

平成 29 年度不動産流通経営協会研究助成報告書

住宅流通量を活性化する方策と有効性の課題について
-住宅需要の測定と移民の受け入れ効果-

日本大学スポーツ科学部教授
清水千弘

1.本研究の目的

人口減少と高齢化は、住宅価格の暴落といったアセットメルトダウンをもたらすという研究が報告されている。その根拠としては、人口減少と高齢化は、住宅需要を大きく引き下げる効果を持つといわれるためである。人口減少は住宅需要を押し下げるということは直感的に理解できるところであるが、高齢化が住宅需要を押し下げるということには、慎重に検討していかなければならない。

そのような根拠を最初に示したのが、ハーバード大学教授のグレゴリー・マンキュー教授である。Mankiw and Weil(1989)によって示された実証分析では、0歳で誕生してから85歳に至るまでの年齢別の住宅需要を個票データから計算し、それを集計することで一国全体の集計需要量を計算している。その結果から、米国の住宅需要は50歳をピークとして減少していくことを示し、少子高齢化の進展は一国全体のマクロの集計住宅需要量を大きく低下させることでアセットメルトダウンが起こることを示した。

このような住宅需要の低下は、住宅流通量は、大きく低下してしまうことを意味している。それでは、今後、どの程度住宅需要は低下してしまうのであろうか。また、住宅需要が低下する中で、様々な国では移民を受け入れることで経済活動を維持しているが、どの程度の移民を入れることで、日本の住宅市場は維持できるのであろうか。

また、住宅需要と住宅市場との連関はどのようなものがあるのであろうか。グレゴリー・マンキュー教授らがおこなった研究当時では、米国においてはベビーブーマーが住宅市場に参入することで、多くの地域で住宅バブルが発生していた。そのような住宅バブルが発生する傍ら、出生率が大きく低下していたことが社会問題として取り上げられるようになっていた。

そうすると、米国においても、出生率の低下は将来の人口減少を容易に予測できたために、その程度を理解するために将来の住宅市場へのインパクトをもって示したのである。そのときに公開された結果としては、出生率の低下による将来の住宅需要の低下によって、2007年までの20年間において米国の住宅価格が実質ベースで47%下落する、といった衝撃的な予測が報告されたのである。

しかし、このようなマンキューらの研究が報告されてから、様々な反論が出された。1991年には、*Regional Science and Urban Economics*において、その批判論文の特集号が出版された。その批判の中心は、推定上の問題を除けば、a)住宅需要の変化は住宅価格にではなく住宅の賃貸市場に影響を与えるものであること、b)住宅供給は長期的には弾力的であるために、住宅需要の変化があっても住宅供給によって調整されることによって価格には影響を与えない、c)住宅需要の変動が予測された時点で住宅価格は変動するため、当該年の住宅需要だけが住宅価格に影響を与えることはない、といったことが指摘された¹。

そのような批判を踏まえて、わが国では、大竹・新谷(1994), Ohtake and Shintani(1996)において、

¹ Hamilton.(1991), Hendershott(1991)参照。また、それらの批判を踏まえて、Abraham and Hendershott(1992)では、住宅価格の都市別の価格変動を推計するモデルを提案している。

Mankiw and Weil(1989)によって提案された同様の指標で住宅需要を計算し、予測を行っている。その結果としては、人口要因は住宅ストックに対して影響を与えるものの、住宅(宅地)価格には影響を与えないことが示唆された。

このようなストック調整メカニズムに関しては、すでに多くの先行研究が存在していた。住宅供給のメカニズムを明示的に扱った研究として、Kearl (1979)、Poterba (1984)、DiPasquale and Wheaton (1994)によって提案されたフロー・モデル、またはストック・フロー・モデルが提案されていた。ストック・フロー・モデルでは、住宅市場の持つ資産としての側面とサービスとしての側面の二つの市場の同時決定できるモデルとして提案された。このモデルでは、市場が均衡状態から乖離した際に、供給がどの程度弾力的に調整されるのかといったことに注目している。特に、住宅は、住宅が着工され市場で供給されるまでの時間的なラグが存在し、さらに取引費用の存在などによって市場の調整には時間がかかるために、住宅ストックは瞬時に調整されるものではない性質を明示的に組み入れている。なかでも、DiPasquale and Wheaton (1994)が提案したストック・フロー・モデルでは、住宅投資は住宅価格の関数とし、資産市場で決定された価格によって供給が調整されることを示している。マンキューらに対する批判の多くは、このような理論的な枠組みに基づくものが中心であった。²

さらには、とりわけ 1990 年代以降においては、米国においては、大量の移民が流入することで、住宅需要を押し上げたということも言われた。このことは、マンキューの研究では考慮されていなかったのである。そうすると移民の効果はどの程度のものであるにかといった疑問が出てくる。

本研究では、そのような疑問に答えるために、二つの研究を整理する。第一が、グレゴリー・マンキュー教授らがおこなった手法によって、今後、どの程度のマグニチュードで住宅需要が低下していくのかを明らかにする。第二が、近年における最新の研究動向を踏まえて、どの程度の移民を受け入れることで、住宅需要が維持できるのかをシミュレーションする。

2. 住宅需要の推計

2.1. 推計モデル

本章では、宇南山・日置・清水(2017)をもとに、日本の住宅需要がどのように推移していくのかを整理する。

住宅需要の推計方法としては、Mankiw and Weil(1989)は、次のような方法を提案した。ここで、住宅サービスに対する需要を HD 、人口要因を D とすると、

$$HD = f(P, Y, D, Y * D, P * D) \quad (1)$$

² 井上・中神・清水(2009)では、ストック・フロー・モデルの枠組みで、首都圏の市町村別の住宅価格のマクロ変動を分析している。また、清水・渡辺(2009)では、Mankiw and Weil(1989)を踏まえて、それを含む複数の住宅需要指標を用いて都道府県別の住宅価格の変動と住宅需要との関係を分析している。

として表現できる。

P は住宅サービスの価格であり、地域やその大きさ、その他の質的要素によって変化していく。 Y は家計の所得であり、現時点の短期的な所得ではなく、生涯賃金のような一定期間の中で獲得できる長期的な所得水準を意味する。 D は、世帯主の状況や、年齢や誕生年(コードホート)、家族規模、学歴等々によって変化する。それぞれの要素は独立ではなく、 Y と D 、 P と D はそれぞれ相互に影響をもたらしあうものである。

