

【論文】

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—

王 佳

【キーワード】 中国、住宅価格、バブル、ファンダメンタルズ・モデル、パネル共和分分析
【JEL 分類番号】 C3, R3

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増大した。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的に行われ、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。「中国の不動産市場はバブルではないか」の懸念が相次いだのはまさしくこの時期であった。

2007年と2009年に経験した価格高騰については、一般にそれらは「バブル」と言われてきた。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。従って、本稿の目的は、2000年以降の住宅価格の高騰がバブルであったかどうかを厳密に検証することである。具体的には、資産価格の決定モデ

ルとしてファンダメンタルズ・モデルを採用し、中国における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という方法を採用する。

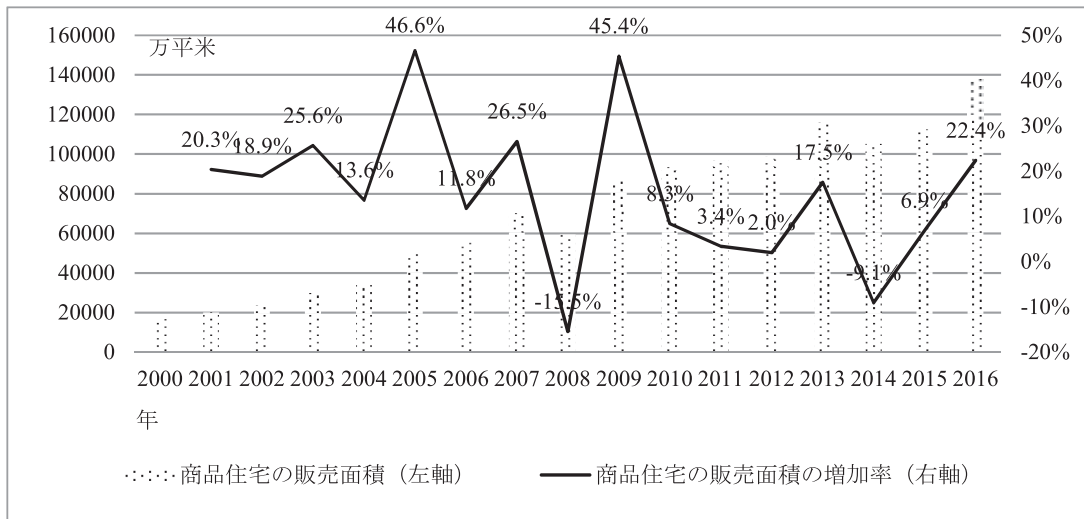
本稿は次のように構成される。第1節では、中国における不動産市場の発展状況を概観し、住宅価格の高騰の事実を確認する。第2節では、バブルに関する理論及び実証研究についての先行研究のサーベイを行い、本稿で採用する理論モデルと実証分析の方法を明示する。第3節では、ファンダメンタルズ・モデルに基づき、中国の住宅価格にバブルは存在するかどうかを共和分分析の方法で検証し、その分析結果を説明する。最後に、本稿の分析結果をまとめ、分析結果の政策的含意について述べ、併せて今後の課題について言及する。

1. 中国の不動産市場

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。1978年から1997年にかけて、住宅制度改革に関する数多くの法律や制度が制定されたが、全国規模の不動産市場の形成や完全な住宅の商品化は達成されなかった。

1997年に、東南アジアを中心としたアジア金融危機が発生し、その影響は中国にも波及した。

図1 商品住宅の販売状況の推移



(出所)『中国統計年鑑』各年版より作成。

経済成長を刺激するために、1998年からは朱鎔基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¹。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、国務院が不動産業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。

以上のように、不動産業を一層発展させるために、政府は数多くの支援政策を採ってき

た。さらに、都市化の進展による都市住民の増加、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。このように住宅への実需の高まりがある一方、中国の金融・資産市場は未発達な状況にあったために、投資家たちの国内での投資先が十分ではなかったという要因も見落としてはならない。このことが投資家たちの住宅への投資や投機的な需要を生み出したからである。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住宅投資を拡大し、住宅の供給を加速させた。住宅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。不動産市場が過熱化し、住宅価格の高騰はバブルではないかとの懸念も出てきた。

この時期の不動産市場の過熱と住宅価格の高騰は、図1と図2によって確認できる。図1から不動産市場における住宅取引の活況を看取することができる。2003年から2007年までの間に、商品住宅の販売面積は年平均24.8%の増加率で増加した。特に、2005年には、住宅販売面積は前年比で46.6%も増加した。住宅価格の高騰については、図2が示すように、全国の商品住

1 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。

図2 商品住宅の平均販売価格と上昇率の推移



(出所)『中国統計年鑑』各年版より作成。

(注) 住宅価格は全国の商品住宅の平均販売価格を使用し、別荘といった高級住宅や、中低所得層向けの保障性住宅、または商業用ビルの価格ではない。

宅の価格は2003年の2197元/平米から2007年の3645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11.9%の上昇率で高騰し続けた。

その後、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、不動産市場においても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、内需を拡大し、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。民間投資の拡大を促進するために、中国人民銀行は金融緩和政策を実施し、さらに不動産市場を回復させるために、国務院は「不動産市場の健康的な発展を促進することに関する国務院弁公庁の若干意見」²を公表した。

しかし、金融緩和政策や不動産市場の発展を刺激する政策が実施されたにもかかわらず、不動産市場の低迷を回避できなかった。2008年には、住宅の販売面積が前年よりも大きく落ち込み、15.5%減少した。住宅価格も前年比で1.9%下落した。

2009年に至ると、前年の4兆元投資計画が着実に実施され、各地方政府も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、住宅の販売面積は前年比で45.4%増加した。住宅価格も急騰し、前年比で24.7%上昇した。一部の地域、例えば、上海市の住宅価格は、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、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従い、それぞれの政策手段で対応している。住宅価格に関しては、その上昇のスピードに変化がありながらも、住宅価格の上昇傾向

2 国務院「国務院弁公庁關於促進房地產市場健康發展的若干意見」(2008年12月20日)。

には変化がなかった。

しかし、2012年以降は、中国での不動産市場の両極分化が明らかになった。過熱と低迷が混在するというように、地域ごとに不動産市場の状況は大きく異なるということが生じた。例えば、2015年の各地域の住宅販売面積を見てみると、東部、中部、西部と東北地域の販売面積の前年比増加率はそれぞれ、13.3%、8.9%、3.4%と-24.5%であった。住宅価格について見ると、深圳、上海、武漢と南京ではそれぞれ33.4%、17.6%、13.0%と9.7%の上昇であったのに対し、福州、瀋陽、南昌ではそれぞれ-9.9%、-7.9%と-4.9%の下落となった。

以上、改革開放以降の中国の不動産市場の発展状況を概観した。2003年から2007年にかけて、または2009年には、中国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、一般にそれらは「バブル」であると言われてきた。しかし、これらの価格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。次節では、住宅価格バブルを検証するための準備作業として、バブルに関する理論と実証分析についての先行研究をサーベイする。

2. バブルの理論と実証：先行研究

2.1 バブルの理論

一般に、何らかの資産価格が急上昇した時に、それを「バブル」と呼ぶ場合が多い。例えば、Kindleberger (2000) は、「価格が大幅に上昇し、その後、反落する場合を、バブルと呼び、価格が大幅に下落する場合を崩落と呼ぶ」³ と述べ、香西・白川・翁 (2001) も、1980年後半の日本経済の経験を踏まえ、「『バブル経済』は、資産価格の急激な上昇、経済活動の過熱、マネーサプライ・信用の膨張という三つの現象によって特徴づけられる」⁴ と述べる。しかし、このような記述からは何をもってバブルと判断するの

かについてはなお不明確なままである。

それに対して、経済理論におけるバブルについての定義が明確に定められている。経済理論におけるバブルとは、「実際の資産価格が当該資産のファンダメンタル価格から乖離して上昇または下落する現象」を指す⁵。この経済学上のバブルの定義において、決定的に重要なのは、資産のファンダメンタル価格である。以下では、資産のファンダメンタル価格を決定するファンダメンタルズ・モデルを説明する。

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。すなわち、投資家が資産市場に関する完全な情報を持ち、合理的な予想に基づいて資産選択行動を行うと仮定する。資産市場が効率的であり、投資家たちが合理的に行動し、どの投資家もほかの投資家より平均以上の超過利益を獲得することはできないと仮定される。これらの仮定の下では、どの資産に投資しても、事前的には同等な投資収益がもたらされる。すなわち、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。

