

高齢者世帯・非高齢者世帯別のマクロ消費関数の推計

増淵勝彦

I はじめに

わが国の社会保障給付費は、国民皆保険・皆年金の導入（1961年）、いわゆる「福祉元年」（1973年）の大幅な給付水準の引き上げ等を経て、人口構造の急速な高齢化の中、これまで着実かつ急速に拡大してきた。社会保障給付費の国民所得に対する比率を見ると、1961年度の4.9%から、1997年度には17.8%という水準に達している。経済と社会保障制度との相互依存関係は今や自明であり、経済を社会保障制度の外的与件とみなすことはできなくなった。こうした中で社会保障改革の論議を進めていくためには、個別制度の改革の是非を論じるだけでなく、社会保障制度が全体として経済・社会にどのような効果を与えているのかを検証することが必要である。国立社会保障・人口問題研究所ではこのために、年金、医療、介護などの主要な社会保障制度を明示的に組み込んだ総合的なマクロ経済モデル（社会保障マクロ経済モデル）を構築し、社会保障の効果を総合的に評価する手段と方法を確立する研究事業を行ってきた。研究期間は平成10年度から12年度までの3年間で、最終年度にあたる今年度（平成12年度）は、主要な政策シミュレーションを実施することが可能で、かつ今後の改良・拡充のベースとなり得るようなマクロ経済モデルを完成させることが目標となっている。研究は「マクロ経済効果研究班」「年金・雇用班」および「医療・介護班」の3班に分かれて実施されているが、モデルの構築は主としてマクロ経済効果研究班が担当し、後者

2班の研究成果はそれに随時反映させていくという方法が採られている。

本稿は、マクロ経済効果研究班における一つの試みとして、年金モデルに対応し、マクロ経済モデルの消費関数を世帯主の年齢階層別に分けて推計した結果をまとめたものである。

II 可処分所得と消費支出の高齢者世帯・非高齢者世帯への分割

社会保障マクロ経済モデルにおいては、公的年金の負担・給付を年齢階層別に算出する年金モデルとリンクさせる必要上、一国全体の世帯の経済活動を世帯主の年齢階層別に、又は少なくとも高齢者世帯と非高齢者世帯とに分けて記述することが望ましい。特に、GDPの6割強を占める個人消費においてその必要性が高いと思われる。

そこで、この節では、高齢者世帯・非高齢者世帯別の消費関数の推計に用いるデータを作成することを目的として、「国民経済計算年報(SNA)」（経済企画庁経済研究所）の「民間最終消費支出」と「家計可処分所得」を、世帯主が60歳以上の「高齢者世帯」と、60歳未満の「非高齢者世帯」とに分割することを試みた¹⁾。SNAの消費統計は主として「家計調査」（総務庁統計局）に基づいて推計されているため、ここでも同調査から得られる情報を主として用いることとする。

1 高齢者世帯の1世帯1ヵ月当たり所得・消費支出データの作成

まず、家計調査の「高齢勤労者世帯」および「高齢無職世帯」について、1世帯1ヵ月当たりの「可処分所得」(1), (4))と「消費支出」(2), (5))を、それぞれが全世帯に占める「構成比」(3), (6))をウェイトとして加重平均した $((1) \times (3) / (9) + (4) \times (6) / (9) = (7))$, $(2) \times (3) / (9) + (5) \times (6) / (9) = (8))$ ²⁾。これにより、平均的な高齢者世帯の1世帯1ヵ月当たりの「可処分所得」(7)と「消費支出」(8)が得られる。

2 高齢者世帯数の推計

「高齢者世帯数」の推計に当たっては、まず「総世帯数」を推計した。すなわち国勢調査より1985年、90年および95年の「総世帯数」を求め、その間の年を線形補完により推計したのが(23)である(96年以降は当研究所による「世帯推計」による)。次に、この「総世帯数」に家計調査による高齢者世帯の構成比(「真の構成比」(10))を乗じ、「高齢者世帯数」を推計した $((23) \times (10) / 100 = (11))$ 。この構成比は「高齢勤労者世帯」と「高齢無職世帯」の構成比の合計(9)より大きい。この差は、農家・自営業者の高齢者を世帯主とする世帯に対応する。

