

日本のマンション市場におけるインフレとバブル

東北大学経済学研究科
永易淳

要約： 本研究は、近年使用可能となった不動産データベースを用い、日本のマンション市場にバブルが存在したのか、そして、マンション価格インフレと取引件数の関係を検証する。本論文の特徴は、二種類のバブル（強弱バブル）を右側と左側検定手法を用い検証することにより、従来の単位根検定手法の問題点を補うことにある。また、不動産分析では初めて、取引者別取引件数により価格変動を説明することが可能であるのか検証する。これらの分析により、バブルの不在や個人と企業間における情報の非対称などマンション市場の不完全性を指摘している。

キーワード： 不動産市場、マンション価格、バブル、単位根、共和分、日本
JEL 分類： R1、C5

謝辞： 日本経済学会大会と日本住宅総合センター主催の研究会で発表し、多くの先生方（瀬古美紀、隅田和人、行武憲史、原野啓）から有益なコメントを頂いた。また、Gabriel Cordoba の研究補助や不動産流通経営協会から助成金を頂いたことに感謝する。データと分析を拡張した論文は Bubbles and inflation in the Japanese condominium market として公表している。

1. 序論

住居は生活必需品であることや、多くの消費者にとって生涯で購入する最も高価な財であるため、不動産の重要性は広く認知されている。特に、バブル崩壊のような価格の下落は、資産価値を大幅に減少させるため人々の生活や効用を悪化させる。そのため今日までに世界中で多くの研究が行われており、現在では伝統的なミクロレベルの分析だけでなく、金融危機や景気循環というテーマを対象としたマクロ研究でも不動産は重要な研究分野となっている。

先行研究は主に一戸建て住宅に着目し、一般的に価格が経済ファンダメンタルズから大きく乖離する現象をバブルと呼んでいる(Black 他 (2006))。しかし、バブルは観測不可能であり、また経済ファンダメンタルズの定義も一様ではない。マクロ分析では住宅金利、所得、住宅在庫数などが経済ファンダメンタルズとして考えられている(Ashworth & Parker (1997), Meese & Wallace (2003))。他方で、ミクロ分析では人口や住宅所在地などが経済ファンダメンタルズとして頻繁に用いられる(Cameron 他 (2006))。そして、バブル期には消費者の将来への期待など非経済ファンダメンタルズがより大きな影響力を持つと考えられている。

このように価格レベルを焦点とした研究がある一方、近年の研究は住宅価格インフレと取引件数に着目している。この関係を理論的に説明した研究としてStein (1995)やOrtalo-Magne & Rady (2006)がある。そして、先進国の不動産データを用いてこれらの関係を実証している(例えば、フィンランド(Oikarinen (2012))、イギリス(Andrews & Meen (2003))、オランダ(de Wit 他(2013))。

これを背景に、本研究は近年の日本マンション市場におけるインフレとバブルを検証する。多くの種類の住居が存在するが、本研究はマンションに着目する。その理由として第一に、日本では欧米に比べマンションを選択する傾向が強く、結婚や出産後もマンションに住み続けることが多い。¹ 第二に、リーマンショック(2008)以降マンション価格は他の不動産価格と比べ異常に上昇し、2015年には平均価格が4,600万円に達し記録を更新した。そのため、マンション市場にバブルが存在するのではないかと懸念されている。

そして本研究は二つの点において先行研究と異なる。先ず二種類のバブル(強弱バブル)を右側と左側検定を用いることで従来の単位根検定の手法の問題点

¹ 国勢調査(2011)によると、日本の居住者のうち42%がマンションに住んでおり、マンション依存率は都市部ほど高い(東京68%、神奈川55%、大阪54%)。

を補う。従来の研究では、強バブルまたは定常（バブルの不在）どちらかの状態を探求することを研究目的としていた。次節で説明するが、これには経済分析として潜在的に問題が残るため、本研究は現存する統計手法を活用しながら新しいアプローチを提案する。また、日本の不動産分析では初めて、価格インフレと取引件数の関係を検討する。特に、市場参加者別取引件数を用いることは世界で初めての試みである。取引件数は市場の効率性と関係しており、件数の上昇は関連情報がより多くの市場参加者に浸透していることを、ベイズの法則をもとに示すことができる。²

