

世代間の人口構成及び稼得能力の変化が住宅市場に与える影響

東海大学政治経済学部
川崎 一 泰

1. はじめに

我が国は急速に少子化が進行していることは周知のとおりである。住宅市場においても、その影響は免れないものと考えられる。特に、一次取得層である 30 歳代の世代は人口減少に加え、所得水準及び貯蓄水準も低水準の者が多いとされている。こうした一次取得層の絶対数の変化に加えて、所得水準の低下は住宅市場に大きな影響を与えるものと考えられる。

人口構成変化に着目した先行研究としては、Mankiw and Weil(1989)、Ohtake and Shintani(1996)、川崎(1999)などがあげられる。

そこで本研究では、少子化が急速に進む我が国において、住宅需要の変化を人口構成及び稼得能力の変化で分解し、住宅政策としてどのような対応策が考えられるかを明らかにすることを目的とする。特に、川崎(1999)で分析した 1997 年時点での世代効果が 10 年の月日を過ぎてどのように変化したかを明らかにするとともに、稼得能力の変化による影響もこの経年変化の枠の中で捉えたい。

本稿では、Mankiw and Weil(1987)の枠組みで住宅市場における世代需要を推計し、これを合計した市場全体の潜在的住宅需要を導出する。この潜在的需要と住宅着工との間の関係を実証的に分析する。この分析に加え、今回は所得水準が伸び悩んでいる昨今の状況を踏まえ、所得水準が住宅需要に与える影響もモデルに組み込み、非正規化が進む労働市場の影響が今後どのように住宅市場に影響を及ぼすかを考える。

この研究では、これらの実証分析を経て、この 10 年間の市場環境の変化を明らかにするとともに、今後の動向を予測する。

以下、第 2 節では、本稿の中核をなす Mankiw and Weil(1989)モデル(以下、「MW モデル」と記す)の理論的枠組みと簡単なサーベイを行う。第 3 節では、日米のマイクロデータに基づき、MW 係数を推計するとともに、日米間及び 2 期間の比較をすることにより、それぞれの市場の特徴を明らかにする。第 4 節では、持家・借家選択モデルを応用した住宅購入確率を推計し、住宅購入確率を考慮した MW 住宅需要指数を導出する。最後に、本稿で得られた結論を整理するとともに、今後の課題を整理し、結ぶこととする。

2. MW モデルの理論的枠組み

この節では、MW モデルの理論的な枠組みを整理する。

まず、個人ベースで考える。通常、住宅需要関数は年齢、所得、その他の家計特性の関数であるものと考えられるが、ここでは年齢のみの関数として考える。この分析における究極的な目的は、人口の年齢構成のみの情報を所与として、住宅の総需要量を把握することである。つまり、人口構成の変化のみの効果に着目した分析をおこなう。したがって、任意の年齢と所得やその他の家計特性との相関はこのモデルでは問題とならない。住宅総需要は各家計の需要量の合計として定義する。

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

ただし、 D_j は j 番目の家計の需要量、 N は家計の数を表す。

住宅サービス供給に規模の経済が存在するように拡張するためには、これは所与の家計の需要量を推計する最善の方法ではないが、人口全体の住宅需要は以下のように与えられるので、各年齢で住宅需要パラメータが得られる。

$$D_j = \alpha_0 DUMMY0_j + \alpha_1 DUMMY1_j + \dots + \alpha_{99} DUMMY99_j \quad (2)$$

たとえば、年齢が 0 歳なら $DUMMY0 = 1$ 、その他のダミー変数は 0、 α_i は i 歳の人による住宅需要量の期待値を表す。つまり、 i 歳の人々の平均的な住宅需要量という解釈を与えることができる。

(1)(2)より家計の住宅総需要量は以下のように表現できる。

$$D = \alpha_0 \sum_j DUMMY0_j + \alpha_1 \sum_j DUMMY1_j + \dots + \alpha_{99} \sum_j DUMMY99_j \quad (3)$$

MW では(3)を 1970 年の Census の 1/1000 抽出データを使用し推計している。この推計値 $\alpha_0 \sim \alpha_{99}$ を以下では「MW 係数」と呼ぶことにする。また、(3)式の左辺の D は財産価値で評価しており、異時点間の比較は GNP デフレーターでデフレートしている。

次に、人口の年齢構成の変化が時間を通じて住宅需要にどのように影響するかを説明する。MW のアプローチでは住宅需要の年齢構造(つまり先の節で推計された α_i)が時間を通じて一定であることを仮定している。すると、 t 期の住宅総需要(これを以下では「MW 住宅需要指数」と呼ぶ)が以下のように表現できる。

$$D_t = \sum_i \alpha_i N_{it} \quad (4)$$

ただし、 N_{it} は t 期の i 歳の人口を表す。

MWでは住宅需要量を家計資本の純ストック¹として測り、以下のよな推計モデルを構築している。

$$\ln(\text{Stock}) = \beta_0 + \beta_1(\text{time}) + \beta_2 \ln(D_t) + \beta_3 \ln(\text{GNP}) + \beta_4 \ln(\text{cost of fund}) \quad (5)$$

ただし、(cost of fund)は課税後の実質利子率を採用している。MWの推定では人口構成と住宅ストックとの関係は見つからなかった。

次に住宅需要変数と住宅価格との関係があるかどうかを説明するため、以下のような推計モデルを構築している。住宅価格²としては住宅投資をGNPデフレーターで相対化したものを使っている。

$$\ln(\text{Price}) = \beta_0 + \beta_1(\text{time}) + \beta_2 \ln(D_t) + \beta_3 \ln(\text{GNP}) + \beta_4 \ln(\text{cost of fund}) \quad (6)$$

MWの推計では、このモデルは住宅ストックとは対称的に有意な相関があった。このことからアメリカでは、住宅ストックで調整されるというよりも住宅価格で調整されるということが主張されている。

3. MW係数の推計

この節では、日米のマイクロデータに基づき、MW係数を推計するとともに、日米間及び2期間の比較をすることにより、それぞれの市場の特徴を明らかにする。

(1) 米国のMW係数の推計

米国のMW係数を推計するために、Mankiw and Weil(1989)では、1970年のCensusデータの1/1000データを使用し、(3)のDに相当する部分を財産価値として、MW係数を推計している。本稿では、米国の個票データを入手し、Mankiw and Weil(1989)と同様の方法でMW係数を推計する。

まず、使用データはU.S. Census Bureauより、2000年のCensusの1%抽出のマイクロデータを入手した。このデータは全米で130,444世帯、3,629,817人分のデータが収録されていた。このデータを用いて、各世帯の住宅の財産価値(単位:USD)及び世帯構成のデータベースを構築し、(3)式に基づいて、MW係数を推計した。この際、財産価値がゼロ(無回答を含む)としているものを取り除いた105,432世帯分のデータを使用し、推計を行った。また、財産価値については、Censusデータが幅を持っており³、ここでは中位の値を持って

