

研究ノート

日本における住宅価格と経済活動の関係性の変化 — 住宅価格の循環変動の上昇局面における比較 —

大越 利之

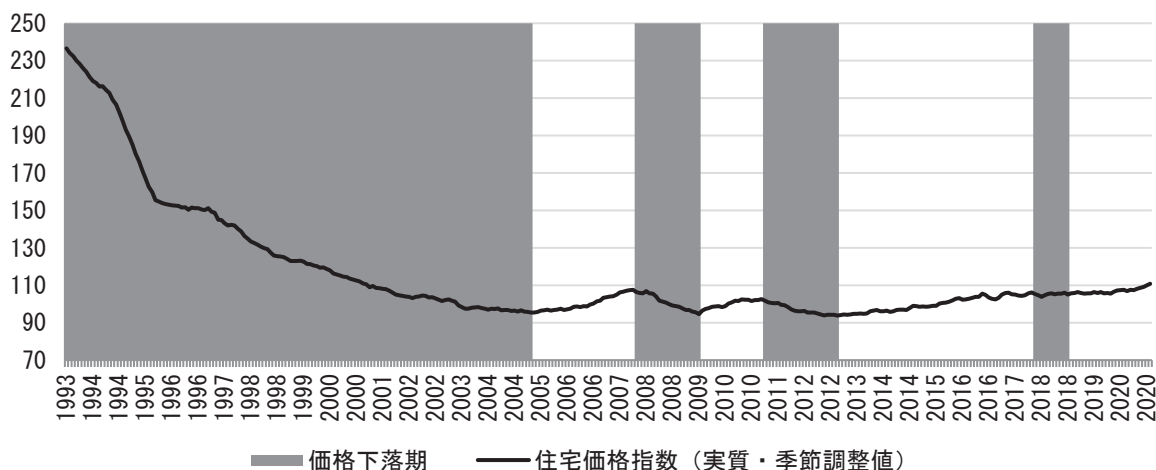
1. はじめに

日本の住宅価格の変化を30年ほど振り返ると、1990年代初頭の不動産バブル崩壊以降、住宅価格は約15年という長期にわたり下落傾向が続いた。その後、住宅価格は2000年代中盤を底に、数年ごとに上昇局面、下落局面を繰り返す価格の循環変動を示してきた(図1)¹。この間、日本ではゼロ金利政策や量的緩和政策、最近ではマイナス金利政策などの非伝統的金融政策と言われる金融緩和策が一貫して採用されてきた。金融政策と住宅市場は密接に関係していると考えられるが、継続的

に緩められてきた金融条件のもとにおいても、住宅価格の変化の方向は一樣ではない。

2020年は新型コロナウイルスの蔓延の影響により経済活動は停滞し、2020年第2四半期の実質GDPは8.3%減少し、その減少幅はリーマンショック直後の落ち込みを大きく上回った。その後もコロナショック以前の水準まで日々の経済活動や実体経済は回復することはできていない(2021年2月時点)。一方で、株価はコロナショック直後に大きく低下したものの、その後は一転して上昇傾向を続けている。不動産市場については、テレワーク

図1. 住宅価格指数の推移(実質・季節調整値)



出所:「不動産住宅価格指数」(日本不動産研究所)、「消費者物価指数」(総務省)より筆者作成

¹ 「不動産住宅価格指数」(日本不動産研究所)の既存マンション・首都圏総合を「消費者物価指数(総合)」(総務省)によりデフレートした実質値。X-12-ARIMAにより季節調整した。

の普及に伴うオフィス需要の減少に伴い、長期にわたり上昇傾向にあったオフィス賃料は低下に、低下傾向にあった空室率は上昇に転じた。しかしながら、住宅価格はコロナショック後も大きく下落することなく、安定して推移しているように見える。実体経済と住宅価格の関係にも変化が現れてきている可能性がある。これらを踏まえ、本稿では、日本における住宅価格と経済活動の関係性の時間を通じた変化について考察する。