2. 理論的背景

バブルを定義することは難問である。事実、合理的・非合理的バブルなど数々の定義が存在する。しかし、実証研究では現在価値(Present value)モデルをもとに、住宅価格が経済ファンダメンタルズから大きく乖離する現象をバブルと理解するが多い。その経済ファンダメンタルズの定義は研究者により異なり、簡単なものでは一変数（貸貸コスト(Meese & Wallace (1994), Phillips & Yu (2011))、住宅金利(McGibany & Nourzad (2004))、住宅地価格(Ooi & Lee (2006))や家計所得(Gallin (2006))のみを考慮している。貸貸コストは住宅購入の代替的選択コストであり、住宅金利は需要要素の一つである。また、住宅地価格は国土や土地利用に制限がある場合特に住宅価格に影響力があると考えられている。最後に、住宅価格・所得の割合は消費者の住宅購入の困難度を示す有名な指標である。

このように多くの変数が考えられるが、住居の需給要素を両方取り入れたモデルを経済ファンダメンタルズとして用いるのが一般的である。所得の増加や低住宅金利は住宅需要と住宅価格インフレを促し、供給要素として考えられる住宅在庫の増大は住宅価格上昇を抑える効果がある。しかし、これらの経済ファンダメンタルズは住宅市場の定常（均衡）状態を説明するものか、定常状態への過渡期の価格変動を説明するものか理論的に明確ではない場合が多い。本研究では、単位根や共和分にもとづきバブルの存在を検証するため、データの定常性によりこの問題の解決を見出す。

3. バブルの統計モデルと検定方法

ここでは単位根や共和分概念を応用しバブルとインフレを分析する。本論文

² この理論はマーケットマイクロストラクチャーという分野を確立し、株価や為替レートの変動を説明するために応用されている(Campbell 他 (1993), Lyons (1995))。

が称する弱バブルは従来これらの手法で検証されてきた (Meese & Wallace (2003), McGibany & Nourzad (2004), Gallin (2006), Oikarinen (2012), de Wit 他 (2013))。住宅価格は非定常過程に従うという先行研究の報告から、説明変数との間に共和分関係が存在する可能性がある。この場合、価格と経済ファンダメンタルズの間には長期的関係が成り立つため経済が均衡状態にあることを意味する。反対に共和分が不在の場合、弱バブルが存在することになる。

(1) 式は、具体的な統計モデルとして誤差修正モデル (Error correction model, ECM) で表示した住宅価格 (y_t) と経済ファンダメンタルズ (x_t) の線形関係を記している。

$$\Delta y_t = a + b\Delta x_t + c(y_{t-1} + dx_{t-1}) + fz_t + u_t \quad (1)$$

ここで t ($t = 1, \dots, T$) は時間を a, b, c, d, f は係数を示している。誤差項 ($u_t \sim N(0, \sigma_u^2)$) は経済ファンダメンタルズで説明不可能な要素、つまり非経済ファンダメンタルズによる価格変動と解釈できる。また、 $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ であるため y_t がランダムウォーク過程 ($I(1)$) に従う場合 Δy_t は定常 ($I(0)$) となる。括弧内 ($y_{t-1} + dx_{t-1}$) は ECM と称され $I(0)$ であるとき、市場が均衡状態にあることを示唆するため、弱バブルが不在という結論となる。この時 c は $-1 < c < 0$ の値をとり、 d はスーパーコンシスタントとなる (Engle & Granger (1987))。 c の値がこの範囲外の時、括弧内が非定常であるため住宅価格と経済ファンダメンタルズの間には長期的関係 (共和分) がない、つまり弱バブルが存在すると一般的に解釈されてきた。また (1) 式には取引件数や住宅着工数など価格変動の過渡期を説明する定常変数 (z_t) が組み込まれている。

括弧内の定常性の検証は共和分検定でなくても、括弧内を一変数として取り扱い単位根検定で行うことも可能である。その場合 ADF (Augmented Dicky-Fuller) 単位根検定式は (2) 式のように表すことができ、 g の値によりデータ e の定常性を分析することができる。

$$\Delta e_t = \alpha + ge_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta e_{t-i} + \epsilon_t \quad (2)$$

誤差項 $\epsilon_t \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$ で e_t が定常の場合は $-1 < g < 0$ となる。また、 e_{t-1} が (1) 式の表記で $e_{t-1} = y_{t-1} + dx_{t-1}$ と定義され定常の場合、住宅価格は経済ファンダメンタルズと長期的関係があることを意味する。つまり一般的な単位根検定手法は統計分布の左側に着目した片側検定（対立仮説が $g < 0$ ）を基礎としている。

しかし近年の計量経済理論研究 (Phillips 他 (2011, 2014)) は左側検定手法の問題点を指摘している。Phillips 教授らの一連の研究は一般的な単位根検定と異なり、Bhargava (1986) のように統計分布の右側に着目した片側検定にもとづく（対立仮説が $g > 0$ ）。そして、複数の手法（右側検定 ADF、Rolling ADF (RADF), Supremum ADF (SADF), Generalized SADF (GSADF) を提案している。バブルが異常な高価格現象であることを考慮すると、これらの強バブル単位根検定 (Explosive unit root test) を提案した意図を理解することができる。