多くの先行研究において注目されているのが、「年齢」と集計された需要量との関係である。Mankiw and Weil (1989)は、1970 年および 1980 年の住宅サービスに対する支出(または住宅価格)を、年齢グループ別の家計の数で説明することで、ベビーブーマー世代が住宅市場における主役として参入していく時期と少子化が進行することで、それが急速に低下する時期を推計した。

Mankiw and Weil (1989)の年齢別住宅需要の推計における重要なポイントは、住宅重要を住宅資産額としてとらえていることから、その量(Q)と価格(P)との間にある弾力性を同時に測定できるという点である。このような点も含めて、その後においては、多くの批判も含む議論が行われた。

彼らの年齢別の住宅需要を推計する仮定としては、年齢の増加と合わせて一定の年齢に至るまでは住宅需要も増加し、高齢化が進むと、その需要は低下を始める想定していた。実際に、Mankiw and Weil (1989)の推計結果を見ると、30 代後半にピークを迎えた後には、住宅需要が年齢とともに低下していくという、彼らの仮定通りの結果が得られている。

人口要因と住宅市場との関係を分析した代表的な研究である Mankiw and Weil (1989)では、人口構成と住宅需要との関係をどのように推計していくのかという点が研究の心臓部であるが、その関係を巡っては、多くの批判論文や新しい研究が登場してきている。

最近の研究における第一の論点は、推計モデルにおける左辺、つまり被説明変数として何を利用するのかという問題である。住宅需要を Mankiw and Weil (1989)のように、住宅資産額としてとらえるか、使用面積としてとらえるのか、またはヘドニック法などで家族続性の調整済み数量指標をもちいるのかなどまちまちであり、その設定によって得られる結果が異なっている。³また Muellbauer (2012)は、所得の弾力性を加味した逆需要関数として推計している。

第二の論点は、モデルの設定、つまり推計モデルにおける右辺の説明変数としてどのような変数を選択したらいいのかという問題である。Mankiw and Weil (1989)における住宅の需要関数の推計に対する批判としては、他国のデータで検証したところ、Mankiw and Weil (1989)が見出した年齢の高齢化に伴う住宅需要の減少は観察されなかつたことが指摘されるとともに、⁴ 推計モデルの中に世帯主の教育水準など所得に影響をもたらすような変数を追加することで、年齢効果が消滅してしまうという過少定式化バイアス(omitted variable bias)の問題が指摘された(Green and

³ 住宅需要 HD は一般的には観測できるものではなく、推計された統計量である。また、研究ごとに異なるターゲットが利用されている。例えば、家計ごとの住宅利用面積を対象とするもの (MacLennan (1982), Mayo (1981), Malpezzi and Mayo (1987))、家計が保有する住宅の取引額または評価額を対象とするもの (Mankiw and Weil (1989)に代表される一連の研究)、あるいは、ヘドニックモデルで品質調整済みの数量指標を利用するもの (Goodman and Kawai (1986), Goodman (1988) (1990)) などさまざまである。

⁴ Peek and Wilcox (1991), Engelhart and Poterba (1991), Hendershott (1991), Green and Hendershott (1996)らの一連の研究では、

Hendershott (1996))。または、年齢別に住宅需要が変化することは認めながらも、年収・教育水準だけでなく、どのような年代に生まれ、その消費選好が育まれてきたのかといった年代効果(birth-year cohorts)を考慮することの必要性も指摘された。⁵

これは、各国共通の問題としてはベビーブーマーかどうかといった特定の塊を持った世代の効果を加味することの重要性を示しているが⁶、日本ではバブル世代と揶揄されたが、ある特定の世代が消費に対して寛容な世代かどうかなどといったことも考慮すべきかもしれない。⁷とりわけ、近年においては、若者の持ち家思考が低下していると言われる。そのような効果を加味することの重要性は一層、高まっていると考える。

第三の問題が、住宅需要を形成する市場そのものの定義と範囲についてである。具体的には、日本のように持ち家市場と賃貸市場が断絶しているような国ではもちろんあるが、持ち家市場と賃貸市場との選択問題(tenure choice)もまた、住宅需要の大きさを考えるにあたり重要な視点となるというのである。⁸また、Banks et. al(2015)は、「住宅はしご(housing ladder)」に注目している。日本では、かつては「住宅双六(すごろく)」と揶揄されたように、住み替えのパターンがあった。そのような住み替えパターンは住宅需要に対して強い影響をもたらすことも考えられることから、持ち家市場と賃貸市場との選択問題と合わせて、住宅はしごの問題も考えていかなければならないであろう。

2.2. 住宅需要の推計

宇南山・日置・清水(2017)では、以上の一連の議論を受けて、様々な批判を受けてきた Mankiw and Weil(1989)を出発点として、日本のマイクロデータによって住宅需要の推計をしている。

Mankiw and Weil (1989)では、次の手続きによって住宅需要を推計している。

まず、第1段階として、世帯あたりの住宅需要(H)、各世帯人員の年齢固有の住宅需要の合計として近似できると仮定し、(2)式のように定義する。

$$H_j = \sum_{j=1}^N D_j \quad (2)$$

H_j は世帯における j 人目の住宅需要、 N は世帯人員数を表す。また、各個人の住宅需要を年齢の関数として考え、(3)式のように設定する。

$$H_j = \alpha_0 Dummy0 + \alpha_1 Dummy1 + \cdots + \alpha_i Dummy_i \quad (3)$$

⁵ 例えば、Pitkin and Myers (1996), Sinai and Souleles (2008), Eichholtz and Lindenthal (2014)を参照。

⁶ リクルート住宅総合研究所(2006)(2007)では、団塊世代・団塊ジュニア世代の住宅需要に注目した研究がおこなわれている。同調査では、住宅市場にこれら世代が大きな影響をもたらしていることを示唆している。

⁷ Green and Hendershott (1996), and Eichholtz and Lindenthal (2014)では、所得効果や世帯主の教育水準などの社会特性を考慮することの重要性も示唆している。

⁸ この問題は、Linneman and Wachter (1989), Linneman et al. (1997), Gyourko et al. (1999), Clark, et al. (2003), Gabriel and Rosenthal (2005), Dawkins (2005), Boehm and Scholtzman (2009)など、多くの研究によって指摘されている。