¹ 住宅ストックについて大竹・新谷(1996)では、「国民経済計算年報」の実質住宅ストックと家計部門の土地ストックの合計を使用している。

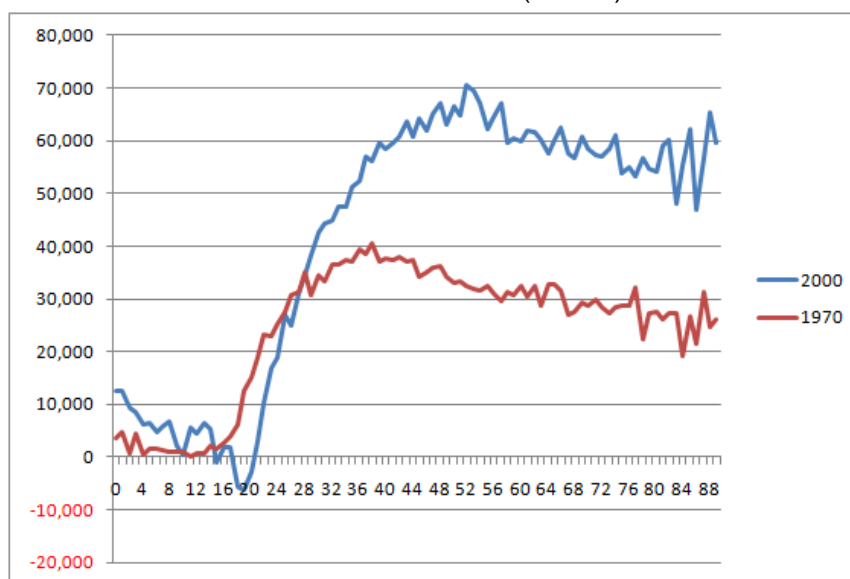
² 住宅価格について大竹・新谷(1996)では、「市街地価格指数」住宅地の全国市街地指数と住宅建物価格を各年の住宅と土地ストック価値で加重平均しGNPデフレーターで実質化している。また、この住宅建物価格に関しては「国民経済計算年報」の住宅ストックデフレーターを使用している。

³ 具体的には、「100,000ドル~124,999ドル」といった具合の範囲が示された選択肢の該当部分にマークする形式の調査票となっており、Censusデータはこの選択肢のどれを選んだかが入力されている。

当該住宅の財産価値とすることとした。なお、賃貸住宅に関してはMankiw and Weil(1989)と同様に、毎月の家賃を 100 倍し、財産価値とした。なお、この推計で用いたデータに関する記述統計は表 1 のとおりである。

こうして推計した 2000 年の MW 係数と Mankiw and Weil(1989)で推計されている 1970 年の MW 係数を比較するために、Bureau of Economic Analysis, U.S. Department of Commerce より GDP デフレーターを使用し、実質化した。図 5-1 は 1970 年の MW 係数と今回推計した 2000 年の MW 係数のグラフである。

図 1. 米国の MW 係数(実質値)



資料)1970年は Mankiw and Weil(1989)より,2000年は筆者推計

米国では、この 30 年の住宅価格の高騰により、20 歳代後半以降の世代の係数を押し上げている。一方で、住宅購入時期が少しずつ遅れ、MW 係数のピークが 30 歳代中盤から 40 歳代後半にずれてきたことがうかがえる。

表 5 U.S. Census データの記述統計量

	平均	標準誤差	標準偏差	分散	最小	最大	合計	標本数
財産価値	91,180.8	308.2	100,060.0	10,012,013,489.0	400.0	1,250,000.0	9,613,371,921.0	105,432.0
家族数	2.5	0.0	1.4	2.0	1.0	13.0	258,884.0	105,432.0
家族メンバー1年	50.1	0.1	17.2	296.8	15.0	94.0	5,281,128.0	105,432.0
家族メンバー2年	41.3	0.1	19.3	372.4	0.0	93.0	3,069,760.0	74,414.0
家族メンバー3年	14.5	0.1	13.7	187.4	0.0	94.0	592,529.0	40,984.0
家族メンバー4年	12.6	0.1	11.8	138.4	0.0	94.0	297,697.0	23,640.0
家族メンバー5年	13.5	0.1	13.6	186.0	0.0	93.0	125,703.0	9,290.0
家族メンバー6年	15.1	0.3	16.0	256.1	0.0	93.0	47,208.0	3,134.0
家族メンバー7年	15.9	0.5	16.6	274.9	0.0	93.0	17,482.0	1,101.0
家族メンバー8年	15.8	0.7	15.3	232.9	0.0	93.0	7,698.0	487.0
家族メンバー9年	12.7	0.8	11.2	125.5	0.0	66.0	2,791.0	220.0
家族メンバー10年	18.2	1.8	18.4	337.8	0.0	88.0	1,843.0	101.0
家族メンバー11年	19.3	2.6	19.2	369.4	0.0	88.0	1,062.0	55.0
家族メンバー12年	21.9	4.9	23.2	538.6	0.0	84.0	481.0	22.0
家族メンバー13年	17.0	2.1	4.2	18.0	12.0	21.0	68.0	4.0

(2) 日本の MW 係数

日本のMW係数を米国と同様に推計することはデータの制約上、きわめて困難である。しかしながら、川崎(1999)では、住宅金融公庫(現 住宅金融支援機構)の利用者データのマイクロデータを使用し、(5-2)式の D_j に相当する住宅需要を住宅面積⁴(単位: m^2)とし、世帯主の年齢との回帰分析によりMW係数を計測している。本稿では、住宅金融支援機構より2007年の「個人融資マスターデータファイル」の個票データを利用し、同様の推計を行った。また、比較のため1997年の住宅金融公庫「公庫融資利用者調査」より、個票データを利用し、MW係数の推計に利用した。このデータは個人を特定できる情報を削除した上で、「注文住宅」、「建売住宅」、「マンション」、「中古住宅」のそれぞれについて3000サンプルずつ無作為に抽出されたものであった。このデータを各年次における各項目のシェアが変わらないようサンプルを再抽出し、1997年で5,786世帯、2007年で6,302世帯のデータで推計を行った。なお、ここで使ったデータの記述統計は表5-2のとおりである。

