Tab. 1). Für die Interpretation der statistischen Tests bedeutet dies, dass die Ergebnisse zur Existenz von Immobilienpreisblasen in diesen Fällen nur eingeschränkt auf das gesamte Land übertragbar sind. Während in einigen Ländern, darunter Deutschland, Portugal oder Südkorea, spekulative Blasen eine eher seltene Erscheinung sind, umfassen sie in Ländern wie Belgien, Norwegen und Schweden lange Zeiträume (Abb. 5). Auch folgt auf eine Phase einer spekulativen Preisentwicklung nicht zwingend eine scharfe Preiskorrektur, wie dies beispielsweise im Jahr 2006 in den Vereinigten Staaten der Fall war.

Abb. 6 Anzeichen für Spekulationsblasen auf dem Immobilienmarkt im Jahr 2017

Die genauen Datierungen der Perioden, in denen spekulative Übertreibungen stattgefunden haben, zeigen, dass zehn Jahre nach der Finanzkrise in vielen Ländern wieder Preisentwicklungen beobachtet werden können, die wahrscheinlich auch durch spekulatives Anlageverhalten geprägt sind. In acht der 20 untersuchten Staaten sind entsprechende Muster in den Zeitreihen zu erkennen. So sind in Schweden seit dem Jahr 2012, in Australien und Belgien seit 2014, in Deutschland, im Vereinigten Königreich und in Italien seit 2015 sowie in Portugal und den USA seit dem Jahr 2016 wieder Preisübertreibungen wahrscheinlich. In Kanada legt der statistische Test eine Blasenbildung bereits seit dem Jahr 2001 nahe. Es handelt sich dabei nicht um ein Phänomen, dass auf einzelne Kontinente oder Regionen beschränkt ist. Vielmehr lassen sich mögliche Fehlentwicklungen sowohl in Ländern Europas und Nordamerikas als auch in Australien feststellen (Abb. 6). Die Ergebnisse für Deutschland bestätigen die Analysen der Bundesbank und anderer Autoren.⁸ Obwohl in den vorherigen

⁸ Vgl. Kajuth et al. (2016) sowie Kholodilin et al. (2018).

Tab. 2 Studien, die die Tests für multiple spekulative Hauspreisblasen verwenden

Studie	Periode	Länder	Quelle	Variablen	Ergebnisse
Engsted et al. (2016)	1970–2013	18	OECD	Preis-Miet-Verhältnis	Ko-Explosivität
Pavlidis et al. (2016)	1975–2013	22	FRB	Realer Preis und Preis-Einkommen-Verhältnis	Datierung der Blasen
Vogiazas und Alexiou (2017)	2002–2015	7	BIS	Realer Preis und Kredit-BIP-Verhältnis	Datierung der Blasen
Gómez-González et al. (2018)	1970–2015	20	OECD	Preis-Miet-Verhältnis	Internationale Migration der Blasen

BIS Bank of International Settlements, *FRB* International House Price Database of the Federal Reserve Bank Dallas, *OECD* Organization for Economic Cooperation und Development

Arbeiten keine Anzeichen für eine bundesweite Immobilienpreisblase vorlagen, fanden sich jedoch Symptome spekulativer Übertreibungen vor allem in dem Segment der Geschosswohnungsneubauten an A-Standorten, also in den sieben größten Städten Deutschlands (Kholodilin und Michelsen 2017). Der OECD-Hauspreisindex für Deutschland, der durch die Deutsche Bundesbank geliefert und in dieser Studie verwendet wird, basiert wiederum auf dem bulwiengesa-Immobilienindex, der für diese Metropolen berechnet wird.