ただし、Dummy 0 は年齢=0 のときに 1 となるダミー変数である。

実際の推計モデルは、(2), (3)より、次のように定義される。

$$H_j = \alpha_0 \sum Dummy0_j + \alpha_1 \sum Dummy1_j + \cdots + \alpha_i \sum Dummy_{ij} \quad (4)$$

そうすると、年齢(i 歳)ごとの住宅需要 αi が推計できる。

このように t 年における年齢毎の住宅需要量が推計できることで、第二段階として、年齢毎の人口総数を掛け合わせることで、 t 年における集計されたマクロな住宅需要量が(5)式のように計算することが出来る。⁹

$$D_t = \sum_i \alpha_i N(i, t) \quad (5)$$

宇南山・日置・清水(2017)では、「全国消費実態調査」の個票データを用いて、Model1 を、1989 年から 2009 年までの 5 時点のデータを利用して推計している。

得られた結果を見ると、住宅資産額で見た年齢別の住宅需要は、10 代後半から上昇に転じ、40-45 歳にかけてピークを迎えて、その後に 75 歳くらいまで横ばいで推移する(図 1)。一方、物理的な住宅需要、つまり面積ベースで見た年齢別の住宅需要は、20 歳から継続的に上昇し続けていることがわかる。米国などの住宅梯子(housing ladder)に関する先行研究を見ると(Banks., et al (2015))、典型的な住宅の住み替えパターンは、大学進学などの子供の独立に合わせてダウンサイジングをしていくよう行動している。

⁹ Mankiw and Weil (1989)によって提示された住宅需要モデルにおいては、 α が時間を通じて安定しているという強い仮定が置かれている。しかし、このことはデータの制限もあり、十分には検証されていない。

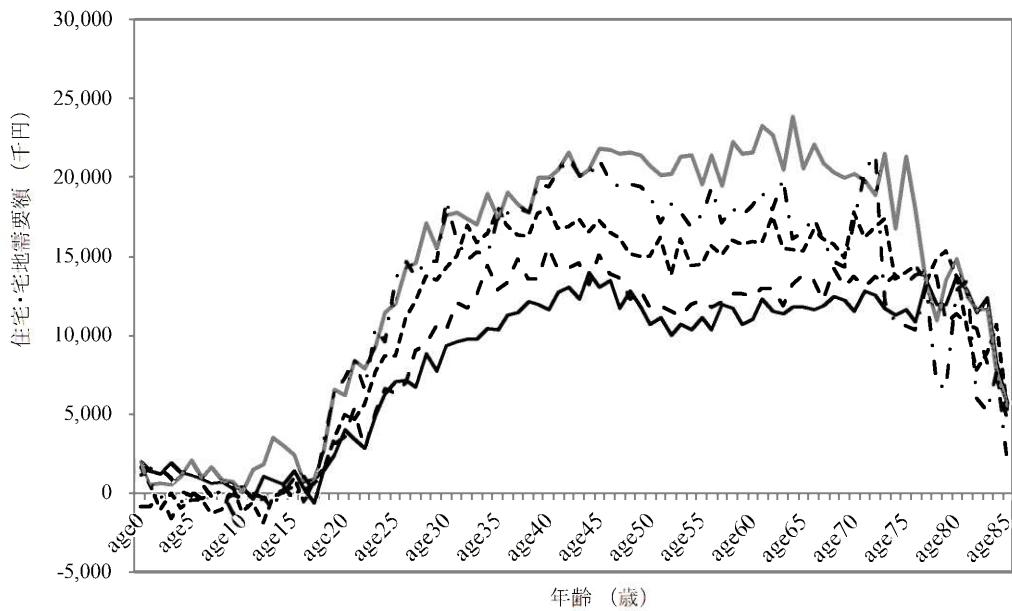


図 1. 年齢別推計住宅需要(1000 円)

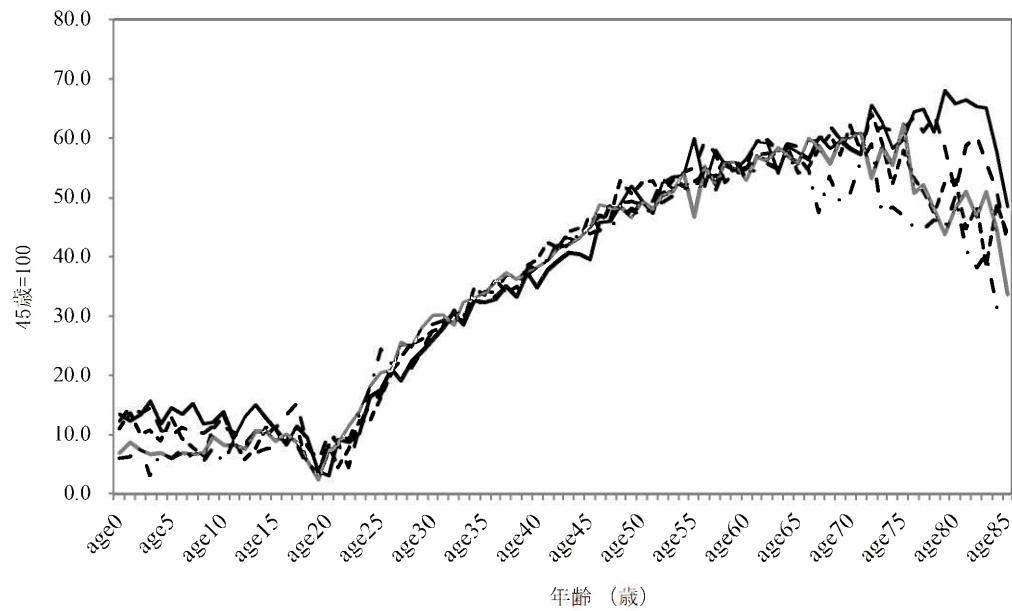


図 2. 年齢別住宅需要量(m²)

しかし、わが国では、家族のサイズに関係なく住宅が固定化されていることがうかがわれる。そうすると、図 1 および図 2 の違いは、住宅が固定化される中で家族サイズの減少に応じて年齢および一人あたりの住宅使用量が漸増する中で住宅の資産額でみた需要量が横ばいであるという特徴があるといえよう。そして、この両者の違いは、住宅の経年減価(depreciation)によってもたらされていると予想できる。