上記の仮定の下では、リスク資産（例として住宅）と安全資産（国債など）との間に、以下のような裁定条件が成立しなければならない。

$$\begin{aligned} & (E_t P_{i,t+1} - P_{i,t}) + R_{i,t} - \pi_{i,t} P_{i,t} \\ & = (e_{i,t} + \rho_{i,t}) P_{i,t} \quad (t = 1, 2, 3, \dots, \infty) \end{aligned} \quad (2-1)$$

ここで、 $R_{i,t}$ は t 期における地域 i の賃貸料、 $P_{i,t}$ は t 期における地域 i の住宅価格、 $E_t P_{i,t+1}$ は $t+1$ 期における地域 i の住宅の予想価格、 $\pi_{i,t}$ は住宅保有の固定資産税税率、 $e_{i,t}$ は安全資産の利子率、 $\rho_{i,t}$ は住宅保有のリスク・プレミアムである。 $e_{i,t} + \pi_{i,t} + \rho_{i,t}$ を $r_{i,t}$ とし、(2-1) 式を変形すると、

$$P_{i,t} = \frac{1}{1+r_{i,t}} (R_{i,t} + E_t P_{i,t+1}) \quad (2-2)$$

になる。(2-2) 式によると、 $t+1$ 期において、

5 武田 (2010)、柳川 (2002)、井出 (1992)、浅子・加納・佐野 (1990)、西村 (1990)、野口 (1989)、Tirole (1985)、Blanchard and Watson (1982) などを参照。

3 Kindleberger (訳) (2000, 21ページ)。

4 香西・白川・翁 (2001, 10-11ページ)。

$$E_t P_{i,t+1} = \frac{1}{1+r_{i,t+1}} (E_t R_{i,t+1} + E_t P_{i,t+2}) \quad (2-3)$$

になる。(2-3)式を無限の将来まで拡張すると、 $P_{i,t}$ は次のように決められる。

$$P_{i,t} = E_t \left(\lim_{s \rightarrow \infty} \prod_{k=0}^s \left(\frac{1}{1+r_{i,t+k}} \right) P_{i,t+s} \right) + E_t \left(\sum_{s=0}^{\infty} \prod_{k=0}^s \left(\frac{1}{1+r_{i,t+k}} \right) R_{i,t+s} \right) \quad (2-4)$$

(2-4)式の右辺の第2項が、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、将来において、住宅の売却価格の期待値は無限大にならないので、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、以下で述べる「合理的バブル」の可能性を排除するという横断条件を仮定する)、(2-4)式の右辺の第1項はゼロになる。従って、(2-4)式は次のようになる。

$$P_{i,t} = E_t \left(\sum_{s=0}^{\infty} \prod_{k=0}^s \left(\frac{1}{1+r_{i,t+k}} \right) R_{i,t+s} \right) \quad (2-5)$$

すなわち、住宅の現在価格は、現在から将来までの期待の賃貸料の流列のみによって決定される。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($E_t R_{i,t+s} = (1+g_{i,t})^s R_{i,t}$ $s=1,2,3,\dots$)、割引率に関しても静学的期待を仮定すると($E_t r_{i,t+s} = r_{i,t}$)、(2-5)式は次式のようになる。

$$P_{i,t} = \frac{R_{i,t}}{1+r_{i,t}} + \frac{R_{i,t}(1+g_{i,t})}{(1+r_{i,t})^2} + \frac{R_{i,t}(1+g_{i,t})^2}{(1+r_{i,t})^3} \dots = \frac{R_{i,t}}{r_{i,t}-g_{i,t}} \quad (2-6)$$

最終的に、住宅のファンダメンタル価格の決定式は(2-7)式になる。

$$P_{i,t} = \frac{R_{i,t}}{e_{i,t} + \pi_{i,t} + \rho_{i,t} - g_{i,t}} \quad (2-7)$$

(2-7)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(2-7)の両辺を物価水準 $\Omega_{i,t}$ で除し、 $\frac{P_{i,t}}{\Omega_{i,t}}$ は実質価格 $P_{i,t}^*$ となり、 $\frac{R_{i,t}}{\Omega_{i,t}}$ は実質賃貸料 $R_{i,t}^*$ となる。分母に関しては、期待インフレ率 $\omega_{i,t}$ を導入すると⁶、(2-7)式は次の通

りである。

$$P_{i,t}^* = \frac{R_{i,t}^*}{(e_{i,t} - \omega_{i,t}) + \pi_{i,t} + \rho_{i,t} - (g_{i,t} - \omega_{i,t})} = \frac{R_{i,t}^*}{e_{i,t} + \pi_{i,t} + \rho_{i,t} - g_{i,t}} \quad (2-8)$$

(2-8)式から分かるように、住宅のファンダメンタル価格 $P_{i,t}$ は、賃貸料 $R_{i,t}$ と賃貸料の予想成長率 $g_{i,t}$ が上昇するときに上昇する。一方、安全資産の利子率 $e_{i,t}$ 、住宅保有の固定資産税税率 $\pi_{i,t}$ と住宅保有のリスク・プレミアム $\rho_{i,t}$ の上昇は、住宅価格の下落を引き起こす。

また、もし(2-8)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。例えば、都市化の進展によって、都市住民の住宅に対する需要が高まり、住宅の家賃が将来高まると予想されるならば、住宅価格は上昇する。現在の金融緩和政策が将来も持続し、利子率が低下すると予想されるとき、住宅価格は上昇する。このような住宅価格の上昇はバブルではなく、ファンダメンタル価格そのものの上昇である。

それでは、ファンダメンタルズ・モデルに基づいて、バブルを議論する時に、バブルを以下のように定式化することができる。

$$P_t = P_t^* + B_t \quad (B_t \neq 0) \quad (2-9)$$

(2-9)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。

このバブルは、大きく2つに分けることができる。第1は、「合理的バブル」⁷である。(2-9)式を前述の(2-4)式と比べると、 P_t^* は(2-4)式の右辺の第2項 $E_t \left(\sum_{s=0}^{\infty} \prod_{k=0}^s \left(\frac{1}{1+r_{i,t+k}} \right) R_{i,t+s} \right)$ に相当し、 B_t は(2-4)式の右辺の第1項 $E_t \left(\lim_{s \rightarrow \infty} \prod_{k=0}^s \left(\frac{1}{1+r_{i,t+k}} \right) P_{i,t+s} \right)$ に相当するこ

6 分母においては、 $(e_{i,t} - \omega_{i,t})$ と $(g_{i,t} - \omega_{i,t})$ は、実質利子率と実質の予想成長率である。

7 「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。

とが分かる。資産の実際の価格がファンダメンタル価格だけによって決まる場合に、 $E_t \left(\lim_{s \rightarrow \infty} \prod_{k=0}^s \left(\frac{1}{1+r_{i,t+k}} \right) P_{i,t+s} \right)$ つまり B_t は 0 に収束しなければならない。しかしながら、 $E_t \left(\lim_{s \rightarrow \infty} \prod_{k=0}^s \left(\frac{1}{1+r_{i,t+k}} \right) P_{i,t+s} \right)$ または B_t が必ず 0 に収束するとは限らない。例えば、将来において、住宅価格の成長率が割引率を上回ると予想されるとき、「合理的バブル」が存在する可能性がある。

このような「合理的バブル」は、効率的市場と合理的期待の仮定の下で、資産価格がファンダメンタル価格から乖離して上昇するという予想が合理的である時のバブルであるということになる。たとえば、ある投資家がある資産のファンダメンタル価格よりも高い市場価格でその資産を買うのは、ほかの投資家にその市場価格よりも高い価格で転売できると予想するからである。このような予想に基づく転売のプロセスが無限に続くという予想が投資家の間で共有されることが、合理的バブルが存在することの必要条件となる。もし、何らかの新しい情報を入力し、ファンダメンタル価格より高い価格で転売できないと予想する時、資産価格が下落し、ファンダメンタル価格に収束し、「合理的バブル」は崩壊する。

第2は、「非合理的バブル」である。「非合理的バブル」とは、非合理的な期待や予想に基づいて、資産価格がファンダメンタル価格から乖離するときに生ずるバブルである。現実社会において、すべての人々が合理的な予想に基づいて行動するとは限らない。例えば、柳川 (2002) が指摘するように、ある株式の過去の価格や現在の価格を観察してそれが高いと、将来の価格はさらに高くなるという予想が形成される可能性がある。しかし、一般に、今期の価格が高いからといって、次期の価格がさらに高くなると予想する合理的な根拠はないにもかかわらず、このような非合理的な予想形成のもとで、資産価格が上昇し、バブルと呼ばれるような価格の