RADF は強バブル (Explosive bubble) を検証する手法で、固定された期間 (window size) を 1 期ごとにずらしながら期間ごとの統計値を求める。この Rolling 手法はモデルの安定性を検証する時に用いられる一般的な方法である。他方、SADF は逐次的手法にもとづき初期を固定し最終期を 1 期ごとずらすことにより統計値を求める。最後に、GSADF は期間の最初と最後の期間の異なる組み合わせから統計値を求めるためこの四種類の手法の中で一番一般化された手法である。そのため、GSADF は複数のバブルにも対応できる方法として提案された。

$$SADF(r_0) = \sup_{r_2 \in [r_0, 1]} ADF_0^{r_2}$$

$$GSADF(r_0) = \sup_{\substack{r_2 \in [r_0, 1] \\ r_1 \in [0, r_2 - r_1]}} ADF_{r_1}^{r_2}$$

ここで r は観測値の位置（日付）を示す。推定初期値は r_1 、推定期間の最後の観測時は r_2 となる ($0 < r_1 < r_2 < 1$)。これらの検定はデータが非定常であることを仮定しているため、通常 of 統計分布を検定に用いることができない。そのため、シミュレーションにより棄却域を求める必要がある。これらの手法は従来の左側検定の手法の潜在的問題を克服することができるため、近年株式や絵画価格のバブルの検定に用いられている (Phillips 他 (2011), Phillips & Yu (2011), Phillips 他 (2014), Kraussl 他 (2016))。

しかし、強バブル単位根検定が全ての問題を克服している訳ではない。これらのテストは強バブルを分析することに長けているが、市場が多く時間を費やしていると考えられる均衡状態について何も言及していない。そのため本研究は、従来の左側と強バブル（右側）検定を両方用いることにより、より頑強性の高い結果を求めることを推奨する。具体的には、右側検定で強バブルを確認することができなかつた場合、市場に弱バブルが実際に存在したのか通常の共和分検定を用い再検証する。

	検定タイプ	帰無仮説	対立仮説
Step 1	Explosive (右側) 検定	弱バブル	強バブル
Step 2	通常の単位根・共和分検定	弱バブル	定常 (均衡) 状態

4. データと初期分析

本研究は近年構築された日本の不動産データを用いる。日本の不動産マイクロデータと異なり、研究に用いることができるマクロデータの利便性は著しく低かった。そのため、不動産に関する国際研究を行った論文では日本を除いた先進国を研究対象とすることが頻繁にある。これを背景に、国際通貨基金の下、国土交通省が不動産価格インデックスと取引件数を作成するようになった。本研究はこのデータを用い、日本全体（全国）と地域（北海道、東京、名古屋、大阪）のマンション価格を分析する。全国データの作成時に全都道府県の情報を用いているが、都道府県別データはこの四地域のみ開示されている。そして、この四地域の中で北海道だけが三大都市に含まれておらず、人口減少を経験した唯一の地域である（表1参照）。

このデータは月次で2008年4月から利用可能である。不動産価格は主に民間部門で取引された中古住宅の契約価格で、毎月3000から6000のアンケートの情報をもとに作成されている。住宅面積、所在、築年数、改装済か南向きかなど住居はそれぞれ特徴を持っているため、ヘドニック手法を用いている。住宅地(land)や一戸建住宅(house)と比較し、マンション(condominium)市場におけるインフレが異常に高いこと（図1）が分かる。

マンション価格データの他、本研究では国土交通省からマンション取引件数も入手した。この取引件数は上記で説明した地域別のデータで、また取引者のタイプ別データであることが特徴である。具体的には、マンション売買に携わっ

たのが個人なのか法人企業なのか、またどちらが売り手（買い手）なのか区別することができる。

その他、本研究では先行研究をもとに人口変動、所得、住宅金利、新規住宅着工件数（表1）、および在日中国人数を用いる。日本においても中国人在住者が増加しており、2007年に韓国人を抜き中国人が一番多い外国人となった。2015年の在日外国人の比率は、中国人（30%）、韓国人（20%）、フィリピン人（10%）となっている。所得や在日中国人数の月次データが不在のため統計的手法により頻度を変換したデータを用いる。世界の大都市（NY、ロンドン、シドニー）ではチャイナマネーが不動産バブルを生んでいると指摘されているため、国境間住宅投資統計が不在の中、本変数は中国本土からの住宅資金移動の代理変数として考えることができる興味深い変数である。

