

住宅価格のマクロ変動*

—日米比較に見る価格変動構造の推定—

川村 康人[†] 清水 千弘^{††}

1. はじめに

わが国では少子化に伴う人口減少および高齢化が、他の先進諸国に類を見ない速度で進行している。このような人口動態の変化が、家計部門の保有する最大の資産である住宅の価値に与える影響を把握し、それに基づき住宅供給をコントロールしていくことは、国富を維持する観点から住宅政策上重要と考えられる。

また、国際連合による世界の人口予測（United Nations, “World Population Prospects”）が示すように、今後、欧米・アジアの諸外国においても65歳以上人口の割合の増加が予想されるとともに、世界で最大の人口規模を擁する中国では、2030年以降、高齢化の進行と同時に人口減少の局面に突入することが予想されているなど、現在の日本が抱えるものと同様の問題に直面していくことが想定される。このような観点から、課題先進国と呼ばれる日本で起きた住宅価格変動の現象を明らかにし、他の先進諸国と比較・整理を行うことの意義は大きいものと考えられる。

住宅価格のマクロ変動について、人口動態の変化との関係に着目した研究としては、Mankiw and Weil（1989）をはじめとして数々の研究が蓄積されているが、人口動態の変化が住宅価格に影響を与えるか否かについて、異なる結果が報告されている。Mankiw and Weil（1989）では、米国を対象として人口動態の変化と住宅価格との間には正の相関があるとの結果に基づき、1980年代にベビーブーム世代による住宅需要がピークを迎え、その後2007年までに住宅価格は実質ベースで47%下落するとの予想を示した。

この結果を受けて、同様の手法によりカナダを対象として分析を行った Engelhardt and Poterba（1991）では、人口動態の変化と住宅価格の変動には統計的に有意な関係が見られないとの結果が報告されている。また、同様の手法により日本を対象として分析を行った Ohtake and Shintani（1996）では、人口動態の変化は、供給制約のある短期においては住宅価格の変動に影響を与えるものの、長期においては住宅供給が調整されるため、人口動態の変化は住宅価格に影響を与えないとの結果が報告されている。才田ら（2004）においても、日本の都道府県パネルデータを用いて、人口動態の変化が短期においては住宅地価の変動に影響を

* 本稿の執筆にあたっては、西村清彦氏、渡辺努氏、大越利之氏、岡本（才田）友美氏より有益なコメントをいただいた。ここに記して御礼を申し上げます。

† 株式会社三井住友トラスト基礎研究所。本稿の内容は筆者の見解を示すものであり、筆者が所属する機関の公式見解を示すものではない。

†† 麗澤大学経済学部教授・プリティッシュコロンビア大学経済学部客員教授

与える結果を示している。一方で、中村・才田（2007）では、日本全体のマクロレベルで見た場合に、人口動態の変化は長期においては住宅価格の変動と関係がある一方、短期においては住宅価格の変動に影響を与えないことが示されている。清水・渡辺（2009）では、Mankiw and Weil（1989）で提案された住宅需要指標の推計方法を改良し、日米における住宅価格の変動と人口動態の変化に関して分析を行っているものの、明確な関係を見出すことはできないとの結果が報告されている。清水・川村（2009）では、住宅の取引件数に着目し、人口要因と併せて住宅価格との関係を見ているが、その両者の間に明確な関係が見いだすことができないという結果を導いている。

その他、Martin（2005）では、一般均衡の枠組みにより、人口動態の変化が住宅価格および金利の変動の主たる要因であり、1990～2000年代に金利が低水準で推移し住宅価格を押し上げたためにMankiw and Weil（1989）における予想が的中しなかったと分析するとともに、同様の手法で日本の1980～1990年代における住宅価格の急上昇・下落をシミュレートしている。

これらの研究のほとんどは、単一の国を対象としたマクロレベルあるいは、複数の国を対象としたマクロレベルの分析が実施されている。しかしながら、住宅価格の変動や人口動態の変化は、一国全体のマクロレベルの変動が各地域で共通して発生している事象ではなく、地域ごとに変化の度合いは大きく異なることが知られている（清水・渡辺（2009））。したがって、住宅価格と人口動態の関係を分析するにあたっては、地域パネルデータでの検証が不可欠と考えられる。また、それをより一般化させるためには、一国の地域パネルでの検証だけでなく、複数の国での検証が必要となる。

そこで本研究では、清水・渡辺（2009）、清水・川村（2009）を出発点として、日本と米国を対象とし、都道府県あるいは州単位でそれぞれ地域パネルデータを構築した上で、日本の1980年代の住宅バブルや、米国の2000年代の住宅バブルを含む期間を対象として、住宅価格のマクロ変動構造の推定を試みた。また、住宅価格と人口動態の関係を精緻に把握するため、所得要因、金利要因、供給要因を加味した上で、住宅価格と人口動態の関係について分析を行った。

得られた結果を見ると、日米ともに、住宅価格と人口・新規住宅供給・所得・金利の変数間には長期的な均衡関係（共和分関係）があることが確認された。また、共和分関係に基づく誤差修正モデル（ECM: Error Correction Model）によって、住宅価格の変動要因を分析した結果、生産年齢人口や従属人口指数（非生産年齢人口／生産年齢人口の比率）など、幅広い年齢帯の人口指標と住宅価格の変動には有意に正（従属人口指数は負）の相関関係が確認された。一方で、持家購入の需要が大きく発生する年齢帯に着目し、特定の年齢帯の人口指標と住宅価格の変動について分析を行った結果、有意な正の相関関係を見出すことはできなかった。この結果は、人口動態の変化による住宅需要の変化が、住宅価格の変動をもたらした要因の一つであるとの見方を支持する一方、ベビーブーム世代が住宅需要層に参入し、短期的な需要ショックが発生した結果、住宅価格の急上昇が引き起こされたとの見方については、必ずしも支持しない可能性を示すものである。これは、日米が過去に経験した住宅価格の大きな変動は、ベビーブーム世代などの特定の年齢帯の人口が住宅需要層に参入したことのみによって引き起こされたのではなく、同時期に発生していたその周辺の年齢帯人口による住宅需要や、それに基づく長期的な期待値の変化、所得水準・住宅ローン金利等の要因の変化も含めた総合的な需要の変化などによって引き起こされた可能性が示唆されるものである。

本研究で得られた結果は、先行研究において各国で異なる結果が報告される中で、共通の手法・データにより日米で同様の結果を導出できた点で有意義と考えられるとともに、今後の各国における住宅市場や政策対応の必要性を見出す上でも重要な示唆を与える結果と考えられる。

本稿は、以下第2節で分析に利用するデータの解説を行い、第3節で実証分析の結果を示し、第4節で結果の整理を行う。

2. データ

2-1. 住宅価格指標

本研究では、日本の都道府県別あるいは米国の州別の住宅価格データを用いる。

日本においては、日本全体を網羅した都道府県別の土地建物を一体とした住宅価格指数が存在しないため、多くの先行研究では、国土交通省が毎年1月1日時点の価格として公表している公示地価（住宅地）を代理指標として利用している。同指標は、土地建物を一体とした価格ではなく、土地価格であるといった問題があるが、住宅価格の中で土地価格が占める割合が大きいわが国においては、代理指標として利用可能であると判断した。

また、公示地価は鑑定評価額に基づくため、市況の変動期においては鑑定誤差問題（Valuation Error Problem）やスムージング問題（Smoothing Problem）が発生することが明らかにされている（Shimizu and Nishimura（2006））。とくに、市況の変動期においては、継続調査地点の対前年変動率の変動率を過小に評価する傾向が強く、市場価格よりも低い水準で評価を行う結果、市場価格と鑑定評価額との乖離が広がることに加え、同一地点での調整ができなくなる場合に調査地点の見直し（選定替え）が行われることが指摘されている（清水・渡辺（2009））。また、選定替えが行われた地点の価格情報（水準値）が、その調査時点において最も市場性の高いと考えられるにもかかわらず、継続地点の対前年変動率の単純平均指数や、才田ら（2004）によって提案された、同変動率に各地点の価格をウエイトとして集計した加重平均公示地価指標では、選定替えが行われた地点の初回の価格情報（水準値）を利用することができないといった問題が考えられる。

そこで、本研究ではすべての公示地価データを用いて都道府県別にヘドニック関数を推計し、1975年～2010年の品質調整済住宅地価を算出した。ヘドニック関数は、以下(1)式に示す構造制約型のヘドニック関数である¹⁾。推計結果（表1）に基づき、地積、建ぺい率、容積率、最寄駅までの距離、中心地までの距離について各都道府県の平均値を代入することで、品質調整済住宅地価を算出した。

1) 市区町村ダミー変数を投入することで、モデルの当てはまりが高まるものの、各都道府県における品質調整済みの平均的な地価（金額ベース）を推計する目的から、ヘドニック関数の推計において市区町村ダミー変数は投入していない。

表1 都道府県別ヘドニック公示地価関数の推計結果

都道府県	定数項	地積	建ぺい率	容積率	最寄駅までの距離	中心地までの距離	時間ダミー	Adj. R-squared	N. Obs
北海道	9.882	-0.890	1.370	-0.070	-0.025	0.000	YES	0.246	27,225
青森県	10.021	-0.902	6.759	0.351	-0.024	-0.003	YES	0.335	5,456
岩手県	10.069	-1.012	1.783	0.958	0.006	-0.010	YES	0.505	3,528
宮城県	10.588	-0.913	0.028	-0.359	-0.050	0.000	YES	0.357	11,559
秋田県	10.163	-1.022	-1.666	0.479	-0.060	-0.015	YES	0.504	3,698
山形県	10.199	-1.124	4.141	0.112	-0.066	-0.010	YES	0.512	3,507
福島県	10.453	-1.021	-2.237	0.275	-0.042	-0.008	YES	0.463	9,364
茨城県	10.237	-0.829	0.647	0.587	-0.036	0.000	YES	0.532	16,250
栃木県	10.689	-1.177	-0.522	0.217	-0.052	-0.012	YES	0.618	9,612
群馬県	10.442	-0.675	-0.450	0.056	-0.056	-0.013	YES	0.639	7,941
埼玉県	11.362	-0.582	0.057	0.589	-0.075	-0.029	YES	0.754	31,476
千葉県	11.334	-0.870	1.676	0.049	-0.148	-0.015	YES	0.573	30,689
東京都	11.192	0.742	3.870	1.920	-0.217	0.000	YES	0.663	55,352
神奈川県	11.130	0.088	-0.001	-0.710	-0.089	0.000	YES	0.752	45,665
新潟県	10.733	-1.402	1.224	-0.206	-0.054	-0.007	YES	0.462	8,230
富山県	10.153	-0.567	0.863	0.406	-0.063	-0.018	YES	0.533	4,355
石川県	10.542	-1.178	0.655	0.162	-0.008	-0.011	YES	0.514	4,320
福井県	10.620	-0.493	-0.261	-1.033	-0.079	-0.010	YES	0.551	2,338
山梨県	10.130	-0.919	1.588	0.515	-0.058	-0.006	YES	0.723	3,118
長野県	10.277	-0.924	-0.412	0.408	-0.028	-0.007	YES	0.498	5,743
岐阜県	10.445	-0.926	0.781	0.491	-0.030	-0.009	YES	0.555	6,946
静岡県	10.374	-0.939	2.146	0.660	-0.036	0.000	YES	0.643	14,365
愛知県	10.481	-0.084	1.416	-0.528	-0.070	0.000	YES	0.597	37,281
三重県	10.075	-0.897	2.335	-0.157	-0.062	-0.004	YES	0.619	9,116
滋賀県	11.126	-1.507	1.516	-0.062	-0.074	-0.022	YES	0.737	6,021
京都府	11.236	-0.061	3.512	0.176	-0.068	-0.027	YES	0.814	13,996
大阪府	10.787	0.078	1.135	1.610	-0.115	0.000	YES	0.625	38,451
兵庫県	11.046	-0.231	4.023	0.216	-0.175	0.000	YES	0.421	28,558
奈良県	11.108	-0.315	3.180	-0.970	-0.103	-0.032	YES	0.790	9,297
和歌山県	10.749	-0.733	-0.126	0.115	0.016	-0.009	YES	0.568	3,396
鳥取県	10.783	-1.621	-0.214	-1.653	-0.086	-0.003	YES	0.398	2,198
島根県	10.011	-0.831	0.360	-0.200	-0.031	-0.005	YES	0.359	2,491
岡山県	10.317	-1.843	1.654	0.703	-0.046	0.000	YES	0.558	8,116
広島県	10.859	-1.593	0.019	0.716	-0.051	0.000	YES	0.343	13,452
山口県	10.011	-0.927	-0.160	0.432	-0.060	0.002	YES	0.487	6,271
徳島県	10.227	-0.011	-2.632	0.692	-0.030	-0.019	YES	0.641	2,762
香川県	11.283	-1.311	0.138	0.633	-0.142	-0.021	YES	0.640	3,216
愛媛県	10.466	-1.162	1.147	0.696	-0.014	-0.009	YES	0.576	4,881
高知県	10.835	-1.453	-1.898	0.355	-0.002	-0.011	YES	0.468	2,910
福岡県	9.830	0.005	1.683	0.301	-0.076	0.000	YES	0.367	19,827
佐賀県	9.936	-1.334	1.825	0.102	-0.030	-0.015	YES	0.469	2,256
長崎県	10.268	-0.573	-0.553	0.092	-0.040	-0.012	YES	0.379	5,427
熊本県	9.888	-1.011	0.187	0.478	-0.030	-0.014	YES	0.657	5,684
大分県	10.114	-0.493	-0.121	0.863	-0.044	-0.015	YES	0.517	4,939
宮崎県	10.293	-1.543	2.278	-0.311	-0.035	-0.010	YES	0.583	4,833
鹿児島県	11.020	-2.285	-1.084	-0.848	-0.030	-0.002	YES	0.368	5,398
沖縄県	10.728	-2.706	-2.026	1.020	0.156	-0.003	YES	0.594	3,703

注) 被説明変数は地価の自然対数値。地積、建ぺい率、容積率、最寄駅までの距離、中心地までの距離の係数推計値は1,000倍にして記載している。

$$LP_{jt} = \beta_0 + \sum_{h=1}^5 \beta_h X_{hj} + \sum_{t=1}^T \delta_t D_t + \mu_{jt}, \quad (j=1, 2, \dots, N, \quad t=1, 2, \dots, T) \quad (1)$$

LP_{jt} : t 年の j 番目の調査地点における公示地価

X_{1j} : 地積

X_{2j} : 建ぺい率

X_{3j} : 容積率

X_{4j} : 最寄駅までの距離

X_{5j} : 都道府県中心地までの距離

D_t : 時間ダミー

$\beta_0 \sim \beta_5, \delta_t$: 推定すべきパラメータ

μ_{jt} : 誤差項

一方、米国においては、Federal Housing Finance Agency (FHFA) が公表する1975年～2011年の州別の住宅価格指数を利用する。同指数はリピートセールス価格法によって推計される指標であり、経年劣化の影響や修繕等による品質変化を調整できないといった問題が知られているが、州別で利用可能な他の住宅価格指数では、品質調整の有無あるいはデータ期間が限られるため、同指標を採用することとした。

金額ベースの住宅価格指標に変換するため、同指標の1975年における州別の取引価格中央値に基づき、その後の各年の数値を指数変化率によって時点補正し算出を行った。

2-2. 人口要因に基づく住宅需要指標

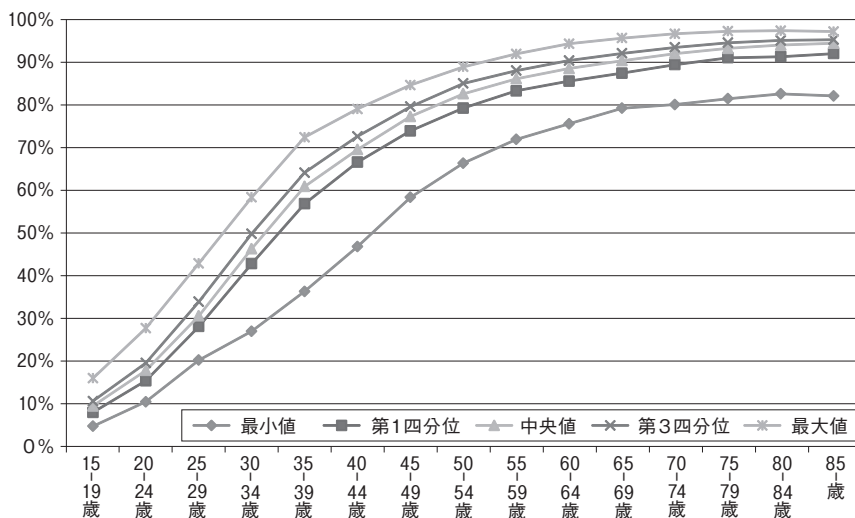
人口の変化は持家に対する住宅需要を変化させると考えられるが、ライフサイクルの局面において需要の大きさは異なることが容易に想定されるため、年齢別人口を用いて住宅需要を測定することが必要と考えられる。そこで人口動態の変化による持家に対する住宅需要の変化を把握するために、日本と米国における地域別の世帯主年齢帯別の持家率（日本は5歳階級別、米国は10歳階級別）に着目する（図1、図2）。