3 高齢者世帯の年間総額の所得・消費支出データの作成

1で作成された平均的な「高齢者世帯」の1世帯1ヵ月当たりの「可処分所得」(7)と「消費支出」(8)を、農家・自営業者を含めた「高齢者世帯」の平均値とみなし、これに2で推計された「高齢者世帯数」を乗じ、更に年率化(12倍)した。これにより、家計調査ベース高齢者世帯の「可処分所得」(12)と「消費支出」(13)の年間総額が算出される³⁾。

4 高齢者世帯のデータのSNAベースへの変換(帰属計算による補正)

3で作成された家計調査ベースの高齢者世帯の数値は、SNAのそれと比較すると、帰属計算さ

れた部分を含まない。そこでここでは、主要な帰属計算項目として「持ち家の営業余剰」「持ち家の帰属家賃」および「老人保健医療」を取りあげて補正することにより、家計調査ベースの数値をSNAベースのそれに近似的に変換することを試みた。

すなわち、可処分所得については、家計調査ベースの数値に「持ち家の営業余剰」の高齢者世帯分および「老人保健医療」(社会保障の現物給付)を加算し、SNAベース(帰属計算後)の高齢者世帯の「可処分所得」 $((12) + (14) \times (10) / 100 + (16) = (17))$ とした。消費支出については、家計調査ベースの数値に「持ち家の帰属家賃」の高齢者世帯分および「老人保健医療」(所得側と同額)を加算し、SNAベースの高齢者世帯の「消費支出」 $((13) + (15) \times (10) / 100 + (16) = (18))$ とした。「持ち家の営業余剰」は、持ち家を仮に賃貸した時に期待される収益すなわち帰属家賃から、営業コストとしての維持・修繕費などを差し引いたものであり、この意味で帰属家賃より必ず小さくなる。

5 非高齢者世帯の年間総額の所得・消費支出データの作成

非高齢者世帯の数値は、全体の数値から高齢者世帯のそれを控除したものである。すなわち、4で作成された高齢者世帯の「可処分所得」と「消費支出」を、それぞれSNAの「家計可処分所得」と「民間最終消費支出」から差し引くことにより、非高齢者世帯の「可処分所得」 $((21) - (17) = (19))$ と「消費支出」 $((22) - (18) = (20))$ を算出した。

6 高齢者世帯・非高齢者世帯の四半期の所得・消費支出データの作成

4および5で作成された高齢者世帯・非高齢者世帯の年間総額の「可処分所得」と「消費支出」は、各々について年ごとの高齢者・非高齢者世帯の分割比率を与える。この比率を用いてSNAの四半期の「民間最終消費支出」「家計可処分所得」を分割することにより、高齢者・非高齢者世帯の