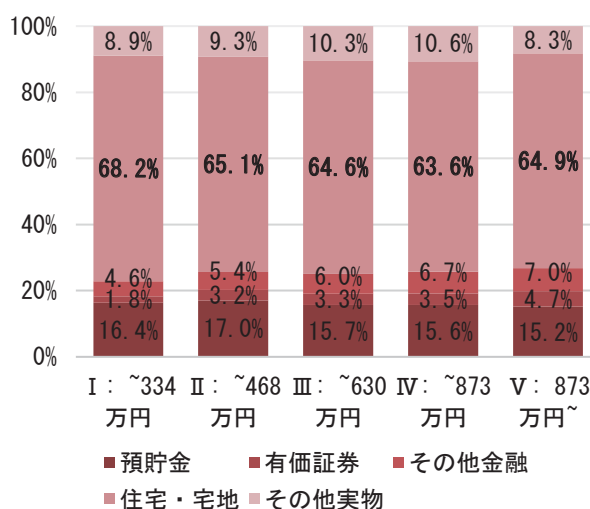
本稿の次節以降の構成は以下のとおりである。第2節にて住宅価格と実体経済の関係を表す経済モデルを概説する。第3節では、2000年代中盤以降の住宅価格の上昇局面と下落局面を特定する。第4節では、TVP-VARモデルを用いて住宅価格と実体経済の関係性の変化について考察する。最後に第5節をまとめとする。

2. 住宅価格と経済活動の関係

住宅価格、不動産価格の経済における役割は非常に大きい。1990年代初頭の日本の不動産バブル崩壊後の長期不況、米国の2000年代後半の住宅バブル崩壊を引き金とした世界金融危機など、住宅価格や不動産価格バブルの崩壊とその後の経済危機は、密接に関係していると考えられる。経済理論においても、Bernanke and Gertler(1989)、Kiyotaki and Moore(1997)に代表されるように、不動産などの資産価値（担保価値）の上昇が、資金の借り手の借入制約を緩和させ、信用（銀行貸出）が拡大して総需要が増大すると、さらなる資産価格の上昇と景気拡大をもたらすという経済の増幅メカニズムが提唱されている。これは金融政策効果の波及経路としては、信用経路として知られている。

また米国では住宅を担保として銀行から融資を受ける住宅抵当貸付が発達しているため、住宅価格が上昇すると家計の借入れおよび家計消費が増加することが実証分析により明らかにされている(Case et al., 2005)。住宅価格の上昇が持ち家の所有者を豊かにし、消費が促されるという資産

図2. 年間世帯収入別 資産構成：二人以上世帯



出所：「2014年全国消費実態調査」（総務省）より筆者作成

効果が機能するならば、日本においても住宅・宅地の価値の上昇は家計行動に影響をもたらす可能性がある。

2018年の「住宅・土地統計調査」（総務省統計局）によると、日本の住宅全体に占める持ち家住宅率は61.2%である。また、住宅は日本の家計が保有する貯蓄（資産）の約65%を占める主たる資産である。二人以上世帯の年間世帯収入別（五分位）の資産構成で見ても、住宅・宅地はどの所得階層においても重要な資産であることがわかる（図2）。住宅価格の上昇は、銀行貸出の増加を通じた経済活動の活性や、資産効果を通じた民間部門の需要拡大に寄与すると考えられている。

3. 住宅価格の転換点

日本の2000年代中盤以降の住宅価格の循環変動の転換点（山・谷）をHarding and Pagan(2002)のアルゴリズム(BBQ)を用いて選定する²。この手法は内閣府経済社会研究所が景気基準日付の山・谷の選定に用いるBry-Boschan法に修正を加えたものである³。前掲の図1は、1993年6月から2020

² 転換点の選定にはEviews10 (BBQ add-in)を用いた。一循環は最短で15カ月、かつ価格上昇・下落局面はそれぞれ最短で5カ月という条件を課した。

³ Bry-Boschan法はNBER(全米経済研究所)により開発された個々の指標の山・谷を選定するために用いる統計

年11月までの住宅価格の推移を示しているが、シャドー部分は住宅価格の下落局面である。不動産バブル崩壊後の日本の住宅価格は、2000年代中頃まで長期間にわたり下落傾向にあった。その後の約15年間は、住宅価格は上昇と下落を繰り返す循環変動を示している。特定された価格循環の谷から山までを住宅価格の上昇局面とすると、2000年代中盤以降に「Ⅰ：2005年3月～2007年10月」、「Ⅱ：2009年6月～2011年1月」、「Ⅲ：2012年12月～2017年11月」、「Ⅳ：2018年10～（2020年11月）」の4度の住宅価格上昇期が観察される。