日本、米国ともに地域差は観測されるものの、20代～30代にかけて持家に対する新規の需要は大きく高まり、その後40代～60代にかけて持家に対する新規の需要は鈍化する傾向が読み取れる。

このような傾向を踏まえ、本研究では人口要因に基づく持家住宅需要の指標として、(1)15歳～64歳人口、(2)20歳～39歳人口、(3)30歳～49歳人口、(4)40歳～59歳人口、(5)従属人口指数 = (0歳～14歳人口 + 65歳以上人口) / (15歳～64歳人口) の5通りの指標を作成することとした。(1)15歳～64歳人口（生産年齢人口）は、家計が貯蓄を行っていく年齢帯として幅広く持家住宅需要を捉えた指標である。(2)20歳～39歳人口、(3)30歳～49歳人口、(4)40歳～59歳人口は、新規の持家購入需要が大きく発生する年齢帯に焦点を当てた指標であり、ベビーブーム世代等が住宅需要層に参入した際の住宅価格への影響をより厳密に調べるための指標である。(5)従属人口指数は、生産年齢人口に対する非生産年齢人口の比率を表す指標であり、人口水準ではなく人口の年齢別構成に着目した指標である。

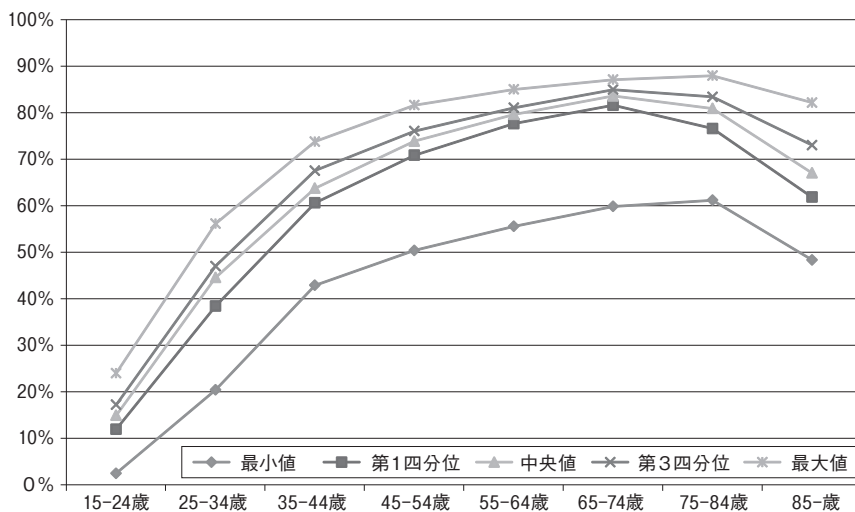
これらの人口指標のうち、(1)15歳～64歳人口および(5)従属人口指数（逆数）と住宅価格のマクロトレンドを、日米の地域別（日米各4地域を抽出）にまとめたものが図3、図4である。

図1 日本：世帯主の年齢別持家率（都道府県別集計）



出所) 総務省統計局「平成22年国勢調査」より作成

図2 米国：世帯主の年齢別持家率（州別集計）



出所) U.S. Census Bureau, "2011 American Community Survey" より作成

なお、全地域の結果は付図1～2にまとめている。

これらの図を見てみると、多くの地域で視覚的にも住宅価格と従属人口指数および生産年齢人口との間には、強い因果関係が存在していることが予想できる。

2-3. 分析に用いるデータ

本研究では、日米での比較分析を行うため、都道府県あるいは州単位で地域パネルデータを構築した。時系列の観測単位は年次単位であり、それぞれの国で各変数が共通して利用可能な

住宅価格のマクロ変動

図3 日本：住宅価格指標と人口指標

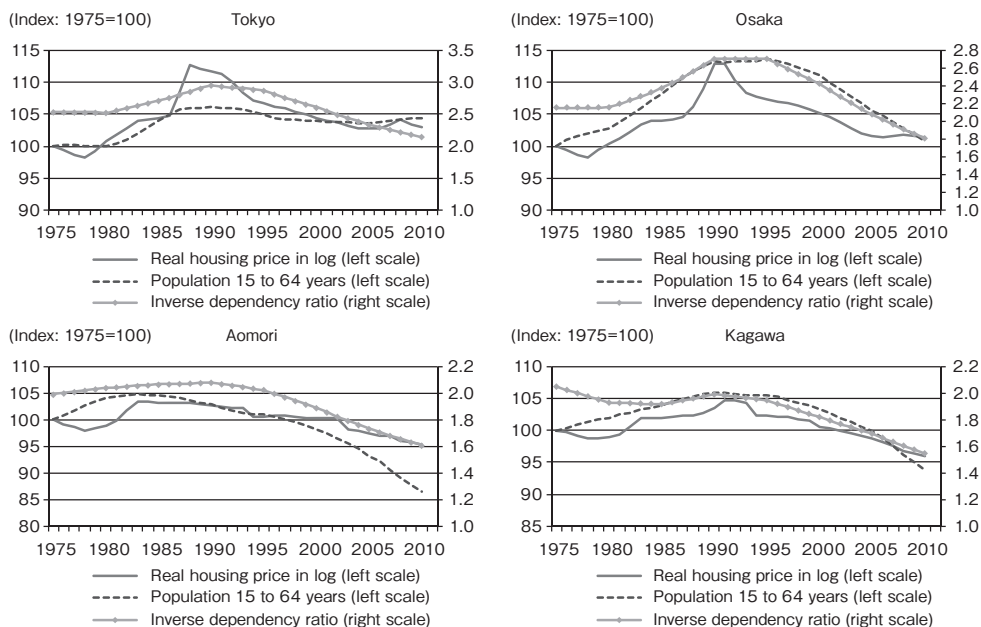
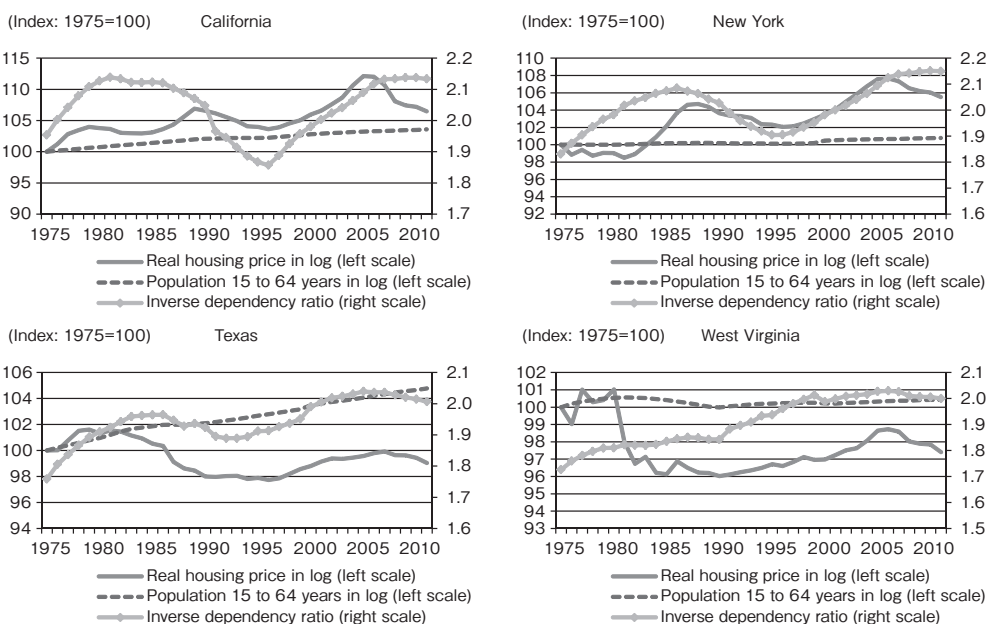


図4 米国：住宅価格指標と人口指標



期間は、日本が1976年～2010年、米国が1975年～2011年である。各データの出所は表2に示す通りである。

これらのデータをもとに、分析に用いる変数を以下のように作成した。

表2 データ概要および出所一覧

	日 本	米 国
データの形式	都道府県パネルデータ	州パネルデータ
データの期間	1976年～2010年	1975年～2011年
住宅価格	国土交通省「公示地価（住宅地）」より、都道府県別に代表地点の情報を設定し、品質調整済公示地価（金額ベース）を推計	Federal Housing Finance Agency, “All-Transactions Indexes” の変化率および “Summary Statistics for House Prices” の価格中央値より、州別の品質調整済住宅価格（金額ベース）を推計
所得	内閣府「県民経済計算」より、県民所得（基準時点における価格比を用いて接続）	U. S. Department of Commerce, “Bureau of Economic Analysis”, GDP by state (Chained by price ratio between base periods)
金利	日本銀行「貸出約定平均金利（全国銀行・総合）」の全国値	Federal Reserve Board, “Contract Rate on 30-Year, Fixed-Rate Conventional Home Mortgage Commitments” (National)
消費者物価指数	総務省統計局「消費者物価指数」より、都道府県庁所在市別の消費者物価指数（総合）	United States Department of Labor, “Bureau of Labor Statistics”, CPI (All Items) by state
新規住宅供給	国土交通省「建築着工統計調査」より、新設住宅着工戸数（持家・貸家・給与住宅・分譲住宅の合計戸数）	U.S. Census, “Building Permits Survey”, New Privately-Owned Housing Units Authorized by Building Permits by state
年齢階級別人口	総務省「国勢調査」より、年齢5歳階級別人口割合を算出（各調査年の間は線形補完）し、同割合を総務省「住民基本台帳に基づく人口・人口動態及び世帯数」の総人口に乗じることで算出した	U. S. Census, “State Population Estimates”, Population by age and state

- ・住宅価格：日米ともに、前述の住宅価格（金額ベース）を各地域の消費者物価指数により実質化を行った²⁾。
- ・所得：日本は県民所得、米国は州別 GDP を、各地域の消費者物価指数により実質化を行った。
- ・金利：日本は貸出約定平均金利（全国銀行・総合）、米国は Contract Rate on 30-Year, Fixed-Rate Conventional Home Mortgage Commitments から、各地域の消費者物価指数変化率（年間）を引くことで実質化を行った。なお、金利（名目値）は都道府県別あるいは州別のデータが公表されていないため、全国の数値を採用した。
- ・新規住宅供給：日米ともに、表2に示すデータ（戸数ベース）を用いる。
- ・人口：人口動態の変化による住宅需要の変化を把握するため、前述の通り、(1)15歳～64歳人口、(2)20歳～39歳人口、(3)30歳～49歳人口、(4)40歳～59歳人口、(5)従属人口指数 = (0歳～14歳人口 + 65歳以上人口) / (15歳～64歳人口) を作成した。

3. 実証分析

日米の地域パネルデータを用いて、住宅価格と人口・新規住宅供給・所得・金利の変数間の長期均衡関係の有無の検証（パネル共和分検定）、およびそれら変数間の短期変動要因の分析

2) 第3節にて詳述する通り、パネルデータを用いた共和分検定（Kao 検定の場合）および誤差修正モデルにおいては、地域固定効果等を除き各種の係数については地域間で一定の値をとるものとして推計することとなる。そのため、住宅価格指標を金額ベースの数値として用いることによって、すべての地域においてある基準時点を1とする指数値を用いる場合よりも、所得・金利・新規住宅供給・人口との関係をより正確に推計可能になるものと考えられる。

住宅価格のマクロ変動

表3 サブパネル分析のサンプル分割基準

	日 本	米 国
地域サブパネル： サンプル分割基準	1975年から1992年の実質地価上昇率（2時点間の比率）より、上位25%の都道府県を地域サブパネル(1)、下位25%の都道府県を地域サブパネル(2)とした	1975年から2006年の実質住宅価格上昇率（2時点間の比率）より、上位25%の州を地域サブパネル(1)、下位25%の州を地域サブパネル(2)とした
地域サブパネル(1)	12都道府県：埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、山梨県、静岡県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、熊本県	13州：Arizona, California, Connecticut, District of Columbia, Hawaii, Maryland, Massachusetts, New Hampshire, New Jersey, New York, Oregon, Rhode Island, Washington
地域サブパネル(2)	12都道府県：北海道、青森県、岩手県、秋田県、山形県、茨城県、栃木県、新潟県、香川県、高知県、大分県、鹿児島県	13州：Alaska, Arkansas, Indiana, Iowa, Kansas, Kentucky, Mississippi, Nebraska, North Dakota, Ohio, Oklahoma, Texas, West Virginia
時点サブパネル： サンプル分割基準	全体パネル（1976年～2010年）のうち、地価（全国平均値）が上昇を続けた1975年～1992年を上昇局面とし、その後の1993年～2010年を下落局面とした	時点サブパネルの分割を行わない（1975年～2011年の間で、住宅価格の下落局面となる期間のサンプルが十分に確保できないため）
時点サブパネル(1)	1976年～1992年	—
時点サブパネル(2)	1993年～2010年	—

（誤差修正モデル推計）を行う。

一般に、パネルデータで分析をする場合には、地域間または時点間でばらつき（分散）が大きい方が、その相違を分析するのに有効である。しかし、その分散が大きすぎる場合には、マクロなトレンドを推計することができたとしても、因果関係をみたい指標間との関係が、特定の地域または時期に引きずられて推計されるという問題が考えられる。つまり、日米の各地域パネルデータを用いた推定では、変動特性の異なる地域間での平均的なパラメータが推計されるが、実際には、地域間で住宅価格変動の大きさが異なることが想定されるため、より限定された市場内での差異については、見るができなくなってしまう。具体的には、バブルが発生した地域としていない地域があった場合、全地域を対象とした分析では、バブルが発生したかどうかの原因の一つとしての人口要因との関係を見ることができたとしても、バブルが発生した地域内でのバブル度合いに応じた人口要因の影響は隠れてしまう。また、バブルが発生しなかった地域内での価格変動に対して人口要因が影響を与えていたとしても、その効果を見逃すこととなってしまう。そこで、住宅価格の変動の大きさに基づき、表3に示す通り、地域サブパネル(1)および(2)についても分析を行う。加えて、日本については1980年代の住宅価格が大きく上昇した局面と、その後の住宅価格が下落を続けた局面のデータが観測できる。そのような構造が大きく変化する中でも、指標間での因果性やその強さが変化してしまうことが想定される。そこで、表3に示す時点サブパネル(1)および(2)についても同様に分析を行う。

これらの分析を通じて、日米の住宅価格のマクロ変動構造および変動特性の異なる地域間での構造の違いを明らかにする。

3-1. パネルデータの定常性の検定

時系列データの分析において、系列が非定常過程に従う場合、それらの系列間で回帰分析を行うと、実際には全く相関のない変数同士に相関関係が検出される「見せかけの相関」の問題が生じる。したがって、住宅価格の変動構造の分析に先立ち、データの定常性の検定が必要と

なる。

パネルデータの時系列方向の定常性を検定するための手法（パネル単位根検定）として、地域間で共通の単位根を持つ場合の検定（Common Unit Root 検定）および地域間で異なる単位根を持つ場合の検定（Individual Unit Root 検定）の2通りの手法が提案されている。

