

中国上海市の住宅価格バブルに関する一考察

王, 佳
中国上海社会科学院経済研究所 : 助研究員

磯谷, 明德
下関市立大学経済学部経済学研究科 : 特命教授

<https://doi.org/10.15017/4492895>

出版情報 : 経済學研究. 88 (2/3), pp.1-12, 2021-09-30. 九州大学経済学会
バージョン :
権利関係 :

中国上海市の住宅価格バブルに関する一考察[†]

王 佳*
磯 谷 明 徳**

【キーワード】 住宅価格バブル、ファンダメンタルズ・モデル、共和分検定

はじめに

1978年の改革開放以降、中国の住宅の商品化改革は様々な制度整備と試行錯誤を続けてきた。1998年には、住宅の実物分配が完全に廃止され、住宅分配の貨幣化が決定され、住宅の商品化改革が中国全土に広がるようになった。その後、住宅投資の拡大を促し、住宅購入のインセンティブを高めるための貸出基準金利の引き下げや税制上の優遇など様々な支援政策が実施された。こうした政府の下支え政策に加えて、2000年以降の国民経済の高度成長によって国民所得が増加し、都市化が進展するなどにより国民の住宅に対する需要が急増した。これらのことを背景にして、不動産業に対する投資が活発に行われ、不動産市場が飛躍的な発展を遂げた。結果として、2000年以降の中国の不動産市場は幾度となく価格高騰に見舞われることになった。特に、北京市と上海市のような大都市においては、住宅価格が全国平均価格よりも高い上昇率で高騰している。「中国の不動産市場はバブルではないか」という懸念が相次いだのはまさしくこの時期であった。

しかし、これらの住宅価格の高騰が真に経済学上のバブルであったかどうかについては厳密な検証がなされなければならない。王 (2019) では、中国における1999年から2015年にかけての31の省を含むパネルデータを用いて、ファンダメンタルズ・モデルに基づき、中国の住宅価格にバブルは存在するかどうかをパネル共和分検定の手法で検証した。しかしながら、データ入手上の制約により、分析に使用可能なデータ数が不足しているという理由で、上海市を含む5つのクロスセクション(省)を分析対象から除外した。その結果、上海市の住宅価格にバブルが存在するかどうかの検証は不明のまま残された。しかし、上海市は中国の最も経済の発達した都市であり、住宅価格の水準も価格高騰のスピードも全国平均水準をはるかに上回っている。最も代表的な大都市としての上海における住宅価格にバブルが存在するかどうかを明らかにすることは必要であろう。

† 2名の匿名査読者と本誌編集委員会からの本稿に対する有益なコメントと助言に対して記して謝意を表す。もちろんあり得べき残された誤りについては、著者2名にその責任があることは言うまでもない。

* 中国上海社会科学院 経済研究所 助研究員 E-mail: wangjia1985@sass.org.cn

** 下関市立大学経済学部 特命教授、九州大学 名誉教授 E-mail: isogai-a@shimonoseki-cu.ac.jp

本稿の目的は、上海市における1995年から2018年にかけてのデータを用いて、ファンダメンタルズ・モデルに基づき、上海市の住宅価格の高騰がバブルであったかどうかを共和分検定の方法で検証することである。

分析の手順は、まずファンダメンタルズ・モデルに基づいて、上海市の住宅のファンダメンタル価格を推計する。続いて、住宅価格がバブルであるかどうかを判定するために、推計された住宅のファンダメンタル価格と実際の住宅価格との間の共和分関係を検定する。住宅の実際の価格とファンダメンタル価格との間に共和分関係があることは、住宅の実際の価格にバブルが存在しないことを意味する。逆に、住宅の実際の価格とファンダメンタル価格との間に共和分関係がなければ、住宅の実際の価格にバブルが存在すると判定できる。

本稿は次のように構成される。第1節では、上海市の住宅市場の発展状況を概観し、住宅価格の高騰の状況を確認する。第2節では、ファンダメンタルズ・モデルを再論する。第3節では、ファンダメンタルズ・モデルに基づき、上海市の住宅価格にバブルが存在するかどうかを共和分検定の方法で検証し、その分析結果を説明する。最後に、本稿の分析結果をまとめ、その分析結果がどのような位置づけをなすものかについて述べ、併せて今後の課題について言及する。

1. 上海市の住宅市場の概況

中国における住宅の商品化改革に関しては、1978年の改革開放以降、様々な制度整備と試行錯誤が続けられてきた。1990年には、当時の市書記であった朱鎔基の主導の下で、上海市は率先して、「上海市住房制度改革实施方案」を作成し、住宅公共積立金制度¹⁾を導入し、住宅の商品化改革を実施した。1997年のアジア金融危機の影響を克服するために、1998年から朱鎔基元首相の主導の下で拡張的な財政政策と緩和的な金融政策が採られた²⁾。さらに、国有企業改革の一環として、国有企業の負担を軽減させるために、従来の住宅の実物分配制度を完全に廃止し、住宅の商品化改革を全国的に進める方針が決定された。