Die PSY-Tests als Instrument der Datierung von Immobilienpreisblasen wird auch in einigen anderen Studien (Engsted et al. 2016; Pavlidis et al. 2016; Vogiazas und Alexiou 2017; Gómez-González et al. 2018) verwendet, die in Tab. 2 kurz beschrieben sind. Als Testvariable dienen der reale Hauspreis sowie Preis-Miet- und Preis-Einkommen-Verhältnis und auch das Kredit-Bruttoinlandsprodukt-Verhältnis. Die Verwendung der unterschiedlichen Testvariablen führt natürlich zu unterschiedlichen Datierungen. Allerdings bringen bspw. die Tests für realen Hauspreise und Preis-Einkommen-Verhältnisse ähnliche Ergebnisse: die Wendepunkte stimmen mehr oder weniger überein, obwohl die anhand der Preis-Einkommen-Verhältnisse aufgedeckte Überwertungsphasen kürzer sind. Keine der erwähnten Studien untersucht die Determinanten spekulativer Preisblasen. Diese Studien konzentrieren sich meist auf der Datierung der Blasen und ggfs. auch ihren Synchronisierung zwischen verschiedenen Ländern.

4 Die Determinanten der Immobilienpreisblasen

Für Regulatoren ist es wichtig, das Entstehen von Preisblasen frühzeitig zu erkennen. Dafür sind die Auswertungen von Preis-Miet-Verhältnissen wertvoll – besser ist es allerdings, wenn die „Zutaten“ für Spekulationsblasen bekannt sind. Hierzu gibt es bereits Einschätzungen, denen zufolge vor allem eine lockere Geldpolitik große Risiken birgt.⁹ Kuttner (2014) dagegen bestreitet die angeblich entscheidende Rolle, die die Zinssätze bei der Entwicklung spekulativer Blasen laut anderen

⁹ Vgl. Jordà et al. (2015) sowie Brunnermeier und Schnabel (2015).

Tab. 3 Datenquellen

Variable	Definition	Quelle	Periode
P2R	Preis-Miet-Verhältnis	OECD	1970–2018
TLoan	Gesamte Kredite für nicht-finanziellen privaten Sektor; nominal, lokale Währung	Macrohistory	1870–2016
TMortg	Hypothekarkredite für nicht-finanziellen privaten Sektor; nominal, lokale Währung	Macrohistory	1870–2016
LTIR	Langfristiger Zinssatz, % pro Jahr	OECD und Macrohistory	1870–2016
CPI	Verbraucherpreisindex, 1990 = 100	Macrohistory	1870–2016
GDP	Bruttoinlandsprodukt, lokale Währung	Macrohistory	1870–2016
GDP_PC	Reales Bruttoinlandsprodukt pro Kopf, 2011 US-Dollar	Maddison	1910–2016
RGDP_growth	Wachstumsrate des realen pro-Kopf Bruttoinlandsprodukts, $\% (100 \times \log \frac{GDP_{PC,t}}{GDP_{PC,t-1}})$	Eigene Berechnungen	
DPop	Wachstumsrate der Bevölkerung, %	Eigene Berechnungen	
RLTIR	Realer langfristiger Zinssatz, $\% (LTIR - DCPI)$	Eigene Berechnungen	1870–2016
Debt2GDP	Staatsverschuldung-BIP-Verhältnis, %	IWF und Reinhart und Rogoff (2010)	1820–2016
Loan2GDP	Gesamtkredit-BIP-Verhältnis, $\% (TLoan/GDP)$	Eigene Berechnungen	1870–2016
Mort2GDP	Hypothekarkredit-BIP-Verhältnis, $\% (TMortg/GDP)$	Eigene Berechnungen	1870–2016

IWF International Monetary Fund Data (<https://www.imf.org/en/Data>), *Macrohistory* Jordà-Schularick-Taylor Macrohistory Database (<http://www.macrohistory.net/data/>), *Maddison* Maddison Historical Statistics (<https://www.rug.nl/ggdc/historicaldevelopment/maddison/>), *OECD* Organization for Economic Cooperation and Development Housing prices data (<https://data.oecd.org/price/housing-prices.htm>)

Studien spielen sollen. In der Literatur sind auch andere finanzielle Variablen für spekulative Hauspreisentwicklungen relevant. So verbessern das Verhältnis des gesamten Kredits und des Bankenkredits zum Bruttoinlandsprodukt die Vorhersage der Wendepunkte von Immobilienpreiszyklen (Bauer 2014). Gleichzeitig erlaubt die Berücksichtigung des Verhältnisses des Hypothekarkredits zum Bruttoinlandsprodukt eine bessere Prognose von Bankenrisiken (Valencia und Laeven 2008).