表1 高齢者・非高齢者世帯の可処分所得と消費支出

営業余剰 (14)	持ち家の 帰属家賃 (10 億円)		老人保健医療 (10 億円)		高齢者世帯 (年間: 10 億円)		非高齢者世帯 (年間: 10 億円)		国民経済計算 (10 億円)		高齢者世帯 (年間: 10 億円)			
	可処分所得 (1)	消費支出 (2)	構成比 (3)	可処分所得 (4)	消費支出 (5)	構成比 (6)	可処分所得 (7)	消費支出 (8)	構成比 (9)	真の構成比 (10)	可処分所得 (11)	消費支出 (12)	消費支出 (13)	
1980	249,227	207,772	4.9											
81	253,648	208,959	5.4											
82	264,800	234,484	5.4											
83	256,331	233,587	4.6											
84	277,822	252,790	5.0											
85	302,388	257,566	5.9											
86	324,889	265,391	6.4	146,703	189,995	8.1	225,351	223,273	14.5	19.0	7,318.4	19,791	19,608	
87	341,152	282,749	5.9	166,560	208,885	8.9	236,161	238,331	14.8	19.6	7,655.0	21,694	21,893	
88	356,971	282,133	6.2	177,439	212,877	9.4	248,791	240,402	15.6	20.2	7,998.0	23,878	23,073	
89	348,400	290,437	4.5	185,322	220,221	9.9	236,284	242,164	14.4	20.9	8,387.6	23,782	24,374	
90	368,173	298,131	4.9	202,754	228,337	11.4	252,481	249,318	16.3	23.5	9,557.5	28,957	28,594	
91	402,774	318,358	5.2	205,169	250,287	10.9	268,992	272,273	16.1	24.2	9,998.5	32,274	32,668	
92	405,106	321,118	5.2	221,529	242,483	11.8	277,682	266,536	17.0	25.0	10,490.5	34,956	33,553	
93	409,013	316,410	5.7	217,291	241,559	12.2	278,342	265,394	17.9	25.5	10,865.0	36,290	34,602	
94	409,313	325,217	5.7	218,932	247,793	12.2	279,556	272,448	17.9	25.2	10,900.0	36,566	35,636	
95	414,606	320,784	6.0	224,523	250,420	13.8	282,124	271,742	19.8	27.8	12,204.2	41,317	39,797	
96	406,824	318,267	6.8	230,493	255,370	15.3	284,749	274,723	22.1	29.9	13,280.4	45,379	43,781	
97	419,298	325,228	6.7	232,185	255,217	15.8	287,903	276,065	22.5	30.1	13,550.3	46,745	44,823	
13,996		24,211			4,364	26,814	28,572	203,125	168,140	229,939	196,712	37,980	85	
15,274		25,935			4,670	29,357	31,646	206,567	174,310	235,924	205,956	38,518	86	
16,384		27,581			4,989	32,177	33,633	214,983	184,206	247,160	217,840	39,056	87	
17,679		29,551			5,380	32,858	35,931	231,083	196,960	263,941	232,890	39,594	88	
19,012		31,700			5,741	39,166	41,784	240,967	207,504	280,133	249,289	40,132	89	
20,511		35,270			6,206	43,443	47,409	254,070	214,482	280,513	261,891	40,670	90	
22,557		38,001			6,678	47,273	49,731	261,983	222,563	309,257	272,294	41,316	91	
24,639		40,585			7,149	49,722	52,101	267,299	226,603	317,022	278,703	41,962	92	
25,621		43,221			7,790	50,812	54,318	274,843	231,836	325,656	286,154	42,608	93	
26,643		45,716			8,464	57,188	60,970	274,780	249,554	331,968	290,524	43,254	94	
28,681		47,974			9,227	63,181	67,352	277,438	231,988	340,619	299,341	43,900	95	
29,860		50,273			9,651	65,384	69,606	280,139	236,831	345,523	306,438	44,416	96	
													44,951	97