具体的な検定の手順としては、あるパネル系列 y_{it} の一階の自己回帰過程を

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + \theta_m d_{mt} + \epsilon_{it} \quad \text{where } i=1, 2, \dots, N, t=1, 2, \dots, T, m=1, 2, 3$$

$$d_{1t} = \{0\}, d_{2t} = \{1\}, d_{3t} = \{1, t\}$$

として表す場合（ただし、 ϵ_{it} は誤差項）、同データの単位根の有無（ $\rho_i=1$ ）を調べるには、以下の(2)式に示す ADF 検定によって、地域固定効果、地域トレンド項、地域別の誤差項系列相関（および地域別の被説明変数ラグ次数）を許容する形で、 $\delta_i = \rho_i - 1 = 0$ の仮説検定により検定可能である。

$$\Delta y_{it} = \delta_i y_{it-1} + \sum_{k=1}^{L_t} \gamma_{ik} \Delta y_{it-k} + \theta_m d_{mt} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Common Unit Root 検定（Levin, Lin and Chu (2002), LLC 検定）は、地域間で共通の単位根を持つことを想定した単位根検定であり、帰無仮説 H_0 および対立仮説 H_1 は、それぞれ以下の通りとなる。

$$H_0: \delta_i = \delta = 0$$

$$H_1: \delta_i = \delta < 0$$

調整後t検定統計量が $N(0, 1)$ に従うとして検定を行う（検定統計量の詳細は Levin, Lin and Chu (2002) を参照）。

Individual Unit Root 検定（Im, Pesaran and Shin (2003), Maddala and Wu (1999)）は、地域間で異なる単位根を持つことを想定した単位根検定であり、帰無仮説 H_0 および対立仮説 H_1 は、それぞれ以下の通りとなる。

$$H_0: \delta_i = 0 \quad \text{for all } i$$

$$H_1: \begin{cases} \delta_i < 0 & \text{for } i=1, 2, \dots, N_1 \\ \delta_i = 0 & \text{for } i=N_1+1, \dots, N \end{cases} \quad (i \text{ は必要に応じて再序列されることを許容する})$$

検定統計量は、Im, Pesaran and Shin (2003) (IPS 検定) では各地域 i の ADF 検定における δ_i の t 値の単純平均値を用い、Maddala and Wu (1999) の Fisher 型検定では各地域 i の ADF 検定における δ_i の p 値の集計値がカイ二乗分布に従うとして検定を行う（検定統計量の詳細は Im, Pesaran and Shin (2003)、Maddala and Wu (1999) を参照）。

Individual Unit Root 検定では、対立仮説において自己相関係数を地域間で異質とする点で、Common Unit Root 検定よりも制約が緩やかである。また、Maddala and Wu (1999) の Fisher 型検定で Bootstrap 法により算出された臨界値を用いる場合、他の Individual Unit Root の検定手法よりも優れ、パネル単位根検定やパネル共和分検定において望ましい手法で

住宅価格のマクロ変動

表4 パネル単位根検定の結果：日本データ

対象データ セット	変数名	水準					1階差				
		Common Unit Root			Individual Unit Root		Common Unit Root			Individual Unit Root	
		Levin, Lin and Chu	ADF-Fisher		Levin, Lin and Chu	ADF-Fisher		Levin, Lin and Chu	ADF-Fisher		
全体パネル	住宅価格(実質値)	-3.7 (0.00) ***	104 (0.23)			-12.9 (0.00) ***	333 (0.00) ***				
	所得(実質値)	-12.9 (0.00) ***	190 (0.00) ***			-22.4 (0.00) ***	536 (0.00) ***				
	金利(実質値)	-12.2 (0.00) ***	285 (0.00) ***			-47.0 (0.00) ***	1347 (0.00) ***				
	新規住宅供給	5.3 (1.00)	50 (1.00)			-33.6 (0.00) ***	1011 (0.00) ***				
	15歳～64歳人口	7.2 (1.00)	19 (1.00)			-6.8 (0.00) ***	190 (0.00) ***				
	20歳～39歳人口	-8.4 (0.00) ***	173 (0.00) ***			-5.5 (0.00) ***	118 (0.05) **				
	30歳～49歳人口	-0.6 (0.29)	91 (0.57)			-5.7 (0.00) ***	122 (0.03) **				
	40歳～59歳人口	-11.8 (0.00) ***	248 (0.00) ***			-6.0 (0.00) ***	121 (0.03) **				
	従属人口指数	-1.4 (0.08) *	31 (1.00)			-3.0 (0.00) ***	59 (1.00)				
地域サブパネル(1)	住宅価格(実質値)	-1.2 (0.12)	29 (0.22)			-7.1 (0.00) ***	102 (0.00) ***				
	所得(実質値)	-6.0 (0.00) ***	46 (0.00) ***			-10.6 (0.00) ***	126 (0.00) ***				
	金利(実質値)	-6.9 (0.00) ***	80 (0.00) ***			-24.8 (0.00) ***	340 (0.00) ***				
	新規住宅供給	1.8 (0.96)	24 (0.48)			-17.7 (0.00) ***	243 (0.00) ***				
	15歳～64歳人口	-4.5 (0.00) ***	48 (0.00) ***			-3.8 (0.00) ***	38 (0.03) **				
	20歳～39歳人口	-3.4 (0.00) ***	32 (0.12)			-3.3 (0.00) ***	33 (0.10) *				
	30歳～49歳人口	-1.2 (0.12)	32 (0.13)			-3.8 (0.00) ***	38 (0.04) **				
	40歳～59歳人口	-4.6 (0.00) ***	49 (0.00) ***			-6.2 (0.00) ***	65 (0.00) ***				
	従属人口指数	-1.5 (0.07) *	13 (0.96)			-2.3 (0.01) **	18 (0.80)				
地域サブパネル(2)	住宅価格(実質値)	-0.5 (0.33)	18 (0.78)			-6.4 (0.00) ***	86 (0.00) ***				
	所得(実質値)	-6.3 (0.00) ***	50 (0.00) ***			-10.8 (0.00) ***	133 (0.00) ***				
	金利(実質値)	-5.3 (0.00) ***	66 (0.00) ***			-23.2 (0.00) ***	342 (0.00) ***				
	新規住宅供給	4.1 (1.00)	3 (1.00)			-15.8 (0.00) ***	273 (0.00) ***				
	15歳～64歳人口	1.3 (0.91)	9 (1.00)			-3.7 (0.00) ***	55 (0.00) ***				
	20歳～39歳人口	-5.2 (0.00) ***	55 (0.00) ***			-1.8 (0.03) **	23 (0.53)				
	30歳～49歳人口	1.3 (0.91)	13 (0.97)			-2.5 (0.01) ***	24 (0.44)				
	40歳～59歳人口	-6.3 (0.00) ***	65 (0.00) ***			-2.1 (0.02) **	20 (0.72)				
	従属人口指数	-1.4 (0.09) *	9 (1.00)			-3.4 (0.00) ***	49 (0.00) ***				
時点サブパネル(1)	住宅価格(実質値)	-4.2 (0.00) ***	62 (1.00)			-6.9 (0.00) ***	208 (0.00) ***				
	所得(実質値)	-0.2 (0.42)	17 (1.00)			-13.7 (0.00) ***	332 (0.00) ***				
	金利(実質値)	-10.7 (0.00) ***	131 (0.01) ***			-28.5 (0.00) ***	599 (0.00) ***				
	新規住宅供給	-8.8 (0.00) ***	226 (0.00) ***			-17.0 (0.00) ***	341 (0.00) ***				
	15歳～64歳人口	2.5 (0.99)	105 (0.21)			-6.3 (0.00) ***	143 (0.00) ***				
	20歳～39歳人口	-4.4 (0.00) ***	121 (0.03) **			-6.3 (0.00) ***	142 (0.00) ***				
	30歳～49歳人口	-9.8 (0.00) ***	188 (0.00) ***			-10.8 (0.00) ***	229 (0.00) ***				
	40歳～59歳人口	7.8 (1.00)	59 (1.00)			-8.4 (0.00) ***	181 (0.00) ***				
	従属人口指数	1.8 (0.96)	72 (0.96)			-2.5 (0.01) ***	121 (0.03) **				
時点サブパネル(2)	住宅価格(実質値)	-2.1 (0.02) **	56 (1.00)			-21.2 (0.00) ***	537 (0.00) ***				
	所得(実質値)	-0.8 (0.20)	123 (0.03) **			-19.7 (0.00) ***	455 (0.00) ***				
	金利(実質値)	-12.1 (0.00) ***	295 (0.00) ***			-31.2 (0.00) ***	794 (0.00) ***				
	新規住宅供給	5.3 (1.00)	27 (1.00)			-25.0 (0.00) ***	607 (0.00) ***				
	15歳～64歳人口	26.9 (1.00)	23 (1.00)			-2.0 (0.02) **	39 (1.00)				
	20歳～39歳人口	-0.1 (0.45)	34 (1.00)			-5.6 (0.00) ***	105 (0.21)				
	30歳～49歳人口	-4.5 (0.00) ***	152 (0.00) ***			-6.1 (0.00) ***	130 (0.01) ***				
	40歳～59歳人口	-1.2 (0.12)	91 (0.58)			-5.2 (0.00) ***	128 (0.01) **				
	従属人口指数	15.7 (1.00)	4 (1.00)			-3.9 (0.00) ***	42 (1.00)				

注) 各欄の数値は「検定統計量 (P値)」を表す。***は1%有意水準、**は5%有意水準、*は10%有意水準で帰無仮説が棄却されることを表す。ADF検定のラグ次数の選択はSIC基準により行った。

あると指摘されている (Baltagi (2005))。

本稿では、住宅価格、人口、新規住宅供給、所得、金利の各変数について、定常性の検定を

表5 パネル単位根検定の結果：米国データ

対象データ セット	変数名	水準						1階差					
		Common Unit Root			Individual Unit Root			Common Unit Root			Individual Unit Root		
		Levin, Lin and Chu	ADF-Fisher		Levin, Lin and Chu	ADF-Fisher		Levin, Lin and Chu	ADF-Fisher		Levin, Lin and Chu	ADF-Fisher	
全体パネル	住宅価格(実質値)	-7.1	(0.00)	***	216	(0.00)	***	-9.1	(0.00)	***	379	(0.00)	***
	所得(実質値)	-3.8	(0.00)	***	40	(1.00)		-16.5	(0.00)	***	618	(0.00)	***
	金利(実質値)	-2.8	(0.00)	***	231	(0.00)	***	-26.0	(0.00)	***	786	(0.00)	***
	新規住宅供給	-3.7	(0.00)	***	233	(0.00)	***	-18.2	(0.00)	***	536	(0.00)	***
	15歳～64歳人口	-3.8	(0.00)	***	68	(1.00)		-15.1	(0.00)	***	475	(0.00)	***
	20歳～39歳人口	-14.1	(0.00)	***	409	(0.00)	***	-13.6	(0.00)	***	350	(0.00)	***
	30歳～49歳人口	-24.0	(0.00)	***	506	(0.00)	***	-4.0	(0.00)	***	118	(0.13)	
	40歳～59歳人口	-10.1	(0.00)	***	122	(0.09)	*	-5.5	(0.00)	***	165	(0.00)	***
	従属人口指数	-6.9	(0.00)	***	243	(0.00)	***	-10.4	(0.00)	***	363	(0.00)	***
地域サブパネル(1)	住宅価格(実質値)	-3.9	(0.00)	***	46	(0.01)	***	-4.7	(0.00)	***	93	(0.00)	***
	所得(実質値)	-3.1	(0.00)	***	13	(0.98)		-6.0	(0.00)	***	98	(0.00)	***
	金利(実質値)	-1.2	(0.11)		56	(0.00)	***	-13.5	(0.00)	***	200	(0.00)	***
	新規住宅供給	-1.3	(0.09)	*	59	(0.00)	***	-10.6	(0.00)	***	159	(0.00)	***
	15歳～64歳人口	-3.1	(0.00)	***	15	(0.96)		-7.7	(0.00)	***	127	(0.00)	***
	20歳～39歳人口	-8.1	(0.00)	***	94	(0.00)	***	-5.9	(0.00)	***	82	(0.00)	***
	30歳～49歳人口	-11.2	(0.00)	***	106	(0.00)	***	-1.4	(0.09)	*	20	(0.77)	
	40歳～59歳人口	-3.4	(0.00)	***	12	(0.99)		-2.9	(0.00)	***	45	(0.01)	**
	従属人口指数	-3.2	(0.00)	***	51	(0.00)	***	-3.6	(0.00)	***	64	(0.00)	***
地域サブパネル(2)	住宅価格(実質値)	-5.4	(0.00)	***	93	(0.00)	***	-3.8	(0.00)	***	100	(0.00)	***
	所得(実質値)	0.5	(0.69)		7	(1.00)		-11.5	(0.00)	***	219	(0.00)	***
	金利(実質値)	-1.4	(0.08)	*	59	(0.00)	***	-12.8	(0.00)	***	205	(0.00)	***
	新規住宅供給	-0.1	(0.48)		39	(0.05)	**	-9.7	(0.00)	***	156	(0.00)	***
	15歳～64歳人口	-0.1	(0.44)		21	(0.72)		-6.0	(0.00)	***	101	(0.00)	***
	20歳～39歳人口	-5.4	(0.00)	***	110	(0.00)	***	-6.6	(0.00)	***	86	(0.00)	***
	30歳～49歳人口	-12.4	(0.00)	***	130	(0.00)	***	-3.5	(0.00)	***	37	(0.08)	*
	40歳～59歳人口	-5.7	(0.00)	***	35	(0.12)		-3.0	(0.00)	***	43	(0.02)	**
	従属人口指数	-5.3	(0.00)	***	72	(0.00)	***	-6.5	(0.00)	***	113	(0.00)	***

注) 各欄の数値は「検定統計量(P値)」を表す。***は1%有意水準、**は5%有意水準、*は10%有意水準で帰無仮説が棄却されることを表す。ADF検定におけるラグ次数の選択はSIC基準により行った。

前述の Common Unit Root 検定 (LLC 検定) および Individual Unit Root 検定 (Fisher 検定) により行った。

日本・米国それぞれの結果は表4および表5の通りである。日米の全体パネル・各サブパネルにおいて、1階の差分を取った場合に定常性を満たすとの結果が得られており、各変数がI(1)であることを示す結果が得られた³⁾。

3-2. 変数間の長期均衡関係の有無に関する検定

複数の非定常な系列 (d 次の和分、I(d)) の線形結合関係が、より次数の低い和分 (d-f 次の和分 I(d-f)、ただし $d \geq f \geq 0$) となると、それら非定常な系列の間には次数 d, f の共和分関係 CI(d, f) があるという。共和分関係にある非定常な系列同士は長期均衡関係にあるものと解釈され、そのような場合に、それら非定常系列同士の変動要因を分析しようとした場合には誤差修正モデル、すなわち定常系列および共和分関係式の推計残差の1期ラグ項を含めた形で

3) なお、いくつかの指標については水準データでも定常性を満たすとの結果が得られているが、時系列プロットを行うと緩やかな上昇・下落サイクルを描いており、定常性が満たされる結果と判定されたものと考えられる。これらの変数についても、1階差データはトレンドを持たないことがグラフ上で視覚的に確認されたため、I(1)であると仮定し分析を進める。

推計を行う必要がある (Granger の表現定理、Engle and Granger (1987))。つまり、ある系列が共和分関係にある場合、非定常な系列を単純に定常過程に変換した変数のみで回帰分析を行ってしまうと、「見せかけの回帰」の問題は回避できるものの、本来モデルに含めるべき変数を除外して推計を行ってしまうといった問題が生じる。したがって、非定常な系列間の共和分関係の有無の検定が重要となる。

パネルデータを用いた共和分関係の検定 (パネル共和分検定) の手法としては、共和分関係式の推計残差に対してパネル単位根検定を行う Engle-Granger 型検定として、共和分関係における係数に地域間の同質性 (homogeneity) を仮定する Kao (1999) の検定と、異質性 (heterogeneity) を仮定する Pedroni (1999) の検定が提案されている。また、Pedroni 検定においては、推計残差の自己回帰係数に地域間の同質性を仮定する Panel 検定と、異質性を仮定する Group 検定が提案されている。

具体的な検定の手順としては、ある非定常なパネル系列 $y_{it}, x_{it} (y_{it} \sim I(d), x_{it} \sim I(d))$ の線形結合を

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + e_{it}$$

として表す場合 (ただし、 e_{it} は誤差項)、 y_{it}, x_{it} の共和分関係の有無を調べるには、推計残差 \hat{e}_{it} が単位根を持つか否かについて、以下の自己回帰過程の $\rho_i = 1$ について検定を行えばよいこととなる。

$$\hat{e}_{it} = \rho_i \hat{e}_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

この検定は、以下の(3)式に示す ADF 検定によって、地域別の誤差項系列相関 (および地域別の被説明変数ラグ次数) を許容する形で、 $\mu_i = \rho_i - 1 = 0$ の仮説検定により検定可能である。

$$\Delta \hat{e}_{it} = \mu_i \hat{e}_{it-1} + \sum_{k=1}^{L_i} \varphi_{ik} \Delta \hat{e}_{it-k} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