Die Wahrscheinlichkeit einer Spekulationsblase in Abhängigkeit verschiedener externer Größen (Bruttowertschöpfung, realer Zinssatz, Kredit-BIP-Verhältnis und Bevölkerungsentwicklung)¹⁰ kann mit Hilfe einer sogenannten Panel-Logit-Schätzung ermittelt werden. Logit-Modelle finden eine breite Anwendung für die Bestimmung und Vorhersage der ökonomischen Rezessionen, Währungskrisen und spekulativen Übertreibungen auf den Vermögensmärkten.¹¹ Sie erlauben es, die Signifikanz und die Vorzeichen der relevanten Größen zu schätzen und damit Aussagen darüber zu treffen, unter welchen Bedingungen eine Spekulationsblase wahrscheinlich ist. Da spekulative Blasen relativ seltene Ereignisse sind, sind Logit-Modelle in diesem Zusammenhang besser geeignet als Probit-Modelle (Kumar et al. 2003). Die Panel-Logit-Regression ist wie folgt formuliert:

$$\Pr(B_{it} = 1|X_{it}) = \frac{1}{1 + \exp(-(\alpha_i + X_{it}\beta))} \quad (3)$$

Dabei ist $\Pr(\cdot)$ die bedingte Wahrscheinlichkeit einer spekulativen Preisblase, B_{it} eine binäre Variable (1 entspricht einer Blasenperiode und 0 einer Nicht-Blasenperiode), die mittels PSY-Test für die jeweiligen Länder ermittelt wurde. α_i ist ein länderspezifischer fixer Effekt, der die für das jeweilige Land spezifische Einflüsse berücksichtigt, die über die Zeit unverändert bleiben. X_{it} ist ein Vektor der erklärenden Variablen und $i = 1, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$; N ist die Anzahl der Länder und T die Anzahl der Perioden. Das Panel-Logit-Modell mit fixen Effekten hat zwei zentrale Vorteile: Es berücksichtigt die nicht beobachtbare Heterogenität (die nicht erfassten oder schwer zu messenden Variablen und keine Restriktionen auf die Korrelation zwischen den unabhängigen Variablen) und reduziert das Problem der Verzerrung aufgrund nicht erfasster Variablen und der Selbstselektion. Das Modell wurde anhand von dem **R**-Package *bife* geschätzt (Stammann et al. 2016).

Außerdem wird ein dynamisches Panel-Logit-Modell geschätzt. Dieses Modell erlaubt die mögliche Autokorrelation der Blasenchronologie zu berücksichtigen. So berichten bspw. Englund und Ioannides (1997) über umfangreiche statistische Evidenz hoher Autokorrelation von Wachstumsraten von Hauspreisen. Das Modell ist in Bartolucci und Nigro (2010) formuliert:

$$\Pr(B_{it} = 1|X_{it}) = \frac{1}{1 + \exp(-(\eta_i + X_{it}\delta + \gamma B_{i,t-1}))} \quad (4)$$

¹⁰ Siehe Tab. 3 für Beschreibung der Daten.

¹¹ Vgl. Herwartz und Kholodilin (2014); Xiaoli L et al. (2014); Jordà et al. (2015).

Tab. 4 Schätzergebnisse der Panel-Logit-Modelle

Variable	Statische Modelle		Dynamische Modelle	
B_{t-1}			3,620*** (0,273)	3,592*** (0,276)
RGDP_growth	0,413*** (0,068)	0,410*** (0,067)	0,299*** (0,064)	0,312*** (0,066)
DPop	2,192*** (0,443)	1,995*** (0,452)	0,980*** (0,310)	1,036*** (0,322)
RLTIR	-0,201*** (0,053)	-0,178*** (0,053)	-0,096** (0,038)	-0,096*** (0,037)
Debt2GDP	-2,290*** (0,657)	-2,638*** (0,676)		-0,363 (0,378)
Loan2GDP	1,787*** (0,525)			0,734** (0,355)
Mort2GDP		0,867* (0,775)	(0,494)	
Anzahl der Beobachtungen	655		638	
Log-likelihood	-300,218	-298,444	-150,817	-149,686
AIC	644,437	640,888		
BIC	743,099	739,550		

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Das dynamische Modell wurde anhand von dem **R**-Package `cquad` geschätzt (Bartolucci und Pignini 2015).