マンション価格変動を理解するため、先ず通常単位根検定を行う。ここでは左側検定 ADF テストにより、マンション価格とマンション・住宅地価格の比率を分析している（表2）。実質価格は総務省が提供している消費者物価指数（CPI）を用いて統計値を求めた。検定に用いるラグ数は赤池情報基準により決定し、帰無仮説（単位根）*v s* 対立仮説（定常）を検定した結果、二つの興味深い点を報告している。

第一に、図1からも分かるように、マンション価格と住宅地価格には長期的関係が無いことが分かった。これは、マンション・住宅地価格比率が定常でないという結果にもとづく。住宅地とマンション（建物部分）は補完的關係であるというのが一般的な認識で、他国ではこれらの価格間に長期的関係があることを示した論文もある（Ooi & Lee (2006)）。Granger テストによる因果関係テストにおいて、マンション価格上昇率から住宅地価格上昇率への因果関係は見つかったが、その反対の証拠は見つけることができなかった（表3）。これは、シンガポール（Ooi & Lee (2006)）やフィンランド（Oikarinen (2013)）を対象とした先行研究と同様の結果である。Oikarinen (2013)は住宅価格の方が経済ファンダメンタルズの変動を早く反映させるからだと論じている。これらの結果にもとづき、本研究では住宅地をマンション価格の決定要素として考えていない。

第二に、名目マンション価格と異なり、実質価格は単位根過程 ($I(1)$) に従い変動している結果を ADF 検定は報告している。これは、名目価格の方がより爆発的 (explosive) 要素を含んでいると理解することができる。実質価格は CPI を用いて作成したため、マンション価格は一般的な財サービスの価格とは異なる変

動していることを意味する。

5. マンション価格のトレンドと強バブル

前節で解説した強バブル単位根検定を用い、マンション価格と経済ファンダメンタルズの長期的関係を検証する。特にここではマンション市場が強バブルを経験したのかという点に着目し、経済ファンダメンタルズ（実質所得、実質住宅金利、在日中国人数）を用い分析する。本論文が取り扱う強バブルテストは単位根検定であるため、Engle-Granger 手法のようにマンション価格の誤差項を求めることから始める。OLS で求めたこれら変数の係数は表 4 にまとめられている。多くの場合、経済理論通りの関係が存在することが分かる。つまり、所得と中国人居住者数はマンション価格と正の関係を持ち、住宅金利はマンション価格と負の関係を持っている。例外として、北海道においてマンション価格と所得に負の関係があることが示された。これは、三大都市圏と比較しリーマンショックからの景気回復が遅かったことが要因でないかと考える。

この係数をもとにマンション価格の誤差項を求め、その誤差項に強バブル検定を応用した。一般的な分布を検定に用いることができないため、棄却値を 1000 回の抽出のモンテカルロ法により求めた。結果は多少検定方法により異なるが（表 5）、より頑強と考えられる手法である SADF や GSADF によると帰無仮説が棄却できないことから、どの地域においても強バブルは存在しなかったと結論付けることができる。

このように強バブルの不在を確認することができたが、この右側検定は帰無仮説で弱バブルを、そして対立仮説で強バブルを仮定しているため、経済が定常にある状態を想定していない。市場は大半定常状態にあると考えられるため、バブル状態のみを現実として捉え検証することには無理がある。そのため、次節では弱バブル vs 定常（非バブル）という仮説を検証する。

6. マンション市場における弱バブル

強バブルが存在しなかったという結果から、ここでは (1) 式にもとづきマンション市場が弱バブルを経験したのか、平常（非バブル）であったのか検証する。

³ ECM の符号が負であることは価格と経済ファンダメンタルズの間に関係が

³ 多変量共和分検定（Johansen）によると、マンション価格と経済ファンダメンタルズには一つの共和分が存在することが分かった。この継続として Vector Autoregression Model による弱バブルの検証も可能であるが、本論文での強バブルの分析方法との整合性を保つため本研究では (1) 式を用いている。

存在するため経済が定常状態にあることを示唆する。反対に、この対立仮説を支持できない場合は弱バブルの存在を確認することになる。(1)式の z には取引件数、人口増減、住宅新規着工件数、マンション取引件数が含まれ、これらの追加された変数は、マンション価格変動、つまり短期的な価格の動きを説明するために用いられる。⁴

不動産における価格と取引件数の研究は株式の研究と比較すると稀であるが、Stein(1995)は理論的に取引件数が増えると住宅価格も上昇することを報告している。そして、この関係はリピート購入者が多いほど強くなることが分かっている。しかし、Follain & Velz (1995)は住宅購入時に必要な頭金が消費者に大きな負担となるため、負の関係になる可能性があることを論じている。同様に Ortalo-Magne & Rady (2006)は一般的に裕福でない若年層の所得と住宅価格の間に負の関係が発生する可能性を指摘している。