注) 傾斜体は線形補完による推計値。

四半期ベースの「民間最終消費支出」および「家計可処分所得」を作成した⁴⁾。

Ⅲ 高齢者世帯・非高齢者世帯別の消費関数の推計

1 推計方法

以下では、Ⅱで作成されたデータを用いて、社会保障マクロ経済モデルに採用することを目的に高齢者世帯・非高齢者世帯別の消費関数の推計を試みる。

現在では、時系列データで最小自乗推定を行う場合、分析で用いられる時系列データの非正常性の有無についての検討が必須となっている。非正常の時系列データ間で最小自乗法により回帰式を推計すると、元々無相関であるにも関わらず、それが統計的に棄却されてしまう「みせかけの相関」が発生しやすい。そこで、まず2の(1~2)では、その可能性を事前に排除し得る対前年同期の階差モデルを採用した⁵⁾。次に(3~4)では、簡単な非正常性の検定を行った上で、通常の水準による線型モデルの推計を試みた。推計方法は主として最小自乗法であるが、 ρ が記されている式については誤差項に系列相関があることを前提とした最尤法(AR1)を用いた。最終的には、少なくとも、マクロ経済モデル全体の外生変数のうち消費関数に含まれないものを操作変数とする二段階最小自乗法を採用すべきであり、今回の結果はその一次接近である。推計期間は1986年第1四半期から97年第4四半期とした。開始時期は「家計調査」における高齢者世帯の定義変更⁶⁾により、終了時期はSNAデータの利用可能な年により画される。基本モデルは、高齢者世帯・非高齢者世帯ともに以下のように示される。

$$\Delta CP = F(\Delta YD, \Delta NFA, \Delta PLAND)$$

$$(\Delta \text{は前年同期差}) \quad (1)$$

$$CP = F(YD, NFA, PLAND) \quad (2)$$

ここで、CP：実質最終消費支出(SNA)，YD：実質可処分所得(同)，NFA：実質純金融資産(同)，PLAND：全国住宅地地価指数(日本不動産研究所)

2 推計結果

(1) 高齢者世帯・前年同期差関数

(推計式1,2)では、当然ながら、実質消費支出に対しては実質可処分所得が高い有意性でプラスであり、対前年同期でみた限界消費性向は0.79程度となっている。実質純金融資産は符号条件を満たすが、有意性は高くない。また(式2)にあるように、全国住宅地地価指数はまったく有意でない。

(式3)では、(式1)に、95年第1四半期から第4四半期までの1年間のみ1をとるダミー変数を追加している。ダミー変数は有意にプラスであり、これにより実質可処分所得の係数は(式1)と比較して若干小さくなった。この95年のダミー変数は、同年に高齢者世帯の全世帯に占めるシェアが前年の25.2%から27.8%へ2.6ポイントも急上昇し、その結果、可処分所得と消費支出の高齢者世帯・非高齢者世帯への分割比率も、高齢者世帯が上昇する方向に非連続的に変化したことに対処するものである。95年の高齢者世帯シェアの急増は人口の年齢構成からみても理由がみあたらず、おそらく「家計調査」のサンプリングにおけるバイアスに起因するものと思われる(より標本数の多い「全国消費実態調査」の94年における同シェアは23.4%)。従って、95年をダミー変数で処理しない場合、高齢者世帯の限界消費性向を過大推計することになると考えられる。(式3)の結果は、この予想どおり、95年の非連続性を除くと限界消費性向が0.1ポイント程度低下することを示している。

ダービン・ワトソン比(D.W.比)をみると、いずれの推計式の誤差項にも5%有意水準で系列相関が存在せず、最小自乗法の適用に問題はない。

また、試みに実質可処分所得に分布ラグを適用してみると、(式4)に示すようにAR1により推計した場合に最も良好な結果が得られた。分布ラグの合計でみた前年同期差の限界消費性向は0.76であり、当期のみの場合とあまり変化はない。しかし分布ラグの適用は、恒常所得仮説などで解釈が可能な水準の関数の場合と異なり、経済的な意味づけが難しい。

表2 高齢者世帯のマクロ消費関数

	推計式 1	2	3	4
関数型	前年同期差・線型	同左	同左	同左
被説明変数	実質最終消費支出	同左	同左	同左
説明変数				
定数項	167.958 (1.723)	168.569 (1.709)	196.682 (2.076)	186.644 (1.262)
実質可処分所得(当期)	0.791 (8.596)	0.789 (8.437)	0.694 (6.946)	0.448 (4.167)
同(1期前)				0.229 (3.649)
同(2期前)				0.0799 (1.205)
分布ラグ合計				0.757
実質純金融資産	0.00527 (2.020)	0.00510 (1.879)	0.00533 (2.125)	0.00288 (0.952)
全国住宅地地価		2.361 (0.258)		
95年ダミー			375.367 (2.087)	371.732 (1.886)
自由度調整済 R ²	0.626	0.617	0.654	0.510
D.W.比	1.742	1.734	1.703	2.034
ρ				0.448