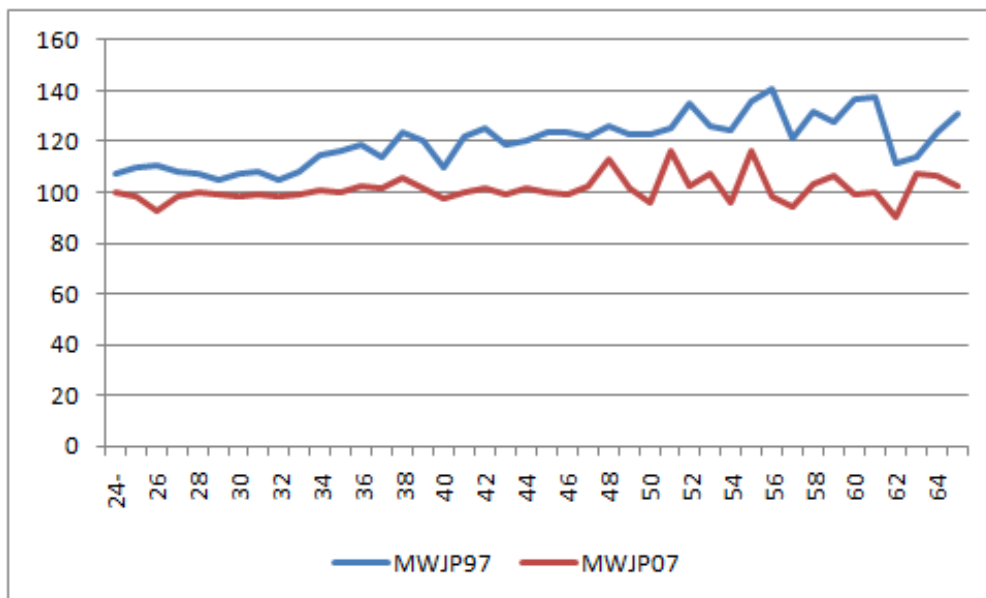
この係数を得るために、データの制約により、24歳以下と65歳以上で公庫融資を受けた世帯に関しては、それぞれ24歳以下と65歳以上のダミー変数を作成し、係数推計を行った。こうして無作為抽出したサンプルに基づき係数推計を行った結果をグラフにまとめたものが図5-2である。

⁴ この点に関しては、日本のデータ制約によるところが大きい。特に、日本のデータは住宅ローンの借入れデータであり、注文住宅、マンション、中古住宅に関しては、物件価格を建物の土地と建物を分離できない。したがって、すべてのカテゴリーを通じて比較可能な住宅需要を住宅面積とし、推計することとした。

表 2 日本の住宅データの記述統計量(1997年)

	平均	標準誤差	標準偏差	分散	最小	最大	合計	標本数	
2007年	住宅面積	100.7286	0.473825	37.61469	1414.865	30.03	979.03	634791.4	6302
	申込人年齢	37.851	0.111752	8.871413	78.70197	19	85	238537	6302
	年収	6414746	64803.41	5144428	2.65E+13	822169	2.32E+08	4.04E+10	6302
	入居予定者数	2.997778	0.016341	1.297267	1.682903	1	9	18892	6302
	新築ダミー	0.910029	0.003605	0.286164	0.08189	0	1	5735	6302
	世帯主年齢(24歳以下)	0.008886	0.001182	0.093854	0.008809	0	1	56	6302
	世帯主年齢(25-29歳)	0.121231	0.004112	0.326422	0.106551	0	1	764	6302
	世帯主年齢(30-34歳)	0.291971	0.005728	0.454705	0.206757	0	1	1840	6302
	世帯主年齢(35-39歳)	0.262139	0.00554	0.439833	0.193453	0	1	1652	6302
	世帯主年齢(40-44歳)	0.139956	0.004371	0.346968	0.120387	0	1	882	6302
	世帯主年齢(45-49歳)	0.062361	0.003046	0.24183	0.058482	0	1	393	6302
	世帯主年齢(50-54歳)	0.044748	0.002605	0.206766	0.042752	0	1	282	6302
	世帯主年齢(55-59歳)	0.036179	0.002352	0.18675	0.034876	0	1	228	6302
	世帯主年齢(60-64歳)	0.019518	0.001743	0.138346	0.01914	0	1	123	6302
	世帯主年齢(65歳以上)	0.013012	0.001428	0.113333	0.012844	0	1	82	6302
1997年	住宅面積	117.8506	0.560899	42.66521	1820.32	50.02	279.89	681883.4	5786
	申込人年齢	40.09212	0.125243	9.526671	90.75746	20	85	231973	5786
	年収	6315515	40199.56	3057810	9.35E+12	0	62404475	3.65E+10	5786
	入居予定者数	3.661424	0.018939	1.440597	2.075321	1	10	21185	5786
	新築ダミー	1	0	0	0	1	1	5786	5786
	世帯主年齢(24歳以下)	0.020567	0.001866	0.141941	0.020147	0	1	119	5786
	世帯主年齢(25-29歳)	0.118735	0.004253	0.323504	0.104655	0	1	687	5786
	世帯主年齢(30-34歳)	0.190805	0.005166	0.39297	0.154425	0	1	1104	5786
	世帯主年齢(35-39歳)	0.184411	0.005099	0.387852	0.150429	0	1	1067	5786
	世帯主年齢(40-44歳)	0.155548	0.004765	0.362457	0.131375	0	1	900	5786
	世帯主年齢(45-49歳)	0.151746	0.004717	0.358805	0.128741	0	1	878	5786
	世帯主年齢(50-54歳)	0.095748	0.003869	0.294271	0.086596	0	1	554	5786
	世帯主年齢(55-59歳)	0.061873	0.003168	0.240946	0.058055	0	1	358	5786
	世帯主年齢(60-64歳)	0.014691	0.001582	0.120322	0.014477	0	1	85	5786
	世帯主年齢(65歳以上)	0.005876	0.001005	0.076438	0.005843	0	1	34	5786