Für die vorliegende Fragestellung werden Logit-Modelle für ein Panel von 20 OECD-Ländern (Australien, Belgien, Kanada, Dänemark, Deutschland, Finnland, Frankreich, Irland, Italien, Japan, Niederlande, Neuseeland, Norwegen, Portugal, Südkorea, Spanien, Schweden, Schweiz, Vereinigtes Königreich, Vereinigte Staaten) berechnet, das den Zeitraum zwischen, je nach Datenverfügbarkeit, dem ersten Quartal 1970 und dem ersten Quartal 2018 umfasst.

Die Schätzergebnisse werden in Tab. 4 zusammengefasst. In dieser Schätzung werden unter anderem die Verschuldung des privaten Sektors und der öffentlichen Hand, der langfristige Zins, das Bevölkerungswachstum, die Wertschöpfung und die allgemeine Preisentwicklung berücksichtigt. Die Schätzungen zeigen, dass sowohl reale Größen wie das Bevölkerungswachstum und das Wachstum der Wirtschaftsleistung, als auch Kennzahlen des Finanzmarkts wie Zinsen oder Verschuldung mit der Wahrscheinlichkeit korreliert sind, dass eine spekulative Immobilienpreisblase auftritt. So ist in Phasen höherer Zinsen das Risiko von Blasenbildungen geringer, ebenso wie eine höhere Staatsverschuldung negativ mit der Blasenwahrscheinlichkeit korreliert ist. In Phasen hoher privater Verschuldung und starken realen Wachstums von Bevölkerung und Wirtschaftsleistung ist die Wahrscheinlichkeit spekulativer Übertreibungen auf dem Immobilienmarkt hingegen höher.

Um die Auswirkungen der erklärenden Variablen auf die Wahrscheinlichkeit spekulativer Blasen messen zu können, werden durchschnittliche partielle Effekte berechnet. Zunächst werden für jedes Land i in Zeitpunkt t die entsprechende partielle

Tab. 5 Durchschnittliche partielle Effekte

Variable	Statische Modelle		Dynamische Modelle	
B_{t-1}			0,366	0,365
RGDP_growth	0,064	0,063	0,053	0,055
DPop	0,339	0,307	0,175	0,184
RLTIR	-0,031	-0,027	-0,017	-0,017
Debt2GDP	-0,354	-0,405		-0,064
Loan2GDP	0,277			0,130
Mort2GDP		0,457	0,155	

Effekte jeder Variable k kalkuliert. Für ein statisches Panel-Logit-Modell werden sie so berechnet (Bartolucci und Pignini 2018):

$$f_{itk}(\alpha_i, \beta, X_{it}) = \begin{cases} P(B_{it} = 1|\alpha_i, X_{it})[1 - p(B_{it} = 1|\alpha_i, X_{it})]\beta_k & \text{wenn } X_{itk} \text{ stetig ist} \\ p(B_{it} = 1|\alpha_i, X_{it,-k}, X_{itk} = 1) - p(B_{it} = 1|\alpha_i, X_{it,-k}, X_{itk} = 0) & \text{wenn } X_{itk} \text{ diskret ist} \end{cases} \quad (5)$$

wo $X_{it,-k}$ ist ein Subvektor der erklärenden Variablen ohne Variable k .