注) () 内は t 値。以下の表も同じ。

(2) 非高齢者世帯・前年同期差関数

(推計式 1~3) にみるとおり、実質可処分所得は有意にプラスであるが、高齢者家計のそれほどの説明力はない。対前年同期のみた限界消費性向も 0.24~0.26 程度と、高齢者世帯と比較してかなり低くなっている。資産効果は、金融資産については認められないが、地価については有意に観察される。地価上昇が消費を刺激した効果、又は地価下落がこれを抑制した効果は、相対的に若年世帯で強かった可能性が示されている。

なお(式 2,3)には 95 年ダミーが追加されている。ダミー変数は有意にマイナスであるが、やはり過大推定されていると思われる限界消費性向には、(式 1)に比較してあまり目立った変化はみられない。

しかし(式 1~3)では、推計式の誤差項に 5% 有意水準で系列相関があるか否か判別できない。そこで(式 4~6)では AR1 による推計を試みた。対前年同期の限界消費性向が 0.17 程度へと更に低下したことが目立つが、その他の点では大きな変化はみられない。

いずれにしても、この型の関数では、高齢者世帯・非高齢者世帯とも推計式全体の説明力が高いものではなく、マクロ経済モデルの主要な関数としては実績追跡力が不足している。

(3) 高齢者世帯・レベル関数

以上の階差による消費関数は全般に実績追跡力が高いとはいえず、マクロ経済モデルに採用すると挿入期間においても大きな予測誤差を生ずる可能性が高い。そこで以下では水準による消費関数の推計を試みる。

この場合に問題となるのは、前述のように、定常性の観点からみて消費支出と可処分所得の間で直接回帰式を推計することが許容されるか否かである。そこで両変数について Dickey-Fuller (DF) 検定を行ってみると、高齢者世帯の実質最終消費支出は 5% 有意水準で非定常であることを棄却できない(非定常であるとの帰無仮説を棄却すると過誤の確率が 20.4%) が、他方で実質可処分所得は定常(同 2.2%)であった。そこで、共和分の関係を見るために両変数を回帰させ、誤差項について Engle-Granger (EG) 検定を行った結

表3 非高齢者世帯のマクロ消費関数

	推計式1	2	3	4	5	6
関数型	前年同期差・線型	同左	同左	同左	同左	同左
被説明変数	実質最終消費支出	同左	同左	同左	同左	同左
説明変数						
定数項	565.361 (3.425)	667.064 (3.995)	673.366 (4.092)	674.340 (3.175)	769.996 (3.871)	761.159 (3.815)
実質可処分所得	0.256 (2.663)	0.245 (2.639)	0.237 (2.637)	0.162 (2.083)	0.169 (2.221)	0.169 (2.224)
実質純金融資産	-0.000874 (-0.296)	0.00126 (0.415)		-0.00412 (-1.202)	-0.00571 (-0.516)	
全国住宅地地価	85.766 (3.364)	71.139 (2.775)	75.646 (3.292)	96.159 (2.694)	82.251 (2.424)	74.679 (2.409)
95年ダミー		-930.907 (-2.011)	-863.704 (-2.012)		-1163.10 (-2.207)	-1079.85 (-2.142)
自由度調整済 R ²	0.338	0.385	0.398	0.187	0.247	0.260
D.W.比	1.341	1.396	1.345	2.075	2.017	2.018
ρ				0.417	0.359	0.365

果、5%有意水準で両者が共和分関係にあることが確認できた(共和分関係にないとの帰無仮説を棄却しても過誤の確率は0.0%)。これらの結果を踏まえれば、両変数に回帰式を適用することは一応許容される。