また、家計の住宅投資行動において、価格弾力的に行動するとすれば、価格の上昇は使用面積を縮小するように行動するであろうし、価格の下落は使用量を拡大するように行動することが予想される。また、この場合には、所得制約の変化も影響をもたらすことが考えられる。しかし、図1および図2の推計結果から、バブルのピーク時の1989年からその崩壊後の2009年までの住宅価格の下落時期においても、住宅面積で見た年齢別の住宅需要量には変化がないことを考えると、数量的な調整はなされていないといえる。

3. 人口動態・住宅需要と住宅価格

住宅需要の変動は、住宅価格に対して影響をもたらすことは直感的に理解しやすい。しかし、動学的には、それほど簡単ではない。例えば、住宅需要が増大すれば、住宅供給が一定であれば価格を押し上げ、逆に需要が減少すれば、価格を押し下げるよう作用する。しかし、住宅需要が増大したとしても、住宅供給が弾力的であれば、価格は大きく上昇することはない。住宅需要の増大に応じた供給の拡大があれば価格は変動しない。中長期的には、需要の増大は、住宅が供給され調整されることで、価格がファンダメンタルな水準へと収束していく。逆に、住宅需要が減少したとしても、供給が調整され住宅ストックが減少すれば、価格が下落することはない。このような市場調整について、Kearl (1989) , Poterba (1984), DiPasquale and Wheaton (1994)らは、フローモデル、またはストック・フローモデルとして、動学モデルの中で不動産市場の均衡過程を説明した。

このモデルでは、市場が均衡状態から乖離した際に、供給がどの程度弾力的に調整されるのかといったことに注目している。特に、住宅は、住宅が着工され市場で供給されるまでの時間的なラグが存在し、さらに取引費用の存在などによって市場の調整には時間がかかるために、住宅ストックは瞬時に調整されるものではない性質を明示的に組み入れている。

このようなモデルに基づく実証研究としては、東京を対象とした井上・清水・中神(2009)が挙げられる。井上らの研究では、1980年代の住宅バブルに対して、住宅の供給制約の影響に焦点を当てた。その結果として、わが国のバブル発生時の住宅供給の価格弾力性が極めて小さかったこと、その原因が資産税制と土地利用規制によってもたらされていたことを明らかにした。

わが国では、Ootake and Shintani (1996), 清水・川村(2009), Shimizu and Watanabe (2010)において、Mankiw and Weil (1989)によって提案された同様の指標で住宅需要を計算し、実証分析を行っている。その結果としては、人口要因は住宅ストックに対して影響を与えるものの、住宅(宅地)価格には影響を与えないことが示唆された¹⁰⁾。

しかし、このような推計は、短期の均衡過程に注目したに過ぎない。人口減少や高齢化が、住宅の価格に対して、長期均衡の中では甚大な影響をもたらすことは、直感的にも理解できる。

Nishimura(2011), Nishimura and Takáts (2012)に始まる一連の研究は、世代をまたがる長期均衡

¹⁰⁾ Engelhardt and Poterba (1991)においては、カナダのデータを用いて分析した結果、Mankiwらが示した分析結果と同じ結果が求められなかったことが報告された。

の中で、人々のライフサイクルと住宅需要との関係に焦点を当て、人口構成の変化と住宅市場との関係を分析している。具体的には、人々は現役時代に所得を得て、それを現在の消費と、将来（高齢世代となったとき）のための貯蓄（資産形成）に充てることに注目する。そして、住宅価格との関係においては、その長期的な変動と短期的な変動とに分類し説明する。例えば、社会保障が未整備のままで長寿化が進む社会では、定年退職後の老齢期に備えて、現在の消費を節約するよう行動する。そうすると、高齢化が進む社会では、経済全体での消費水準は低下する。また、高齢者は現役世代に様々な形で依存することから、高齢者の増加は経済全体の活力を低下させてしまう。

このようなゆっくりではあるが、大きなうねりのような変化は、住宅価格に対して強く反応することとなる。西村は、このような資産価格の大きな動きを、「潮」と「波」でたとえている（西村(2014)）。住宅市場における人口変動要因のような長期的に緩やかに変動する要因は「潮」の部分となり、この「潮」の上に毎年の経済活動のような短期的に変動する「波」の動きが加わると説明している。実際の住宅価格の変化を注意深く眺めれば、毎月毎月または日々の経済活動やニュースなどによっても変化する。時としては、バブルといった津波をも生み出す。しかし、バブルもまたあくまでも泡にしか過ぎない。つまり、このような動きは短期的なものとして捉えるのである。

そして、ある個人の生涯を大きく二つの世代に分けて考えれば、ある個人は現役時代では資産を形成し、高齢期に入ると形成された貯蓄（資産）を切り崩し、消費を行うと考えられる。その資産の形成期において、住宅資産は、現預金等と比較してインフレによって目減りすることも少なく、人々にとって安全な資産の一つと考えられる。住宅を保有することで、最終的には子世代に渡す対価として養ってもらうことができるかもしれない（遺産動機）、住宅を売却して高齢世代における消費に充てるなどの可能性も考えられる。そのため、現役世代によって新規の住宅需要が生み出されることがとなる。

上記の二つの考え方を結合させて、人口と住宅市場との関係を実証モデルとして発展させたのが、Takáts (2012), Saita, et.al. (2015)である。Takáts (2012), Saita, et.al. (2015)では重複世代モデルに基づき、老齢人口依存比率、つまり生産年齢人口（20～64歳人口）と老齢人口（65歳以上人口）の2グループの構成の変化が住宅市場の変動を説明する要因と考え、実証モデルの中に明示的に取り入れている。

このモデルでは、生産年齢人口（現役世代人口）が増加すると、資産需要（住宅需要）が押し上げられ、また、生産年齢人口に占める高齢世代人口の数が増加すると、資産需要（住宅需要）は押し下げられるといったことを想定している。そして、その推計結果を見ると、その関係が明らかにされているのである。本研究においても、これらのモデルから出発する。

4. 移民効果に関するシミュレーション分析

4.1. 住宅価格の変動モデルの推計

人口動態の変化が住宅価格の変動に与える影響度を測定するためのモデルを、次のように設定した。

住宅地価の変化率を、20～64歳人口一人当たり所得、老齢人口依存比率、総人口の3つの要因で説明するモデルである¹¹⁾。

モデル 1.