Für ein dynamisches Panel-Logit-Modell werden die partiellen Effekten folgendermaßen berechnet:

$$f_{itk}(\eta_i, \theta, W_{it}) = \begin{cases} p(B_{it} = 1|\eta_i, W_{it})[1 - p(B_{it} = 1|\eta_i, W_{it})]\delta_k & \text{wenn } W_{itk} \text{ stetig ist} \\ p(B_{it} = 1|\eta_i, W_{it,-k}, W_{itk} = 1) - p(B_{it} = 1|\eta_i, W_{it,-k}, W_{itk} = 0) & \text{wenn } W_{itk} \text{ diskret ist} \end{cases} \quad (6)$$

wo $\theta = (\delta', \gamma')$, $W_{it} = (X'_{it}, B_{i,t-1})'$ und $W_{it,-k}$ ein Subvektor des Vektors der erklärenden Variablen W_{it} ohne Variable k ist.

Die durchschnittliche partiellen Effekte berechnen sich als der Durchschnitt der individuellen partiellen Effekten über X_{it} bzw. W_{it} . Diese Effekte werden in Tab. 5 zusammengefasst. Die durchschnittlichen partiellen Effekte aus dem statischen Modell zeigen, dass beispielsweise eine um einen Prozentpunkt höhere Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts die Wahrscheinlichkeit einer gleichzeitig auftretenden Spekulationsblase um gut sechs Prozentpunkte erhöht (siehe Tab. 5). Gleiches gilt, wenn sich die Kreditvergabe in Relation zum Bruttoinlandsprodukt verdoppelt: Dies erhöht die Blasenwahrscheinlichkeit um rund 28 Prozentpunkte beziehungsweise im Fall von Hypothekarkrediten sogar um 47,5 Prozentpunkte. Dagegen führt eine Erhöhung des realen Zinssatzes um einen Prozentpunkt zu einer Reduktion der Blasenwahrscheinlichkeit um rund drei Prozentpunkte.

Bei den dynamischen Panel-Logit-Modell werden identische Vorzeichen geschätzt, allerdings ist die Größe der durchschnittlichen partiellen Effekten bei manchen Variablen (Bevölkerungswachstum, realer Zins sowie Krediten und Staatsschulden-zum-BIP-Verhältnisse) zwei bis drei mal kleiner. Nur bei den Wachstumsraten des realen Bruttoinlandsproduktes hat der partielle Effekt in dynamischen

Abb. 7 Gefahr einer Immobilienpreisblase in Deutschland und ausgewählten OECD-Ländern

Modell eine ähnliche Größenordnung wie bei den statischen Modellen. Das Lag der abhängigen Variable hat somit deutlich die partiellen Effekte der anderen Variablen spürbar reduziert. Der durchschnittliche partielle Effekt der verzögerten abhängigen Variable beträgt rund 0,37. Dies bedeutet, dass die Wahrscheinlichkeit einer spekulativen Preisblase in der Periode t sich um ca. 37% erhöht, wenn die Periode $t - 1$ durch die Blasenentwicklungen gekennzeichnet war.

Die in der Schätzung verwendeten Kennzahlen können in einem Netzdiagramm dargestellt werden und geben so einen guten Überblick darüber, welche Größen eine Blasenbildung derzeit wahrscheinlich erscheinen lassen und welche eher gegen eine Blase sprechen. Die vier Linien des Diagramms markieren den Durchschnittswert der jeweiligen Variable in einer Blasenperiode, in einer Periode ohne Übertreibungen, den Wert für alle untersuchten OECD-Länder zwischen 2015 und 2017 und den durchschnittlichen Wert für Deutschland zwischen 2015 und 2017 (Abb. 7). In OECD-weiter Betrachtung spricht vieles für eine neue Blasenperiode. Lediglich das im internationalen Durchschnitt geringere Wachstum des Bruttoinlandsprodukts und

die relativ hohe Staatsverschuldung sind weit von den Werten entfernt, die typischerweise in Blasenperioden beobachtet werden. Hingegen deuten vor allem das nach wie vor in vielen Ländern hohe Niveau der privaten Verschuldung und der niedrige Zins darauf hin, dass vielerorts eine Immobilienpreisblase entsteht. Für Deutschland zeigt sich ein davon abweichendes Bild. Die Indikatoren signalisieren eher eine solide Finanzierung, lediglich das Bevölkerungswachstum und die sehr niedrigen Zinsen lassen eine Immobilienpreisblase wahrscheinlicher erscheinen. Allerdings ist das Bevölkerungswachstum vor allem aufgrund der Fluchtmigration weit von seinem Normalwert entfernt. Insgesamt spricht in dieser Betrachtung wenig dafür, dass Deutschland als Ganzes eine spekulativ getriebene Fehlentwicklung erlebt.