図2 日本の MW 係数



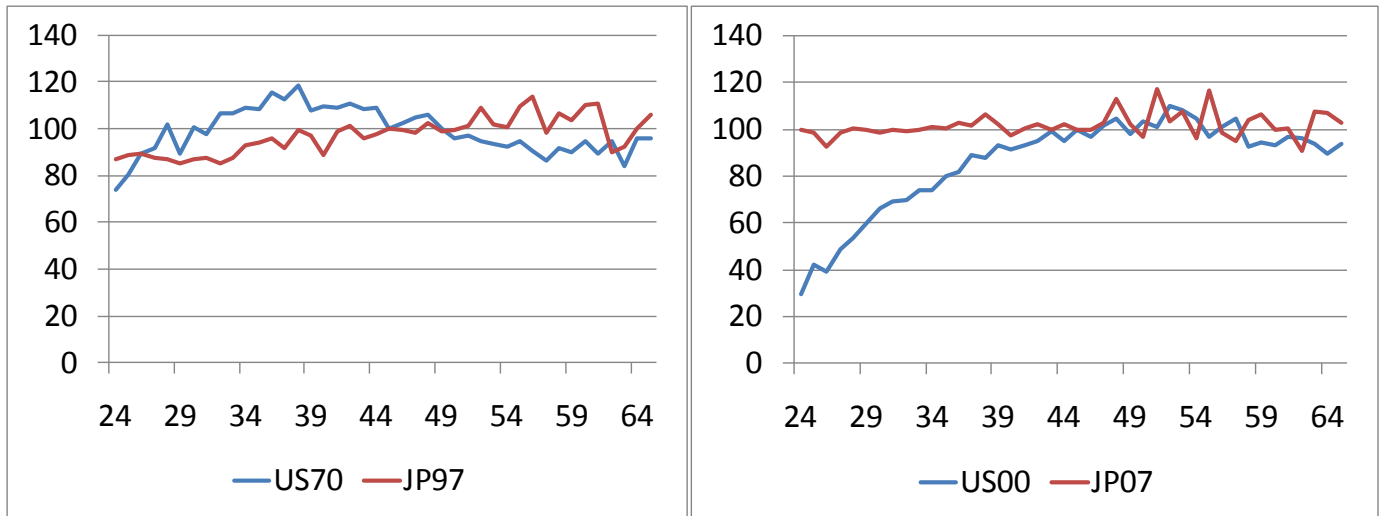
資料)1970年は Mankiw and Weil(1989)より,2000年は筆者推計

10年前と比較すると、日本の世代の住宅需要を示す MW 係数がフラット化している傾向が見て取れる。97年時点では年齢の上昇とともに、住宅需要(この推計では住宅面積)が高まる傾向があったが、近年は年齢に関係なく一定の需要となっている。また、10年前と比べて、需要そのものが減少していることもうかがえる。

(3) 日米の MW 係数の比較

次に、ここで推計した MW 係数の日米比較を行う。ただし、米国のデータがすべての家計からのサンプリングをしているのに対して、日本のデータは住宅金融支援機構(旧住宅金融公庫)から住宅ローンを借りた人からのサンプリングであるため、母集団に大きな違いがある。こうしたサンプル・セレクション・バイアスに対しては、次節以降の実証分析の際に対応するが、ここでは単純に45歳を100で基準化し、各年代の動向を比較した。図5-3は基準化した MW 係数の日米比較である。

図 3 MW 係数の日米比較(45 歳=100)



資料)US70は Mankiw and Weil(1989)より,他は筆者推計

図 3 左図は川崎(1999)と同様の年次で比較をしたもので、右図は直近のデータに基づき、推計したものである。川崎(1999)では左図に基づき、年齢の上昇とともに住宅需要が増える要因として、年功序列賃金体系の中で、所得水準と比例している可能性について示唆されたと指摘している。ところが直近の推計では、日本の方がフラット化しているのに対して、米国では住宅価格の高騰により、若年層の需要が低下したことにより、若年層の日米間のかい離が大きくなっている。

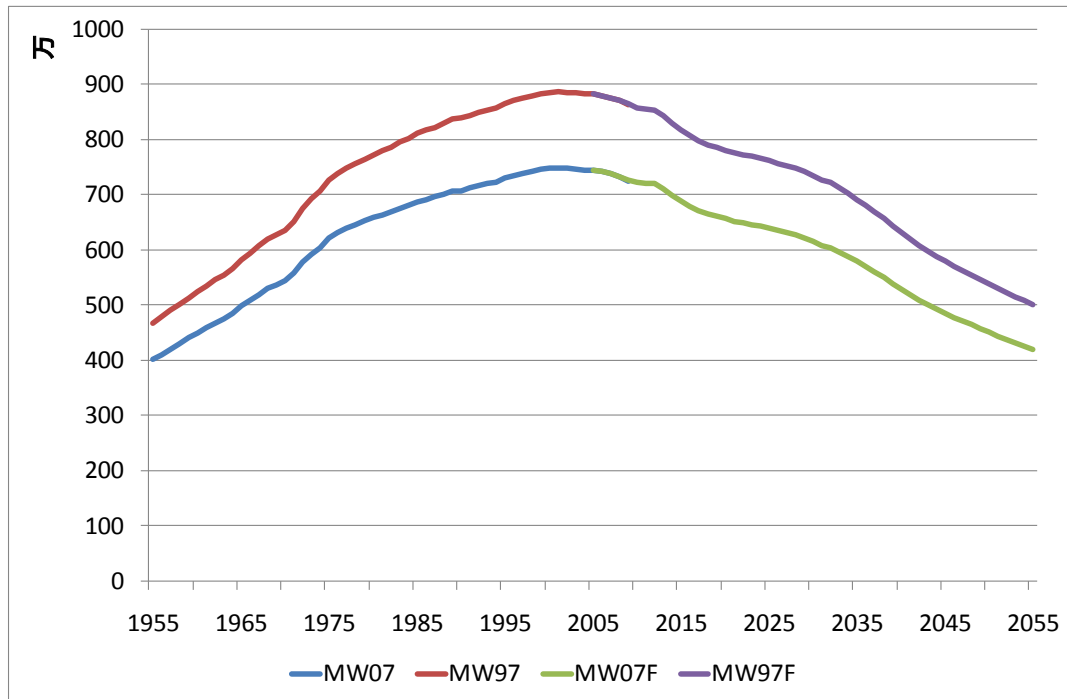
(4) MW 住宅需要指数の推移

MW 係数と年齢別人口を使って(4)式に従い計算したものを MW 住宅需要指数と呼ぶことにした。ここでは、この MW 住宅需要指数を計算し、その推移を追うことにする。

まず、人口データについては、2009 年までは総務省統計局の「推計人口」より年齢別人口、2005 年から 2055 年までは国立社会保障人口問題研究所「日本の将来推計人口(平成 18 年 12 月推計)」より出生率中位、死亡率中位の年齢別人口(単位：千人)を利用した。なお、日本の MW 係数はデータの特性と制約により、24 歳から 65 歳までしか係数を得られていない関係で、23 歳以下と 66 歳以上については指数計測では対象としない。

これらのデータを使い、(4)式に従い計算した MW 住宅需要指数の推移を示したものが図 4 である。

図 4 MW 住宅需要指数の推移



資料) 筆者推計

川崎(1999)では、2000年がピークと予測していたが、今回の推計で、2001年がピークであることが確認された。川崎(1999)では、2000年以降のデータは将来推計人口であったことなどによりピークが少しずれた可能性があるが、本質的には大きな違いはない。