Ⅰ期はバブル崩壊後の最初の住宅市場の回復局面であり、期末の山は不動産のミニバブルと言われた時期である。Ⅱ期はリーマンショック後の価格の谷からの回復期と考えられる。Ⅲ期の始まりは、大規模な経済拡張政策が採られたアベノミクスの開始時期と重なっている。Ⅳ期は直近の住宅価格の動向を示している。

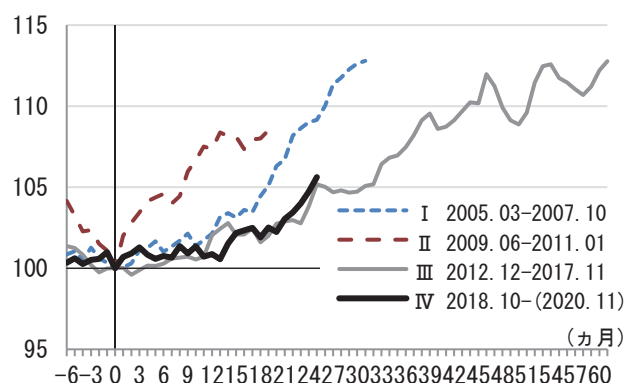
次に住宅市場と経済活動の時間を通じた関係を観察するために、4度の住宅価格上昇期における実質住宅価格、新設住宅着工戸数（総計）⁴、消費総合指数（実質・季節調整値）の動きを比較する。図3は、Ⅰ～Ⅳの住宅価格上昇期の開始年月の各変数を100に基準化し、変数間の動的な変化を表したものである。なお、参考として新設住宅着工戸数および消費総合指数の時系列の推移が図4に示されている。

図3-(a)の住宅価格の上昇期をみると、Ⅰ期は31カ月で価格は約12.8%上昇した。Ⅱ期は19カ月で8.5%、Ⅲ期は61カ月で12.8%、直近のⅣ期は2020年11月までの25カ月間で5.6%上昇している。なお、Ⅳ期の山の頂点の時期と大きさを推測することは困難であるが、他の上昇局面と比較すると、これまでのところⅢ期（アベノミクス期）の推移と似た動きを示しているように見える。

的手法である。個別系列ごとに、特異値を補正しつつ、異なる移動平均法を複数回にわたって施しながら、一定の条件の下で、段階的に山・谷を選定する。

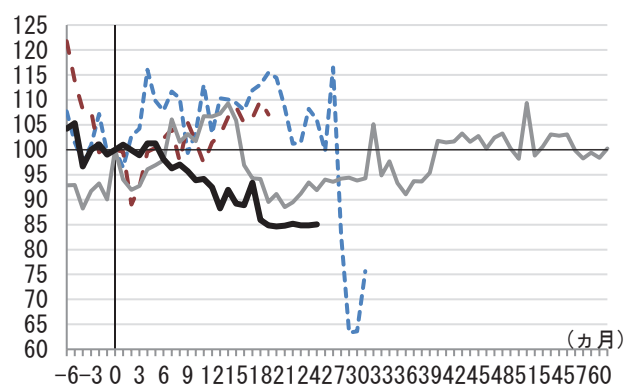
⁴ 新設住宅着工戸数（総計）は「住宅着工統計」（国土交通省）から得られる値をX-12-ARIMAにより季節調整した。