5 Fazit

Die Entwicklung in Deutschland ist im Vergleich zu anderen Ländern nicht allzu bedenklich, aber dennoch ist Vorsorge nötig. Zehn Jahre nach der Finanzkrise haben sich die Immobilienmärkte weltweit wieder erholt. Und dies in einem Tempo, das manche Beobachter an der Nachhaltigkeit dieser Entwicklung zweifeln lässt. In der Tat ist es erstaunlich, wie schnell die Entwicklung bei den Preisen für Wohnimmobilien nach dem großen Einbruch in vielen Ländern vonstatten ging. Eine wesentliche Rolle dabei dürfte die Geldpolitik gespielt haben, denn niedrige Zinsen machen Immobilieninvestitionen attraktiver. Dies gilt auch für Deutschland – wenngleich die Analysen nur für die großen Metropolen und nicht für das Land als Ganzes durchgeführt wurden. Angesichts dieser und vorangegangener ähnlicher Erkenntnisse argumentieren Kritiker der lockeren Geldpolitik, dass die Risiken, die mit den niedrigen Zinsen verbunden sind, in erheblichem Maße zugenommen haben. Insbesondere in Deutschland wird seit geraumer Zeit eine Änderung des geldpolitischen Kurses gefordert, zumindest aber verlangt, dass ein vollständiges makroprudenzielles Instrumentarium eingeführt wird, um effektiv auf mögliche Fehlentwicklungen reagieren zu können, etwa indem die Kreditvergabe eingeschränkt wird.¹²

Seit dem Sommer 2017 hat die Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht (BaFin) zusätzliche Befugnisse, um auf Stabilitätsrisiken, die aus Immobilienfinanzierungen resultieren, reagieren zu können. Konkret kann sie durch den neuen Paragraphen 48u des Kreditwesengesetzes (KWG) den Fremdkapitalanteil bei Immobilienfinanzierungen begrenzen. Zudem kann die BaFin Vorgaben zur Tilgung von Krediten machen und damit steuern, über welchen Zeithorizont sich die privaten Haushalte entschulden. Die BaFin kann diese Instrumente aber nicht unmittelbar anwenden, sondern darf sie nur mittels einer Allgemeinverfügung in Kraft setzen, wenn die Maßnahmen zur Abwehr einer Gefahr erforderlich sind. Wann genau dieser Punkt erreicht ist, bleibt unklar. Darüber hinausgehend wird häufig gefordert, konkrete Kriterien zu formulieren, bei denen die makroprudenziellen Instrumente greifen. Auch wird kritisiert, dass keine Regelungen hinsichtlich der maximalen absoluten Verschuldung beziehungsweise hinsichtlich des Verhältnisses von Schuldendienst und Einkommen formuliert wurden. Unterstützt werden diese Forderungen

¹² Vgl. Schnabel (2017).

vom Internationalen Währungsfonds, der auf die guten Erfahrungen und Aktivitäten in anderen Ländern verweist (Kochanska 2017). Kritiker eines weitreichenderen Instrumentariums argumentieren, dass Immobilien in Deutschland insgesamt sehr solide finanziert würden und somit ein Eingriff überhaupt nicht notwendig sei (Lerbs und Voigtländer 2018). Solange Kreditvergabe, Kreditstandards und Verschuldung in den jetzt beobachteten Größenordnungen geschehen, lassen sich tatsächlich nur schwer Argumente für einen Eingriff finden. Allerdings ist kaum nachvollziehbar, weshalb die Regulierung in Deutschland auf halbem Wege stehengeblieben ist. Es dürfte schwer fallen, mit dem derzeitigen Instrumentarium rechtzeitig auf eine Krise zu reagieren, ist doch mit erheblichen politischen Widerständen gegen eine Begrenzung der Kreditvergabe zu rechnen. Die Politik wäre daher gut beraten, das vorhandene makroprudenzielle Instrumentarium um klare Regeln zum Zeitpunkt ihres Einsatzes zu ergänzen, weitere Möglichkeiten der Begrenzung der Kreditvergabe „auf Vorrat“ einzuführen und damit den Empfehlungen des Ausschusses für Finanzstabilität und denen des Internationalen Währungsfonds zu folgen.