4.住宅購入確率を考慮した MW 住宅需要指数の推計

この節では、持家・借家選択モデルを応用した住宅購入確率を推計し、住宅購入確率を考慮した MW 住宅需要指数を導出する。

川崎(1999)でも、同様だが、住宅金融支援機構データもとに住宅市場の分析をしているが、サンプル・セレクション・バイアスが生じている可能性が高い。この節では、持家・借家選択モデルを応用し、住宅購入確率を考慮することによって、サンプル・セレクション・バイアスに対応したい。

(1) 持家・借家選択分析

ある家計が持家を選択した場合を $Y = 1$ 、借家を選択した場合を $Y = 0$ とする。また説明変数 x として世帯主の年齢を考える。プロビットモデルでは以下のように定式化することで、家を持つ確率を推定することができる。

$$\text{Prob}(Y = 1) = \int_{-\infty}^{x\beta} \phi(t) dt = \Phi(\beta'x) \quad (7)$$

ただし、 $\phi(\cdot)$ は標準正規分布の密度関数、 $\Phi(\cdot)$ は標準正規分布の累積密度関数である。確率モデルの推計式は一般に累積密度関数 $F(\beta'x)$ に対して、以下のように定義される。

$$E[y|x] = 0[1 - F(\beta'x)] + 1[F(\beta'x)] = F(\beta'x) \quad (8)$$

これはどのような分布に対しても適用でき、一般に周辺効果(marginal effect)は以下のよう
に計算される。

$$\frac{\partial E[y|x]}{\partial x} = \left\{ \frac{dF(\beta'x)}{d(\beta'x)} \right\} \beta = f(\beta'x)\beta \quad (9)$$

$F(\cdot)$ が累積正規分布のとき、つまり、プロビットモデルのとき、周辺効果は以下のよう
なる。

$$\frac{\partial E[y|x]}{\partial x} = \phi(\beta'x)\beta \quad (10)$$

本稿で使用されるモデルからこのことを解釈すると、周辺効果は 1 単位の年齢変化に対す
る住宅を保有することになる確率の変化量を表す。つまり、この借家から持ち家にシフト
する行動を住宅の購入と捉えると、この周辺効果は i 歳の人の住宅購入確率という解釈を与
えることができる。

上記のことを考慮して、プロビットモデルを推定する。本稿ではデータとして「平成 20
年 住宅・土地統計調査」(総務省)を使用した。住宅・土地統計調査の年齢階層別(5 歳階級)・
年収階層別(13 階層)・住宅保有関係別の普通世帯数データを用いた。このデータは集計デ
ータであるため、以下のような操作を行い、疑似的なマイクロデータを作成した。ここで
は全体のウェイトを変えないために、各年齢階層、各年収階層の持家・借家の世帯数の 100
世帯を 1 として、世帯数に応じてサンプルを作成し、それぞれの年齢、年収を入力するこ
とでデータセットを作成した。年齢・年収階層に関しては範囲があるため、それぞれの範
囲の最小値を割り当てた。なお、24 歳未満の階層に関しては、便宜的に 20 歳とした。

$$\text{Prob}[Y=\text{持ち家}] = \Phi(-2.636 + 0.048(\text{年齢}) + 0.002(\text{所得})) \\ (-277.49) \quad (298.79) \quad (196.37)$$

$$\text{chi sq}(2) = 136035.45, \text{Log Likelihood} = -231301.83 \\ \text{Pseudo R}^2 = 0.227$$

ただし、係数下の()は z 値を表す。この推定値から周辺効果を求めることで住宅購入の確率

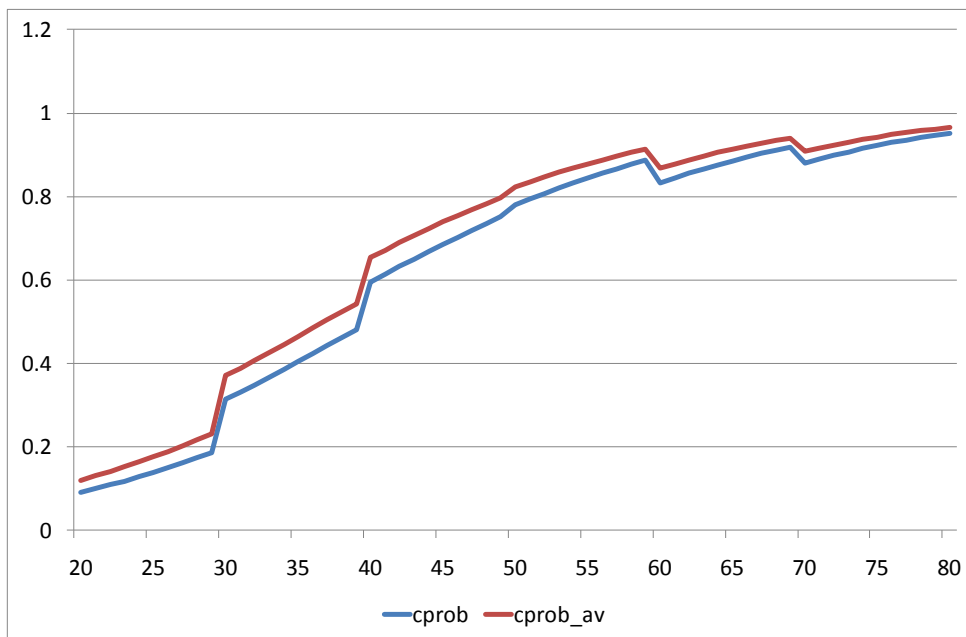
を特定した。こうして求められた確率に各世代の人口にかけることで、住宅を購入する可能性の高い人数を把握することができる。

(2) 住宅購入確率の導出

前項で推計したパラメータを利用し、住宅購入確率を導出する。前項のプロビット推計で得られたパラメータをもとに、(7)式に従い累積密度関数を導出する。年齢については1歳毎に外生的に与える。各年代の所得水準については、「国民生活基礎調査」(厚生労働省)の平成20(2008)年にある「世帯主の年齢階級別にみた1世帯当たり平均所得金額」を利用することとした。この統計の年齢階級が10歳刻みとなっているため、各年齢の所得水準はその年代の平均所得を外生的に与えることとした。

こうして導出した累積密度関数は図5の「cprob_av」である。また、各世代の平均所得が100万円下落した場合の累積密度関数は「cprob」である。相対的に、30歳代で大きな影響が及ぶことが見て取れる。