不動産市場に関する一連の制度整備が推進されるとともに、住宅の商品化改革は民間の膨大な住宅需要を生み出した。政府は不動産投資の拡大を促し、住宅購入のインセンティブを高めるために基準金利の引き下げや税制上の優遇など様々な下支え政策を実施した。特に、2003年8月に、国務院が不動産を国民経済の支柱産業の1つと位置づけたことが、不動産市場の急速な成長をもたらした。

上海市においては、都市化の進展による都市住民の増加（農民工も含むその他の地域からの人口流

1) 住宅公共積立金制度の下では、当時の政府職員や国有企業従業員の賃金の一部が住宅公共積立金に天引きされ、同時に雇用先も同額の金額を住宅基金として当該個人の積立金口座に納入する。その後、一定の基準を満たした上で、当該個人が住宅を購入しようとしたときに、一定額の住宅公共積立金ローンを申請することができる。住宅公共積立金ローンは住宅の建設、購入と修繕に使用できるため、個人の住宅獲得能力を高めた。

2) 財政政策については、赤字予算を実施し、インフラ投資を拡大させた。1998年に1000億元の建設国債を発行した。金融政策については、貸出/預金基準金利を引き下げ（1998年には3回の引き下げ）、法定預金準備率を13%から8%にまで引き下げた。

入もあり)、都市住民の可処分所得の上昇、住宅の住み替え需要の増加などの要因が都市住民の住宅に対する需要を刺激した。旺盛な住宅への需要を満たすために、不動産企業は年々速いペースで不動産投資を拡大し、住宅の供給を加速させた。図1からも分かるように、上海市の不動産開発投資はこの20数年間で大きく拡大し、1995年の466.2億元から2018年の4033.18億元まで拡大した。不動産開発投資が全社会固定資産投資に占める割合は1995年の29%から2018年の53%まで上昇した。

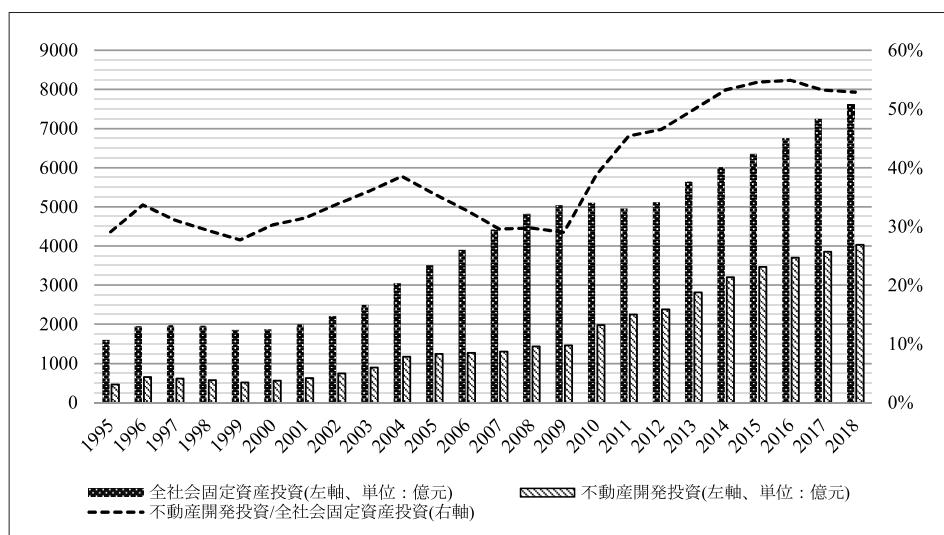
また、図2からは不動産市場における住宅取引が活況を呈したことを見て取ることができる。1995年から2007年までの間に、商品住宅の販売面積は年平均18%の増加率で増加した。特に、2004年には、住宅販売面積は前年比で45%も増加した。

不動産開発投資も住宅需要も拡大し続け、2003年から2007年までの間、住宅価格は著しく上昇した。この時期の住宅価格の高騰は、図3によって確認できる。上海市の商品住宅の価格は2003年の4989元/平米から2007年の8253元/平米に上昇した。2003年から2007年にかけて、住宅価格は平均15.9%の上昇率で高騰し続けた。同時期における中国の全国平均価格は2003年の2197元/平米から2007年の3645元/平米に上昇し、2003年から2007年にかけての住宅価格の上昇率は平均11.9%であった。上海市の住宅価格は全国平均よりも高い上昇率で高騰していたことが分かる。

その後の2008年9月には、米国においてリーマン・ショックが発生し、国際的な金融危機が生じた。その影響は中国にも波及し、国民経済の成長が減速するとともに、上海市においても、不動産開発投資が鈍化し、住宅販売面積が減少し、住宅価格が下落し始めた。