動きが生ずる可能性が存在する。

「非合理的バブル」は他の様々な要因によっても生じる⁸。例えば、行動経済学の分野では、投資家の非合理的な行動によってバブルが生ずる可能性を説明する。その説明では、資産市場において、合理的な期待形成に基づき行動する合理的な投資家が存在すると同時に、合理的でない投資家（ノイズ・トレーダー）も存在する。この場合、合理的な投資家は合理的な期待形成に基づき、ある資産のファンダメンタル価格は、 P_t^* であると予想する。それに対して、合理的でない投資家は合理的な期待形成を持たず、何らかの理由で、その資産のファンダメンタル価格を上回る価格 P_t ($P_t > P_t^*$) を予想する。このとき、その資産の実際の価格はファンダメンタル価格から乖離し始める。その後、合理的な投資家は合理的でない投資家の行動を自分の予想に組み込み、ファンダメンタル価格以上の価格でその資産に投資し利益を上げようと行動する。このように、時間の経過とともに、その資産の実際の価格はファンダメンタル価格から乖離し続け、バブルが拡大する⁹。合理的な投資家と合理的でない投資家がともに存在し、両者の共同行動の結果から生まれた資産価格の高騰は、「合理的バブル」とは言えず、「非合理的バブル」と呼びうるものである。

以上、バブルの経済理論について概説した¹⁰。

8 西村 (1990)、浅子・加納・佐野 (1990)、Roubini and Mihm (2010)、Galbraith (1990)、Kindleberger (2000) を参照。

9 行動経済学 (Shiller (2000)、Shleifer (2000)、Thaler (1992)) において、合理的でない投資家は「ポジティブ・フィードバック」取引を行う傾向を持つと指摘し、この傾向がバブルの持続や拡大に寄与するとした。「ポジティブ・フィードバック」取引とは、買いが買いを呼ぶということである。また、行動経済学のいう「横並び行動」(群衆行動、思考の伝染)、Kindleberger (2000) のいう集団的な異常興奮という「熱狂」「群集心理」やケインズの「美人投票」のような行動も、バブルの持続や拡大に寄与する。

10 バブルを「合理的バブル」と「非合理的バブル」に区別することは理論上可能ではあるが、現実

以下では、バブルに関する実証研究についての先行研究のサーベイを行い、本稿で採用する理論モデルと実証分析の方法を明示する。

2.2 バブルの実証

ファンダメンタルズ・モデルに基づき、資産価格にバブルが存在するかどうかを検証する実証研究には、大きく2つの方法がある。

第1の方法は、ファンダメンタルズ・モデルに基づいて、ある資産のファンダメンタル価格を推計し、ファンダメンタル価格とその資産の実際の市場価格を比較し、両者の間に乖離があるかどうかを調べるというものである。もし、ある資産のファンダメンタル価格よりも、その資産の実際の市場価格の方が高いとすれば、その資産の価格にバブルが存在すると判断できることになる。この第1の方法を用いた研究としては、野口(1989)、西村(1990)、経済企画庁(1991)、Case and Shiller(2004)などがある。野口(1989)は、ファンダメンタルズ・モデルに基づき、1987年の東京における住宅用地やオフィス用地の理論地価を推計し、実際の地価である公示地価と比較した。彼は、オフィス用地と住宅用地の公示価格は理論地価を大きく上回ったという結果を導き、「現在の都内の地価の約半分はバブルである。首都圏の地価が最近数年間で倍になったことを考慮すると、高騰以前の水準がほぼ長期均衡水準であり、その後の上昇はほとんど投機的なものである」と結論づけた¹¹。

さて、第2の方法は、ファンダメンタルズ・モデルに基礎を置き、共和分分析の手法を用いて資産の実際の価格とファンダメンタル価格との間の長期均衡関係を調べる方法である。ここでは、資産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存在するならば、資産の実際の価格にバブルは存在しないと判定され

る。他方、両者の間に共和分関係が存在しないと、住宅の実際の価格にバブルは存在すると判定される。

井出(1992)、大越(2012)、中村・才田(2007)、吉岡・山田(2002)において、前述の(2-8)式に基づいて、日本における土地のファンダメンタル価格を推計し、そのファンダメンタル価格と土地の実際の価格との間の共和分関係の検定を行った。使用されるデータやモデルの定式化に相違があるものの、日本の地価は長期的にファンダメンタル地価の水準へ収束するという共通の結果が得られている。つまり、日本の地価は短期的に変動しながらも、長期的には土地のファンダメンタル価格に収束するというのである。

中国の住宅価格については、中国各省の1999年から2008年にかけてのパネルデータを用いて、住宅の実際の価格と都市住民の1人あたり可処分所得との間の共和分関係を検定した王・周(2011)がある。彼らは、都市住民の1人あたり可処分所得をファンダメンタル価格の代理変数とし、全国、中部と西部では両者の間に共和分関係が存在するが、東部では共和分関係が存在しないという結果を得た。この結果は、東部の住宅価格にバブルは存在するが、全国、または中部と西部の住宅価格にバブルは存在しないことを意味するものである。

以上、バブルの存在に関するいくつかの先行研究のサーベイを行った¹²。そのうち、野口

経済において、この2つを区別することは難しい。

11 野口(1989, 75-86ページ)。

12 住宅価格にバブルは存在するかどうかを検証する実証研究には、ファンダメンタルズ・モデルに基づく研究以外に、住宅価格対所得比率(Price/Income ratio: PIR)を用いた研究も多数ある(OECD(2008)、IMF(2009)、彭(2013)、井出・倉橋(2011)など)。また、家賃対価格比率(Rent/Price ratio)を推計し、バブルの有無を判定する方法がある(中国国土资源部(2010)、井出・倉橋(2011)、中神(2014)、彭(2013)、Gallin(2006))。しかしながら、住宅価格対所得比率という基準で、バブルの有無を判断するのはかなり恣意的であり、適切ではない可能性がある。特に中国の場合には、地域ごとの経済状況や所得水準なども異なるため、バブルの有無

(1989)のように、資産のファンダメンタル価格を推計し、その資産の市場価格と比較させ、バブルの存在を検証する方法は理想的とはいえない。なぜなら、それらの多くがファンダメンタル価格の推計において、ごく少数の変数のみを用いて推計がなされているからである。加えて、データ上の制約も大きい。すでに示したように、住宅のファンダメンタル価格を推定するためには、賃貸料のデータが不可欠である。しかし、このデータについては、いくつかの都市については収集可能だとしても、一国全体の賃貸料については収集困難な可能性が高い。中国にいたっては、賃貸料に関する全国規模の統計データがそもそも存在しない。

それゆえ、本稿では、住宅価格におけるバブルの有無を以下の方法で検証する。すなわち、資産価格の決定モデルとしてファンダメンタルズ・モデルを採用し、続いて、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という方法である。住宅のファンダメンタル価格と実際の価格との間に、共和分関係が存在しないと、住宅の実際の価格にバブルは存在すると判定する。

中国の住宅価格におけるバブルの有無を共和分分析の方法で検証した王・周(2011)において、都市住民の1人当たり可処分所得を住宅のファンダメンタル価格の代理変数として実証分析が行われた。しかしながら、1人当たり可処分所得だけを住宅のファンダメンタル価格の代理変数とすることは簡単すぎであり、厳密な推計と分析とは言えない。

それに対して、本稿では、1人あたり可処分所得を賃貸料の代理変数として用い、(2-8)式における分母の安全資産の利率、住宅保有の固定資産税税率、住宅保有のリスク・プレミアムと賃貸料の予想成長率も考慮し、(2-

8)式に従って住宅のファンダメンタル価格を厳密に推計する。また、全国レベル、地域レベル(全国を8つの地域に分ける)、省レベルの住宅価格をそれぞれ分析することによって、中国の住宅価格をより全面的に考察することができる。

3. パネル共和分分析

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、1999年から2015年までの17年間である。分析に用いられるデータは、中国における31の省レベルのデータである。

パネル共和分分析を行うためには、中国における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(2-8)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¹³。(2-8)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、ここでは、先行研究に従って、代理変数を用いることにする。

賃貸料 $R_{i,t}$ については、賃貸料というデータが全国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。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 $e_{i,t}$ とリスク・プレミアム $\rho_{i,t}$ については、リスク資産の収益率 $re_{i,t}$ と安全資産の収益率 $e_{i,t}$ の間に、下記のような関係が存在する。すなわち、