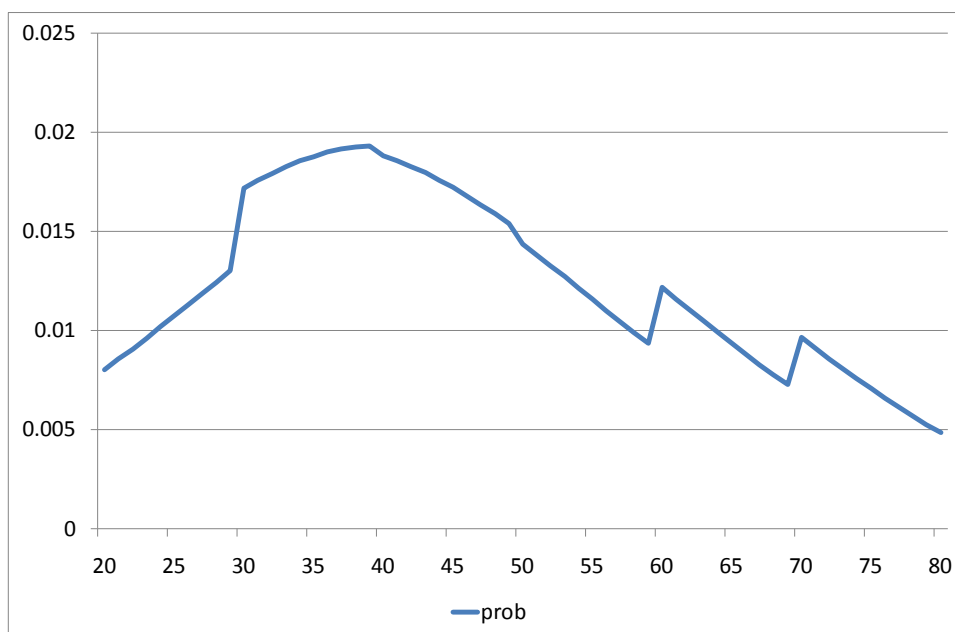
図5 年齢別持家確率の予測値(縦軸：確率、横軸：年齢(単位：歳))



資料) 筆者推計

この累積密度関数から(10)式に従い、周辺効果を推計したものが図5-6である。この分布を住宅購入確率と定義する。

図6 年齢別住宅購入確率(縦軸：確率、横軸：年齢(単位：歳))



資料) 筆者推計

このモデルでの住宅購入確率のピークは39歳周辺ということになる。分布がスムーズにならない要因は、年齢別平均所得が10歳刻みであるためである。

(3) 住宅購入確率を考慮した MW 住宅需要指数

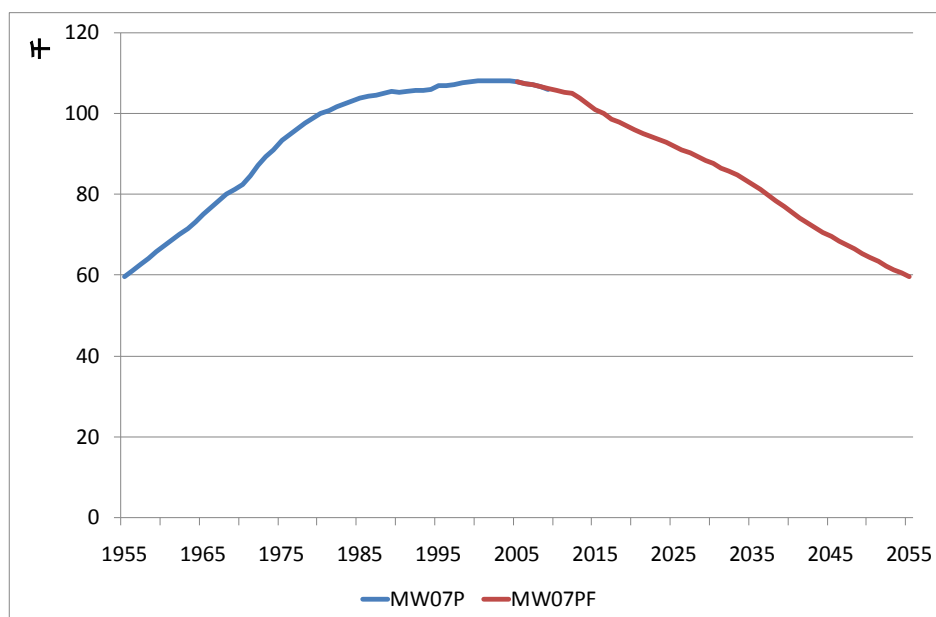
次に、ここで導出した年齢別住宅購入確率を利用し、MW 住宅需要指数を導出する。(4)式右辺と(10)式の積により MW 住宅需要指数を導出する。

$$D_i = \sum_i \alpha_i * \Pr(Y=1) * N_{it} \quad (11)$$

各年代に固有の住宅需要⁵があり、これとその世代の人口の積をとることによって、潜在的な総需要を推計したのがMankiw and Weil(1989)であるが、日本の場合、住宅のような耐久消費財は一度購入をすると、比較的中長期で保有される傾向があるため、一度、住宅を購入した人は住宅購入の市場から離れてしまう可能性が高いため、これを考慮した指標が必要だと考えた。この(11)式に基づき推計したMW住宅需要指数は図7の通りである。なお、ここでは、2007年のマイクロデータで推計した α_i を利用した。