$$\Delta \ln P_{it} = \alpha_1 + \beta_{11} \Delta \ln Y_{1it} + \beta_{12} \Delta \ln OLDDEP_{1it} + \beta_{13} \Delta \ln TPOP_{it} + \delta_{1t} + v_{1it}$$
$$i = 1, \dots, I \quad t = 1, \dots, T$$

P_{it} : 住宅地価(実質値)

Y_{1it} : 20～64歳人口一人当たり所得(実質値)

$OLDDEP_{1it}$: 老齢人口依存比率(\equiv 65歳以上人口/20～64歳人口)

$TPOP_{it}$: 総人口

$\alpha_1, \beta_{11}, \beta_{12}, \beta_{13}, \delta_{1t}$: 推定すべきパラメータ

v_{1it} : 誤差項

本研究が目的としている政策シミュレーション分析においては、人口要因に着目した将来の住宅価格の変化幅や、移民の受け入れによる住宅価格押し上げ効果、定年引き上げによる住宅価格押し上げ効果を測定するために、モデル 1 におけるパラメータ推計結果を用いる。ただし、女性就業率引き上げによる住宅価格押し上げ効果を測定する場合には、以下のモデル 2 におけるパラメータ推計結果を用いる。

モデル 2.

$$\Delta \ln P_{it} = \alpha_2 + \beta_{21} \Delta \ln Y_{2it} + \beta_{22} \Delta \ln OLDDEP_{2it} + \beta_{23} \Delta \ln TPOP_{it} + \delta_{2t} + v_{2it}$$
$$i = 1, \dots, I \quad t = 1, \dots, T$$

P_{it} : 住宅地価(実質値)

Y_{2it} : 20～64歳就業者一人当たり所得(実質値)

$OLDDEP_{2it}$: 実質老齢人口依存比率(\equiv 65歳以上人口/20～64歳就業者数)

$TPOP_{it}$: 総人口

¹¹⁾ 総人口の自然対数値、老齢人口依存比率の自然対数値(すなわち、65歳以上人口と20～64歳人口の対数差分)の2変数を説明変数として用いることで、重複世代モデルの理論モデルでは明示的に扱われていない0～19歳人口の要因を、間接的に捕捉できるものと考えられる。

$\alpha_2, \beta_{21}, \beta_{22}, \beta_{23}, \delta_{2t}$: 推定すべきパラメータ

v_{2it} : 誤差項

モデル 2 は、モデル 1 をベースに、20～64 歳人口を 20～64 歳就業者数に置き換えた定式化である。

4.2. 実証分析とデータ

本研究では、前述の重複世代モデルの枠組みを用いて、人口動態の変化が住宅価格の変動に与える影響度を測定するために、市区町村別パネルデータ（バランスしたパネルデータ）を作成した。

推計を利用するデータは、時系列方向が 1980 年～2010 年の 5 年毎（7 時点）¹²⁾、クロスセクション方向が、それらの時点において共通してデータが得られた 892 市区町村¹³⁾である¹⁴⁾。また、2040 年までのシミュレーション分析の対象となる地域は、公示地価において調査が実施されていない市区町村も含め、1,683 地域¹⁵⁾を対象としている。

住宅の資産価格については、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）を利用している。また、表 2 の方法で作成された価格は名目値であるため、消費者物価指数を用いて実質化を行っている。

所得要因については、市区町村別の課税対象所得額を、住宅価格と同様に消費者物価指数を用いて実質化を行い、それを地域の 20～64 歳人口で除すことにより、生産年齢人口一人当たりの所得額として代理することとした。また、分母を 20～64 歳人口総数ではなく、地域の男女別の就業率を加味した 20～64 歳就業者数に置き換え、就業者 1 人当たり所得額を作成した。

人口要因としては、老齢人口依存比率および総人口の 2 変数を用いる。

老齢人口依存比率とは、地域の 65 歳以上人口を 20～64 歳人口で除した比率であり、生産年齢人口 1 人が高齢者何人を支えているかを表す指標である。また、分母を 20～64 歳人口ではなく、地域の男女別の就業率を加味した 20～64 歳就業者数に置き換えた比率指標を、実質老齢人口依存比率とする。これは就業者 1 人が高齢者何人を支えているかを表す指標である。

¹²⁾ 川村・清水(2013), Saita, et.al. (2015)などの先行研究においては、総務省統計局「国勢調査」など、5 年毎に得られる調査結果について、各調査年の間を線形補完したデータを利用している。この方法は、パラメータ推計や単位根検定・共和分検定に利用可能なサンプルを増大させる効果を持つ一方で、5 年毎に調査が行われるデータについて、各調査年間の時系列データが持つ本来の情報量が実際に増えているわけではない。

また、本研究で利用する、時系列方向が 5 年毎・7 時点によって構成されるパネルデータについて、データの定常性に関する単位根検定や、共和分検定などの手法を適用することは理論上可能であるが、データが持つ時系列方向の情報量が少なく、本来これらの検定手法が想定する時系列方向の情報量を十分に満たさないため、本研究においてこれらの検定結果については報告を行っておらず、また、実証分析の際には、パネルデータを用いた差分回帰モデルとして定式化を行った点に留意されたい。

¹³⁾ ただし、市区町村合併が行われた地域については、合併後の地域に統合し集計している。

¹⁴⁾ 分析対象期間において、国土交通省「公示地価」において調査が行われていなかった時期が含まれる地域については分析対象外となるため、実際の市区町村の数と比較してクロスセクション方向のサンプル数が少ない点に留意が必要である。

¹⁵⁾ 福島県については、国立社会保障・人口問題研究所「日本の地域別将来推計人口（市区町村）」が公表されていないため、シミュレーション分析の対象外としている。

住宅価格(自然対数値)の平均値の推移について、5年毎の推移として見ると、1980年～1990年は住宅価格が上昇し、その後2010年までは下落基調にある。1人当たり所得(自然対数値)の平均値の推移については、1995年まで大きく上昇した後、2010年までは緩やかな下落基調にある。老齢人口依存比率は概ね上昇基調にあるが、とりわけ2000年以降については20～64歳人口が減少する一方で65歳以上人口が増加を続けているため、老齢人口依存比率の上昇幅が大きくなっている。