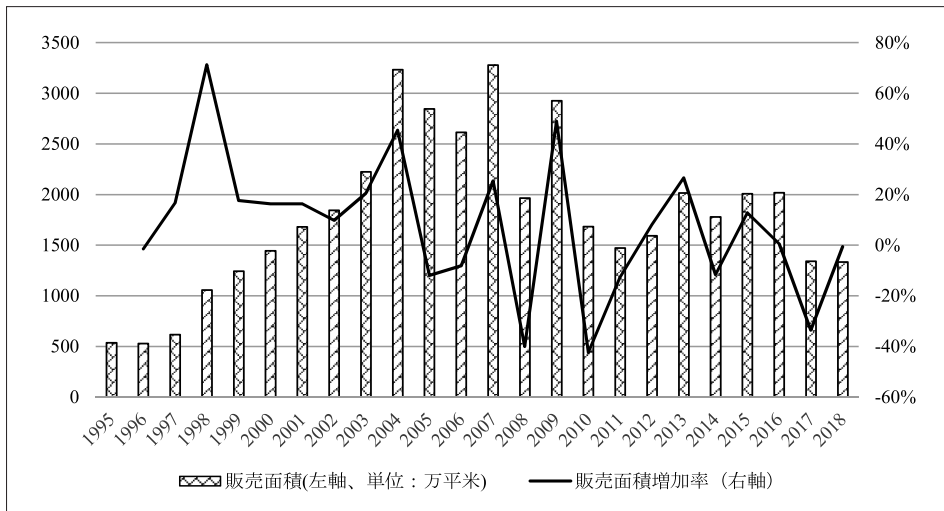
2008年11月には、内需を拡大させ、国民経済の成長を回復させるために、国務院が4兆元規模の投資を含む「内需拡大・成長促進のための10項目の措置」の実施を決定した。2009年には、上海市を含む各地方政府はそれぞれ独自の投資計画を編成するようになった。中国人民銀行も金融緩和政策を引

図1 上海市の全社会固定資産投資と不動産開発投資の推移



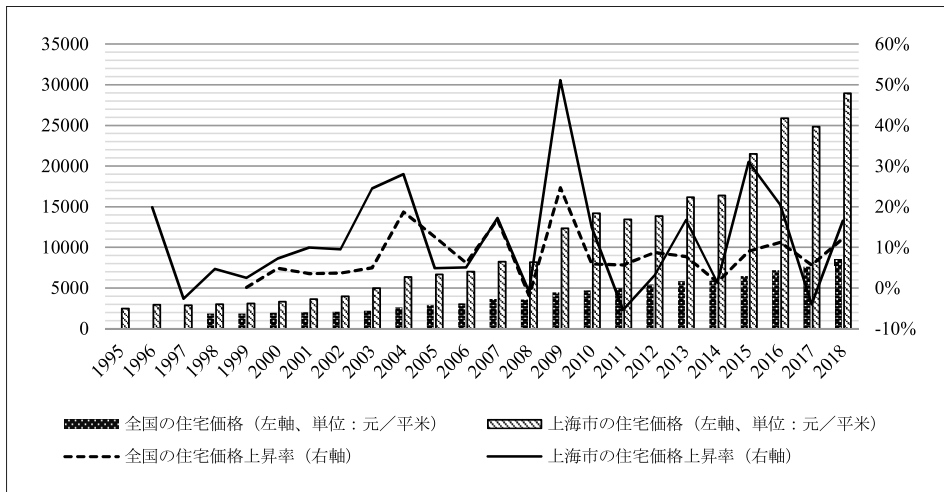
出所：『上海統計年鑑』（1996-2018）と「上海市国民経済和社会発展統計公報」（2018）により作成。

図2 上海市の商品住宅の販売状況の推移



出所：『上海統計年鑑』（1996-2018）と「上海市国民経済和社会発展統計公報」（2018）により作成。

図3 中国全国と上海市の商品住宅の平均販売価格と上昇率の推移



出所：『上海統計年鑑』（1996-2018）と「上海市国民経済和社会発展統計公報」（2018）により作成。

き続き実施し、マネーサプライの供給を加速させた。これらの政策の実施によって、不動産投資が再び活発化し、不動産市場も活況を取り戻した。その結果、上海市の住宅の販売面積は前年比で49%増加し、住宅価格は前年比で52.4%も上昇した。

2009年末になると、不動産市場の過熱を警戒し、中央政府は再度、住宅価格抑制政策を採るようになった。それ以降、政府は不動産市場の市況の変化に応じた各種の政策手段での対応を行うようになった。