推計残差 \hat{e}_{it} が単位根を持たない場合 ($\hat{e}_{it} \sim I(0)$)、 $y_{it}, x_{it} (y_{it} \sim I(d), x_{it} \sim I(d))$ は共和分関係にあり、 $y_{it}, x_{it} \sim CI(d, f)$ として表される。

Kao 検定では、共和分関係式における係数について $\beta_i = \beta$ との仮定を置いた形で残差を推計するとともに、推計残差の自己回帰係数についても $\rho_i = \rho$ との仮定を置き、共和分検定を行う。検定における帰無仮説 H_0 および対立仮説 H_1 は、それぞれ以下の通りとなる (検定統計量の詳細は Kao (1999) を参照)。

$$\begin{aligned} H_0: \mu_i &= \mu = 0 \\ H_1: \mu_i &= \mu < 0 \end{aligned}$$

Pedroni 検定では、共和分関係式における係数 α_i, β_i について地域間の同質性を仮定しないが、推計残差の自己回帰係数について $\rho_i = \rho$ との仮定を置く場合の Panel 検定と、自己回帰係数についても地域間の同質性を仮定しない Group 検定がある。

Panel 検定における帰無仮説 H_0 および対立仮説 H_1 は、それぞれ以下の通りとなる。

$$H_0: \mu_i = \mu = 0$$

$$H_1: \mu_i = \mu < 0$$

一方、Group 検定における帰無仮説 H_0 および対立仮説 H_1 は、それぞれ以下の通りとなる (検定統計量の詳細は Pedroni (1999) を参照)。

$$H_0: \mu_i = \mu = 0$$

$$H_1: \mu_i < 0 \text{ for all } i$$

したがって、これら3通りの手法の中では Kao 検定が最も制約が厳しく、Pedroni の Panel 検定が次いで制約が厳しく、Pedroni の Group 検定が最も制約の緩い検定手法となる。

本稿では、住宅価格と人口・新規住宅供給・所得・金利の各変数について、長期均衡関係の有無の検定をパネル共和分検定により行った。共和分関係式は、日米の各全体パネル・各サブパネルデータを対象とし、以下の(4)式により推計を行った。

$$P_{it} = \alpha_{mi} + \beta_{1mi}Y_{it} + \beta_{2mi}r_{it} + \beta_{3mi}S_{it} + \beta_{4mi}D_{mit} + e_{mit}, \quad m = 1, 2, 3, 4, 5 \quad (4)$$

P_{it} : 住宅価格 (実質値) の自然対数値

Y_{it} : 所得 (実質値) の自然対数値

r_{it} : 金利 (実質値)

S_{it} : 新規住宅供給の自然対数値

D_{1it} : 15歳～64歳人口の自然対数値

D_{2it} : 20歳～39歳人口の自然対数値

D_{3it} : 30歳～49歳人口の自然対数値

D_{4it} : 40歳～59歳人口の自然対数値

D_{5it} : 従属人口指数 = (0歳～14歳人口 + 65歳以上人口) / (15歳～64歳人口)

$\alpha_{mi}, \beta_{1mi}, \beta_{2mi}, \beta_{3mi}, \beta_{4mi}$: 推定すべきパラメータ

e_{mit} : 誤差項

日本・米国それぞれの結果は表6および表7の通りである。一部の組み合わせを除き、各変数間に共和分関係の存在 $P_{it}, Y_{it}, r_{it}, S_{it}, D_{mit} \sim CI(1, 1), (m = 1, 2, 3, 4, 5)$ が確認された。なお、日本の地域サブパネル(2)で人口指標として15～64歳人口および従属人口指数を用いた場合、米国の地域サブパネル(2)で40歳～59歳人口を用いた場合については、共和分関係にないとの結果が得られた⁴⁾。

4) 日本の地域サブパネル(2)の15～64歳人口および従属人口指数を用いた場合については、Pedroni の Panel 検定のうち Panel v 統計量がそれぞれ2.08 (P値=0.05)、2.55 (P値=0.02)、また米国の地域サブパネル(2)の40歳～59歳人口を用いた場合については、Pedroni の Panel 検定のうち Panel PP 統計量が-1.99 (P値=0.054) と、共和分関係にあるとの結果が得られたため、以下ではこれら組み合わせについても共和分関係にあるものと想定し分析を行う。

住宅価格のマクロ変動

表6 パネル共相分検定の結果：日本データ

対象 データパネル	共相分関係の検定を行う変数リスト				Kao検定		Pedroni検定							
	住宅価格 (実質値)	所得 (実質値)	金利 (実質値)	新規住宅 供給	ADF		Panel rho	Panel ADF	Group rho	Group ADF				
全体パネル	15歳～64歳人口		***		-5.2 (0.00)	***	1.2 (0.20)		-3.2 (0.00)	***	2.3 (0.03)	**	-3.2 (0.00)	***
	20歳～39歳人口		***		-5.4 (0.00)	***	0.5 (0.35)		-3.3 (0.00)	***	1.7 (0.09)	*	-3.6 (0.00)	***
	30歳～49歳人口		***		-5.5 (0.00)	***	1.7 (0.09)	*	-1.6 (0.12)	***	4.0 (0.00)	***	-1.5 (0.13)	
	40歳～59歳人口		***		-4.7 (0.00)	***	0.3 (0.38)		-4.4 (0.00)	***	2.0 (0.06)	*	-5.0 (0.00)	***
地域サブパネル(1)	従属人口指数		***		-5.7 (0.00)	***	0.1 (0.40)		-2.4 (0.02)	**	1.7 (0.09)	*	-2.9 (0.01)	***
	15歳～64歳人口		***		1.3 (0.10)		1.5 (0.13)		-1.1 (0.23)	***	2.8 (0.01)	***	-0.7 (0.31)	
	20歳～39歳人口		***		-4.1 (0.00)	***	1.2 (0.19)		-0.5 (0.35)		2.4 (0.02)	**	0.2 (0.39)	
	30歳～49歳人口		***		1.3 (0.10)		1.1 (0.21)		-1.2 (0.19)		2.5 (0.02)	**	-2.3 (0.03)	**
地域サブパネル(2)	40歳～59歳人口		***		1.1 (0.13)		1.1 (0.22)		-0.9 (0.26)		2.6 (0.01)	**	-0.5 (0.35)	
	従属人口指数		***		-3.1 (0.00)	***	1.1 (0.21)		0.8 (0.30)		2.5 (0.02)	**	1.6 (0.11)	
	15歳～64歳人口		***		0.5 (0.32)		-0.4 (0.37)		-1.6 (0.10)		0.7 (0.32)		-1.3 (0.18)	
	20歳～39歳人口		***		0.5 (0.31)		-0.4 (0.37)		-2.4 (0.02)	**	0.6 (0.33)		-2.1 (0.05)	**
時点サブパネル(1)	30歳～49歳人口		***		-0.2 (0.43)		0.9 (0.27)		-0.1 (0.40)		2.1 (0.04)	**	-0.8 (0.29)	
	40歳～59歳人口		***		0.6 (0.29)		-0.8 (0.30)		-3.4 (0.00)	***	0.5 (0.35)		-3.2 (0.00)	***
	従属人口指数		***		0.2 (0.42)		0.1 (0.40)		-1.1 (0.23)		0.8 (0.29)		-1.5 (0.13)	
	15歳～64歳人口		***		-11.2 (0.00)	***	4.1 (0.00)	***	-6.2 (0.00)	***	6.6 (0.00)	***	-6.4 (0.00)	***
時点サブパネル(2)	20歳～39歳人口		***		-10.3 (0.00)	***	3.6 (0.00)	***	-4.4 (0.00)	***	6.4 (0.00)	***	-4.7 (0.00)	***
	30歳～49歳人口		***		-9.9 (0.00)	***	3.8 (0.00)	***	-3.7 (0.00)	***	6.4 (0.00)	***	-4.7 (0.00)	***
	40歳～59歳人口		***		-11.7 (0.00)	***	4.0 (0.00)	***	-4.4 (0.00)	***	6.5 (0.00)	***	-4.9 (0.00)	***
	従属人口指数		***		-9.8 (0.00)	***	3.6 (0.00)	***	-3.8 (0.00)	***	6.1 (0.00)	***	-5.0 (0.00)	***
対象 データパネル	15歳～64歳人口		***		-3.7 (0.00)	***	4.3 (0.00)	***	-0.2 (0.39)		4.7 (0.00)	***	-6.9 (0.00)	***
	20歳～39歳人口		***		-4.4 (0.00)	***	4.6 (0.00)	***	0.8 (0.29)		5.7 (0.00)	***	-3.5 (0.00)	***
	30歳～49歳人口		***		-4.5 (0.00)	***	4.9 (0.00)	***	3.6 (0.00)	***	6.9 (0.00)	***	4.0 (0.00)	***
	40歳～59歳人口		***		-3.1 (0.00)	***	3.2 (0.00)	***	-3.2 (0.00)	***	4.4 (0.00)	***	-8.5 (0.00)	***
	従属人口指数		***		-5.6 (0.00)	***	3.1 (0.00)	***	-1.1 (0.22)		4.8 (0.00)	***	-3.7 (0.00)	***

注) 各欄の数値は「検定統計量 (P値)」を表す。***は1%有意水準、**は5%有意水準、*は10%有意水準で帰無仮説が棄却されることを表す。ADF検定におけるラグ次数の選択はSIC基準により行った。

表7 パネル共和分検定の結果：米国データ

対象 データセット	共和分関係の検定を行う変数リスト				Kao検定			Pedroni検定			
	住宅価格 (実質値)	所得 (実質値)	金利 (実質値)	新規住宅 供給	ADF			Panel rho	Panel ADF	Group rho	Group ADF
全体パナネル	15歳～64歳人口				-4.8 (0.00) ***	2.7 (0.01) ***	-0.7 (0.32)	4.3 (0.00) ***	-0.2 (0.39)		
	20歳～39歳人口				-5.2 (0.00) ***	4.4 (0.00) ***	1.0 (0.23)	6.8 (0.00) ***	2.5 (0.02) **		
	30歳～49歳人口				-3.8 (0.00) ***	1.6 (0.12)	-4.4 (0.00) ***	3.0 (0.00) ***	-5.3 (0.00) ***		
	40歳～59歳人口				-4.2 (0.00) ***	4.0 (0.00) ***	-0.2 (0.39)	5.7 (0.00) ***	1.4 (0.16)		
	従属人口指数				-4.0 (0.00) ***	2.4 (0.02) **	-1.7 (0.09) *	5.3 (0.00) ***	-1.1 (0.22)		
地域サブパナネル(1)	15歳～64歳人口				-0.4 (0.36)	2.0 (0.06) *	-0.7 (0.32)	3.7 (0.00) ***	1.0 (0.23)		
	20歳～39歳人口				-1.1 (0.14)	2.7 (0.01) **	-0.5 (0.35)	4.3 (0.00) ***	0.7 (0.31)		
	30歳～49歳人口				0.2 (0.43)	2.0 (0.05) **	-2.6 (0.01) **	3.8 (0.00) ***	-2.5 (0.02) **		
	40歳～59歳人口				0.3 (0.39)	2.8 (0.01) ***	0.0 (0.40)	4.4 (0.00) ***	1.4 (0.15)		
	従属人口指数				-1.1 (0.14)	1.2 (0.18)	-3.2 (0.00) ***	3.1 (0.00) ***	-2.9 (0.01) ***		
地域サブパナネル(2)	15歳～64歳人口				0.1 (0.48)	-0.5 (0.35)	-1.1 (0.23)	-0.2 (0.39)	-2.3 (0.03) **		
	20歳～39歳人口				-0.2 (0.42)	0.8 (0.29)	0.4 (0.36)	2.1 (0.05) **	1.2 (0.19)		
	30歳～49歳人口				1.9 (0.03) **	-3.2 (0.00) ***	-2.6 (0.01) **	-1.0 (0.24)	-3.0 (0.00) ***		
	40歳～59歳人口				0.5 (0.30)	0.0 (0.40)	-0.3 (0.38)	1.0 (0.24)	-0.1 (0.40)		
	従属人口指数				0.2 (0.43)	0.7 (0.30)	0.3 (0.38)	2.0 (0.05) *	0.9 (0.26)		

注) 各欄の数値は「検定統計量 (P 値)」を表す。*** は 1 % 有意水準、** は 5 % 有意水準、* は 10 % 有意水準で帰無仮説が棄却されることを表す。ADF 検定におけるラグ次数の選択は SIC 基準により行った。

3-3. 住宅価格の短期的な変動構造に関する分析

住宅価格と人口・新規住宅供給・所得・金利の各変数について、共和分関係の存在がパネル共和分検定により確認された。長期均衡関係にある非定常な系列の変動構造は、誤差修正モデルにより、階差データにより定常化された系列同士の変動構造（被説明変数のフローが説明変数のフロー部分によって説明される部分）に加えて、誤差修正要因（前期における長期均衡関係からの乖離部分が翌期に修正される部分）によって説明される。

したがって、住宅価格のマクロ変動構造を明らかにするために、誤差修正モデルにより住宅価格の短期的な変動構造を推計する。誤差修正モデルは、日米の各全体パネル・各サブパネルデータを対象とし、以下の(5)式により推計を行った。

$$\Delta P_{it} = a_{mi} + b_{1m}\Delta Y_{it} + b_{2m}\Delta r_{it} + b_{3m}\Delta S_{it} + b_{4m}\Delta D_{mit} + b_{5m}ECT_{mit-1} + v_{mit} \quad (5)$$

$m=1, 2, 3, 4, 5$

P_{it} : 住宅価格（実質値）の自然対数値

Y_{it} : 所得（実質値）の自然対数値

r_{it} : 金利（実質値）

S_{it} : 新規住宅供給の自然対数値

D_{1it} : 15歳～64歳人口の自然対数値

D_{2it} : 20歳～39歳人口の自然対数値

D_{3it} : 30歳～49歳人口の自然対数値

D_{4it} : 40歳～59歳人口の自然対数値

D_{5it} : 従属人口指数 = (0歳～14歳人口 + 65歳以上人口) / (15歳～64歳人口)

ECT_{mit-1} : 誤差修正項の1期ラグ、地域間で各変数の係数が同質と仮定し推計

$$(ECT_{mit} = P_{it} - (\hat{\alpha}_{mi} + \hat{\beta}_{1m}Y_{it} + \hat{\beta}_{2m}r_{it} + \hat{\beta}_{3m}S_{it} + \hat{\beta}_{4m}D_{mit}))$$

$a_{mi}, b_{1m}, b_{2m}, b_{3m}, b_{4m}$: 推定すべきパラメータ

v_{mit} : 誤差項

日本・米国それぞれの結果は表8および表9の通りである。各変数のパラメータについて、次のことが読み取れる。

・所得パラメータ

日米それぞれの全体パネルでは、日本のモデル(1)を除いた各モデルにおいて、係数はプラスで有意に推定された。地域サブパネル(1)では、日米共にすべてのモデルで係数はプラスで有意に推定され、全体パネルと比較して係数の絶対値が大きいことが確認された。地域サブパネル(2)では、日米共に、人口指標との組み合わせによって所得パラメータが非有意あるいはマイナスで有意に推定される結果が得られた。

住宅価格変動の小さい一部の地域を除き、所得の増加が住宅価格を押し上げるなど、正の相関関係にあるという日米共通の結果が確認された。

また、日本の時点サブパネル分析では、時点サブパネル(1)では所得パラメータは有意に推定されないことが確認された。所得の伸びを上回るペースで地価が上昇していたことが推測される。時点サブパネル(2)では、符号はマイナスで、人口指標との組み合わせによっては有意に推

表8 誤差修正モデルの推計結果：日本データ

	全体パネル：N=1,598														
	モデル(1)			モデル(2)			モデル(3)			モデル(4)			モデル(5)		
定数項	0.00	(0.06)	*	0.00	(0.75)		-0.00	(0.32)		-0.01	(0.00)	***	0.03	(0.00)	***
所得(実質値)	0.08	(0.14)		0.65	(0.00)	***	0.61	(0.00)	***	0.12	(0.03)	**	0.09	(0.08)	*
金利(実質値)	.015	(0.00)	***	.014	(0.00)	***	.014	(0.00)	***	.015	(0.00)	***	.016	(0.00)	***
新規住宅供給	-0.14	(0.00)	***	-0.12	(0.00)	***	-0.13	(0.00)	***	-0.14	(0.00)	***	-0.19	(0.00)	***
15歳～64歳人口	6.57	(0.00)	***												
20歳～39歳人口				0.72	(0.00)	***									
30歳～49歳人口							0.56	(0.02)	**						
40歳～59歳人口										3.17	(0.00)	***			
従属人口指数													-8.71	(0.00)	***
誤差修正項(t-1)	-0.15	(0.00)	***	-0.12	(0.00)	***	-0.10	(0.00)	***	-0.13	(0.00)	***	-0.18	(0.00)	***
Adj. R-squared	0.37			0.16			0.16			0.34			0.40		