ECMの符号が負で大半が有意あることから(表6)、本研究は近年のマンション市場には一般的に弱バブルは存在しなかったことを示している。ECMに中国在住者数を含むモデルからも同様の結論を導くことができる。つまり、前節の強バブル検定結果も考慮すると、強弱に関わらず近年の日本のマンション市場においてバブルは存在しなかったということになる。これは強バブル検定だけでは導くことができなかつた結果である。⁵

7. インフレと取引件数

最後に、市場参加者の情報量と深く関連していると考えられている取引件数と価格インフレについて検証する。本研究が使用しているマンション取引件数データはマンション価格と同じく民間部門の売買に関連している。そして、個人と法人企業に分類されている。つまり、四種類の取引タイプ：1)個人から個人、2)個人から企業、3)企業から個人、4)企業から企業、の取引件数が記録されており、個人間の取引が件数としては一番多く全体の50%ほどを占めている。

⁴ スペースの関係で単位根検定結果は本論文に記載されていないが、 z に含まれる変数は定常である。

⁵ 本研究ではバブルとデータの構造変化を明確に区別していない。バブルは暫定的に存在する現象であるため、マンション価格インフレ式に構造変化があることは市場にバブルが存在したと解釈することができる。構造変化は単位根や共和分検定の帰無仮説を棄却する能力を低下させる(Perron(1989))ことを考慮すると、本研究結果のバブルの不在は構造変化がなかったことを意味する。

これらの市場参加者別マンション取引件数のデータを用いてインフレを分析した結果も表6に記されている。興味深い点は、取引件数の符号や有意性が取引ペアにより異なることである。具体的には、法人企業が取引に関連しているとき特に理論的に予想される正で有意な関係が見られる。企業は一般的に家計よりリーマンショックからの経済的回復が早かったことや、より多くの関連情報を保有していることが予想される。そのため、個人と企業との間で情報の非対称性が存在したのではないかと考えられる。土地価格の研究では売手と買手の間に情報の非対称現象が存在すると論じられている (Pope (2008))。住宅市場においても、原野 他 (2012)は改築情報が買手に十分伝わっていないことを日本のデータを用い示している。これらの研究を補完するように、本研究は、個人企業間で情報の非対称性をマンション市場のデータから報告している。株価や為替レートの研究分野で取引件数と投資家の情報の関係が実証されているが、これらの金融資産と異なり取引頻度が極度に低い不動産において取引件数の重要性が実証されたことは特筆する点である。

以上の結果は、日本の住宅市場の不完全性を異なる点から再確認したことになる。金融市場の発展と深く関連しているが、従来住宅ローンの利便性や多額の頭金の負担により、日本の消費者は流動性制約に直面しており、住宅購入時期が西洋諸国と比べ遅いことが指摘されてきた。また、住宅購入は投資として考える傾向も消費者に浸透していない。そのため、我が国の中古住宅市場は今後大いに発展する余地があることを裏付ける。

8. 結論

本研究は、日本のマンション市場における価格変動とバブルについて、近年開示されたデータを用い検証した。日本では欧米と比べマンションは人気の高い住居形式で、近年のマンション価格は他の不動産と比較しても大幅な上昇を記録しているため、注目されている。

先ず、統計手法を用い二種類のバブルの定義（強弱バブル）を提案した。弱バブルとは価格が単位根過程で表現できる場合を示唆し、強バブルは価格の爆発的変動を意味する。この異なるバブルを区別することにより、従来の統計手法の問題点を克服することを試みた。そして、本研究の結論として、マンション市場にはいずれのバブルも存在しなかったことを実証した。また所得、住宅金利、中国人在住者数などの経済ファンダメンタルズによりマンション価格の長期的トレンドを説明できることも報告している。

短期的な価格変動は取引件数により説明できることも証明した。金融資産と比べ取引頻度が低いことを考慮すると本研究結果は興味深い。しかし、特に企業を含む取引において有意で理論通りの結果を得たことから、個人と法人との間に情報の非対称があることを本研究結果は示唆している。これは、日本の中古マンション市場の不完全性を反映しているのではないかと考える。