た。にもかかわらず、上海市の住宅価格に関しては、その上昇のスピードに増減はあるものの、住宅価格の上昇傾向には変化がなかった（2017年の下落を除く）。上海市の住宅価格は、2009年の12364元／平米から2018年の28981元／平米まで上昇し、2018年における上海市の住宅価格は全国の平均価格の3倍以上にまで達している。

以上のように、2003年から2007年にかけて、そして2009年には、上海市の住宅価格は著しい上昇を見せた。このような住宅価格の高騰については、一般に「バブル」と言われてきた。しかし、これらの価格高騰が経済学で言うところのバブルであるといえるのか、その実証的な検証を行うのが本稿の課題である。

2. ファンダメンタルズ・モデル再論

この節では、ファンダメンタルズ・モデルについて、その要点についてのみ再論する³⁾。ファンダメンタルズ・モデルが成立するためには、資産市場が効率的市場でなければならない。この効率的市場仮説の下では、リスク資産と安全資産の区別がなく、事前的には、それらの投資がもたらす収益は同じである。

(2-1) 式は、リスク資産（例として住宅）と安全資産（国債など）との間の裁定条件を示している。

$$(E_t P_{t+1} - P_t) + R_t - \pi_t P_t = (e_t + \rho_t) P_t \quad (t = 1, 2, 3, \dots \infty) \quad (2-1)$$

ここで、 R_t は t 期の賃貸料、 P_t は t 期の住宅価格、 $E_t P_{t+1}$ は $t+1$ 期の住宅の予想価格、 π_t は住宅保有の固定資産税率、 e_t は安全資産の利子率、 ρ_t は住宅保有のリスク・プレミアムである。 $e_t + \pi_t + \rho_t = r_t$ として、(2-1) 式を無限の将来まで拡張すると、 P_t は次のように決められる。

$$P_t = E_t \left(\lim_{s \rightarrow \infty} \prod_{k=1}^s \left(\frac{1}{1+r_{t+k}} \right) P_{t+s} \right) + E_t \left(\sum_{s=1}^{\infty} \prod_{k=1}^s \left(\frac{1}{1+r_{t+k}} \right) R_{t+s} \right) \quad (2-2)$$

(2-2) 式の右辺の第2項は、保有期間中に獲得する賃貸料の流列の期待値の割引現在価値を示している。第1項については、住宅の売却価格の期待値は無限大にはなりえないので、割引率の成長が住宅価格の成長率を上回ると仮定すると（すなわち、「合理的バブル」⁴⁾の可能性を排除するという横断条件を仮定する）、この第1項はゼロになる。また賃貸料はある成長率で成長するという静学的期待を仮定し ($E_t R_{t+s} = (1+g_t)^s R_t$ $s = 1, 2, 3, \dots \infty$)、割引率に関しても静学的期待を仮定すると ($E_t r_{t+s} = r_t$)、(2-2) 式は次式のようなになる。

$$P_t = \frac{R_t}{1+r_t} + \frac{R_t(1+g_t)}{(1+r_t)^2} + \frac{R_t(1+g_t)^2}{(1+r_t)^3} \dots = \frac{R_t}{r_t - g_t} \quad (2-3)$$

3) 王 (2019) では、バブルの理論と実証について、その先行研究を含めて詳細な議論を行った。したがって、ここでは第3節以降の実証分析に必要な限りでのファンダメンタルズ・モデルについての再論を行うこととしたい。

4) 「合理的バブル」については、詳しくは中村・才田 (2007)、井出 (1992)、浅子・加納・佐野 (1990)、西村 (1990)、Blanchard and Watson (1982) などを参照。

最終的に、住宅のファンダメンタル価格の決定式は（2-4）式になる。

$$P_t = \frac{R_t}{e_t + \pi_t + \rho_t - g_t} \quad (2-4)$$

（2-4）式による住宅のファンダメンタル価格の導出にあたっては、すべて名目データを使用した。ここで（2-4）の両辺を物価水準 Ω_t で除すると、 $\frac{P_t}{\Omega_t}$ は実質価格 P_t^* となり、 $\frac{R_t}{\Omega_t}$ は実質賃貸料 R_t^* となる。分母に関しては、期待インフレ率 ω_t を導入すると⁵⁾、（2-4）式は次式ようになる。

$$P_t^* = \frac{R_t^*}{(e_t - \omega_t) + \pi_t + \rho_t - (g_t - \omega_t)} = \frac{R_t^*}{e_t + \pi_t + \rho_t - g_t} \quad (2-5)$$

（2-5）式から分かるように、住宅のファンダメンタル価格 P_t^* は、賃貸料 R_t^* と賃貸料の予想成長率 g_t が上昇するときに上昇する。一方、安全資産の利子率 e_t 、住宅保有の固定資産税税率 π_t と住宅保有のリスク・プレミアム ρ_t の上昇は、住宅価格の下落を引き起こす。