リスク資産の収益率($re_{i,t}$) = 安全資産の収益率($e_{i,t}$) + リスク・プレミアム($\rho_{i,t}$)

である。この関係を用いて、(2-8)の分母である安全資産の収益率 $e_{i,t}$ + リスク・プレミアム $\rho_{i,t}$ はリスク資産の収益率($re_{i,t}$)で代替する。また、リスク資産の収益率については、取

を判断する基準となる住宅価格対所得比率(臨界値)も異なるはずである。家賃対価格比率という指標で、バブルの有無を判定することにも同様な問題がある。

13 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、(2-8)式を採用する。つまり、住宅価格の「合理的バブル」の可能性を排除している。

表1. 変数・データの出所

変数名	出所
賃貸料 $R_{i,t}$ (代理変数：都市住民1人あたり可処分所得)	『中国統計年鑑』(2000年 - 2016年)
リスク資産の収益率 $re_{i,t}$ (代理変数：不動産業の付加価値増加率)	
賃貸料の期待成長率 $g_{i,t}$ (代理変数：GDP成長率)	
住宅の実際の価格 $RP_{i,t}$ (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 $\pi_{i,t}$	『中国の税制』(2004年)

・黄(2013)に従って、中国の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 $\pi_{i,t}$ は、全国一律の1.2%である。ゆえに、住宅保有の税率 $\pi_{i,t}$ については、全国のすべての地域、全期間中に、1.2%という税率を適用する。

賃貸料の期待成長率 $g_{i,t}$ 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。ここでも、各省のGDP成長率(実質)を賃貸料の期待成長率 $g_{i,t}$ の代理変数として用いる。

以上の説明に基づき、前節の(2-8)式を以

下の(2-8)"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。

$$P_{i,t}^* = \frac{R_{i,t}^*}{re_{i,t} + \pi_{i,t} - g_{i,t}} \quad (2-8)''$$

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 $RP_{i,t}$ については、中国における各省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 $RP_{i,t}$ と(2-8)"式によって推計されたファンダメンタル価格 $P_{i,t}^*$ はともに対数変換を行う。

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 $R_{i,t}$	1497.830	12829.500	52961.860	4342.610	8783.776	527
不動産業の付加価値増加率 $re_{i,t}$	0.184	0.153	5.412	-0.190	0.262	527
住宅保有の税率 $\pi_{i,t}$	0.012	0.012	0.012	0.012	0.000	527
GDP成長率 $g_{i,t}$	0.113	0.113	0.238	0.030	0.026	527
商品住宅の平均販売価格 $RP_{i,t}$	3783.265	2952.000	22300.000	729.000	3001.154	527
消費者物価指数 CPI	0.021	0.020	0.101	-0.033	0.022	527

表3. PP-Fisher パネル単位根検定の結果

	住宅の実際の価格 $RP_{i,t}$		住宅のファンダメンタル価格 $P_{i,t}^*$	
	レベル変数	1階差変数	レベル変数	1階差変数
全国	0.02754 (1.0000)	215.527*** (0.0000)	28.4836 (0.9998)	460.572*** (0.0000)
東北地域	0.00018 (1.0000)	19.1834*** (0.0039)	4.35858 (0.6283)	33.3687*** (0.0000)
北部沿海	0.00983 (1.0000)	19.8272** (0.0110)	2.27569 (0.9714)	87.9108*** (0.0000)
東部沿海	0.00095 (1.0000)	19.7157*** (0.0031)	3.39027 (0.7585)	53.8069*** (0.0000)
南部沿海	0.00467 (1.0000)	19.4437*** (0.0035)	1.72442 (0.9432)	50.8048*** (0.0000)
黄河流域中部	0.00050 (1.0000)	28.6532*** (0.0004)	3.03945 (0.9319)	54.0556*** (0.0000)
長江流域中部	0.00050 (1.0000)	21.9845*** (0.0049)	2.02323 (0.9176)	47.1901*** (0.0000)
西南地域	0.00286 (1.0000)	32.6338*** (0.0003)	7.73448 (0.6548)	44.9537*** (0.0000)
西北地域	0.00804 (1.0000)	53.8154*** (0.0000)	3.93748 (0.9501)	88.4811*** (0.0000)

(注) (1) 帰無仮説：単位根が存在する。

(2) () 内はP値。

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

3.2 分析の枠組み

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。

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。

$$RP_{i,t} = \alpha + \beta Trend_{i,t} + \gamma P_{i,t}^* + \varepsilon_{i,t} \quad (3-1)$$

(3-1)式において、 $RP_{i,t}$ (対数値) は住宅の実際の価格、 $P_{i,t}^*$ (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、 $Trend_{i,t}$ はトレンド項である。 $\varepsilon_{i,t}$ 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 $RP_{i,t}$ (対数値) とファンダメンタル価格 $P_{i,t}^*$ (対数値) に対してパネル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証する。表3には、PP-Fisherによるパネル単位根検定の結果が示されている¹⁴。

14 単位根検定にあたっては、本論文でPP-Fisher パネル単位根検定の結果だけを提示したが、Levin, Lin and Chu 検定、Hardi 検定、Im, Pesaran, and Shin 検定とADP-Fisher 検定も行った。それらの検定の結果は本論文のPP-Fisher パネル単位根検定の結果と同じである。ラグ次

表4. パネル共和分検定の結果

	共和分関係がない (None)		共和分関係が多くても1つしかない (At most 1)	
	統計量	P値	統計量	P値
全国	984.6***	0.0000	67.64*	0.0713
東北地域	27.10***	0.0000	4.953	0.2922
北部沿海	42.41***	0.0000	6.439	0.5981
東部沿海	7.230	0.1242	2.762	0.5984
南部沿海	282.5***	0.0000	15.71**	0.0154
黄河流域中部	25.40***	0.0013	11.30	0.1854
長江流域中部	530.6***	0.0000	11.62*	0.0710
西南地域	28.80***	0.0001	5.129	0.5274
西北地域	40.61***	0.0000	9.723	0.4651

(注) (1)帰無仮説：共和分関係が存在しない。

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

住宅の実際の価格 $RP_{i,t}$ については、レベル変数のパネル単位根検定の結果、すべての地域において、「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階差変数のパネル単位根検定の結果、すべての地域において、帰無仮説が1%水準または5%水準で棄却された。それゆえ、すべての地域において、住宅の実際の価格 $RP_{i,t}$ 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 $P_{i,t}^*$ については、レベル変数のパネル単位根検定の結果、すべての地域において、「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階差変数のパネル単位根検定の結果、すべての地域において、帰無仮説が1%水準で棄却された。それゆえ、すべての地域において、住宅のファンダメンタル価格 $P_{i,t}^*$ が $I(1)$ 変数である

と判定できる。

3.3 パネル共和分分析の結果

以上のパネル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 $I(1)$ 変数であることが明らかにされている。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、Johansen Fisher Panel Cointegration Testによるパネル共和分検定の結果を示している。

表4が示すように、全国、東北地域、北部沿海、南部沿海、黄河流域中部、長江流域中部、西南地域および西北地域において、「共和分関係が存在しない」という帰無仮説が1%の有意水準で棄却された。それに対して、東部沿海において、帰無仮説を棄却できなかった。

このパネル共和分検定の結果は、全国レベル、東北地域、北部沿海、南部沿海、黄河流域中部、長江流域中部、西南地域および西北地域において、住宅の実際の価格にバブルが存在しないことを示している。それに対して、東部沿海にお

数に関して、AICとSIC情報基準量に基づいて最適なラグ次数を選択した。定数項についても、定数項なしと定数項ありの検定両方を行い、結果は同じである。これらの検定結果およびデータセットはリクエストに応じて提示可能である。

表5. パネル共和分検定の結果 (各省の状況)

地域	省	統計量	P 値	バブルの有無
東北地域	遼寧省	8.5525	0.7695	有
	吉林省	Dropped from Test		不明
	黒竜江省	42.6234***	0.0000	無
北部沿海	北京市	26.7354***	0.0036	無
	天津市	45.8210***	0.0000	無
	河北省	14.4952	0.2226	有
	山東省	7.8542	0.8343	有
東部沿海	上海市	Dropped from Test		不明
	江蘇省	16.5328	0.1239	有
	浙江省	15.0148	0.1928	有
南部沿海	福建省	236.1875***	0.0001	無
	広東省	26.5927***	0.0038	無
	海南省	14.5026	0.2221	有
黄河流域中部	山西省	24.5658***	0.0080	無
	内モンゴル自治区	24.2007***	0.0092	無
	河南省	12.1707	0.3995	有
	陝西省	9.7839	0.6419	有
長江流域中部	安徽省	18.5130*	0.0666	無
	江西省	Dropped from Test		不明
	湖北省	247.4535***	0.0001	無
	湖南省	231.3354***	0.0001	無
西南地域	広西壮族自治区	21.6372**	0.0232	無
	重慶市	23.5785**	0.0116	無
	四川省	Dropped from Test		不明
	貴州省	30.8456***	0.0007	無
	雲南省	Dropped from Test		不明
西北地域	チベット自治区	27.7082***	0.0025	無
	甘粛省	17.6523*	0.0877	無
	青海省	20.0682**	0.0398	無
	寧夏回族自治区	33.4762***	0.0002	無
	新疆ウイグル自治区	NA	NA	不明