参考文献

- Andrew, M. and G. Meen, 2003, House price appreciation, transactions and structural change in the British housing market: a macroeconomic perspective, *Real Estate Economics* 31, 99-116.
- Ashworth, J. and S. C. Parker, 1997, Modelling regional house prices in the UK, *Scottish Journal of Political Economy* 44, 225-246.
- Bhargava, A., 1986, On the theory of testing for unit roots in observed time series, *Review of Economic Studies* 53, 369-384.
- Black, A., P. Fraser and M. Hoesli, 2006, House prices, fundamentals and bubbles, *Journal of Business Finance & Accounting* 33, 1535-1555.
- Cameron, G., J. Muellbauer and A. Murphy, 2006, Was there a British house price bubble? Evidence from a regional panel. Department of Economics Discussion Paper Series ISSN 1471-0498, University of Oxford.
- Campbell, J. Y., S. J. Grossman and J. Wang, 1993, Trading volume and serial correlation in stock returns, *Quarterly Journal of Economics*, 905-939.
- de Wit, E. R., P. Englund, and M. K. Francke, 2013, Price and transaction volume in the Dutch housing market, *Regional Science and Urban Economics* 43, 220-241.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, 1987, Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing, *Econometrica* 55, 251-276.
- Follain, J. R. and O. T. Velz, 1995, Incorporating the number of existing home sales into a structural model of the market for owner-occupied housing, *Journal of Housing Economics* 4, 93-117.
- Gallin, J., 2006, The long-run relationship between house prices and income: evidence from local housing markets, *Real Estate Economics* 34, 417-438.
- Kraussl, R., T. Lehnert, and N. Martelin, 2016, Is there a bubble in the art market? *Journal of Empirical Finance* 35, 99-109.
- Lyons, R. K., 1995, Tests of microstructural hypotheses in the foreign exchange market, *Journal of Financial Economics* 39, 321-351.
- McGibany, J. M. and F. Nourzad, 2004, Do lower mortgage rates mean high housing prices? *Applied Economics* 36, 305-313.

- Meese, R. and N. Wallace, 1994, Testing the present value relation for housing: should I leave my house in San Francisco, *Journal of Urban Economics* 35, 246-266.
- Meese, R. and N. Wallace, 2003, House price dynamics and market fundamentals: the Parisian housing market, *Urban Studies* 40, 1027-1045.
- Oikarinen, E., 2012, Empirical evidence on the reaction speeds of housing prices and sales to demand shocks, *Journal of Housing Economics* 21, 41-54.
- Ooi, J. and S-T. Lee, 2006, Price discovery between residential and housing markets, *Journal of Housing Research* 15, 95-112.
- Ortalo-Magne, F. and S. Rady, 2006, Housing market dynamics: on the contribution of income shocks and credit constraints, *Review of Economic Studies* 73, 459-485.
- Perron, P., 1989, The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis, *Econometrica* 57, 1361-1491.
- Phillips, P. C. B., S-P. Shi, and J. Yu, 2014, Testing for multiple bubbles: historical episodes of exuberance and collapse in the S&P 500, *International Economic Review*, forthcoming.
- Phillips, P. C. B., Y. Wu, and J. Yu, 2011, Explosive behavior in the 1990s Nasdaq: when did exuberance escalate asset values? *International Economic Review* 52, 201-226.
- Phillips, P. C. B. and J. Yu, 2011, Dating the timeline of financial bubbles during the subprime crisis, *Quantitative Economics* 2, 455-491.
- Pope, J. C., 2008, Do seller disclosures affect property values? Bayer information and the Hedonic model, *Land Economics* 84, 551-572.
- Stein, J. C., 1995, Prices and trading volume in the housing market: a model with down-payment effects, *Quarterly Journal of Economics* 110, 379-406.
- 原野啓、中川雅之、清水千弘、唐渡広志、2012、中古住宅市場における情報の非対称性がリフォーム住宅価格に及ぼす影響、*日本経済研究* 66, 51-71。