Funding Diese Studie wurde durch Forschungsbund LFV „Krisen“ unterstützt.

Open Access Dieser Artikel wird unter der Creative Commons Namensnennung 4.0 International Lizenz (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/deed.de>) veröffentlicht, welche die Nutzung, Vervielfältigung, Bearbeitung, Verbreitung und Wiedergabe in jeglichem Medium und Format erlaubt, sofern Sie den/die ursprünglichen Autor(en) und die Quelle ordnungsgemäß nennen, einen Link zur Creative Commons Lizenz beifügen und angeben, ob Änderungen vorgenommen wurden.

Literatur

- Agnello L, Schuknecht L (2011) Booms and busts in housing markets: determinants and implications. *J Hous Econ* 20(3):171–190
- Bartolucci F, Nigro V (2010) A dynamic model for binary panel data with unobserved heterogeneity admitting a $\sqrt{n}$ -consistent conditional estimator. *Econometrica* 78(2):719–733
- Bartolucci F, Pignini C (2015) cquad: An R and Stata package for conditional maximum likelihood estimation of dynamic binary panel data models. *J Stat Soft* 78:1–26
- Bartolucci F, Pignini C (2018) Partial effects estimation for fixed-effects logit panel data models. *Quaderno di ricerca n. 431. Università Politecnica delle Marche, Dipartimento di Scienze Economiche e Sociali*
- Bauer GH (2014) International house price cycles, monetary policy and risk premiums. Technical report. Bank of Canada Working Paper.
- Bernanke BS, Gertler M, Gilchrist S (1999) The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. In: *Handbook of macroeconomics* 1, S 1341–1393. Elsevier, Amsterdam
- Bordo MD, Jeanne O (2002) Boom-busts in asset prices, economic instability, and monetary policy. Technical report. National Bureau of Economic Research, Cambridge
- Borio CE, Lowe PW (2002) Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus. BIS Working paper 114
- Brunnermeier M, Schnabel I (2015) Bubbles and central banks: historical perspectives. CEPR Discussion Paper 10528
- Campbell SD, Davis MA, Gallin J, Martin RF (2009) What moves housing markets: a variance decomposition of the rent–price ratio. *J Urban Econ* 66(2):90–102
- Claessens S, Kose MA, Terrones ME (2009) What happens during recessions, crunches and busts? *Econ Policy* 24(60):653–700
- Detken C, Smets F (2004) Asset price booms and monetary policy. In: *Macroeconomic Policies in the World Economy*, S 189–227
- Englund P, Ioannides YM (1997) House price dynamics: an international empirical perspective. *J Hous Econ* 6(2):119–136
- Engsted T, Hviid SJ, Pedersen TQ (2016) Explosive bubbles in house prices? evidence from the OECD countries. *J Int Financial Mark Inst Money* 40:14–25