(注) (1) 帰無仮説：共和分関係が存在しない。

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

(3) 「Dropped from Test」という結果になった理由は以下の通りである。住宅のファンダメンタル価格の計算にあたっては、 $P_{i,t}^* = \frac{R_{i,t}^*}{re_{i,t} + \pi_{i,t} - g_{i,t}}$ という式の分母は常にプラスになるという保証がないため、 $P_{i,t}^*$ がゼロより小さくなるようなデータは分析に使えない。しかしながら、共和分分析は時系列変数間の長期的な関係を調べる分析であり、データの数が少ないときには分析結果の頑健性を保証できない。分析に使えるデータ数が不足している理由で、これらのクロスセクション(省)を分析対象から除いたのである。この点に関しては、次の図3(吉林省)、図7(江西省)と図8(四川省、雲南省)からも確認できるように、これらの省のデータ数が比較的少ないことが分かる。それに対して、新疆ウイグル自治区の結果がNAになったのは、このクロスセクションのデータは共和分分析の対象となっているが、分析結果は計量ソフト自体の仕様で提示不可能であるため、NAという結果となったのである。

いて、住宅の実際の価格にバブルが存在することが示されている。

ところで、各省の状況はどうだろう。Johansen Fisher Panel Cointegration Testの各省に対する共和分検定の結果が表5に示されている。表5によれば、省レベルで見ると、遼寧省、河北省、山東省、江蘇省、浙江省、海南省、河南省と陝西省といった8つの省レベル地域において、住宅価格にバブルが存在する可能性がある。

興味深いのは、北部沿海と南部沿海の各省の状況である。北部沿海の北京市と天津市といった大都市の住宅価格にバブルが存在しないという結果が示されている。その理由は、北京市と天津市の経済発展が進み、住民の所得水準も上昇するため、ファンダメンタルズ・モデルの各要素の変化によって、住宅のファンダメンタル価格そのものが上昇しているからである。このような住宅のファンダメンタル価格そのものの上昇は、たとえ短時間に急上昇しているとしても、それがバブルとは言えないということである。

南部沿海地域については、リゾート開発などで活発な投機的行動が見られる海南省の住宅価格にバブルが存在することは当然であると考えられるが、広州市や深圳市を含む広東省におい

て、住宅価格にバブルが存在しないという結果は理解しにくいかもしれない。しかし、それは次のように解釈可能である。本稿における実証分析は、省レベルのデータを用いた分析であるため、住宅価格などのデータは各省の平均水準である。省レベルのデータは必ずしも広州市と深圳市といった大都市の価格水準を完全に反映するとは限らない。なぜなら、広東省における各市の経済発展の水準や住宅価格などに関しては、都市ごとの差異が非常に大きいからである。それゆえ、たとえ広州市と深圳市の住宅価格にバブルが存在する可能性があるとしても、広東省の住宅価格にはバブルが存在しない可能性があるということになる。

さらに、遼寧省と陝西省のような経済発展が遅れている地域における住宅価格の上昇は、ファンダメンタルズ・モデルの各要素の変化による上昇ではない。これらの地域において、住宅に対する投機的な行動や、地方政府が土地財政に依存することなどの理由で、住宅価格のバブルがもたらされている可能性がある。

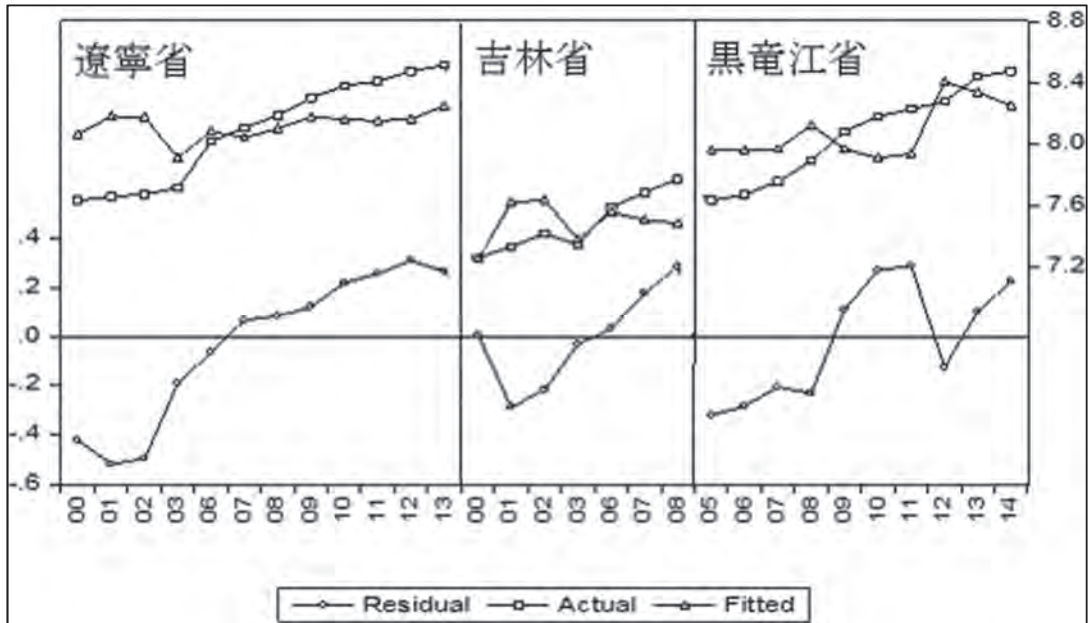
ところで、以上の共和分検定の結果に基づき、共和分関係が存在する地域のパネル共和分ベクトルを推定し、住宅の実際の価格と推計値の間の乖離を検証することができる。ここでのパネル共和分ベクトルの推定は、Panel Fully

表6. 共和分ベクトルの推定結果

	パラメータ	T 値	自由度修正済み決定係数	標準誤差
全国	0.271383***	10.38924	0.446029	0.436743
東北地域	0.123454*	1.787564	0.514174	0.270526
北部沿海	0.233540***	3.929610	0.441796	0.466472
南部沿海	0.190658	1.152421	0.126618	0.514032
黄河流域中部	0.235562**	2.462117	0.104183	0.456111
長江流域中部	0.432736***	6.124151	0.430991	0.413978
西南地域	0.253532***	4.091012	0.291139	0.415680
西北地域	0.259139***	6.916690	0.194983	0.391571

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

図3 (東北地域) 住宅価格の実際値 (□) と推定値 (△) の推移



(注) 線 (○) は残差である。横軸は時間 (2000年、2001年、…2014年、2015年) を示している。

Modified Least Squares (FMOLS) 方法で行われている¹⁵。なお、パネル共和分ベクトルの推定において、定数項とトレンド項が含まれている。被説明変数は住宅の実際の価格 $RP_{i,t}$ であり、説明変数はファンダメンタル価格 $P_{i,t}^{**}$ である。パネル共和分ベクトルの推定結果は表6に示されている。表6の結果は、南部沿海パネルのケース以外に、すべての係数が有意であることを明らかにしている。上記の共和分ベクトルの推定結果を用いて得られた推定値と実際値の推移は、図3から図9に示されている。

図3から図9までの推移図を見ると、多くの地域において、推定値と実際値が長期的にフィットするにもかかわらず、短期的には推定値と実際値の間に乖離が発生することが明らかにされている。特に図5において、福建省、広東省と海南省の住宅価格の実際値は推定値から

大きく離れている時期があることが示されている。これらの推移図の結果は、住宅の実際の価格とファンダメンタル価格の間に長期的な均衡関係を持つが、短期的には、住宅の実際の価格はファンダメンタル価格から離れることがあることを示している。