表1 主なデータの概要

	平均	標準偏差	単位	出所
名目マンション価格				
全国	103.690	6.561	Index	MLIT
北海道	111.930	14.100	2010=100	MLIT
東京	102.356	6.498		MLIT
愛知	102.842	6.612		MLIT
大阪	103.785	5.774		MLIT
消費者物価指数 (CPI)				
全国	100.894	1.465	Index 2010=100	Datastream (JPCONPRCE)
北海道	101.567	1.905	Index	e-Stat
東京	100.390	1.332	2010=100	e-Stat
愛知	100.959	1.525		e-Stat
大阪	100.970	1.563		e-Stat
マンション取引件数				
全国	12787.740	230.873	Unit	MLIT
北海道	403.000	73.282		MLIT
東京	3796.753	628.371		MLIT
愛知	578.494	108.427		MLIT
大阪	1511.741	260.745		MLIT
マンション取引件数 (個人から個人)				
全国	6343.976	132.836	Unit	MLIT
北海道	234.459	47.570		MLIT
東京	1523.141	339.595		MLIT
愛知	332.918	75.980		MLIT
大阪	762.365	146.764		MLIT
マンション取引件数 (個人から企業)				
全国	2297.282	52.034	Unit	MLIT
北海道	70.753	16.958		MLIT
東京	740.588	163.263		MLIT
愛知	104.835	19.221		MLIT
大阪	286.588	87.552		MLIT
マンション取引件数 (企業から個人)				
全国	3740.694	88.437	Unit	MLIT
北海道	88.28235	25.41073		MLIT
東京	1355.718	312.6904		MLIT
愛知	128.4118	31.91779		MLIT
大阪	416.3294	91.36483		MLIT
マンション取引件数 (企業から企業)				
全国	395.188	9.320	Unit	MLIT
北海道	9.471	5.277		MLIT
東京	174.741	51.179		MLIT
愛知	12.318	5.701		MLIT
大阪	46.082	19.703		MLIT
人口増減 (net)				
北海道	-744.356	1458.6	People	e-Stat
東京	5257.598	8699.782		e-Stat
愛知	583.6092	1123.271		e-Stat
大阪	53.86207	1039.758		e-Stat
全国人口	1.28E+08	246185.6	People	e-Stat
所得	247901.1	4316.898	Billion yen	Datastream (JPCOMEMPB)
住宅着工数	9706.667	2933.417	Unit	Datastream (JPHOUSAPP)
住宅金利	2.516379	0.118667	%	Datastream (JPFHOUSE)

注：国土交通省 (MLIT). The e-Stat は総務省が管理している国内データを提供している。Datastream のコード番号は括弧に記している。所得データは四半期から月次に EvIEWS 8 の関数 (cubic-match last) で変換。サンプル期間は 2008M4-2015M4。

表 2. 一般的単位根検定

変数	レベル		階差	
	統計値	p 値	統計値	p 値
全国				
名目マンション価格	2.025	1.000	-2.781	0.066
実質マンション価格	1.128	0.998	-3.036	0.037
マンション価格・住宅価格比率	0.458	0.984	--	--
北海道				
名目マンション価格	1.869	1.000	-2.435	0.137
実質マンション価格	1.313	0.999	-5.609	0.000
マンション価格・住宅価格比率	-0.024	0.953	--	--
東京				
名目マンション価格	1.736	1.000	-0.970	0.761
実質マンション価格	1.171	0.998	-2.898	0.050
マンション価格・住宅価格比率	-1.610	0.473	--	--
愛知				
名目マンション価格	0.909	0.995	-2.811	0.062
実質マンション価格	-1.529	0.515	-3.515	0.010
マンション価格・住宅価格比率	-1.098	0.714	--	--
大阪				
名目マンション価格	0.422	0.983	-3.070	0.033
実質マンション価格	-0.190	0.935	-4.733	0.000
マンション価格・住宅価格比率	-1.176	0.682	--	--

注: Augmented Dicky-Fuller (ADF) 単位根検定の統計値。検定には切片が含まれており、ラグの長さは Akaike 情報基準により決定。

表 3. マンション価格と住宅地価格の因果関係

帰無仮説	F 統計	p 値
マンション価格変動は住宅地価格変動をもたらさない	1.912	0.066
住宅地価格変動はマンション価格変動をもたらさない	0.937	0.523

注: 全サンプル。F 検定は 2 変数 (年次マンション上昇率と住宅用土地価格の上昇率) と VAR(12) にもとづく。

表 4. マンション実質価格と経済ファンダメンタルズの長期的関係

説明変数	全国 ^a			全国 ^b		
	係数	標準誤差	p 値	係数	標準誤差	p 値
切片	3.698	16.544	0.824	-20.344	24.220	0.403
実質所得	-0.463	2.120	0.828	0.753	1.707	0.660
実質住宅金利	-0.025	0.008	0.002	-0.032	0.007	0.000
在日中国人数	--	--	--	1.087	1.055	0.306
	北海道			愛知		
切片	22.038	13.542	0.108	-6.572	10.436	0.531
実質所得	-2.806	1.738	0.110	0.848	1.336	0.527
実質住宅金利	-0.029	0.013	0.036	-0.014	0.009	0.103
	東京			大阪		
切片	-2.611	6.878	0.705	-6.887	4.580	0.137
実質所得	0.345	0.882	0.697	0.891	0.585	0.132
実質住宅金利	-0.027	0.013	0.038	-0.019	0.008	0.024

注: Heteroscedasticity and autocorrelation consistent (HAC) 標準誤差は Bartlett kernel と Newely-West bandwidth (4) を用いて計算した。