4.3. 推計結果

前述のモデル1および2の推計結果が表1である。また、表1の推計に先立ち、パネル推計における個別効果および時間効果の定式化について検証した結果が表2である。

個別効果・時点効果について、固定効果あるいは変量効果による推定のどちらが支持されるかを調べるために、個別(地域)主体要因が説明変数と無相関であるとの帰無仮説の検定をハウスマン検定により行った結果、モデル1,2ともに帰無仮説は棄却され、固定効果による推定が支持される結果となった。

表1. モデルの推計結果

	モデル1			モデル2		
	推定値	標準誤差		推定値	標準誤差	
$\Delta \ln Y_u$	1.230	0.045	***	1.212	0.047	***
$\Delta \ln OLDDEP_u$	-0.617	0.046	***	-0.684	0.044	***
$\Delta \ln TPOP_u$	0.409	0.053	***	0.374	0.053	***
定数項	0.392	0.011	***	0.402	0.010	***
個別効果	無し			無し		
時間効果	固定効果			固定効果		
観測数	5,352			5,352		
自由度調整済決定係数	0.643			0.641		

注) ***は係数推定値が1%水準で有意であることを表す

表2. 定式化に関する検定結果

		個別効果	時点効果	モデル1		モデル2	
				検定統計量	P値	検定統計量	P値
ハウスマン検定	推計式1	固定効果	固定効果	441.039	0.000	429.038	0.000
	推計式2	変量効果	変量効果				
F検定	推計式1	固定効果	固定効果	4.186	0.000	4.226	0.000
	推計式2	無し	無し				
F検定	推計式1	固定効果	固定効果	0.644	1.000	0.657	1.000
	推計式2	無し	固定効果				
F検定	推計式1	固定効果	固定効果	556.495	0.000	545.161	0.000
	推計式2	固定効果	無し				
F検定	推計式1	無し	固定効果	675.630	0.000	679.189	0.000
	推計式2	無し	無し				
F検定	推計式1	固定効果	無し	0.670	1.000	0.739	1.000
	推計式2	無し	無し				

その上で、個別固定効果・時点固定効果の組み合わせについて、各固定効果の同時有意性を調べるために、F検定を行った結果、個別固定効果は含めずに、時間固定効果のみによる推定を行うことが支持される結果となった。

得られた結果を見ると、一人当たり所得が1%増加すると住宅価格は1.23%上昇(モデル2の場合1.21%上昇)することが読み取れる。同様に、老齢人口依存比率が1%¹⁶⁾増加すると住宅価格は0.62%下落(モデル2の場合0.68%下落)し、総人口が1%増加すると住宅価格は0.41%上昇(モデル2の場合0.37%上昇)することが読み取れる。この結果は、同種の分析を行った先行研究であるTakáts, E (2012), Saita, et. al. (2015), 川村・清水(2013)と整合的な結果である。

5.シミュレーション分析

5.1.人口要因の変化による住宅地価格のシミュレーション分析

前述のモデル推計結果および将来推計人口を用いて、人口要因によって将来の住宅地価格が

¹⁶⁾ 比率データの対数差分であり、比率の変化幅(%pt)ではない。

どの程度変化するかのシミュレーション分析を行う¹⁷⁾ ¹⁸⁾ ¹⁹⁾。

将来の住宅地価格のシミュレーションに利用する人口要因について、2020年、2030年、2040年それぞれの予測結果を、表3、図3に整理した。日本全体の合計として見ると、総人口は2010年の約1.26億人から2040年には約1.07億人まで、約15%減少する。年齢別の内訳を見ると、20～64歳人口は2040年までに約27%減少する一方、65歳以上人口は2040年までに約33%の増加が見込まれ、老齢人口依存比率は2010年に0.39であったものが2040年には0.72まで上昇する見通しである。

表3. 将来推計人口・老齢人口依存比率の推移

全国合計	総人口		生産年齢人口 (20-64歳)		高齢者数 (65歳以上)		老齢人口 依存比率 (%)
	(人)	(2010=100)	(人)	(2010=100)	(人)	(2010=100)	
2010	126,094,834	100	74,337,032	100	29,058,557	100	39%
2020	124,099,926	98	67,830,462	91	36,123,804	124	53%
2030	116,617,659	92	62,784,394	84	36,849,259	127	59%
2040	107,275,851	85	53,932,635	73	38,678,102	133	72%

¹⁷⁾ 前節で推計されたパラメータは、モデルに含めた3変数の変化による1980年～2010年の平均的な住宅地価の変化を表しており、その期間における平均的な変化の度合いを上回るあるいは下回る各時点の住宅地価の変化(バブルの生成および崩壊等による変動)は、時間固定効果により吸収されていると解釈される。また、過去の約30年間の平均的な効果を推計しているため、近年の核家族化傾向に伴う住宅需要の発生度合いや、高齢化の進展に伴う住宅需要の変化などは、シミュレーション開始時点の状態ではなく、データ分析期間である約30年間の平均的な傾向を用いている点に留意が必要である。

また、シミュレーション分析は、人口要因(老齢人口依存比率および総人口)のみを用いているため、他の経済要因(モデルに含めている所得要因や、モデルに含まれていない金利等の要因)に変化が無かつた場合の住宅地価シミュレーション結果である。

その他、国内における地域間の人口移動については、国立社会保障・人口問題研究所「日本の地域別将来推計人口」算出において採用された純移動率に依存している。実際には、住宅地価の変化や地域ごとの経済成長の差によって、地域間の人口移動がさらに変化する可能性が想定されるものの、そのような影響を加味したシミュレーション結果とはなっていない点に留意が必要である。

¹⁸⁾ パラメータ推定、シミュレーション分析とともに、対数差分データを用いている。そのため、老齢人口依存比率・総人口の水準ではなく、変化の大きさがシミュレーション結果に影響を与えるものである。加えて、対数差分の性質により、例えば老齢人口依存比率の場合、同じ0.1ptの変化であっても、低い水準での変化(0.1から0.2への変化)は、高い水準での変化(0.8から0.9への変化)と比べて、より変化幅が大きいものと扱われる点に留意されたい。