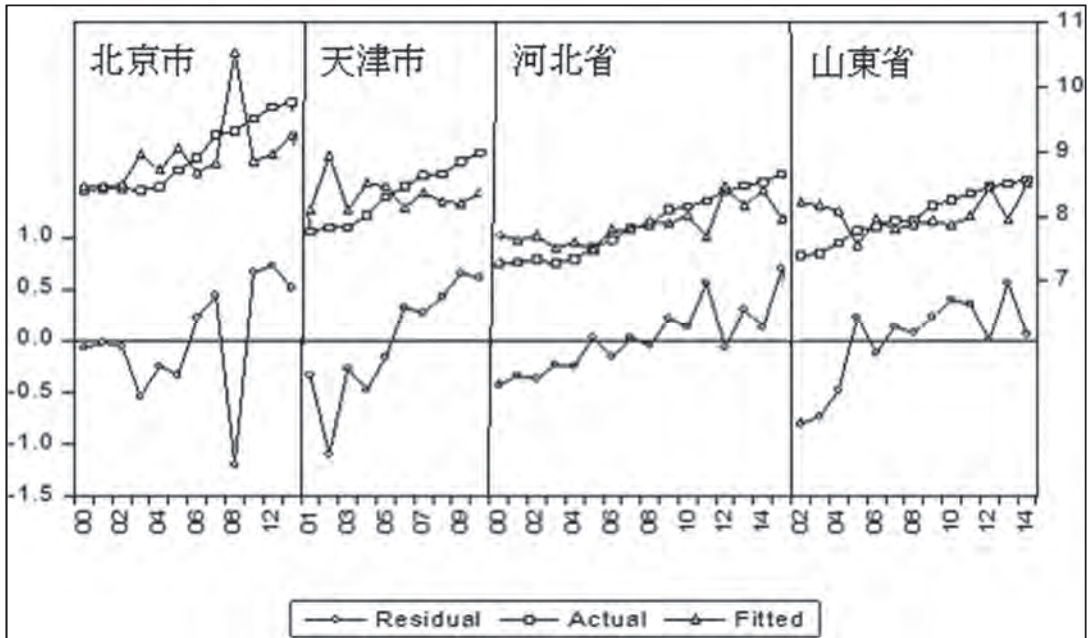
おわりに

本稿では、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、中国における住宅のファンダメンタル価格を推計した。その後、推計されたファンダメンタル価格と住宅の実際の価格との間の共和分関係を調べ、住宅の実際の価格にバブルは存在するかどうかを検証した。

パネル共和分検定の結果、全国レベル、東北地域、北部沿海、南部沿海、黄河流域中部、長江流域中部、西南地域および西北地域において、住宅の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し、両者の間に長期的な均衡関係が存在することが分かった。この結果は、

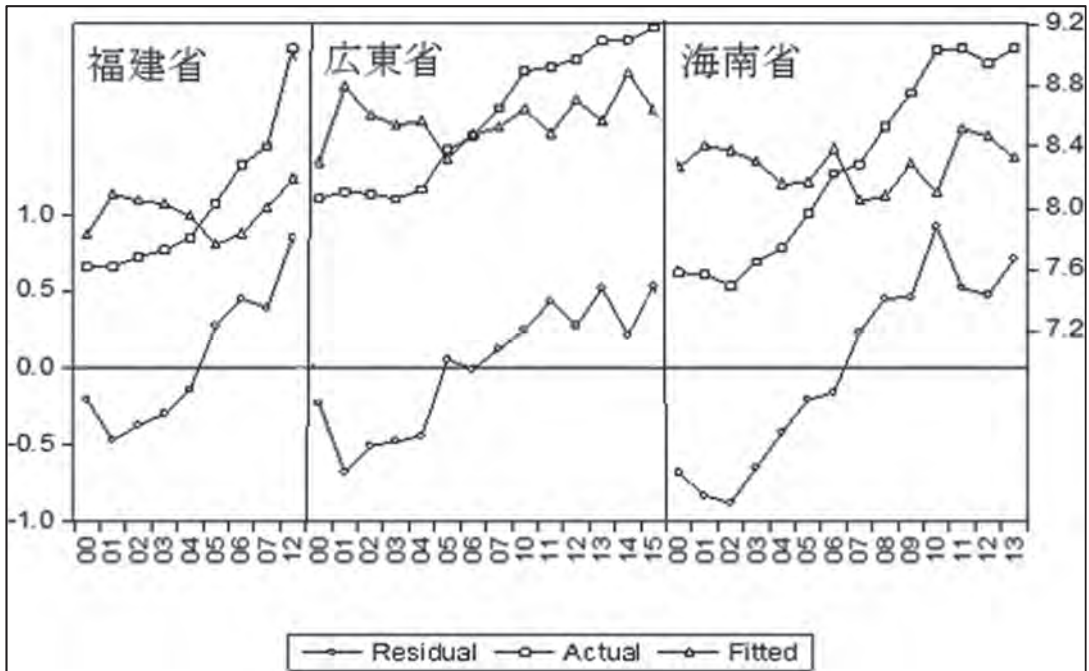
15 変数間に、共和分関係が存在する時、説明変数と誤差項の間に相関がある可能性がある。この問題に対処するために、Fully Modified Least Squares (FMOLS) 方法がPhillips and Hansen (1990) によって提唱された。

図4 (北部沿海) 住宅価格の実際値 (□) と推定値 (△) の推移



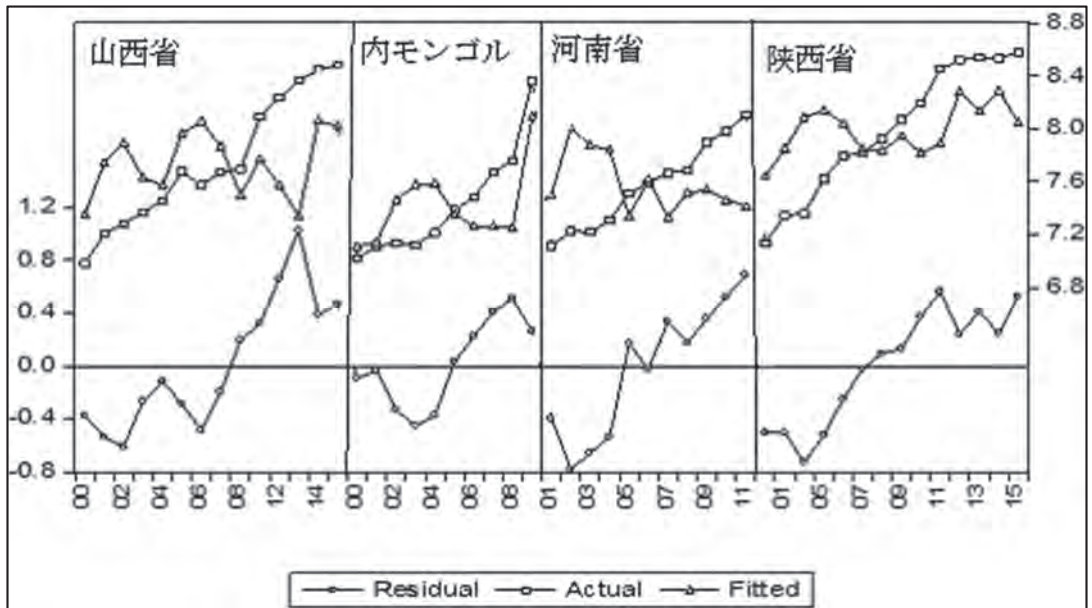
(注) 線 (○) は残差である。横軸は時間 (2000年、2001年、…2014年、2015年) を示している。