	地域サブパネル(1)：N=408														
	モデル(1)			モデル(2)			モデル(3)			モデル(4)			モデル(5)		
定数項	-0.02	(0.00)	***	-0.01	(0.03)	**	-0.01	(0.09)	*	-0.03	(0.00)	***	0.02	(0.00)	***
所得(実質値)	0.55	(0.00)	***	1.26	(0.00)	***	1.32	(0.00)	***	0.52	(0.00)	***	0.50	(0.00)	***
金利(実質値)	.014	(0.00)	***	.011	(0.01)	***	.012	(0.00)	***	.011	(0.00)	***	.014	(0.00)	***
新規住宅供給	-0.22	(0.00)	***	-0.22	(0.00)	***	-0.23	(0.00)	***	-0.22	(0.00)	***	-0.30	(0.00)	***
15歳～64歳人口	5.93	(0.00)	***												
20歳～39歳人口				-0.77	(0.19)										
30歳～49歳人口							-0.64	(0.20)							
40歳～59歳人口										3.14	(0.00)	***			
従属人口指数													-8.25	(0.00)	***
誤差修正項(t-1)	-0.19	(0.00)	***	-0.13	(0.00)	***	-0.13	(0.00)	***	-0.17	(0.00)	***	-0.20	(0.00)	***
Adj. R-squared	0.40			0.25			0.23			0.40			0.42		

	地域サブパネル(2)：N=408														
	モデル(1)			モデル(2)			モデル(3)			モデル(4)			モデル(5)		
定数項	0.02	(0.00)	***	0.01	(0.04)	**	0.01	(0.15)		-0.00	(0.47)		0.04	(0.00)	***
所得(実質値)	-0.19	(0.04)	**	0.28	(0.00)	***	0.11	(0.28)		-0.14	(0.13)		-0.18	(0.04)	**
金利(実質値)	.016	(0.00)	***	.016	(0.00)	***	.015	(0.00)	***	.017	(0.00)	***	.016	(0.00)	***
新規住宅供給	-0.09	(0.00)	***	-0.06	(0.02)	**	-0.07	(0.01)	***	-0.10	(0.00)	***	-0.12	(0.00)	***
15歳～64歳人口	5.92	(0.00)	***												
20歳～39歳人口				1.48	(0.00)	***									
30歳～49歳人口							1.60	(0.00)	***						
40歳～59歳人口										2.96	(0.00)	***			
従属人口指数													-8.89	(0.00)	***
誤差修正項(t-1)	-0.13	(0.00)	***	-0.14	(0.00)	***	-0.10	(0.00)	***	-0.13	(0.00)	***	-0.15	(0.00)	***
Adj. R-squared	0.37			0.18			0.18			0.33			0.38		

	時点サブパネル(1)：N=752														
	モデル(1)			モデル(2)			モデル(3)			モデル(4)			モデル(5)		
定数項	0.02	(0.00)	***	0.05	(0.00)	***	0.05	(0.00)	***	0.05	(0.00)	***	0.04	(0.00)	***
所得(実質値)	0.12	(0.20)		0.14	(0.18)		0.15	(0.13)		0.15	(0.13)		0.03	(0.74)	
金利(実質値)	.013	(0.00)	***	.013	(0.00)	***	.014	(0.00)	***	.013	(0.00)	***	.016	(0.00)	***
新規住宅供給	-0.23	(0.00)	***	-0.21	(0.00)	***	-0.23	(0.00)	***	-0.22	(0.00)	***	-0.30	(0.00)	***
15歳～64歳人口	4.76	(0.00)	***												
20歳～39歳人口				-0.14	(0.70)										
30歳～49歳人口							-2.28	(0.00)	***						
40歳～59歳人口										-0.44	(0.42)				
従属人口指数													-9.14	(0.00)	***
誤差修正項(t-1)	-0.21	(0.00)	***	-0.18	(0.00)	***	-0.19	(0.00)	***	-0.25	(0.00)	***	-0.21	(0.00)	***
Adj. R-squared	0.25			0.18			0.21			0.24			0.31		

住宅価格のマクロ変動

	時点サブパネル(2) : N=799														
	モデル(1)			モデル(2)			モデル(3)			モデル(4)			モデル(5)		
定数項	-0.03	(0.00)	***	-0.03	(0.00)	***	-0.05	(0.00)	***	-0.03	(0.00)	***	-0.04	(0.00)	***
所得(実質値)	-0.10	(0.07)	*	-0.13	(0.02)	**	-0.06	(0.22)		-0.11	(0.05)	**	-0.09	(0.12)	
金利(実質値)	.006	(0.00)	***	.009	(0.00)	***	.010	(0.00)	***	.007	(0.00)	***	.004	(0.01)	***
新規住宅供給	-0.06	(0.00)	***	-0.06	(0.00)	***	-0.02	(0.14)		-0.06	(0.00)	***	-0.08	(0.00)	***
15歳～64歳人口	1.19	(0.01)	***												
20歳～39歳人口				1.76	(0.00)	***									
30歳～49歳人口							-2.84	(0.00)	***						
40歳～59歳人口										0.82	(0.00)	***			
従属人口指数													0.05	(0.93)	
誤差修正項(t-1)	-0.13	(0.00)	***	-0.17	(0.00)	***	-0.18	(0.00)	***	-0.15	(0.00)	***	-0.16	(0.00)	***
Adj. R-squared	0.14			0.18			0.28			0.16			0.13		

注) 各欄の数値は「係数推計値 (P 値)」を表す。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で係数が有意に推計されたことを表す。各モデルには地域固定効果を含む。

表9 誤差修正モデルの推計結果：米国データ

	全体パネル : N=1,783														
	モデル(1)			モデル(2)			モデル(3)			モデル(4)			モデル(5)		
定数項	-0.02	(0.00)	***	-0.01	(0.00)	***	-0.01	(0.01)	***	-0.02	(0.00)	***	-0.01	(0.00)	***
所得(実質値)	0.45	(0.00)	***	0.48	(0.00)	***	0.53	(0.00)	***	0.52	(0.00)	***	0.48	(0.00)	***
金利(実質値)	-.006	(0.00)	***	-.006	(0.00)	***	-.005	(0.00)	***	-.005	(0.00)	***	-.006	(0.00)	***
新規住宅供給	0.06	(0.00)	***	0.06	(0.00)	***	0.06	(0.00)	***	0.06	(0.00)	***	0.06	(0.00)	***
15歳～64歳人口	1.32	(0.00)	***												
20歳～39歳人口				0.37	(0.00)	***									
30歳～49歳人口							0.00	(0.99)							
40歳～59歳人口										0.52	(0.00)	***			
従属人口指数													-2.10	(0.00)	***
誤差修正項(t-1)	-0.11	(0.00)	***	-0.15	(0.00)	***	-0.14	(0.00)	***	-0.09	(0.00)	***	-0.11	(0.00)	***
Adj. R-squared	0.32			0.31			0.28			0.28			0.30		

	地域サブパネル(1) : N=455														
	モデル(1)			モデル(2)			モデル(3)			モデル(4)			モデル(5)		
定数項	-0.02	(0.00)	***	-0.02	(0.00)	***	-0.02	(0.00)	***	-0.02	(0.00)	***	-0.02	(0.00)	***
所得(実質値)	1.27	(0.00)	***	1.27	(0.00)	***	1.35	(0.00)	***	1.40	(0.00)	***	1.29	(0.00)	***
金利(実質値)	-.009	(0.00)	***	-.009	(0.00)	***	-.008	(0.00)	***	-.009	(0.00)	***	-.011	(0.00)	***
新規住宅供給	0.03	(0.01)	***	0.03	(0.01)	***	0.03	(0.00)	***	0.03	(0.00)	***	0.03	(0.01)	***
15歳～64歳人口	0.82	(0.01)	***												
20歳～39歳人口				0.32	(0.06)	*									
30歳～49歳人口							-0.05	(0.78)							
40歳～59歳人口										0.05	(0.83)				
従属人口指数													-2.23	(0.00)	***
誤差修正項(t-1)	-0.14	(0.00)	***	-0.18	(0.00)	***	-0.17	(0.00)	***	-0.13	(0.00)	***	-0.14	(0.00)	***
Adj. R-squared	0.41			0.42			0.40			0.38			0.42		

	地域サブパネル(2) : N=455														
	モデル(1)			モデル(2)			モデル(3)			モデル(4)			モデル(5)		
定数項	-0.01	(0.00)	***	-0.01	(0.01)	***	0.00	(0.60)		-0.00	(0.87)		-0.01	(0.01)	**
所得(実質値)	0.09	(0.06)	*	0.06	(0.19)	***	0.09	(0.06)	*	0.12	(0.02)	**	0.07	(0.16)	
金利(実質値)	-.003	(0.01)	***	-.004	(0.00)	***	-.002	(0.14)		-.003	(0.04)	**	-.002	(0.05)	*
新規住宅供給	0.07	(0.00)	***	0.08	(0.00)	***	0.09	(0.00)	***	0.09	(0.00)	***	0.08	(0.00)	***
15歳～64歳人口	1.35	(0.00)	***												
20歳～39歳人口				0.79	(0.00)	***									
30歳～49歳人口							-0.34	(0.00)	***						
40歳～59歳人口										-0.17	(0.35)				
従属人口指数													-1.71	(0.00)	***
誤差修正項(t-1)	-0.19	(0.00)	***	-0.26	(0.00)	***	-0.29	(0.00)	***	-0.19	(0.00)	***	-0.17	(0.00)	***
Adj. R-squared	0.36			0.37			0.34			0.30			0.33		

注) 各欄の数値は「係数推計値 (P 値)」を表す。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で係数が有意に推計されたことを表す。各モデルには地域固定効果を含む。

計された。所得が増加していく中で、住宅価格の下落基調が続いたことを反映するものと考えられる。

・金利パラメータ

日本の金利パラメータは、全体パネル・サブパネルいずれの場合もプラスで有意に推定され、資産価格理論で想定される関係とは非整合的な結果となった。1980年代の住宅バブル期における日本の金融政策による対応の遅れや、それに伴い「失われた20年」と呼ばれる住宅価格下落局面に金利の低下が続いたことを反映するものと考えられる。

一方で、米国の金利パラメータは、全体パネル・サブパネルいずれの場合もマイナスで有意に推定された。米国における2000年代の住宅価格の急騰は、歴史的に見て低水準な金利水準と一定の関係にあるものと読み取れる。

以上の通り、金利パラメータについては日米で対照的な結果が確認された。

・新規住宅供給パラメータ

日本の新規住宅供給パラメータは、時点サブパネル(2)のモデル(3)を除いてマイナスで有意に推定された。新規住宅供給の増加が住宅価格を押し下げるという経済理論に整合する結果が得られた。

一方で、米国の新規住宅供給パラメータは全体パネル・サブパネルいずれの場合もプラスで有意に推定された。住宅の新規供給には一定の期間を要することから、短期においては供給の価格弾力性は非弾力的であることが想定される。したがって、新規住宅供給が住宅価格を押し上げるとの結果は、住宅に対する需要の価格弾力性が正であることを示している。これは、米国で住宅価格が上昇した1980年代や2000年代の期間を含むデータでみた場合には、住宅の消費財としての側面よりも、投資財としての側面が強く表れていることを示唆する結果と考えられる。

・人口指標パラメータ

日米共に、特定の年齢帯人口を投入したモデル(2)～モデル(4)について、全体パネル・地域サブパネル等でパラメータが有意に推定されないケースや、符号が反転するケースなど、頑健性の高い結果が得られなかった。

一方で、モデル(1)の15歳～64歳人口や、モデル(5)の従属人口指数など、より幅広い年齢帯の人口指標を用いた場合には、需要の増加によって住宅価格の上昇が起こるという経済理論に整合的な結果が、日米で共通して得られた（日本の時点サブパネル(2)、モデル(5)を除く）。

なお、付図1、付図2に住宅価格と従属人口指数の関係を図示しており、視覚的にも人口要因と住宅価格の相関関係が確認できる。

・誤差修正項（1期ラグ）パラメータ

誤差修正項（1期ラグ）のパラメータは、変数間の長期均衡関係に乖離が生じた場合に、その乖離のうちどの程度の割合が翌期に調整されるかを表す係数である（ $-1 < b_5 < 0$ ）。係数が-1に近いほど、長期均衡からの乖離が翌期に瞬時に修正されることを意味する。

結果を見ると、日本は-0.10～-0.25、米国は-0.09～-0.29となり、絶対値として低い水準であることが、日米共通の結果として確認できる。これは、住宅価格が所得・金利・新規住宅

供給・人口の変動に対して過剰あるいは過少に変動し、長期均衡関係から乖離した場合に、その乖離幅のうち最大でも約2～3割程度しか翌年において調整が行われないことを表し、経済や需給の水準から想定される水準以上あるいは以下で住宅価格が一定期間推移を続けることを意味する。つまり、住宅価格の変動には強い粘着性を持つことがわかる。たとえば、バブルが発生し、ファンダメンタルな水準へと回帰させようとしても、最低でも4～5年は必要となることを意味する。このような価格粘着性は、資源配分に対して強い歪みをもたらすために、住宅価格の収束には強い市場介入が必要であることを示唆している。

このような日米における住宅価格のマクロ変動構造の分析結果は、金融政策において不動産価格の大幅な上昇・下落を回避しようとした場合に、一定の示唆を与える結果と考えられる。

以上の結果を総合的に勘案すると、人口動態の変化が住宅価格に変動をもたらすとの仮説は、所得・金利・新規住宅供給など住宅価格に影響を与える他の影響を加味した上でも、正しいものと推察される結果が、日米に共通して得られた。ただし、Mankiw and Weil (1989) の示す仮説のように、ベビーブーム世代などの特定世代の人口が住宅需要層に参入することで住宅需要が増加し、その結果住宅価格の急上昇が引き起こされるとの見方については、本稿の結果は必ずしも支持しない可能性を示している。日米が過去に経験した住宅価格の大きな変動は、ベビーブーム世代の住宅需要層への参入による一部の住宅需要の変化だけで説明されるのではなく、同時期に発生していたその周辺の年齢帯人口による住宅需要や、所得水準・住宅ローン金利等の要因の変化も含めた総合的な需要の変化によって引き起こされた可能性が示唆されるものである。

このことは、短期的な住宅需要のショックは住宅価格に対して影響を与えないものの、長期的な住宅需要の変化は住宅価格の形成に対して強い影響を与えることを意味している。

4. 結 論

本研究では、人口動態の変化が住宅価格の変動に与える影響を明らかにすることを目的とし、日本と米国を対象とした地域パネルデータを用いて、住宅価格の変動要因として所得・金利・住宅供給・住宅需要を用いて変動構造の推定を行った。日本の1980年代の住宅バブルや、米国の2000年代の住宅バブルを含む期間を対象とした分析から得られた結果は、日本・米国に共通して、人口動態の変化による住宅需要の変化が、所得水準や住宅ローン金利等の要因と相俟って、住宅価格の変動をもたらしたことを示唆するものである。

本研究の結果は、先行研究において人口動態の変化が住宅価格に与える影響について異なる結果が報告される中で、共通の手法・データにより日米で同様の結果を導出できた点で有意義と考えられる。

また、少子化に伴う人口減少および高齢化が急速に進行するわが国において、家計が保有する最大の資産である住宅の価値を維持するためには、新規住宅供給を抑制し、既存の住宅ストックを有効活用していく政策を支持するといった政策的含意を与える結果である。これは、今後高齢化の進展により人口構成の変化が予想される欧米の諸外国や、そこに人口減少のインパクトが加わることが予想される中国など、日本に後発して同様の問題に直面するであろう諸外国の住宅市場および政策的対応の必要性を見通す上でも、重要な示唆を与える結果と考えられる。

また、学術的な貢献も大きい。住宅といった資産価格を説明する際には、特定の年齢層、日本ではベビーブーマー、つまり団塊世代の人口などのショックをしばしば議論の対象となることが多い。しかし、短期的な住宅需要の変化が住宅価格に対して影響を与えることはなく、その周辺人口をも含む生産年齢人口や、全人口に占めるその比率（従属人口指数）などが重要であることが示唆された。このような結果は、住宅価格の変動を説明する理論モデルを構築しようとした場合には、世代を超えた長期的な枠組みの中で構築していかなければならないことを意味する。

このような理論モデルの構築などについては、今後の課題としたい。

参考文献

- Baltagi, Badi (2005), "Econometric analysis of panel data: Third edition," Wiley.com.
- Engelhardt, G. V. and J. M. Poterba (1991), "House Prices and Demographic Change: Canadian Evidence," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.21, pp.539-546.
- Engle, Robert F., and C. W. J. Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol.55(2), pp.251-276.
- Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. Shin (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, Vol.115, pp.53-74.
- Kao, C. (1999) "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data," *Journal of Econometrics*, Vol.90, pp.1-44.
- Levin, A., C. F. Lin, and C. S. J. Chu (2002), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties," *Journal of Econometrics*, Vol.108, pp.1-24.
- Maddala, G. S. and S. Wu (1999), "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and New Simple Test," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.61, pp.631-652.
- Mankiw, N. G., and D. N. Weil (1989), "The baby boom, the baby bust, and the housing market," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.19, pp.235-258.
- Martin, Robert F. (2005), "The Baby Boom: Predictability in Housing Prices and Interest Rates," *International Finance Discussion Papers* 2005-847, Federal Reserve Board, November 2005.
- Ohtake, F. and Shintani, M. (1996), "The Effect of demographics on the Japanese housing market," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.26, pp.189-201.
- Pedroni, P. (1999), "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.61, pp.653-670.
- Shimizu, C. and K. G. Nishimura (2006), "Biases in Appraisal Land Price Information: The Case of Japan," *Journal of Property Investment and Finance*, Vol.26, No.2, pp.150-175.
- 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：パネル共相分の応用」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.04-J-7.
- 清水千弘・川村康人 (2009) 「既存住宅流通と住宅価格」『都市住宅学』第67号、pp.112-117.
- 清水千弘・渡辺努 (2009) 「日米における住宅価格の変動要因」『フィナンシャル・レビュー』財務省財務総合政策研究所、第95号。
- 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—」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.07-J-6.