図3. (a) 住宅価格指数（実質・季節調整値）



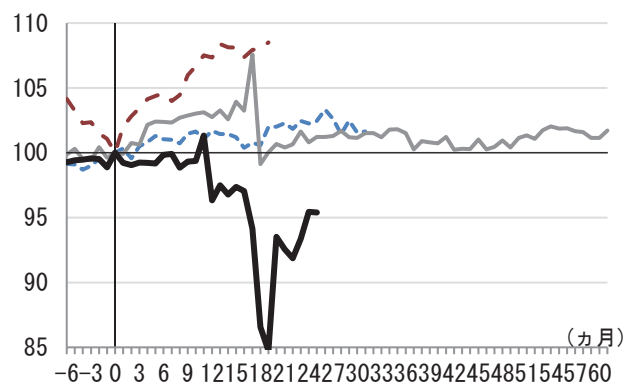
出所：「不動産研住宅価格指数」（日本不動産研究所）より筆者作成

(b) 新設住宅着工戸数（季節調整値）



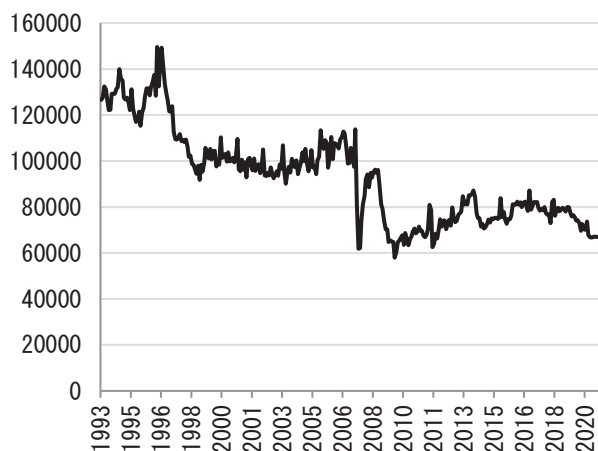
出所：「建築着工統計」（国土交通省）より筆者作成

(c) 消費総合指数（実質・季節調整値）



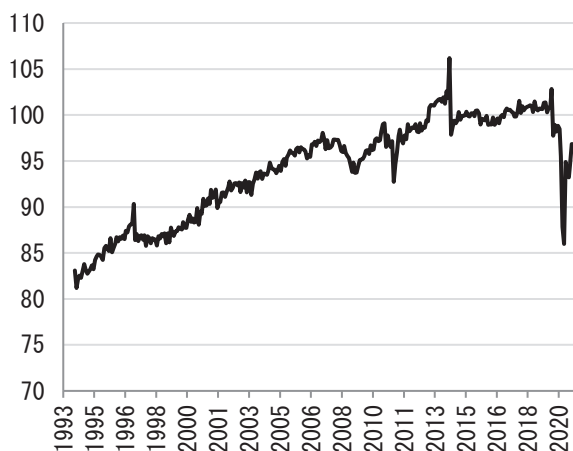
出所：「消費総合指数」（内閣府）より筆者作成

図 4-(a) 新設住宅着工戸数 (季節調整値)



出所：「建築着工統計」(国土交通省)より筆者作成

(b) 消費総合指数 (実質・季節調整値：2015 年=100)



出所：「消費総合指数」(内閣府)より筆者作成

図 3-(b)は住宅価格上昇局面における住宅着工戸数の推移を示している。Ⅰ期(ミニバブル期)およびⅡ期(リーマンショックからの回復期)の住宅着工戸数は、価格の谷である期首の100を上回って推移している⁵。一方でⅢ期の住宅価格上昇局面では、期首の100を下回る期間が長い。また、直近のⅣ期では新型コロナウィルスによる経済ショック以前から着工戸数は減少傾向にある。

図 3-(c)の消費総合指数は経済活動の規模を表す実質 GDP の代理変数である。最初の2つの住宅価格上昇期において実質消費は増加傾向にあったものの、Ⅲ期では2014年4月の消費税増税以降、安定的な増加傾向は観察されなくなっている。また、直近のⅣ期では、住宅着工戸数と同様にコロナショック以前から実質消費は期首の100を下回る期間が多く、2019年の終盤以降は減少傾向にある。2000年代以降の住宅価格の循環のうち、前半の2つと後半の2つの価格上昇局面において、住宅価格と実体経済の関係性が変化している可能性が示唆される。

⁵ Ⅰ期の29か月目に着工戸数が急減は、2007年6月に施行された改正建築基準法に伴う建築審査の厳格化の影響によるものであると考えられる。

4. 金融政策ショックと住宅価格

住宅価格と経済活動の関係性が変化した可能性を踏まえ、需要ショックが住宅価格および経済活動へと波及する効果が時間とともにどのように変化したのかについて検証する。なお、需要ショックには金融政策ショックを採用する。金融政策ショックが住宅価格および実態経済(実質消費)に与える影響が時間を通じて変化することを考慮した分析モデルとして TVP-VAR モデル(時変多変量自己回帰モデル)を用いる。このモデルは従来マクロ経済データ分析に幅広く用いられてきた VAR モデルにパラメータが每期変化するという仮定を取り入れたものである⁶。