また、（2-5）式における何らかの要素が変化するならば、その資産のファンダメンタル価格自身も変化する。もし不動産市場に価格高騰のような異変が発生すると同時に、家賃も高騰するとなれば、それはバブルではなく、住宅のファンダメンタル価格自体の上昇である可能性が高い。バブルというのは、家賃、収入や利子率などといったファンダメンタルズによって説明できない場合の価格上昇である。それゆえ、ファンダメンタルズ・モデルに基づいて、バブルを議論するという場合、バブルは以下のように定式化することができる。

$$P_t = P_t^* + B_t \quad (B_t \neq 0) \quad (2-6)$$

（2-6）式において、 P_t はある資産の実際の価格であり、 P_t^* はその資産のファンダメンタル価格であり、 B_t がバブルである。

3. 共和分分析によるバブルの検証⁶⁾

3.1 変数とデータの説明

本稿における分析の対象期間は、上海市の1995年から2018年までの24年間である。共和分分析を行うためには、上海の住宅のファンダメンタル価格を推計しなければならない。ここでは、前節で導いた（2-5）式に従って、中国の住宅のファンダメンタル価格を推計する⁷⁾。（2-5）式の各変数については、すべての変数のデータが存在するわけではないため、先行研究に倣って、代理変数を用い

5) 分母においては、 $(e_t - \omega_t)$ と $(g_t - \omega_t)$ は、それぞれ実質利子率と実質の予想成長率である。

6) 本稿の分析方法の妥当性に関しては、匿名査読者から Phillips et al. (2015)、Wan (2015) と北坂 (2019) の分析方法との異同が指摘された。しかし、上記の諸論文での彼らの分析方法、つまり不動産価格／家賃の比率が発散するかどうかだけでバブルを判定することには問題があると考えている。例えば Wan (2015) の分析結果においては、36の主要都市の不動産価格／家賃の比率が発散するから、これらの都市の住宅価格にバブルが存在すると結論付けられている。しかし、36の都市すべてにバブルが存在するという結果は現実と合っているのかが疑問である。その理由は、家賃や利子率などのファンダメンタルズの変化で、住宅のファンダメンタル価格の上昇がもたらされた可能性が否定できないからである。

7) 本稿では、将来における住宅の販売価格の期待値は無限大にならないと想定し、（2-5）式を採用する。

ることとする。

賃貸料 R_t については、賃貸料というデータが対象期間における上海市の経済統計に存在しないため、都市住民の1人あたり可処分所得を代理変数として使用する⁸⁾。それは賃貸料が人々の可処分所得を超えないし、賃貸料と可処分所得の間に線形関係を仮定することができるからである。

安全資産の収益率 e_t とリスク・プレミアム ρ_t については、リスク資産の収益率 re_t と安全資産の収益率 e_t の間に、下記のような関係が存在する。すなわち、

$$\text{リスク資産の収益率}(re_t) = \text{安全資産の収益率}(e_t) + \text{リスク・プレミアム}(\rho_t)$$

である。この関係を用いて、(2-5)式の分母である安全資産の収益率(e_t) + リスク・プレミアム(ρ_t) はリスク資産の収益率(re_t) で代替する。また、リスク資産の収益率については、耿・黄(2013)に従って、不動産業の付加価値増加率を代理変数として使用する。

また、中国において、不動産の保有に関しては、「房産税」と「都市土地使用税」が課税される。「房産税」は普通の住宅に対する課税ではなく、営利用の建物に対する課税である。営利用建物の住宅保有の税率(π_t)は、全国一律の1.2%である。ゆえに、住宅保有の税率(π_t)については、1.2%という税率を適用する¹⁰⁾。

賃貸料の期待成長率(g_t)に関しては、先行研究の多くがGDPの成長率を代理変数として使用した。ここでは、1年後のGDP成長率(実質)を賃貸料の期待成長率(g_t)の代理変数として用いる。

以上の説明に基づき、前節の(2-5)式を以下の(2-5)'式のように変形し、住宅のファンダメンタル価格を推計する。

$$P_t^* = \frac{R_t^*}{re_t + \pi_t - g_t} \quad (2-5)'$$

各変数のデータの出所と記述統計量は表1と表2に示されている。なお、住宅の実際の価格 RP_t については、上海市の商品住宅の平均販売価格を用いる。また、都市住民1人あたり可処分所得、不動産業の付加価値増加率、GDP成長率と商品住宅の平均販売価格については、消費者物価指数(CPI)で実質化したものを使用する。さらに、住宅の実際の価格 RP_t と(2-5)'式によって推計されたファンダメンタル価格 P_t^* はともに対数変換を行う。