Summary

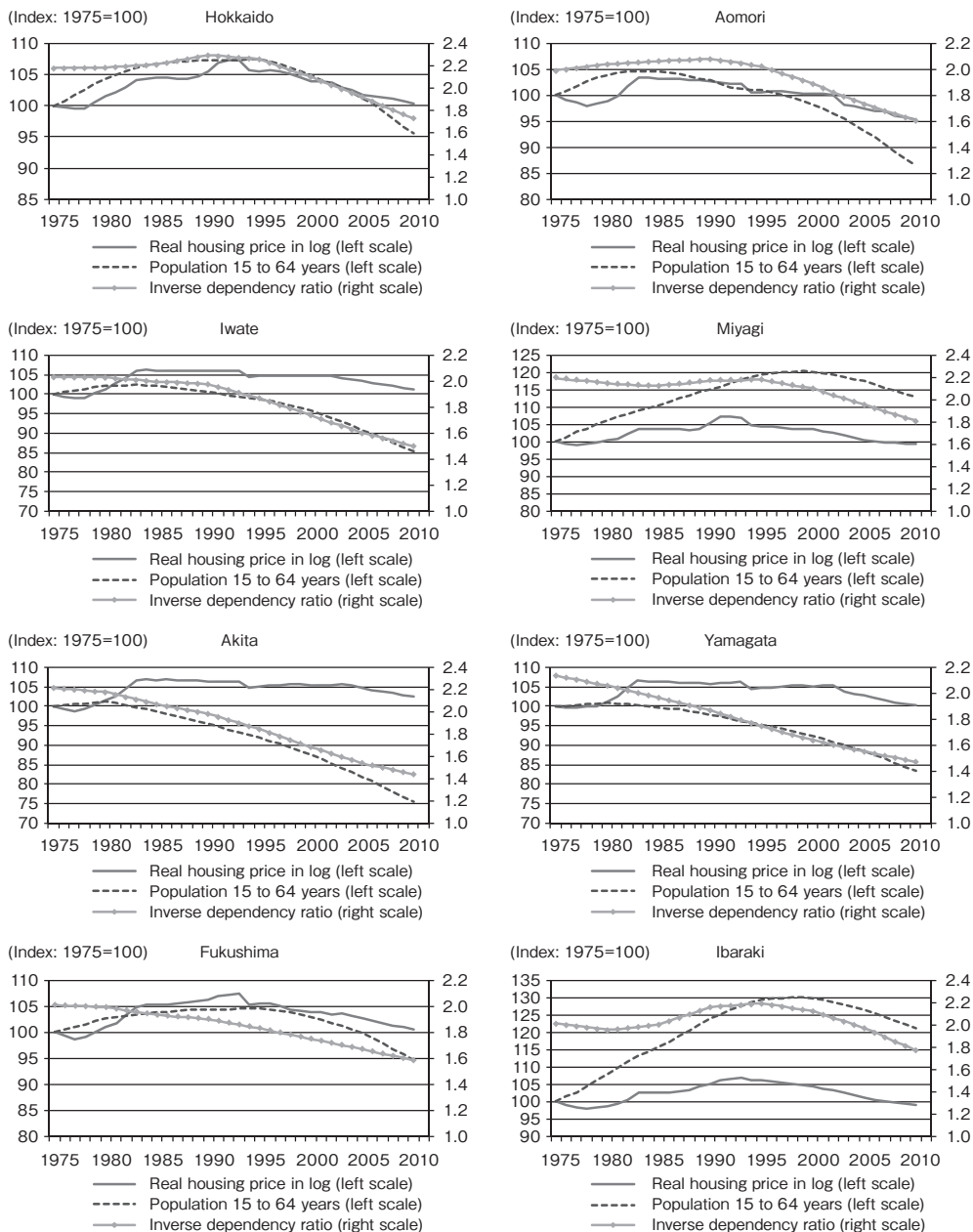
Dynamics of Housing Prices

Yasuhito Kawamura Chihiro Shimizu

This paper investigates the effects of demographic change on housing price using regional panel data in Japan and the United States including housing bubble periods of 1980s in Japan and 2000s in the U.S. Our results indicate a positive relationship between demographic change and housing price in both Japan and the U.S., while controlling for income effects, interest rate effects, and new residential supply effects. One finding is that the change in housing demand induced by the change in working age population has a positive effect on housing price, while that induced by the change in population of specific ages(i.e. primal house-buying years)was not found to be robustly significant. Thus the results of this paper may not support a hypothesis that there exists a linkage between the housing price changes and the entering of baby boomers into their house-buying years, firstly proposed by a well-known paper Mankiw and Weil (1989).

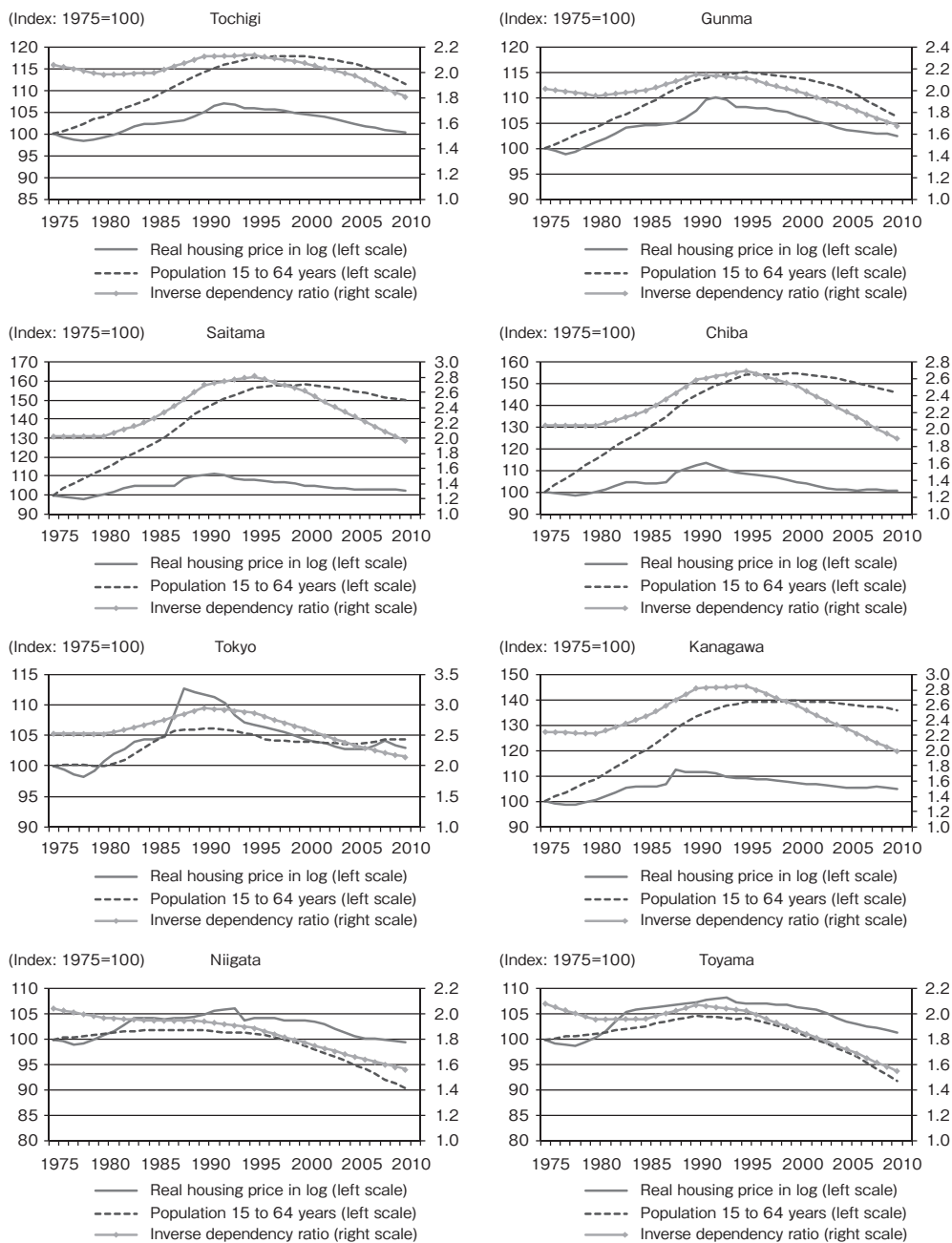
(受付 平成25年 7 月29日)
(校了 平成25年 9 月18日)

付図 1. 住宅価格と人口の推移：日本・都道府県別(1)

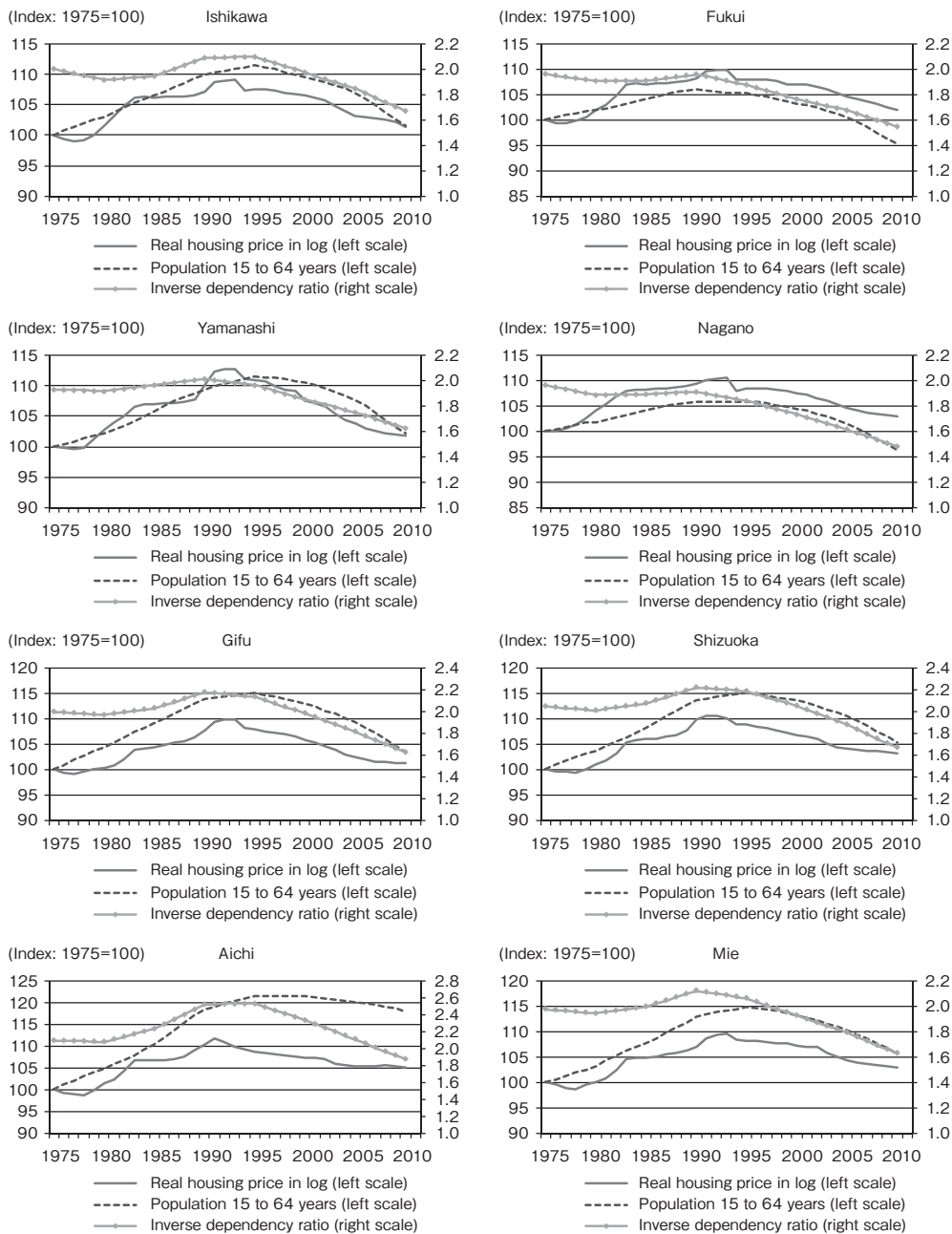


住宅価格のマクロ変動

付図 1. 住宅価格と人口の推移：日本・都道府県別(2)