図5 (南部沿海) 住宅価格の実際値 (□) と推定値 (△) の推移



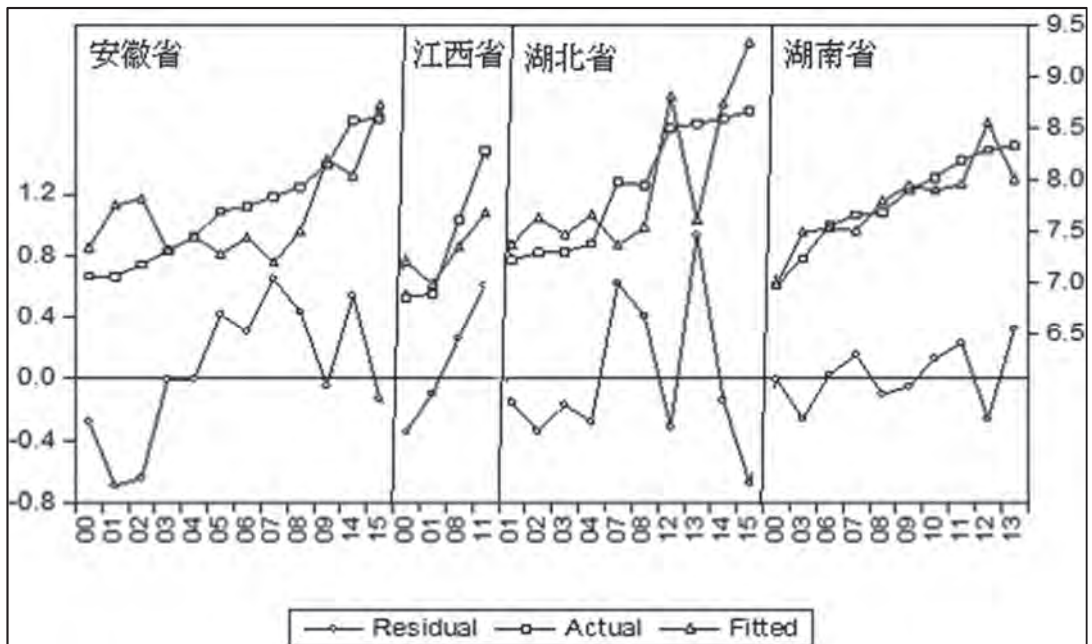
(注) 線 (○) は残差である。横軸は時間 (2000年、2001年、…2014年、2015年) を示している。

図6 (黄河流域中部) 住宅価格の実際値 (□) と推定値 (△) の推移



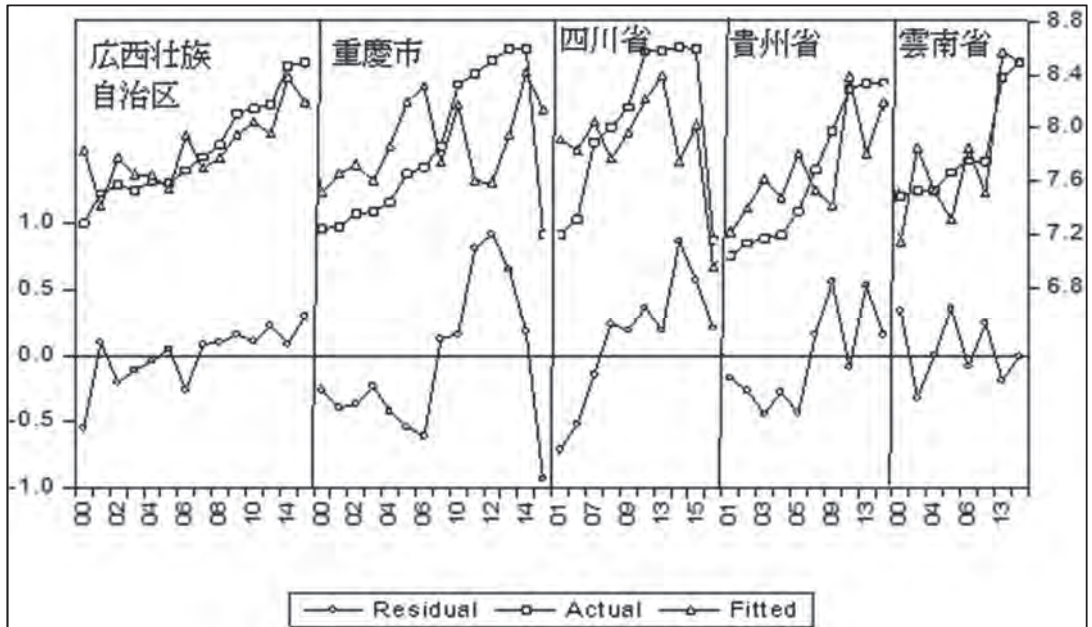
(注) 線 (○) は残差である。横軸は時間 (2000年、2001年、…2014年、2015年) を示している。

図7 (長江流域中部) 住宅価格の実際値 (□) と推定値 (△) の推移



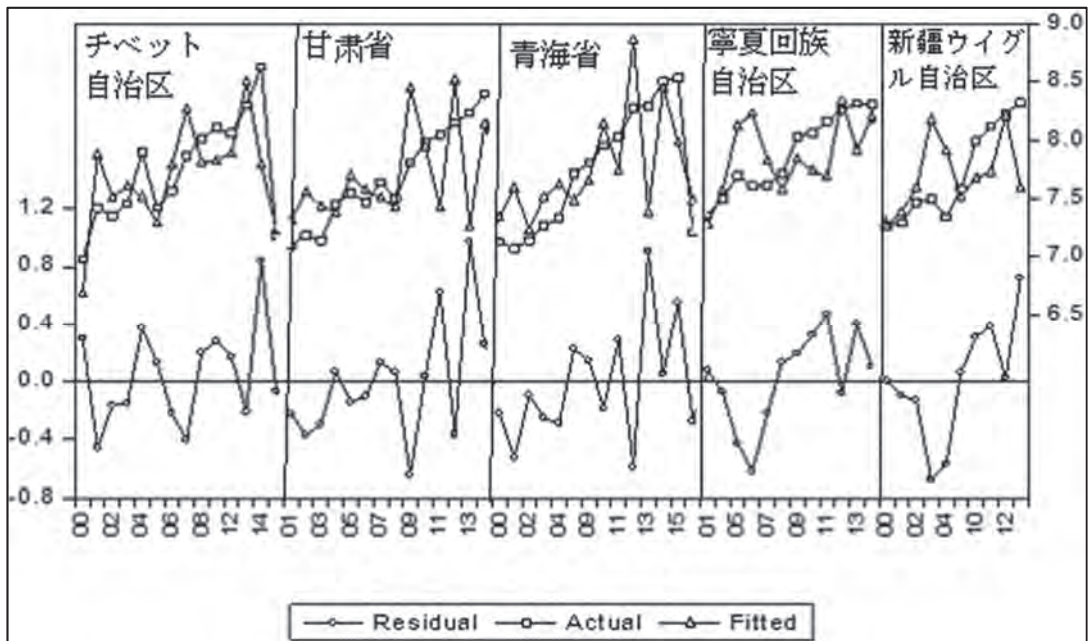
(注) 線 (○) は残差である。横軸は時間 (2000年、2001年、…2014年、2015年) を示している。

図8 (西南地域) 住宅価格の実際値 (□) と推定値 (△) の推移



(注) 線 (○) は残差である。横軸は時間 (2000年、2001年、…2014年、2015年) を示している。

図9 (西北地域) 住宅価格の実際値 (□) と推定値 (△) の推移



(注) 線 (○) は残差である。横軸は時間 (2000年、2001年、…2014年、2015年) を示している。

これらの地域において、または全国レベルにおいて、住宅価格の高騰がバブルではないことを示している。

それに対して、東部沿海において、住宅の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、住宅の実際の価格はファンダメンタル価格から乖離し、東部沿海の住宅価格にバブルは存在することが示されている。

さらに、各省の共和分検定の結果によると、遼寧省、河北省、山東省、江蘇省、浙江省、海南省、河南省と陝西省といった8つの省において、住宅価格にバブルは存在する可能性があることが分かった。それに対して、その他の省における住宅価格の高騰はバブルとは言えないことも明らかになった。

特に北京市と天津市といった住宅価格が高騰している地域において、住宅価格にバブルは存在しないことが示されている。この結果は通常理解とは異なる結果である。これらの地域の住宅価格の高騰は、ファンダメンタルズ・モデルの各要素の変化によるものである。このような高騰は、当該地域の経済的なファンダメンタルズを反映するため、一部の住民にとっての住宅取得が困難になる可能性はあるが、資産効果や不動産業の波及効果などを通じて、経済成長を刺激するという利点が存在する。

それに対して、遼寧省のような経済後進地域において、住宅の実際の価格はファンダメンタル価格から長期的に乖離し、住宅価格にバブルは存在する可能性が大きい。従って、バブル経済の弊害を熟慮し、当該地域の実態に適した住宅価格高騰の抑制政策を採らなければならない。

以上のパネル共和分分析の結果によると、次のような政策的な含意を導くことができる。すなわち、中国における住宅価格のバブルは地域的な現象であり、全国的な現象ではない。それゆえ、中国の住宅価格に対しては、中国全土に統一の政策を採用するよりも、各地域の状況の差異を十分に考慮し、各地域に適した地域別の政策を採ることの方が望ましいということになる。特に2012年から、不動産市場は激変し、北