3.2 共和分検定のための枠組み

Engle and Granger (1987) は、2つ以上の非定常シリーズの線形関係式が定常状態である時の関係

8) Wan (2015) では、家賃のデータとして「yearly price index of housing rent from household survey」が使用されている。このデータのソースは『中国統計年鑑』の消費者物価指数の構成項目である「居住 (residence)」のなかの「賃貸住宅家賃 (rent of rental housing) 消費価格指数」である。データの収集方法は、消費者物価指数の調査方法に従っている。すなわち、全国の500の市・県を調査対象地域とし、各地域の特定の場所(調査点)のデータを集めている(中国の市は293であり、県は1301である)。また、中国の消費者物価指数の調査に関しては、5年ごとに調査対象を調整している。そのため、この「yearly price index of housing rent from household survey」というデータを、中国の家賃データとして使うのは適切でないと考えられる。近年になって、複数の民間のデータベースには、実際の賃貸契約に基づいた家賃の月次や年次データが集められているが、それらのデータの期間は短く、本稿の対象期間の1995年から2018年までのデータは存在していない。以上の理由から、本稿では、家賃の代理変数として可処分所得を使用することにした。

表1 変数・データの出所

変数	出所
賃貸料 R_t (都市住民1人あたり可処分所得)	『上海統計年鑑』(1996年-2018年) 『上海市国民経済和社会発展統計公報』(2018年-2019年) ⁹⁾
リスク資産の収益率 re_t (不動産業の付加価値増加率)	
賃貸料の期待成長率 g_t (1年後のGDP成長率)	
住宅の実際の価格 RP_t (商品住宅の平均販売価格)	
消費者物価指数 CPI	
住宅保有の税率 π_t	『中国の税制』(2004年)

表2 データの記述統計量

	平均値	中央値	最大値	最小値	標準偏差	標本数
都市住民1人あたり可処分所得 R_t	28018	22146	68034	7172	18905	24
不動産業の付加価値増加率 re_t	0.166	0.183	0.490	-0.190	0.156	24
GDP成長率 g_t	0.099	0.103	0.152	0.060	0.027	24
商品住宅の平均販売価格 RP_t	10615	7611	28981	2477	8142	24
消費者物価指数 CPI	103.05	102.35	118.70	99.60	3.94	24
住宅保有の税率 π_t	0.012	0.012	0.012	0.012	0.000	24

を共和分関係であると指摘した。2つの変数に対して共和分検定を実施し、共和分関係が存在すると、両者の間に長期均衡関係が存在すると判定する。住宅の実際の価格とファンダメンタル価格との間に共和分関係があることは、住宅の実際の価格にバブルが存在しないことを意味する。もし、住宅の実際の価格とファンダメンタル価格との間に、共和分関係がなければ、住宅の実際の価格にバブルが存在すると判定する。

住宅の実際の価格とファンダメンタル価格の長期均衡関係を検証するために、2変数の共和分方程式を(3-1)式のように定式化する。

$$RP_t = \alpha + \beta Trend_t + \gamma P_t^* + \varepsilon_t \quad (3-1)$$

(3-1)式において、 RP_t (対数値) は住宅の実際の価格、 P_t^* (対数値) は住宅のファンダメンタル価格である。 α は定数項であり、 $Trend_t$ はトレンド項である。 ε_t は誤差項である。

共和分検定に使われる変数は $I(1)$ 変数でなければならない。従って、住宅の実際の価格 RP_t とファンダメンタル価格 P_t^* に対して単位根検定を実施し、2つの変数が $I(1)$ 変数であるかどうかを検定する。表3には、Augmented Dickey-Fuller 単位根検定と Phillips-Perron 単位根検定の結果が示されている¹¹⁾。

住宅の実際の価格 RP_{it} については、レベル変数の単位根検定の結果、Augmented Dickey-Fuller 検定と Phillips-Perron 検定の両方において、「単位根が存在する」という帰無仮説を棄却できなかった。そ

9) 上海市統計局 (2018-2019) 「上海市国民経済和社会発展統計公報」。

10) 2011年から、上海市では、個人の住宅保有に関する「房産税」改革が行われた。(既存の住宅でなく) 新規購入の住宅を対象に、市場取引価格の70%を0.6%または0.4%の税率で「房産税」を徴収している。しかしながら、課税対象の狭さや、課税税率の低さの理由で、本稿では、この「房産税」改革を考慮しない。それゆえ、住宅保有の税率 (π_t) については、本稿の全分析期間において1.2%という税率を適用する。

11) 単位根検定にあたっては、ラグ回数に関して、AIC 情報基準量に基づいて最適なラグ回数を選択した。

表3 単位根検定の結果

		Augmented Dickey-Fuller 検定	Phillips-Perron 検定
住宅の実際の価格 RP_t	レベル変数	1.5076 (0.9999)	0.6593 (0.9991)
	1階差変数	-4.3898** (0.0140)	-12.6055*** (0.0000)
住宅の理論価格 P_t^*	レベル変数	2.0258 (1.0000)	-2.8710 (0.1890)
	1階差変数	0.5479 (0.9688)	-37.4858*** (0.0000)