¹⁹⁾ 地域間の人口移動は、住宅地価の変動によっても引き起こされると考えられるため、本稿の推定モデルには内生性の問題が生じることが可能性として考えられる。このような内生性の問題について、パラメータ推定の段階での解決策は、地域間の人口移動がなかった場合の閉鎖人口データを操作変数として用いることにより、OLS推定量を修正する方法が、Saita, et. al. (2015)によって提案されている。ただし、脚注10で述べたように、本稿のシミュレーション分析で利用する将来推計人口データは、国立社会保障・人口問題研究所によるものであり、各域間の住宅地価変動が加味されたものではない。したがって、人口要因が住宅地価に与える影響度をシミュレーションするのではなく、住宅地価を厳密に予測使用とする場合においては、地域間の住宅地価変動と人口移動の変数間でのフィードバック構造をモデル化することが重要と考えられる。

このような観点では、本稿のシミュレーション結果は、ミクロレベルで見た結果よりも、セミマクロあるいはマクロレベルで見た結果のほうが、より説明力・蓋然性が高いものと考えられる。

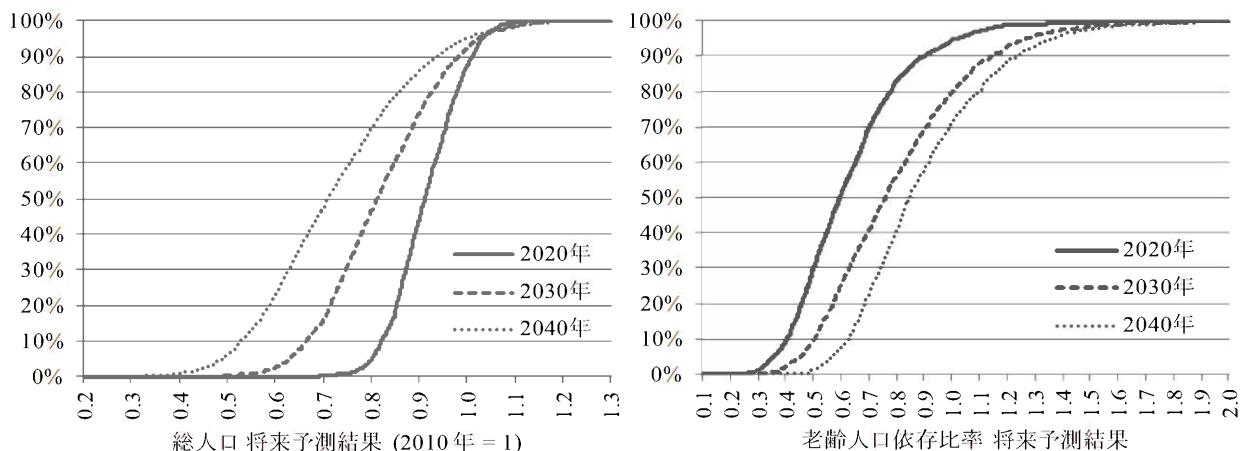


図3. 人口・老齢人口依存比率の分布 (N = 1,683)

このような人口要因の将来予測値をもとに、将来時点における住宅地価格のシミュレーションを行った結果について、2020年～2040年の10年毎の時点における地域ごとの住宅地価格の累積密度分布を整理したものが図4a)である²⁰⁾。

結果を見ると、2010年時点の価格を1とした場合、全体の約半分の地域では、2020年時点で住宅地価格が約0.8以下(約20%の価格下落)、2030年時点で同約0.7以下(約30%の価格下落)、2040年時点で同約0.6以下(約40%の価格下落)との結果が示されている。

このような人口要因の変化による住宅地価格の将来予測を踏まえ、移民の受け入れによって住宅需要をどの程度創出し、住宅地価格の下落をどの程度下支えすることができるかを調べるために、2010年時点の地価水準を維持するために必要な移民(外国人労働者)の受け入れ人数を推計する。

5.2. 移民の受け入れによる住宅地価格押し上げ効果の推計

ここでは、2010年時点で20～34歳である外国人を受け入れ、2040年まで日本に居住する場合や、2010年時点で35～64歳であるが、2040年までの間に65歳に到達した段階で国外へ移動し、同人数分の20～64歳の移民の受け入れを同時に行うといった仮定を置いている。また、受け入れた移民の子世代が20歳に到達した段階で、追加的に1人の移民の受け入れを行ったのと同等の効果が発生することを想定している。

加えて、このような受け入れ移民について、就業率(受け入れ移民のうち外国人労働者の割合)や、ライフステージごとの住宅需要量、労働生産性など、他の諸条件については、移民受け入れ前の国内居住者と同程度であることを仮定している。

このような仮定の下で、各地域において2010年時点と同水準の住宅地価格を維持するために

²⁰⁾ シミュレーション分析は、モデル推計に利用した892地域ではなく、将来推計人口に関するデータが得られた1,683地域である。詳細は表1を参照されたい。

必要な移民の受け入れ人数を、モデル 1 のパラメータ推計結果および将来推計人口をもとに数値計算によりシミュレーションした。また受け入れ移民数の総人口に占める割合について地域別の累積分布をまとめたものが図 4 b)である。

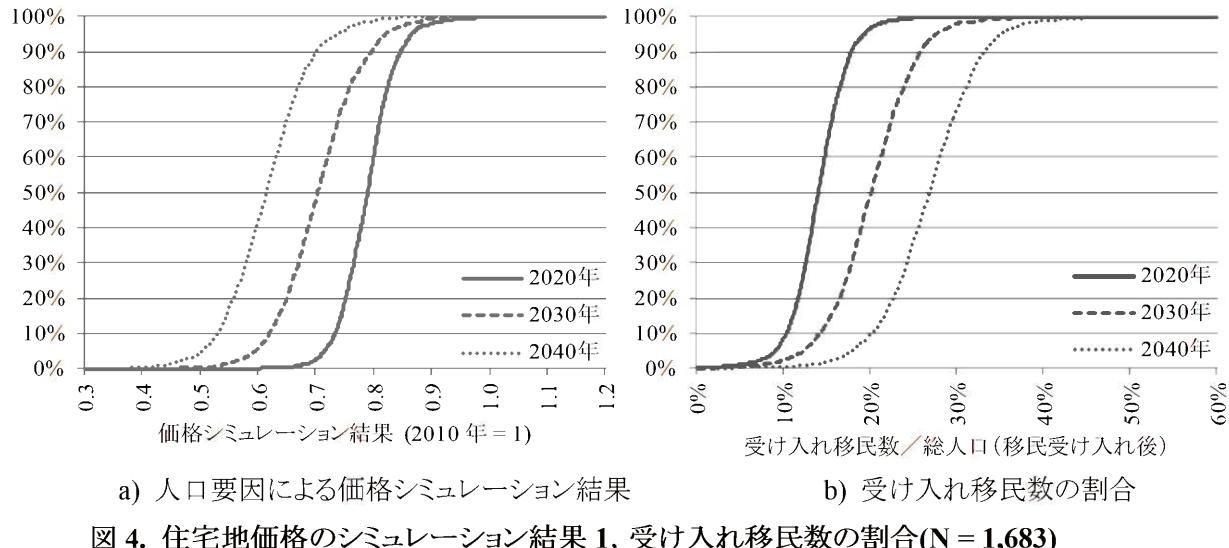


図 4. 住宅地価格のシミュレーション結果 1, 受け入れ移民数の割合($N = 1,683$)