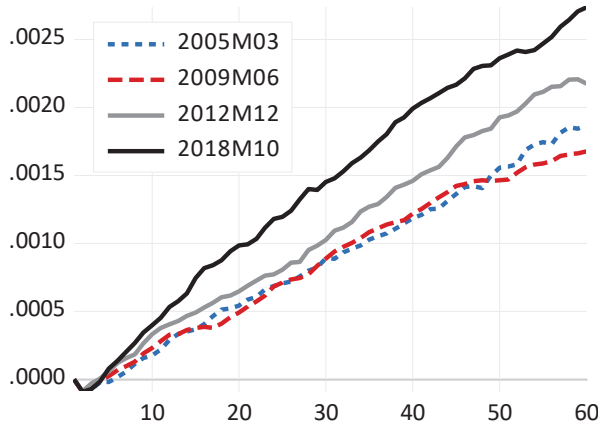
サンプル期間は量的緩和政策導入以後の2001年3月から2020年11月とし、(1)金融政策ショックの代理変数として準備預金(億円・対数値)および貸出約定平均金利(国内銀行・短期)⁷、(2)住宅価格指数(対数値)、(3)消費総合指数(対数

⁶ VAR モデルは、複数の経済変数で構成される変数ベクトルを自己ラグ(自らの過去の値)で説明する時系列モデルである。VAR モデルについては宮尾(2006)、TVP-VAR モデルについては中島・渡部(2012)が詳しく解説している。

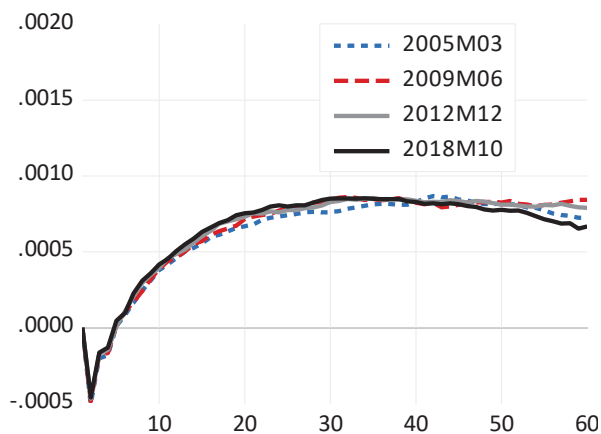
⁷ 1990年代後半以降の日本は、ゼロ金利政策や量的緩和政策下にある期間が長く、金融政策をコールレートの動きだけでとらえることはできない。よって準備預金および中間目標である貸出約定平均金利を金融政策の代理変数として採用した。

図5. 準備預金ショック（緩和）

(a) 住宅価格の反応



(b) 実質消費の反応

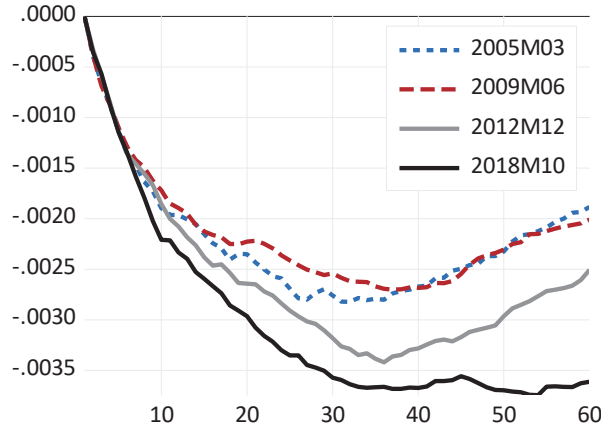


値)の3変数 TVP-VAR モデルを推計する⁸。なお、準備預金は消費者物価指数(総合)でデフレートした実質値である。この小規模な経済モデルは、2節で述べた金融政策の信用経路などの経済理論によって支持される。