注：(1) Augmented Dickey-Fuller 検定と Phillips-Perron 検定の帰無仮説は、「単位根が存在する」ということである。

(2) Augmented Dickey-Fuller 検定と Phillips-Perron 検定においては、定数項とトレンド項が含まれる。

(3) 括弧内は P 値である。

(4) *, **, *** はそれぞれ 10%、5%、1% 水準で有意であることを意味する。

れに対して、1階差変数の単位根検定の結果、帰無仮説が5%水準 (Augmented Dickey-Fuller 検定) または1%水準 (Phillips-Perron 検定) で棄却された。それゆえ、住宅の実際の価格 RP_{it} が $I(1)$ 変数であると判定できる。

住宅のファンダメンタル価格 P_{it}^* については、レベル変数の単位根検定の結果、Augmented Dickey-Fuller 検定と Phillips-Perron 検定の両方において、「単位根が存在する」という帰無仮説を棄却できなかった。それに対して、1階差変数の単位根検定の結果、Augmented Dickey-Fuller 検定においては、帰無仮説を棄却出来なかったが、Phillips-Perron 検定においては、帰無仮説が1%水準で棄却された。Augmented Dickey-Fuller 検定の結果は、住宅のファンダメンタル価格 P_{it}^* が $I(2)$ 変数である可能性を示しているが、Phillips-Perron 検定の結果をまとめてみると、住宅のファンダメンタル価格 P_{it}^* が $I(1)$ 変数であると判定できる。

3.3 共和分検定の結果

以上の単位根検定の結果によると、住宅の実際の価格とファンダメンタル価格は $I(1)$ 変数であることが分かる。従って、 $I(1)$ 変数である両変数を利用し、(3-1) 式の共和分方程式に基づき、共和分検定を行うことができる。表4は、Engle-Granger 検定と Phillips-Ouliaris 検定の結果を示している。

表4が示すように、Engle-Granger 検定と Phillips-Ouliaris 検定の両方において、Tau-statistic はそれぞれ -1.8984と -1.8974であり、「共和分関係が存在しない」という帰無仮説を棄却出来なかった。この結果は、住宅の実際の価格は理論価格から乖離し、住宅の実際の価格にバブルが存在することを示している。

表4 共和分検定の結果

	Engle-Granger 検定	Phillips-Ouliaris 検定
Tau-statistic	-1.8984	-1.8974
P 値	0.5986	0.5990

注：(1) Engle-Granger 検定と Phillips-Ouliaris 検定における帰無仮説は、「共和分関係が存在しない」ということである。

(2) Engle-Granger 検定のラグ回数に関しては、AIC 情報基準量に基づいて最適なラグ回数を選択した。

(3) *, **, *** はそれぞれ10%、5%、1% 水準で有意であることを意味する。

おわりに

本稿の課題は、王（2019）では分析されずに残された5つのクロスセクション（省）のうち、上海市を取り上げ、新たに入手した1995年から2018年までのデータを用いて、この期間での上海市における住宅価格の高騰がバブルであったかどうかを検証することであった。実証分析の方法も手順も王（2019）でと同一の方法と手順を採用した。すなわち、まずファンダメンタルズ・モデルに基づいて、上海の住宅のファンダメンタル価格を推計する。このファンダメンタル価格が上海市の住宅価格の理論値である。次に、このファンダメンタル価格と実際の住宅価格との共和分関係を検定する。これら2つの価格の間に共和分関係の有る無しに応じて、上海市の住宅価格の高騰にバブルが存在するか否かを判定する。分析の結果は次の通りであった。Engle-Granger 検定と Phillips-Ouliaris 検定を行った結果、上海市の住宅の実際の価格とファンダメンタル価格の間には共和分関係が存在せず、両者の間に長期的な均衡関係は存在しない。この結果は、上海市の住宅価格にバブルが存在することを示しているというものである。

この分析結果は、王（2019）でのそれと同様に単純なものであるが、極めて明快である。共和分検定の結果は、実際の価格とファンダメンタル価格の間に共和分関係が存在せず、両者の間に長期的な均衡関係が存在しないことを示している。したがって、住宅の実際の価格がその理論値である住宅のファンダメンタル価格から一旦乖離してしまうと、長期間にわたって実際の価格は理論値であるファンダメンタル価格に収束しないことになる。これは、長期にわたる価格の持続的な上昇というバブルの一般的な定義にかなうものである。すなわち、本稿の分析の対象期間である1995年から2018年までの上海市における住宅価格の高騰はバブルであったということである。本稿の分析は、王（2019）とあわせて、ファンダメンタルズ・モデルに基づき、共和分検定の方法でバブルの検証を行ったということであり、現代中国における資産価格のバブルの分析への貢献をなそうとするものである。また、データの制約という困難を克服し、中国最大の都市である上海市の長期のデータを使用してバブルの検証を行ったことも本稿の貢献である。