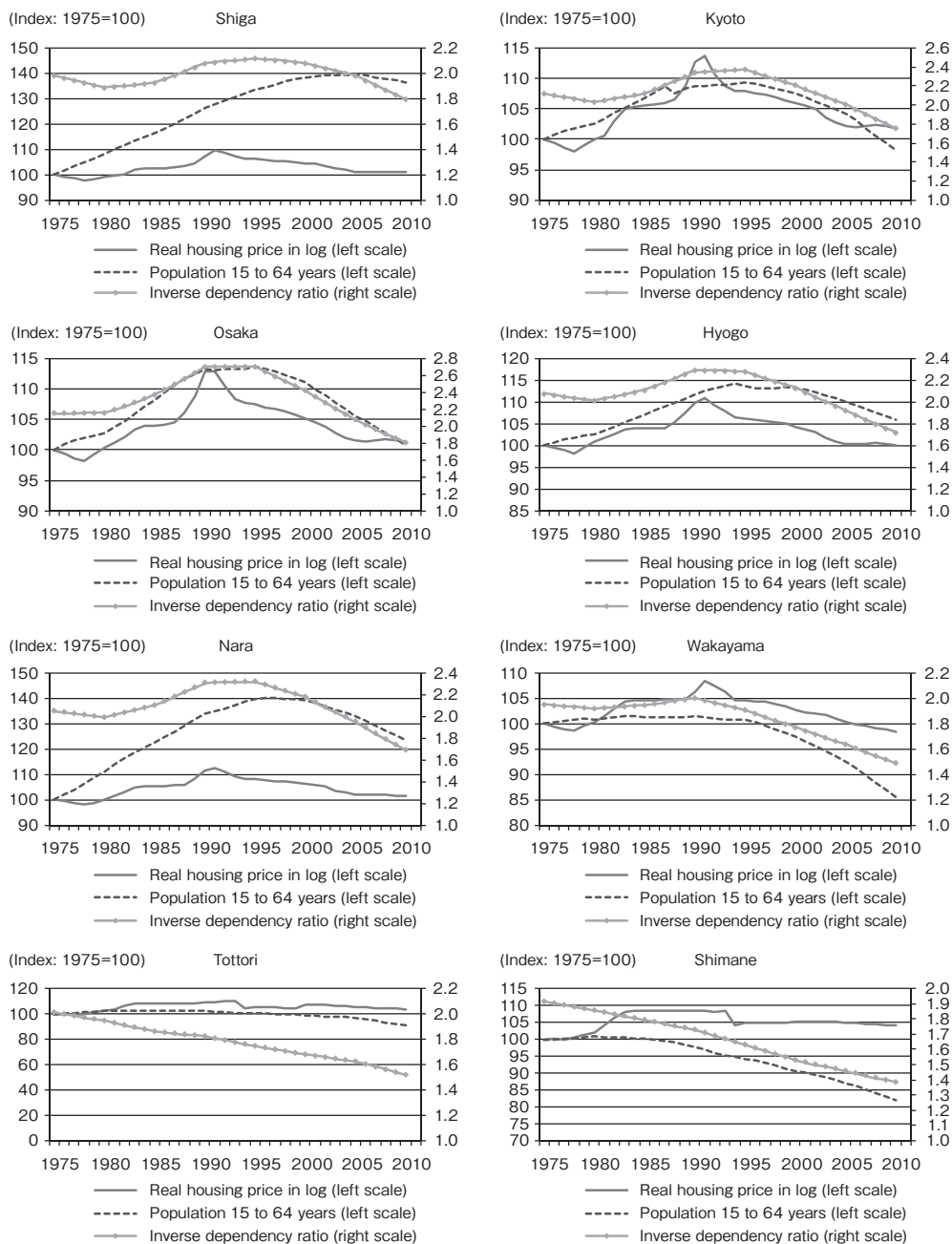


付図 1. 住宅価格と人口の推移：日本・都道府県別(3)

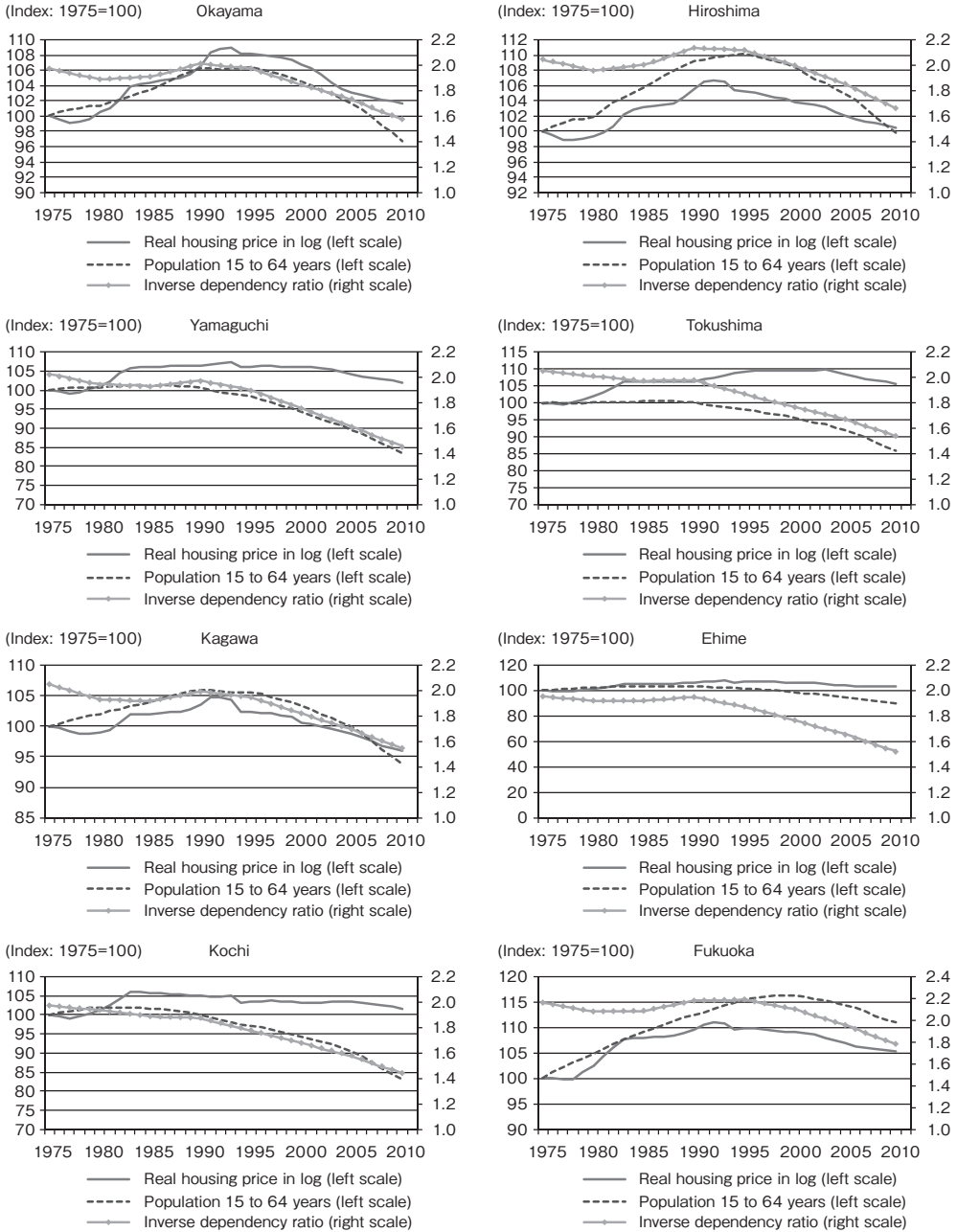


住宅価格のマクロ変動

付図 1. 住宅価格と人口の推移：日本・都道府県別(4)

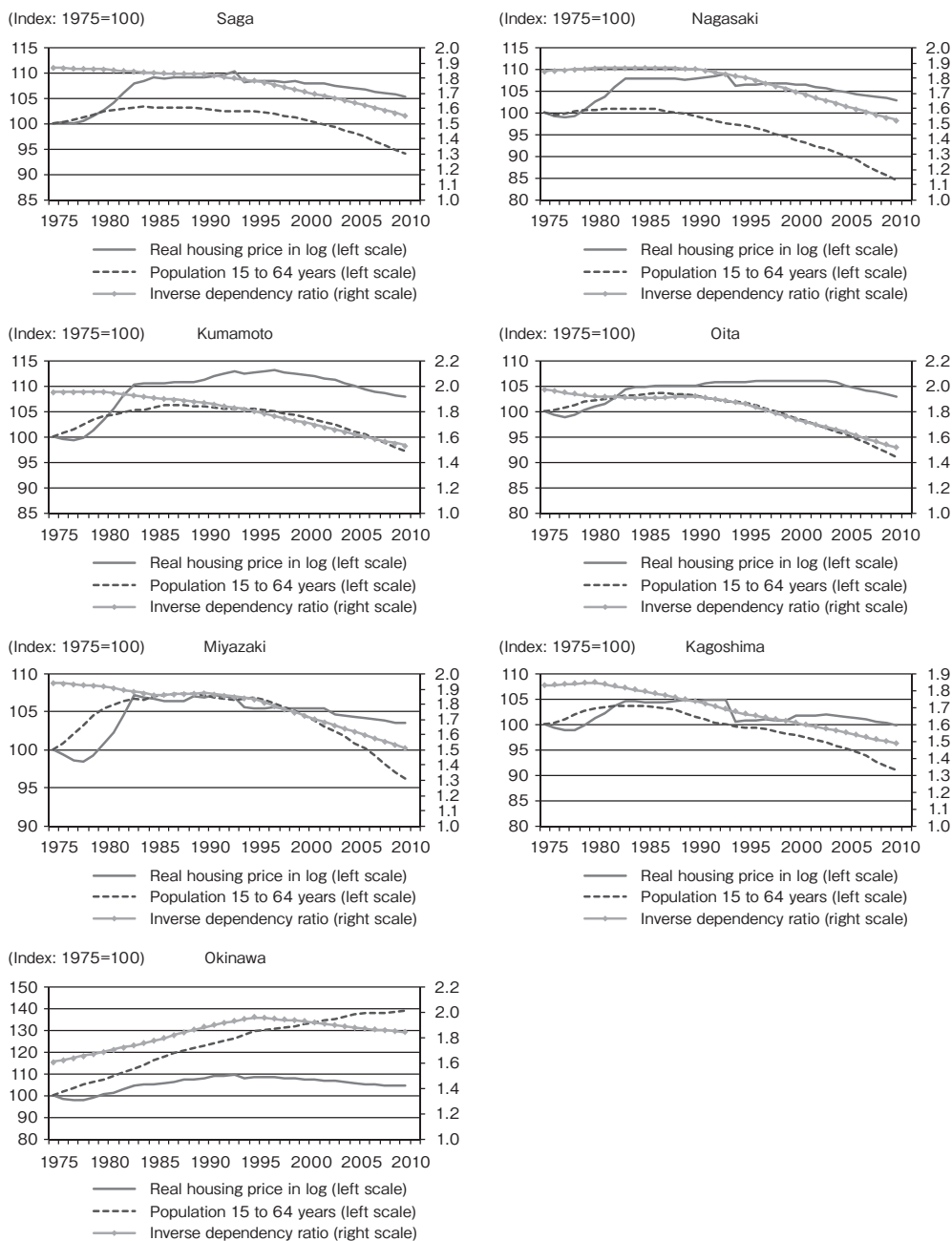


付図 1. 住宅価格と人口の推移：日本・都道府県別(5)

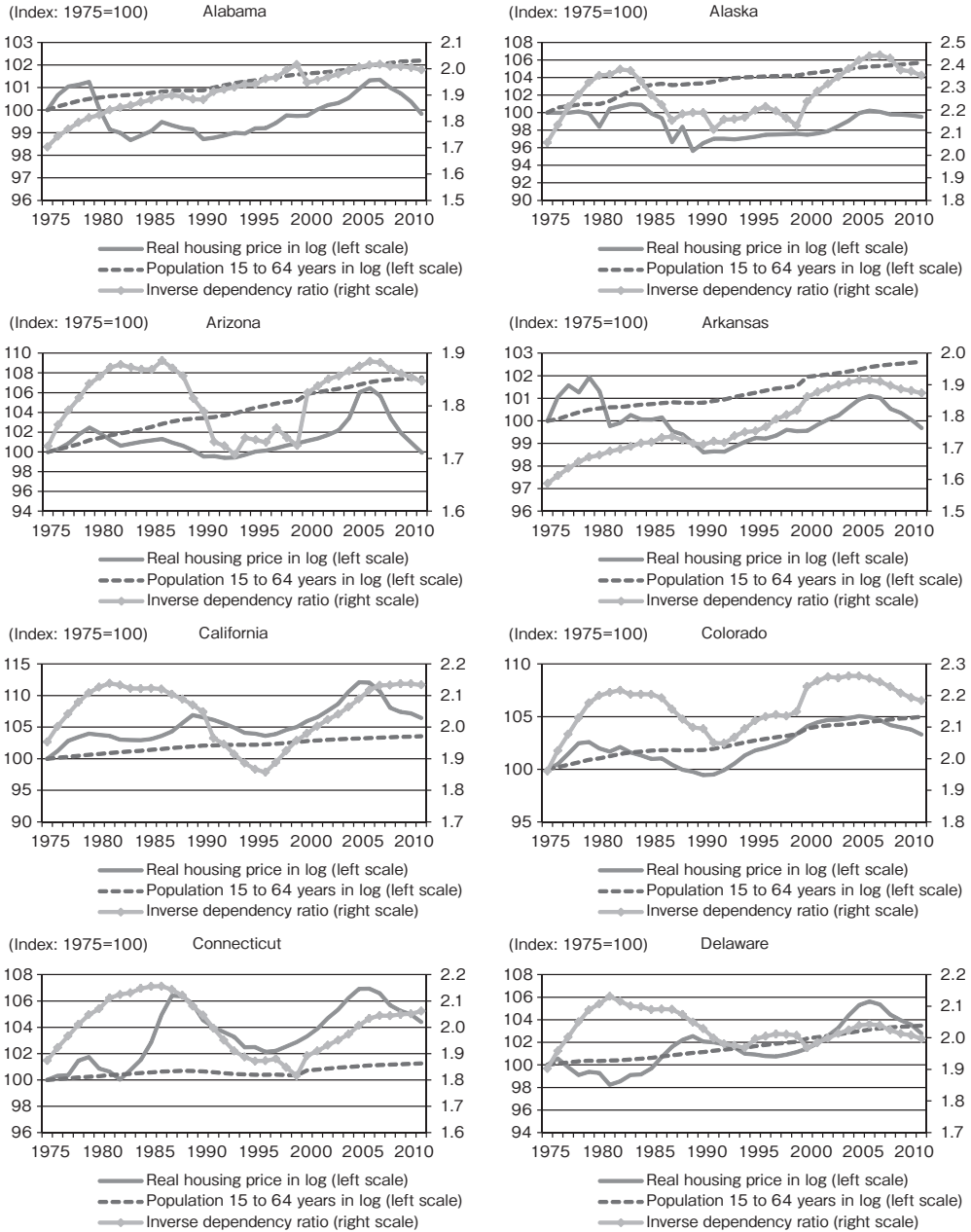


住宅価格のマクロ変動

付図 1. 住宅価格と人口の推移：日本・都道府県別(6)

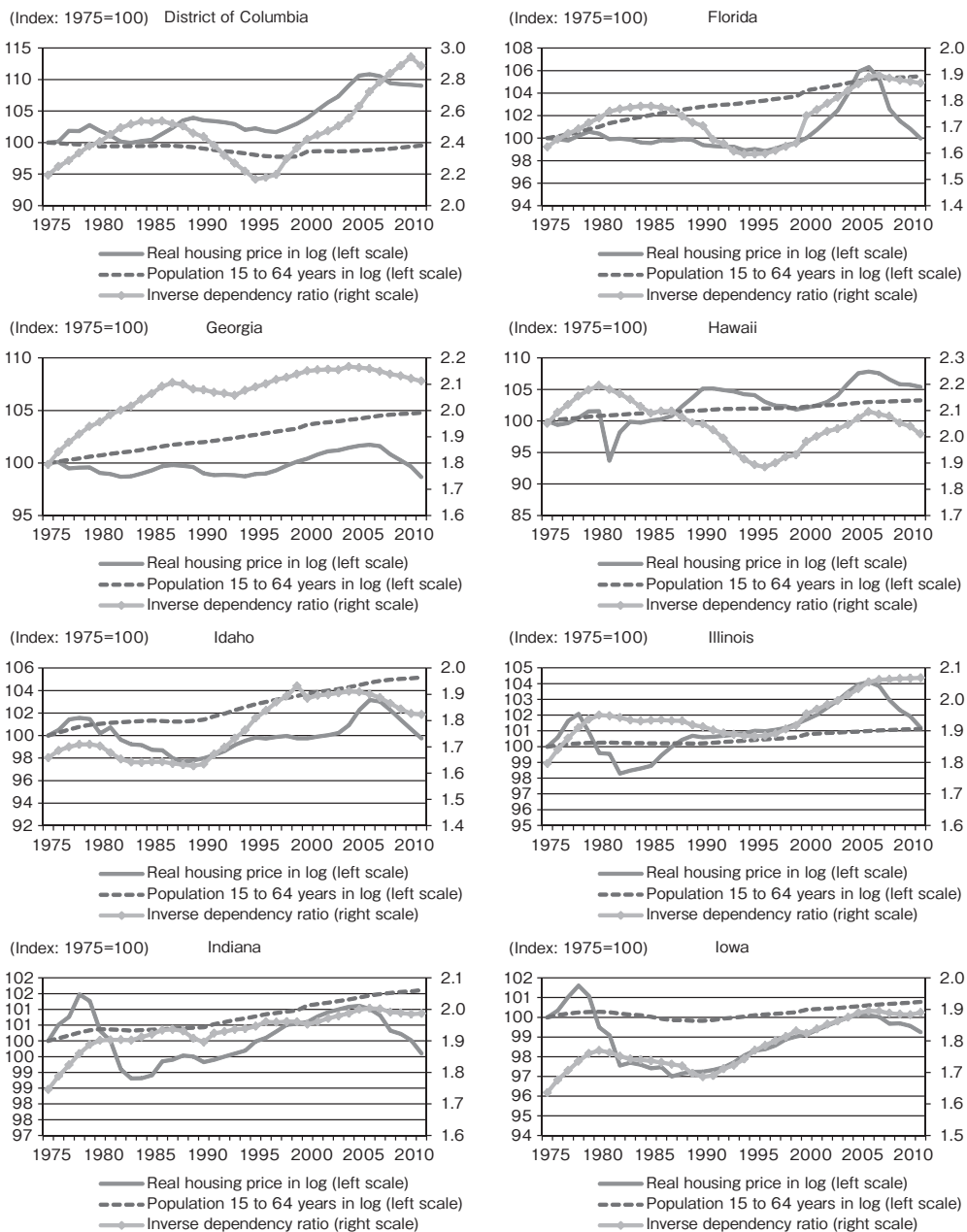


付図2. 住宅価格と人口の推移：米国・州別(1)