⁵ たとえば、家族構成の変化や生活のゆとりなど。

図7 住宅購入確率を考慮した MW 住宅需要指数の推移

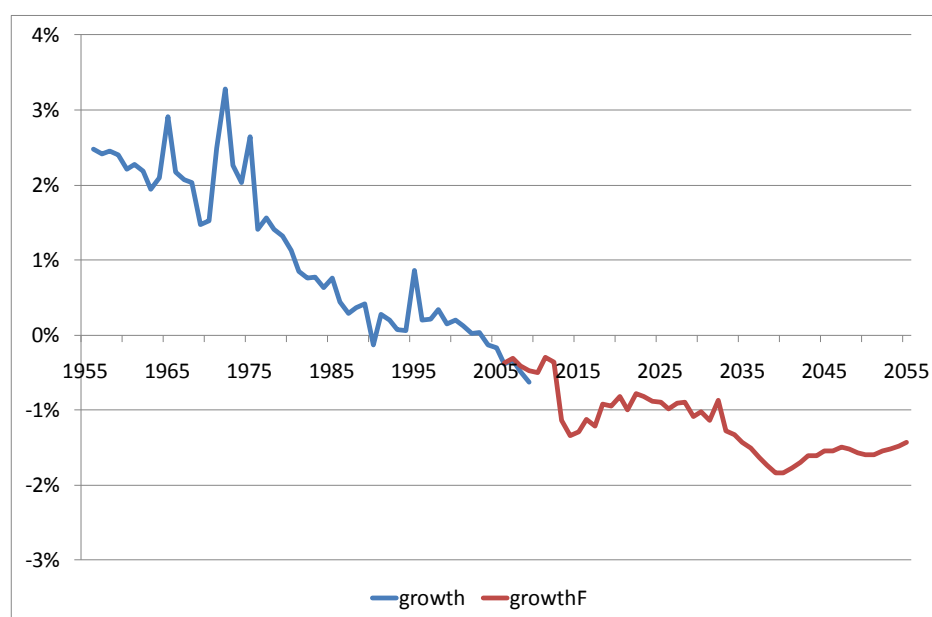


資料) 筆者推計

この住宅購入確率を考慮すると、2003年が住宅需要のピークということになる。住宅購入確率を考慮しない場合と比べ、2年ずれる形となっている。

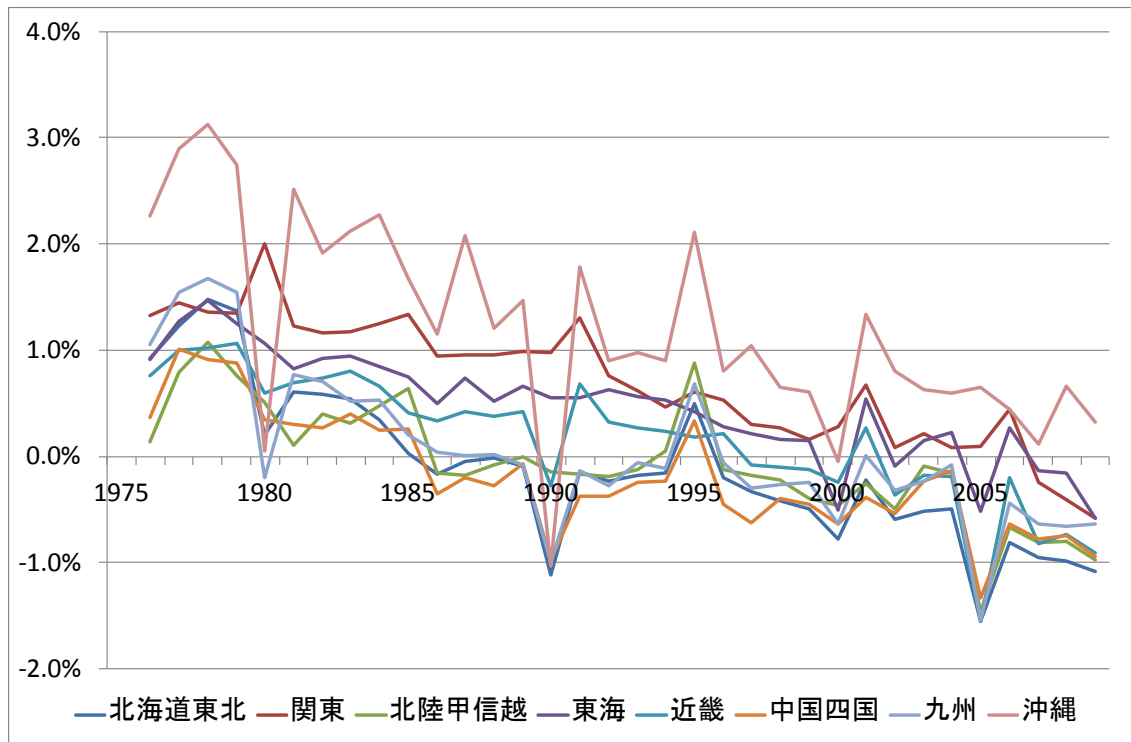
この MW 住宅需要指数の変化率をとったものが、図8である。

図8 MW 住宅需要指数の変化率の推移



資料) 筆者推計

図9 都道府県別 MW 住宅指数の増加率の推移



資料) 筆者推計

全国的に減少傾向を示してきたことがうかがえ、地方部では、1980年代後半から、近畿地方では1990年代後半、関東地方、東海地方でも2000年代後半以降、指数が前年比マイナスの状態に推移することが多くなってきている。一方、沖縄地方に関しては、指数の減少傾向を示してはいるものの、水準として、前年比プラスの状態を保っている。

こうした傾向から、従来は住宅需要の減少は地方の問題と捉えがちであったが、1990年代後半から大都市圏においても、人口構成の変化に起因する住宅需要の減少がはじまりだしたと考えてよいだろう。

(2) 人口構成の変化の市場調整メカニズム

次に、人口構成の変化を示すMW住宅需要指数を使って、市場調整メカニズムの分析を行う。ここでは(5)式、(6)式に基づき、川崎(1999)で行った分析を実施する。市場メカニズムが機能していれば、人口構成等の変化により需要が変化した場合、価格と量の調整が働く。住宅の場合、ストック調整が短期間で行われることは考えにくいので、短期的には価格調整メカニズムが強く働くと考えられる。川崎(1999)の主要な結論の一つは、人口構成の変化による住宅需要の変化は住宅ストック⁶ではなく、住宅価格に強く影響を及ぼしていること

⁶ 厳密に言うと、使用しているデータがデータの制約から、「県民経済計算年報」(内閣府)の民間住宅固定資本形成と公的住宅固定資本形成の和なので、住宅投資といった方が正確である。

であった。つまり、人口構成の変化に伴う住宅需要の変化が住宅価格を通じて調整されていると結論付けたのである。川崎(1999)と同様の分析を本稿でも試みる。

まず、(5)式の住宅ストックの代理変数として、「県民経済計算年報」(内閣府)の民間住宅固定資本形成と公的住宅固定資本形成の実質値を使用した。これは川崎(1999)と同様である。なお、「県民経済計算」は2000年以降はこれまでの68SNAから93SNAに基準改訂を行っており、厳密な連続性が保たれていない。また、実質化についても、平成7年基準から平成12年基準に移行したため、こちらも連続性がない。そこで本稿では、①68SNA基準の系列(1975年~1999年)、②93SNAの平成7年基準の系列(1990年~2003年)、③93SNAの平成12年基準の系列(1996年~2009年)の3系列を以下の方法で変換することとした。

まず、①~③に重複期間が存在するので、この重複期間の47都道府県データをプールし、新しい基準の系列を被説明変数、古い基準の系列を説明変数とし、定数項なしのOLS推計を行う。ここで得られて係数を使って古い基準の系列を代入し、新しい基準の系列の予測値を形成していく。この方法で、1975年から2009年までの系列を作成した。なお、以下で使用するSNAデータはすべてこの方法でデータ変換を行った。