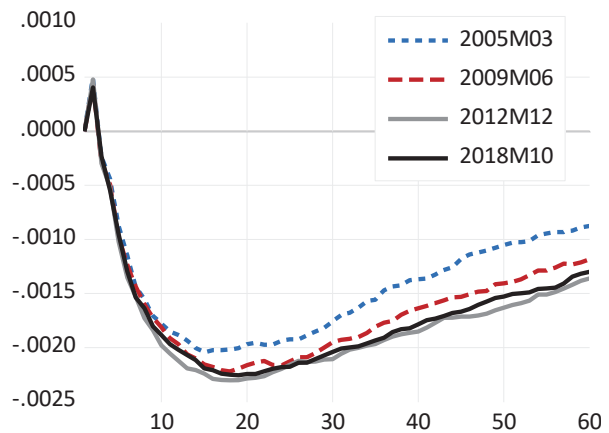
図5、6は TVP-VAR モデルの推計によって得られたインパルス応答関数を表している⁹。準備預金が増大するようなショック(緩和的な金融政策ショック)は、住宅価格および実質消費にプラスの影響を与える(図5)。なお、これらの住宅価格と実質消費の反応は第2節で紹介された経済理論と整

図6. 金利ショック(引締め)

(a) 住宅価格の反応



(b) 実質消費の反応



合する¹⁰。

準備預金に対するショックの住宅価格の反応を見ると、反応の大きさは時期によって異なる(図5-(a))。Ⅰ期(ミニバブルまで)・Ⅱ期(リーマンショック後の回復期)よりも、Ⅲ期(アベノミクス)・Ⅳ期(直近)において反応が大きいことが分かる。一方で、実質消費の反応の各期の差は小さい(図5-(b))。

図6-(a) (b)は、貸出金利を上昇させるような引締め的な金融政策ショックに対する住宅価格と実質消費の反応を表している。金利ショック(金融引締めショック)に対しても、住宅価格の反応の

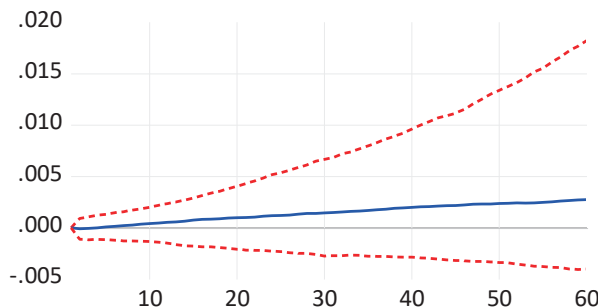
⁸ 推計にはEviews10(TVSAR add-in)を用いた。

⁹ 「インパルス」はショックを表し、「応答関数」はショックに対する経済変数(内生変数)の反応の経路を示す。

¹⁰ ただし、金融政策の住宅価格と実質消費に対する効果は±2 標準誤差の信頼区間からみると統計的に明確ではない(図7)。

図 7. 準備預金ショック（緩和）

(a) 住宅価格の反応 (2018M10)



(b) 実質消費の反応 (2018M10)

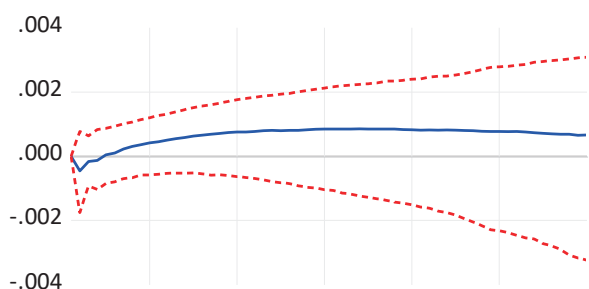
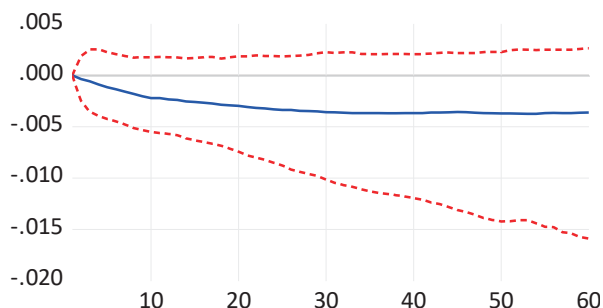
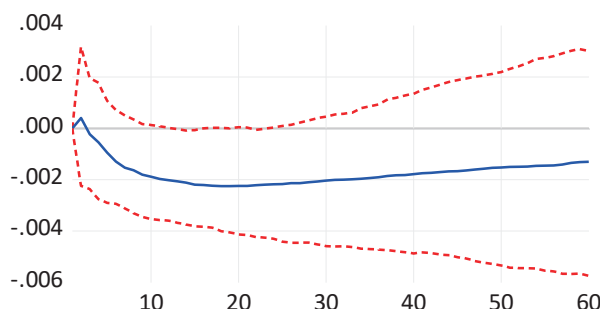