全国合計の結果を見ると、2010 年と同水準の住宅地価格を維持するために必要な移民受け入れ人数は、2040 年までに約 4,000 万人、1 年当たり約 130 万人の受け入れが必要との結果となつた。これは、移民受け入れ後の総人口に占める割合として見ると、2040 年までに 27%，約 4 人に 1 人が新たに受け入れを行った移民となることを意味している。

なお、シミュレーションの枠組みは、国内全体の合計値として見れば、生産年齢人口のパイを拡大させるために、移民受け入れ人数がどの程度必要となるかを表している。一方で、ある一部の地域のみの結果に着目した場合、生産年齢人口の国内全体でのパイを増加させることなく、地域間での人口移動が追加的に生じた場合に、住宅地価格を 2010 年と同水準に保つにはどの程度の地域間での生産年齢人口の移動が必要となるか、とも解釈できる。ただし、ある地域で住宅地価格を 2010 年と同水準に保つ一方で、他の地域は人口流出によってさらなる住宅地価格の下落が生じるため、住宅地価格を 2010 年と同水準に保つ地域については、そこへ移転してくる者にとっての生活コストは相対的に高まる点に留意が必要である。

6.結論

このような結果を、どのように評価したらいいのであろうか。

人口減少と高齢化によって、住宅需要は低下していくであろう。しかし、この推計は、マクロな意味での推計を市町村別に割り振ったに過ぎない。より精度を上げていくためには、次の課題を残す。

第一に、他地域からの流入である。近年においては、東京の都心部を中心として他の地域から

の流入が続いている。その傾向は、地方の中核都市に人口が集積していることから、多くの地域で共通にみられる現象である。そのような傾向を反映させていかなければ、正確な需要推計はできない。

第二に、住宅需要には、持ち家と借家、マンションと戸建て、など様々な類型に分けられる。このような分類ごとで、効果が異なってくるであろうし、すでに偏在化が起こっている。

第三に、海外からの投資資金の流入である。世界のスーパースター都市と呼ばれるような地域では、住宅価格の高騰が続く。その背後には、国内需要よりも、海外からの投資資金の流入による影響を強く受ける。そのような効果も無視されている。

そして、今回実施した移民による住宅需要の創出である。移民の受け入れについては、今回のシミュレーションでは、2010年の住宅資産価値を維持するためには、2040年時点において全体で約4000万人の移民が必要という結果となった。つまり、総人口のおおよそ四割の水準までを外国人比率を高めていくことを意味する。このような社会を日本が容認していくことは、現時点ではきわめて難しいと考える方が自然であろう。

ここでいう移民は、実は、海外からの移民といった問題だけではない。国内でも、地域間移動することで、旧住民と新規住民との融和が課題になっている。このような問題は、同化問題をはじめとして、移民先進国である米国やカナダ、欧州などでも研究が進められている。これらの一連の問題は、今後の課題として取り組んでいく予定である。

誰に扉を開いたらいいのか。この日本の経験は、今後の多くの国に対して大きな指針となることから、より一層活発な議論と研究の蓄積が必要になるところである。

参考文献

- 井上智夫・清水千弘・中神康博 (2009)「資産税制とバブル」井堀利宏編著『バブル・デフレ期の日本経済と経済政策 5・財政政策と社会保障』慶應義塾大学出版会収, pp.329-371.
- 宇南山卓・日置 瞬・清水千弘(2017), 「日本における住宅宅地需要の推計」(momeo).
- 川村康人・清水千弘 (2013) 「住宅価格のマクロ変動—日米比較による価格変動構造の推定—」麗澤経済研究, 第 21 卷第 2 号, pp.37-72.
- 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.
- 西村清彦 (2014) 「不動産バブルと金融危機の解剖学」季刊住宅土地経済, No.93, pp.10-19.
- DiPasquale, D and W. C. Wheaton (1994), "Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices," *Journal of Urban Economics*, Vol.35 (1), pp. 1-27.
- 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.
- Hamilton, B. W. (1991), "The baby boom, the baby bust, and the housing market: A second look," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.21, pp.547-552.
- Hendershott, P. H. (1991), "Are real house prices likely to decline by 47 percent," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.21, pp.553-563.
- 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.
- Kearl, J.R. (1989), "Inflation, Mortgages, and Housing," *Journal of Political Economy*, Vol.87 (5), pp. 1115-1138.
- 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.
- Nishimura, K. G. (2011), "Population Ageing, Macroeconomic Crisis and Policy Challenges," Presented at the Panel on "The General Theory and the Policy Responses to Macroeconomic Crisis" at the 75th Anniversary Conference of Keynes' General Theory, University of Cambridge, June 19-21, 2011.
- Nishimura, K. G. and E. Takáts (2012), "Ageing, property prices and money demand," BIS Working Papers, No 385.
- Ohtake, F, and M.Shintani (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.
- Poterba, J. M. (1984), "Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset-Market Approach," *Quarterly Journal of Economics* ,Vol.99 (4), pp. 729-752.
- Saita,Y., C.Shimizu and T.Watanabe (2015), "Aging and Real Estate Prices: Evidence from Japanese and US Regional Data," *International Journal of Housing Markets and Analysis*, forthcoming.
- Shimizu,C and T.Watanabe (2010), "Housing Bubble in Japan and the United States," *Public Policy Review* Vol.6, No.3,pp.431-472.
- Takáts, E (2012), "Aging and house prices," *Journal of Housing Economics*, Vol. 21, No. 2, 131-41.