ところで、本稿の分析によって明確に主張できるのはここまでである。上海市での住宅価格高騰はどのような要因によってもたらされたのか。もし複数の要因があるならば、その中でどの要因が住宅価格の高騰に最も貢献しているのか。また、中国の他の地域や省・都市と比較して、上海の住宅価格の高騰には何か特殊な要因があるのか否か。これらの課題に本稿の分析は答えることができない。これらの課題に答えるためには、新たな分析と議論を行わなければならないからである。そして、そうした新たな分析によって上海市における住宅価格の高騰の要因を明確に特定できたならば、この価格高騰に対処する政策的な処方箋についても明確に主張できることになる。いずれにしても、これらの残された諸課題に対する分析と議論については、別稿に期するしかないと述べるにとどめて本稿の筆を擱くことにする。

参考文献

[日本語文献]

- 浅子和美・加納悟・佐野尚史（1990）「株価とバブル」西村清彦・三輪芳朗編『日本の株価・地価—価格形成のメカニズム』東京大学出版会、第3章、pp.57-86。
- 井出多加子（1992）「地価バブルの統計的考察」『季刊住宅土地経済』第6号、pp.17-23。
- 王佳（2019）「中国の住宅価格にバブルは存在するか—省別パネルデータを用いた実証分析」『中国経済経営研究』第3巻第1号、pp.28-48。
- 北坂真一（2019）「マンション・バブルの検証」『経済学論叢』第71巻第1号、pp.23-41。
- 中国税制研究グループ編（2004）『中国の税制』財団法人大蔵財務協会税のしのべ総局。
- 中村康治・才田友美（2007）「地価とファンダメンタルズ—加重平均公示地価指標を用いた長期時系列分析—」日本銀行調査統計局ワーキングペーパー、2007.3。
- 西村清彦・三輪芳朗（1990）『日本の株価・地価—価格形成のメカニズム』東京大学出版会。
- 野口悠紀雄（1989）『土地の経済学』日本経済新聞社。
- 村松岐夫・奥野正寛編（2002）『平成バブルの研究（上、下）』東洋経済新報社。
- 柳川範之（2002）「バブルとは何か—理論的整理—」村松岐夫・奥野正寛編『平成バブルの研究（上）』東洋経済新報社。

[中国語文献]

- 耿甦・黄有亮（2007）「目前我国房地産行業 β 係数的確定」『基建優化』第28巻第1期、pp.94-97。
- 況偉大（2008）「中国住房市場存在泡沫吗」『世界經濟』第12期、pp.3-13。
- 梁云芳・高鉄梅（2007）「中国房地産价格波動区域差異的実証分析」『經濟研究』第8期、pp.133-142。
- 王鶴・周少君（2011）「中国房价是否存在泡沫—基于省際面板数据的協整分析」『房地産市場』2011年2月下半月版、pp.14-19。
- 中国国土資源部（2010）『中国都市地価状況（2009）』地質出版社。
- 上海市統計局（1996-2018）『上海統計年鑑』中国統計出版社。
- 上海市統計局（2018-2019）「上海市国民經濟和社会發展統計公報」。

[英語文献]

- Ahuja, A. and L. Cheung et al. (2010) "Are house prices rising too fast in china?" *IMF Working Paper*, WP/10/274.
- Blanchard, O. J. and M. W. Watson (1982) "Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets," *NBER Working Paper*, No.945.
- Case, K. E. and R. J. Shiller (2004) "Is There a Bubble in the Housing Market," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.34, No.2, pp.299-362.

- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987) “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, Vol.55, No.2, pp.251-276.
- Mao, G., and Y. Shen (2019) “Bubbles or fundamentals? Modeling provincial house prices in China allowing for cross-sectional dependence,” *China Economic Review*, Vol.53, pp.53-64.
- Phillips, P. C. B., S. P. Shi and J. Yu (2015) “Testing for Multiple Bubbles: Limit Theory of Real Time Detectors,” *International Economic Review*, Vol.56, pp. 1079-1134.
- Sean H., M. H. Pesaran and T. Yamagata (2010) “A spatio-temporal model of house prices in the USA,” *Journal of Econometrics*, Vol.158, pp.160-173.
- Tirole, J. (1985) “Asset Bubbles and Overlapping Generations,” *Econometrica*, Vol.53, No.6, pp.1499-1528.
- Wan, J. (2015) “Household Savings and Housing Prices in China,” *The World Economy*, Vol.38, pp.172-192.
- Wu, J., Gyourko, J., and Y. H. Deng (2010) “Evaluating Conditions in Major Chinese Housing Markets,” *NBER Working Paper*, No.16189.

王 佳〔中国上海社会科学院 經濟研究所 助研究員〕

磯谷 明德〔下関市立大学經濟学部・經濟学研究科 特命教授〕