また、(6)式の住宅価格の代理変数として、「県民経済計算年報」(内閣府)より住宅固定資本形成デフレーターを作成した。具体的には、民間住宅固定資本形成と公的住宅固定資本形成の名目値と実質値を合計し、その比率(名目値/実質値×100)をとった。なお、③の系列に関しては、実質化の方法として、連鎖方式のものと固定基準年方式のものがあるが、過去との整合性と加法整合性があるので、本稿では固定基準年方式のものを採用している。また、一部都道府県において、1970年代に実質値を計算していない時期があったため、この期間の系列は空白として扱うこととした。したがって、パネル分析においても都道府県ごとに標本期間が異なるアンバランス・パネルデータとなっている。

こうして(5)式、(6)式の被説明変数を構築し、パネル分析を行った。なお、本稿では川崎(1999)と同様に固定効果モデルを採用した。説明変数については、(5)式、(6)式とも共通であり、タイムトレンド、都道府県別MW住宅需要指標(対数値)、実質県内総支出(対数値)を使用した。Cost of fundは金利等が各地域共通であることから、川崎(1999)と同様、分析においては外している。推計結果は表3のとおりである。

表 3 推計結果

	住宅ストック		住宅価格	
	係数	t値	係数	t値
トレンド	-0.006956	-7.84	0.0145689	34.45
MW住宅需要	1.342337	45.5	0.3751349	9.45
県民総支出	-0.208531	-34.74	0.1742039	60.88
定数項	10.49769	5.81	-36.7063	-37.87
rsq	0.9293		0.0836	
chi-sq	6517.81		25901.52	

推計の結果、MW 住宅需要指標に関しては住宅ストック、住宅価格ともに有意な係数が得られた。これは人口構成の変化に伴う住宅需要の変化が住宅ストック及び住宅価格の双方に影響を与え、調整されることを示唆している。

6.むすび

最後に、本稿で得られた結論を整理するとともに、今後の課題を整理し、結びにかえることとする。

本稿では世代による住宅需要の違いに着目した Mankiw and Weil(1989)の枠組みを利用しながら、日本版の MW 住宅需要指数を作成し、分析を試みた川崎(1999)を拡張した。Mankiw and Weil(1989)及び川崎(1999)で利用されたデータを更新し、当時と比較しながら、この間の変化をとらえながら、今後の住宅市場の動向を予測しよう。

まず、日米のマイクロデータから年齢別の平均的な住宅需要量を表す MW 係数をそれぞれ推計した。その結果、アメリカの住宅市場はこの 30 年間で資産バブルの側面もあるが、世代需要の水準が上昇し、係数が年齢の高い方にシフトし、需要のピークも 30 歳代中盤から 40 歳代後半にシフトしたことが明らかとなった。一方、日本の係数は水準としては、全体的に低下し、年齢層による係数の違いが低下し、フラット化する傾向が見て取れた。

また、この係数を指数化し、日米で比較したところ、以前は日本の方がアメリカに比べて年齢に依存して係数が変化する傾向を示していたのに対して、直近のデータでは、日本の方がフラット化し、アメリカの若年層の係数が低下したことが明らかになった。これは、アメリカの資産バブルにより、住宅価格が高騰したことにより、若年層での住宅購入が困難になったことが起因しているものと考えられる。

この MW 係数と各年齢の人口を使って、人口構成の変化を取り入れた MW 住宅需要指数を計測したところ、住宅需要のピークが 2001 年であったことが示された。

ここで、日本の住宅需要指数に関しては、住宅金融支援機構(旧住宅金融公庫)のデータを利用した関係で、サンプル・セレクション・バイアスの問題が生じている。このため持家・借家選択モデルを応用し、住宅購入確率を導出し、この確率を用いて調整した日本版 MW 住宅需要指数を推計した。その結果、住宅需要のピークは 2003 年となり、今後は 2013 年から 2017 年にかけて住宅需要が大きく落ち込むことが予測された。また、この MW 住宅需要指数は持家系の住宅着工と一定の相関を持っていることから考えると、この間の住宅市場が冷え込むことが予測される。さらに、この住宅購入確率は、所得水準が低くなると低下していくことになるので、若年層の非正規化で稼働能力が低下すると、一層住宅市場を冷やすことになってしまう。

こうした人口構成や稼働能力の変化は住宅市場に影響を及ぼし、その変化が市場を通じてどのように調整されるかは重要である。昨今の我が国の傾向としては、少子高齢化が進展することにより、住宅購入世代の人口は減少していくことが予測されている。また、若年雇用が非正規化していくことで、この住宅購入世代の購入能力を押し下げている可能性が高い。こうしたネガティブな傾向が住宅市場においては、住宅価格と住宅ストックの双方に影響を及ぼすことが明らかとなった。先行研究においては、住宅価格、住宅ストックのいずれか一方に強い影響を及ぼすという傾向が示されてきたが、本稿の分析においては双方に影響を及ぼすことが明らかにされた。

以上の点から、政策的インプリケーションを考えてみよう。まず、今回推計した住宅購入確率の特徴は累積確率密度関数の周辺効果を計測し、導出している点である。これは住宅を耐久消費財と捉え、一度保有すると、当面その財を保有し続ける点に着目したものである。つまり、経済対策として、しばしばなされる住宅購入を促進する政策(住宅ローン税制など)は将来消費を先取りする効果があり、住宅ストックが整備された今日においては、長期的に調整されることを示唆している。したがって、持続的な経済対策としての意義は薄れており、従来とは異なる発想の政策が求められているものと考えられる。具体的には、1 世帯 1 軒という発想を転換させ、多地域居住(マルチ・ハビテーション)やセカンドハウスの需要を掘り起こす政策が有効だと思われる。住宅価格が低下していく中で、耐震性や耐久性の高い高付加価値住宅の普及等の資産価値の劣化を抑制する方向に政策的力点を移していく必要があるものと考えられる。

最後に今後の課題として 2 点挙げ、むすぶこととする。第一に、所得変化に対する影響の分析を深める必要がある。特に、若年層の雇用の不安定化に伴い、所得格差が拡大していることによる影響を分析する必要性が高いものと認識している。第二に、住宅金融市場の変化についても考慮する必要性を認識している。特に、住宅金融公庫の独立行政法人化による借入層の変化を整理する必要性がある。

参考文献

- Mankiw N.G. and Weil D.N. (1989), “ The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market ” *Regional Science and Urban Economics* **19**, 235-258.
- Ohtake F and Shintani M. (1996), “The Effect of demographics on the Japanese Housing Market” *Regional Science and Urban Economics* **26**, 189-201.
- 大竹文雄・新谷元嗣(1996), 「人口構成の変化と住宅市場」 *住宅土地経済* **19**, 32-39.
- 川崎一泰(1999), 「人口構成の変化が住宅市場に与える影響」 *計画行政* **22-3**, 52-59 .