京や上海のような大都市における不動産市場の過熱と一部の中小都市における不動産市場の低迷という両極分化の現象が生じている。このことも、中国全土に一律の政策よりも、各地域の経済、不動産市場の実態に則した政策を採用することの方が望ましいということを示唆している。

なお、本稿の分析は、省レベルのデータを用いた分析であるため、住宅価格などのデータは各省の平均水準であり、必ずしも広州市と深圳市といった大都市の価格水準を完全に反映するとは限らない。その結果、たとえ広州市と深圳市の住宅価格にバブルは存在する可能性があっても、多くの小都市をも含む広東省の住宅価格にはバブルが存在しないという結果になる場合がある。これは現状のデータ入手上の制約と言わざるを得ず、将来的にデータの蓄積が進めば、都市レベルの住宅価格の高騰に対して、バブルは存在するかどうかを検証する研究が求められる。

また、住宅価格の高騰はバブルである場合、国民の資産を増加させる一方で、国民経済の持続的な発展や社会の安定を脅かす様々なリスクを抱え込むことになる。それゆえ、中国政府は住宅価格の高騰を抑制するために様々な価格抑制政策を実施してきた。しかし、そうした一連の価格抑制政策が実施されたにもかかわらず、住宅価格の高騰が続いているため、政府が実行した政策は果たして有効なのかどうか問われている。住宅価格の鎮静化に向けて有効な政策を実施するには、住宅価格の高騰要因が何であるのかを明確にしなければならない。2000年以降の住宅価格の高騰はどのような要因によってもたらされたかという問題の分析と議論については別稿に譲りたい。

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。
- 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、10月。
- 井出多加子・倉橋透 (2011) 『不動産バブルと景気』日本評論社。
- 大越利之 (2012) 「土地価格のファンダメンタルズ理論の検証—長期時系列データを用いた実証分析—」『土地総合研究』第20巻第3号、8月。
- 香西泰・白川昌方明・翁邦雄 (2001) 『バブルと金融政策—日本の経験と教訓—』日本経済新聞社。
- 経済企画庁 (1991) 『経済白書 (平成3年) 長期拡大の条件と国際社会における役割』大蔵省印刷局。
- 高木啓二 (1989) 「地価の決定メカニズムと土地税制の問題点」『金融研究』第8巻第2号、6月。
- 武田真彦 (2010) 「資産価格バブルとマクロ経済学」『ファイナンシャル・レビュー』第101号、7月。
- 中国税制研究グループ (2004) 『中国の税制』財団法人大蔵財務協会税のしのべ総局。
- 才田友美・橘永久・永幡崇・関根敏隆 (2004) 「都道府県別パネルデータを用いた均衡地価の分析：パネル共和分の応用」日本銀行調査統計局ワーキングペーパー、3月。
- 中神康博 (2014) 「家賃—価格比率の意義と留意点について」『土地総合研究』第22巻第4号、10月。
- 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、3月。
- 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。
- 彭雪 (2013) 「中国の住宅市場にバブルが起きているのか？ (後編) —住宅価格水準の合理的分析—」『東アジアへの視点』第24巻第3号、9月。
- 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。
- 吉岡孝昭・山田浩之 (2002) 「戦後日本の地価変動の時系列分析」『日本不動産学会誌』第16巻第2号、9月。

[中国語文献]

- 陳晨・傅勇 (2013) 「中国高房价の決定：基本—with 泡沫分解」『世界經濟文匯』2013年第2期、4月。
- 耿魁・黃有亮 (2007) 「目前我国房地產行業β係數的確定」『基建優化』第28巻第1期、1月。
- 況偉大 (2008) 「中国住房市場存在泡沫嗎」『世界經濟』第12期、12月。
- 梁云芳・高鉄梅 (2007) 「中国房地產價格波動區域差異的實証分析」『經濟研究』第8期、8月。
- 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」『房地產市場』2011年2月下半月版、2月。
- 王敏・黃滢 (2011) 「限購和房產稅能降低房價嗎？—基于房地產市場的長期動態均衡分析」北京大學中國經濟研究中心ワーキングペーパー、9月。
- 中国国土資源部 (2010) 『中国都市地価状況 (2009)』北京、地質出版社。
- 中国統計局 (2000-2016) 『中国統計年鑑』北京、中国統計出版社。

[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, Dec.
- Blanchard, O. J. and M.W. Watson (1982) "Bubbles, Rational Expectations and

- Financial Markets,” *NBER Working Paper* No.945, Jul.
- 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, Feb.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987) “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, Vol.55, No.2, Mar.
- Galbraith, J.K. (1990) *A Short History of Financial Euphoria*, London, Penguin Books. (鈴木哲太郎訳『バブルの物語—人々はなぜ「熱狂」を繰り返すのか』ダイヤモンド社、2008年)
- Gallin, J. (2006) “The long run relationship between house prices and income: evidence from local housing markets,” *Real Estate Economics*, Vol.34, No.3, Aug.
- IMF (2009) *World Economic Outlook- Crisis and Recovery*, Washington, D.C.
- Kindleberger, C.P. (2000) *Mabias, Panics, Crashes: A History of Financial Crises*, Hampshire, Basingstoke. (吉野俊彦・八木甫訳『熱狂、恐慌、崩壊—金融恐慌の歴史—』日本経済新聞社、2004年)
- OECD (2008) *OECD Economic Surveys-Ireland*, Paris.
- Performance Urban Planning (2013) *9th Annual Demographia International Housing Affordability Survey*, Belleville, Demographia.
- Phillips, P.C.B. and B.E. Hansen (1990) “Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I (1) Processes,” *Review of Economic Studies*, Vol.57, No.1, Jan.
- Roubini, N. and S. Mihm (2010) *Crisis Economics*, London, Penguin Press. (山岡洋一・北川知子訳『大いなる不安定—金融危機は偶然ではない、必然である』ダイヤモンド社、2010年)
- Sean H., M. H. Pesaran and T. Yamagata (2010) “A spatio-temporal model of house prices in the USA,” *Journal of Econometrics*, Vol.158, Sep.
- Shiller, R.J. (2000) *Irrational Exuberance*, Princeton, Princeton University Press. (植草一秀訳『投機バブル 根拠なき熱狂』ダイヤモンド社、2001年)
- Shleifer, A. (2000) *Inefficient Markets*, Oxford, Oxford University Press. (兼広崇明訳『金融バブルの経済学』東洋経済新報社、2001年)
- Thaler, R.H. (1992) *The Winner’s Curse: Paradoxes and Anomalies of Economic Life*, Princeton, Princeton University Press. (篠原勝訳『セイラー教授の行動経済学入門』ダイヤモンド社、2007年)
- Tirole, J. (1985) “Asset Bubbles and Overlapping Generations,” *Econometrica*, Vol.53, No.6, Aug.
- Wu, J., Gyorko, J., and Y.H. Deng (2010) “Evaluating Conditions in Major Chinese Housing Markets,” *NBER Working Paper* No.16189, Jul.
- (おう か・九州大学大学院経済学研究院助教)

Can a bubble be identified in China's housing prices? An empirical analysis using provincial panel data

Jia WANG (Kyushu University)

Keywords: China, Housing price, Bubble, Fundamentals modelling,

Panel-Cointegrating analysis

JEL Classification Numbers: C3, R3

In this article, using panel data including 31 provinces in China from 1999 to 2015, I estimated the fundamental price of housing in China based on the fundamentals model. After that, I examined the cointegration relationship between the estimated fundamental price and the actual price of the house. And examined whether there was a bubble in the actual price of the house in China.

As a result of the panel cointegration test, there is a cointegration relationship between the actual price and the fundamental price of the house at the national level, northeast region, northern coast, south coast, middle Yellow river area, middle Yangtze area, southwest area, and northwest area. The results show that in these areas, or at the national level, rising house prices are not bubbles.

On the other hand, there is no cointegration relationship between the actual price of the house and the fundamental price in the eastern coastal area. The actual price of the house deviates from the fundamental price, and there is a bubble in housing prices in the eastern coastal area.

Furthermore, according to the result of the cointegration test of each province, a bubble may exist in housing prices in eight provinces such as Liaoning province, Hebei province, Shandong province, Jiangsu province, Zhejiang province, Hainan province, Henan province, and Shaanxi province. On the other hand, it also became clear that soaring housing prices in other provinces cannot be called bubbles.

According to the results of the above panel cointegration analysis, the following policy implications can be derived. That is, the bubble of housing prices in China is a regional phenomenon, not a national one. Therefore, for housing prices in China, rather than adopting uniform policies across China, it is better to take into account regional differences and take into account regional policies that are appropriate for each region.