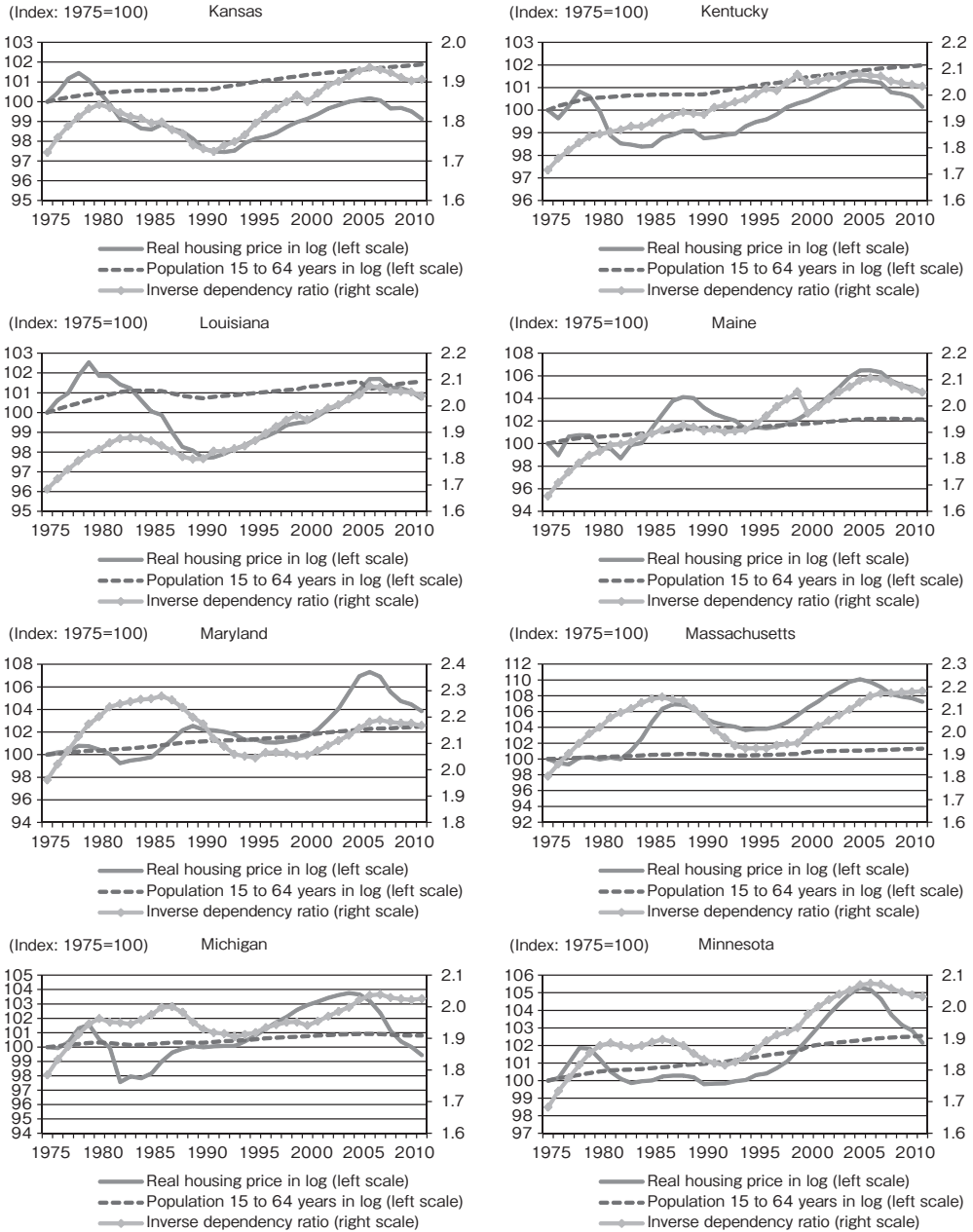


住宅価格のマクロ変動

付図2. 住宅価格と人口の推移：米国・州別(2)

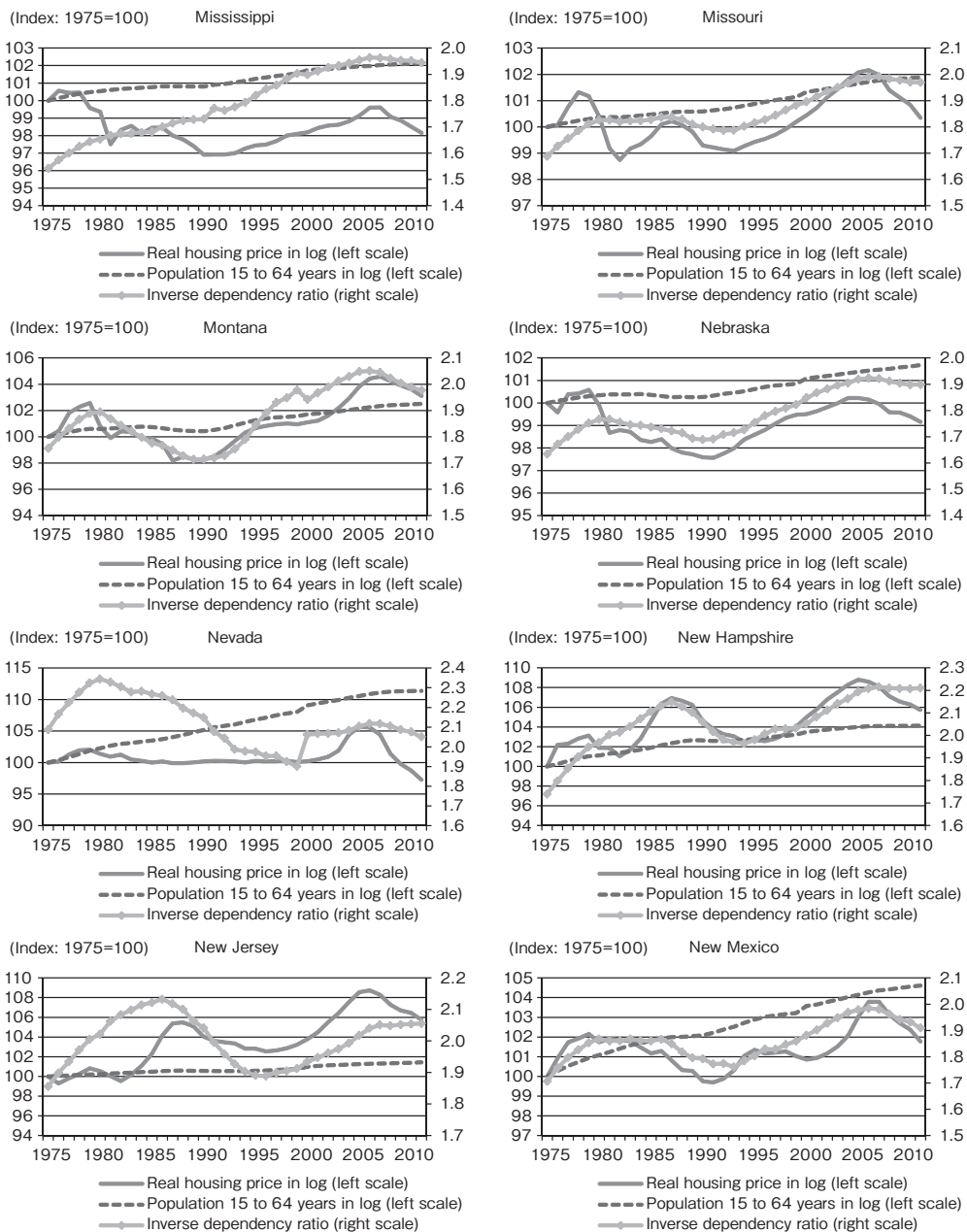


付図2. 住宅価格と人口の推移：米国・州別(3)

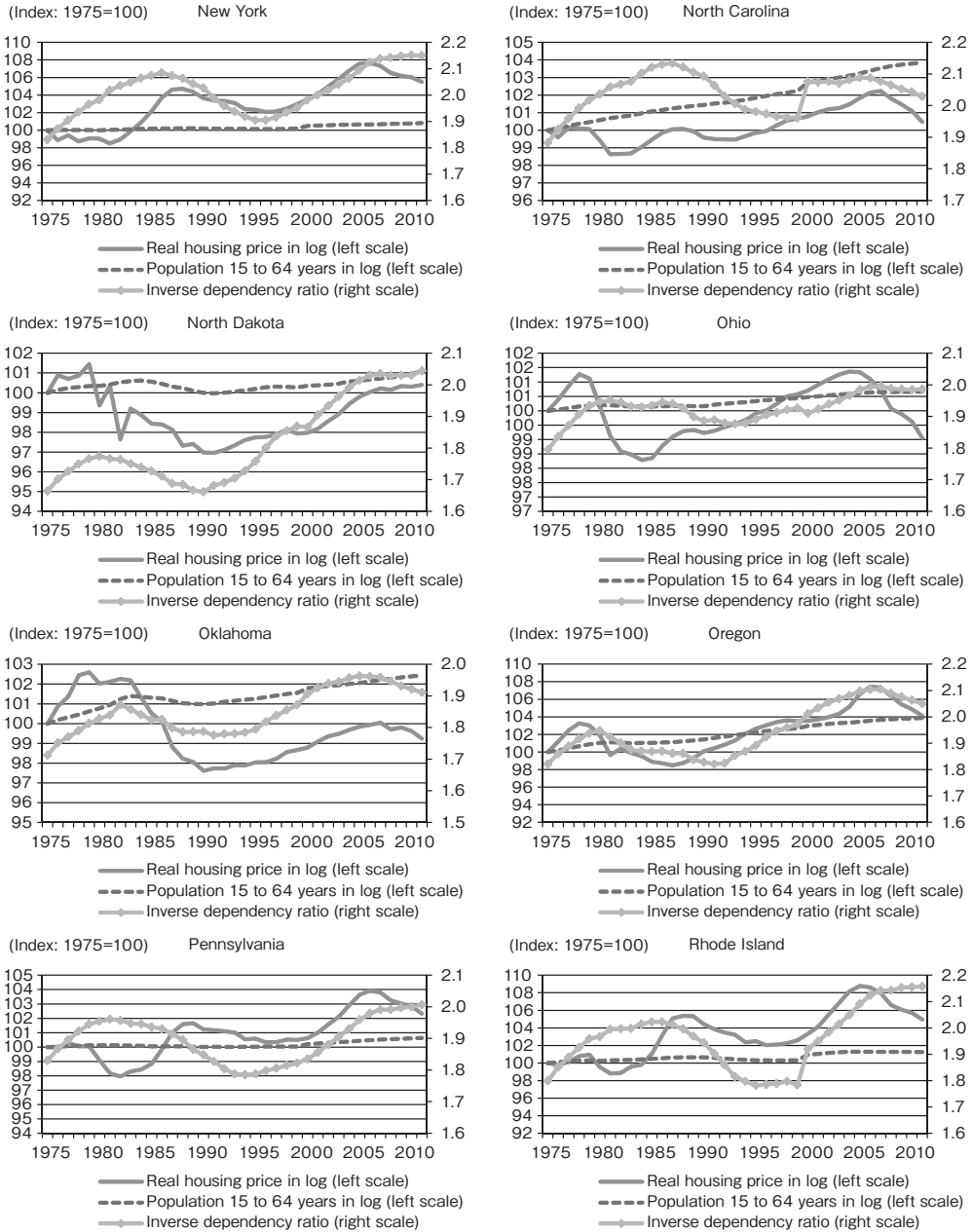


住宅価格のマクロ変動

付図2. 住宅価格と人口の推移：米国・州別(4)

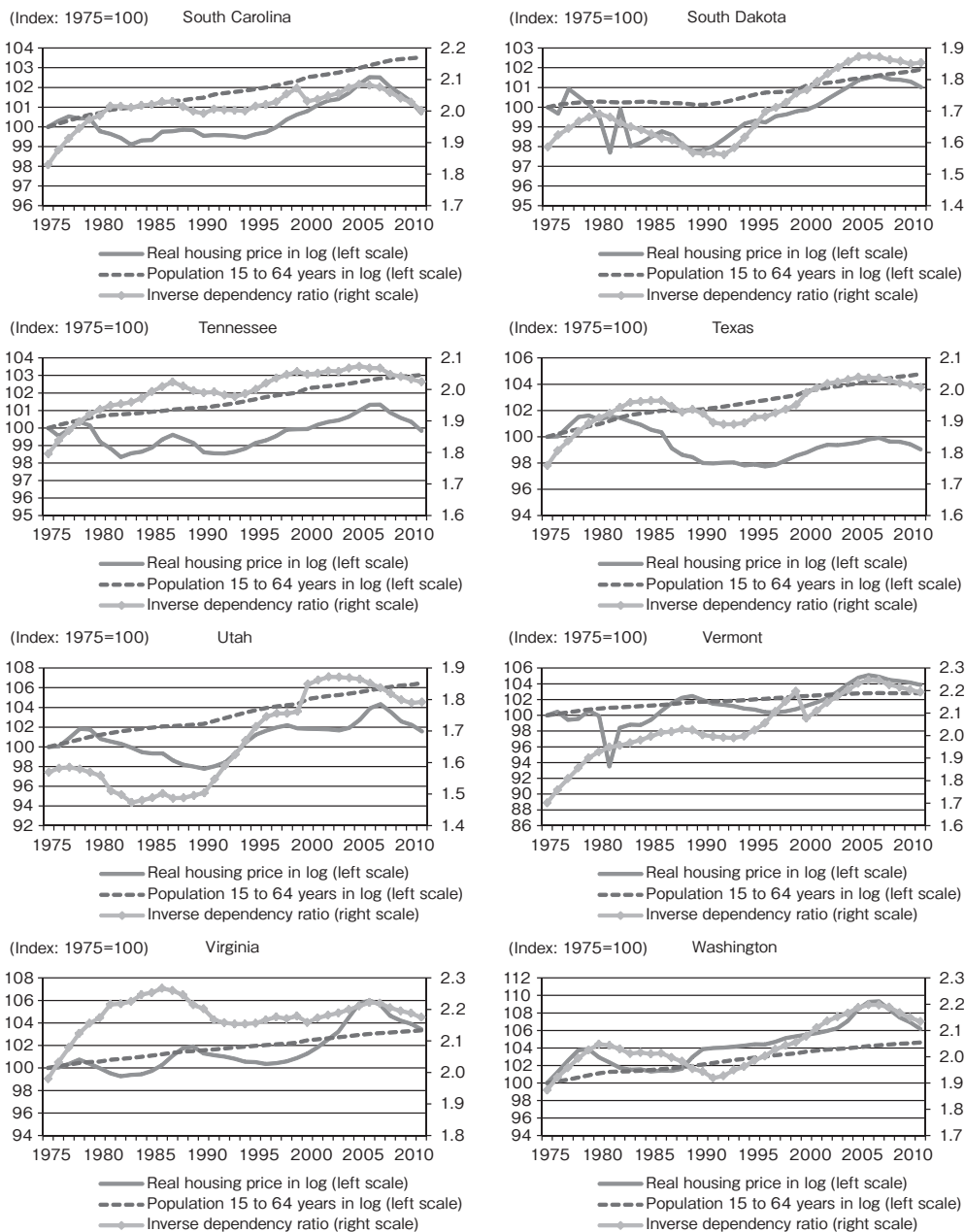


付図2. 住宅価格と人口の推移：米国・州別(5)



住宅価格のマクロ変動

付図2. 住宅価格と人口の推移：米国・州別(6)



付図2. 住宅価格と人口の推移：米国・州別(7)