- Goodhart C, Hofmann B (2008) House prices, money, credit, and the macroeconomy. *Oxf Rev Econ Policy* 24(1):180–205
- Gómez-González JE, Gamboa-Arbeláez J, Hirs-Garzón J, Pinchao-Rosero A (2018) When bubble meets bubble: contagion in oecd countries. *J Real Estate Finan Econ* 56(4):546–566
- Harding D, Pagan A (2002) Dissecting the cycle: a methodological investigation. *J Monet Econ* 49(2):365–381
- Helbling T, Terrones M (2003) When bubbles burst. *World Econ Outlook* 2:61–94
- Herwartz H, Kholodilin KA (2014) In-sample and out-of-sample prediction of stock market bubbles: cross-sectional evidence. *J Forecast* 33(1):15–31
- Homm U, Breitung J (2012) Testing for speculative bubbles in stock markets: a comparison of alternative methods. *J Financial Econom* 10(1):198–231
- Iacoviello M (2005) House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle. *Am Econ Rev* 95(3):739–764
- Iyer R, Peydró J-L, da Rocha-Lopes S, Schoar A (2013) Interbank liquidity crunch and the firm credit crunch: Evidence from the 2007–2009 crisis. *Rev Financ Stud* 27(1):347–372
- Jordà Ò, Schularick M, Taylor AM (2015) Leveraged bubbles. *J Monet Econ* 76:S1–S20
- Kajuth F, Knetsch TA, Pinkwart N (2016) Assessing house prices in Germany: evidence from a regional data set. *J Eur Real Est Res* 9(3):286–307
- Kholodilin K, Michelsen C (2017) Keine Immobilienpreisblase in Deutschland-aber regional begrenzte Übertreibungen in Teilmärkten. *DIW Wochenber* 84(25):503–513
- Kholodilin KA, Michelsen C, Ulbricht D (2018) Speculative price bubbles in urban housing markets. *Empir Econ* 55(4):1957–1983
- Kivedal BK (2013) Testing for rational bubbles in the US housing market. *J Macroecon* 38:369–381
- Kochanska U (2017) The ESRB macroprudential measures database. Chapters 46. *IFC Bulletins*
- Kumar M, Moorthy U, Perraudin W (2003) Predicting emerging market currency crashes. *J Empir Finance* 10(4):427–454
- Kuttner KN (2014) Low interest rates and housing bubbles: still no smoking gun. In the role of central banks in financial stability: how has it changed? World Scientific, Singapore, S 159–185
- Lerbs O, Voigtländer M (2018) Ist eine makroprudenzielle Regulierung des deutschen Hypothekenmarktes geboten? *Persp Wirtschaftspol* 19(1):42–56
- Mishkin FS (2011) Over the cliff: from the subprime to the global financial crisis. *J Econ Perspect* 25(1):49–70
- Pavlidis E, Yusupova A, Paya I, Peel D, Martínez-García E, Mack A, Grossman V (2016) Episodes of exuberance in housing markets: in search of the smoking gun. *J Real Estate Finan Econ* 53(4):419–449
- Phillips PC, Shi S, Yu J (2015) Testing for multiple bubbles: Historical episodes of exuberance and collapse in the S&P 500. *Int Econ Rev* 56(4):1043–1078
- Phillips PC, Wu Y, Yu J (2011) Explosive behavior in the 1990s Nasdaq: when did exuberance escalate asset values? *Int Econ Rev* 52(1):201–226
- Reinhart CM, Rogoff KS (2010) Growth in a time of debt. *Am Econ Rev* 100(2):573–578
- Schier M, Voigtländer M (2015) Ist die Entwicklung am deutschen Wohnungsmarkt noch fundamental gerechtfertigt? *IW-Trends* 2015(1):57–73
- Schnabel I (2017) Schutz vor Immobilienblasen: Genug der Zugeständnisse. Gastbeitrag. 20. März 2017. <https://www.handelsblatt.com/finanzen/immobilien/schutz-vor-immobilienblasen-genug-der-zugestaendnisse/19545462.html?ticket=ST-948403-dGVDCzO03fZ0CsABw9MY-ap2>. Zugegriffen: 29. Oktober 2019
- Stammann A, Heiss F, McFadden D (2016) Estimating fixed effects logit models with large panel data. Beiträge zur Jahrestagung des Vereins für Socialpolitik.
- Valencia F, Laeven ML (2008) Systemic banking crises: a new database. Number 8-224. International Monetary Fund, Washington
- Vogiazas S, Alexiou C (2017) Determinants of housing prices and bubble detection: evidence from seven advanced economies. *Atl Econ J* 45(1):119–131
- Xiaoli LE, Irwin SH, Garcia P (2014) Price explosiveness, speculation, and grain futures prices. *Am J Agric Econ* 97(1):65–87