表5. 強バブル検証

	全国 統計値	北海道 統計値	東京 統計値	愛知 統計値	大阪 統計値	99%	棄却域 95%
名目マンション価格と経済ファンダメンタルズ (切片のみ)							
ADF	0.519	-1.052	-0.490	-1.980	-1.080	0.475	0.017
RADF	0.301	-0.713	0.662	-0.741	-1.080	0.777	0.068
SADF	0.219	-0.853	-0.490	-1.715	-1.499	1.851	1.211
GSADF	0.790	-0.509	0.789	-0.760	-1.098	2.648	2.062
実質マンション価格と経済ファンダメンタルズ (実質所得, 実質住宅金利, 在日中国人数)							
ADF	-0.721	-4.562	-1.335	-2.471	-2.388	0.475	0.017
RADF	0.022	-1.533	0.881	-1.163	-1.086	0.777	0.068
SADF	-0.788	-1.534	0.757	-1.263	-1.105	1.851	1.211
GSADF	0.022	-1.305	0.888	-0.911	-1.057	2.648	2.062
マンション価格・住宅地比率							
ADF	-0.792	-2.803	-3.303	-2.765	-3.468	0.475	0.017
RADF	0.153	-0.908	-1.158	-1.134	-1.202	0.777	0.068
SADF	-0.936	-0.908	-1.533	-1.938	-2.166	1.851	1.211
GSADF	0.166	-0.908	-1.158	-0.931	-1.202	2.648	2.062

注: 棄却値は Monte Carlo simulation (1000 回) により求めた。ADF は右側単位根検定。

表 6. 非集計取引件数を用いたマンション実質価格インフレ式の推定

説明変数	全国 ^a			全国 ^b		
	係数	標準誤差	p 値	係数	標準誤差	p 値
切片	-0.256	0.139	0.072	0.006	0.167	0.972
実質所得 (t-1)	5.221	2.347	0.030	4.660	2.374	0.054
実質住宅金利 (t-1)	-0.017	0.003	0.000	-0.016	0.004	0.001
取引件数(個人→個人) (t-1)	-0.008	0.024	0.741	-0.011	0.028	0.694
取引件数(個人→法人) (t-1)	0.035	0.020	0.090	0.027	0.018	0.133
取引件数(法人→個人) (t-1)	0.020	0.023	0.374	0.027	0.024	0.259
取引件数(法人→法人) (t-1)	-0.002	0.008	0.781	-0.004	0.008	0.639
住宅着工件数	-1.780	1.541	0.253	0.068	1.808	0.970
人口増加率	0.002	0.010	0.863	-0.024	0.011	0.042
ECM (t-1)	-0.709	0.167	0.000	-0.533	0.205	0.012
	北海道			愛知		
切片	-0.346	0.466	0.461	0.114	0.465	0.807
実質所得 (t-1)	4.615	4.237	0.280	16.993	3.616	0.000
実質住宅金利 (t-1)	-0.004	0.005	0.473	-0.008	0.005	0.118
取引件数(個人→個人) (t-1)	-0.012	0.043	0.773	-0.007	0.027	0.791
取引件数(個人→法人) (t-1)	0.071	0.030	0.022	0.084	0.028	0.004
取引件数(法人→個人) (t-1)	-0.042	0.032	0.195	-0.037	0.025	0.134
取引件数(法人→法人) (t-1)	0.024	0.008	0.005	0.003	0.011	0.776
住宅着工件数 (t-1)	0.003	0.004	0.465	-0.003	0.005	0.558
人口増加率 (t-1)	0.000	0.000	0.565	0.000	0.000	0.273
ECM (t-1)	-0.202	0.155	0.196	-0.845	0.158	0.000
	東京			大阪		
切片	0.487	0.262	0.068	-0.399	0.321	0.219
実質所得 (t-1)	11.734	2.681	0.000	11.443	1.752	0.000
実質住宅金利 (t-1)	-0.015	0.005	0.002	-0.017	0.004	0.000
取引件数(個人→個人)	0.005	0.039	0.891	0.012	0.022	0.574
取引件数(個人→法人)	0.053	0.032	0.102	0.027	0.025	0.279
取引件数(法人→個人)	-0.015	0.025	0.551	-0.014	0.019	0.471
取引件数(法人→法人)	-0.018	0.017	0.300	0.024	0.010	0.015
住宅着工件数 (t-1)	-0.007	0.002	0.002	0.002	0.003	0.557
人口増加率 (t-1)	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.010
ECM (t-1)	-0.910	0.194	0.000	-0.998	0.201	0.000

注: HAC 標準誤差を Bartlett kernel と Newely-West (4) を用い求めた。全国^a には実質所得と実質住宅金利が、全国^b には実質所得、実質住宅金利、在日中国人数が ECM に含まれている。

図 1. 名目不動産価格