図 8. 金利ショック（引締め）

(a) 住宅価格の反応 (2018M10)



(b) 実質消費の反応 (2018M10)



注. 実線は金融政策ショックに対する各変数の反応の経路、破線はそれらの信頼区間（ ± 2 標準誤差）を示している。図 7 では信頼区間の下限が横軸（ゼロ）を上回れば、図 8 では信頼区間の上限がゼロを下回れば、各変数は理論と整合した統計的に有意な反応を示していると解釈される。

大きさは各期で異なり、特に直近のⅣ期において大きくマイナスの反応を示している。一方で、実質消費の各期の反応の差は、住宅価格と比較して小さい¹¹。

以上の結果から、2000 年代以降の金融緩和政策が実質消費に与えた影響は、4 つの住宅価格の上昇局面で差異が小さいのに対し、住宅価格に与えた影響は各期で異なり、特に 2012 年のアベノミクスによる大規模な経済政策が採用されて以降（Ⅲ・Ⅳ期）に強まったことが示唆される。

5. おわりに

本稿では、日本の 2000 年代中盤以降の住宅価格の循環変動における谷と山を選定し、住宅価格の上昇局面における住宅価格と実体経済の関係性の

変化について検討した。TVP-VAR モデルの推定による分析の結果、金融政策の実質消費に対する波及効果は時間を通じての変化がほとんど見られないのに対し、住宅価格に対する影響は変化している可能性が示された。特に、2018 年 10 月を谷とする直近の住宅価格の上昇局面では、他の上昇局面と比較して、住宅価格に与える影響度が高まっていることが示唆された。ただし、推計された効果には統計的優位性が担保されておらず、住宅価格や実質消費が金融政策から受ける影響は、極めて小さくなっていると推察される。また、VAR モデルの推計においては、推計方法、変数の数、採用する変数、サンプル期間などにより結果が異なるため、本稿の分析結果の解釈には十分な留意が必要である。

また、金融政策の波及効果が時間を通じて変化

¹¹ 脚注 10 と同様（図 8）。

した要因については本稿では分析されていない。
 米国の先行研究である Aastveit et al. (2020) および Albuquerque et al. (2020) は、リーマンショック後の住宅市場の回復期における住宅供給の価格弾力性の低下を明らかにし、住宅需要の回復は住宅建設の増加ではなく価格の上昇に吸収されている可能性を示唆した。日本においても住宅供給の価格弾力性が低下しており、住宅需要に対する正のショックが住宅価格の上昇に吸収されている可能性も考えられる。金融政策と住宅価格、住宅価格と実体経済の関係性の時間を通じた変化の要因の検証は、今後の課題である。

参考文献

- 1) Aastveit, K., Albuquerque, B. and Anundsen, A. (2020) "The declining elasticity of US housing supply" VoxEU.org, 25 February.
- 2) Albuquerque, B., Iseringhausen, M. and Opitz, F. (2020) "Monetary policy and US housing expansions: What we can expect for the post-COVID-19 housing recovery" VoxEU.org, 23 June.
- 3) Bernanke, B. and Gertler, M. (1989) "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations" *American Economic Review*, 79(1), 14-31.
- 4) Case K. E., Quigley, J. M. and Shiller, R. J. (2005) "Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market" *The B. E. Journal of Macroeconomics*, De Gruyter, 5(1), 1-34.
- 5) Harding, D. and Pagan, A. (2002) "Dissecting the cycle: a methodological investigation" *Journal of Monetary Economics*, 49(2), 365-381.
- 6) Kiyotaki, N. and Moore, J. (1997) "Credit Cycles" *Journal of Political Economy*, 105(2), 211-248.
- 7) Primiceri, G. E. (2005) "Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy" *Review of Economic Studies*, 72, 821-852.
- 8) 中島上智・渡部敏明 (2012) 「時変ベクトル自己回帰モデル—サーベイと日本のマクロデータへの応用—」『経済研究』63(3), 193-208.
- 9) 宮尾龍蔵 (2006) 『マクロ金融政策の時系列分析』日本経済新聞社.

[おおこし としゆき]

[(一財)土地総合研究所 客員主任研究員]