(推計式1)は、高齢者世帯の実質最終消費支出(季節調整済)を、当期のみの実質可処分所得(同)、実質純金融資産および全国住宅地地価指数で説明したものである。対前期の限界消費性向である実質可処分所得の係数は0.96と1に近く、実質純金融資産の係数はプラスに有意である。全国住宅地地価指数はやはり有意でない。(式1)に95年ダミーを加えた(式2)、(式1)から全国住宅地地価指数を除いた(式3)も、ほぼ同様の結果となっている。

ただし(推計式1~3)のD.W.比は、推計式の誤差項が負の系列相関を持つか否か判定ができない領域にあり、最小自乗法の適用には問題が残る。そこで(式1~3)をAR1で推計してみたのが(式4~6)である。しかし結果をみると、実質可処分所得の係数が1.01程度とやや大きくなり、有意性も高まったものの、全体的に大きな変化はみられない。

(推計式7~9)は、(式1~3)の実質可処分所得について2期前までのラグをとったものである。

有意でない変数を除いた(式9)でみると、実質最終消費支出の限界消費性向は当期のみで0.71、2期前までの分布ラグの合計で1.00という結果となった。誤差項の系列相関はみられない。

(4) 非高齢者世帯・レベル関数

非定常性の検定結果は、結論としては(3)と同様であった。すなわち、非高齢者世帯の実質最終消費支出は、DF検定によれば5%有意水準でやはり非定常(非定常であるとの帰無仮説を棄却すると過誤の確率が67.9%)であるが、他方で実質可処分所得は定常(同0.0%)である。また、共和分の関係をみるためにEG検定を行った結果、高齢者世帯と同様に5%有意水準で両者が共和分関係にあることが確認された(共和分関係にないとの帰無仮説を棄却しても過誤の確率は0.04%)。

(推計式1)をみると、非高齢者世帯の限界消費性向は0.61、全国住宅地地価の係数は有意にプラス、実質純金融資産のそれも有意とはいきれないがプラスである。(式2)では(式1)に95年ダミーを追加してみたが、これは有意でない。(式3)は(式1)から実質純金融資産を除外した結果であり、限界消費性向が(式1)とほぼ同じである一方、全国住宅地地価指数が実質純金融資産の影響分も吸収したことにより説明力を高めている。

表4 高齢者世帯のマクロ消費関数

	推計式 1	2	3	4	5	6	7	8	9
関数型	線型	同左	同左	同左	同左	同左	同左	同左	同左
被説明変数	実質最終消費支出	同左	同左	同左	同左	同左	同左	同左	同左
説明変数									
定数項	1179.57 (0.731)	1242.59 (0.766)	922.657 (1.301)	777.626 (0.688)	824.342 (0.734)	603.977 (1.187)	276.144 (0.188)	326.602 (0.224)	622.818 (0.976)
実質可処分所得(当期)	0.962 (17.646)	0.952 (16.931)	0.962 (17.843)	1.012 (24.835)	1.004 (24.015)	1.012 (24.830)	0.704 (6.718)	0.660 (6.026)	0.706 (6.858)
同(1期前)							0.266 (6.906)	0.275 (7.076)	0.265 (6.992)
同(2期前)							0.0311 (0.450)	0.0546 (0.768)	0.0292 (0.429)
分布ラグ合計							1.001	0.990	1.000
実質純金融資産(期初)	0.0253 (4.119)	0.0259 (4.169)	0.0250 (4.209)	0.0202 (4.433)	0.0206 (4.527)	0.0200 (4.481)	0.0217 (3.918)	0.0222 (4.033)	0.0220 (4.075)
全国住宅地価(期初)	-3.438 (-0.178)	-2.353 (-0.121)		-2.319 (-0.172)	-1.404 (-0.105)		4.534 (0.263)	6.677 (0.388)	
95年ダミー		506.597 (0.807)			387.591 (0.850)			711.014 (1.278)	
自由度調整 R ²	0.990	0.990	0.990	0.995	0.995	0.995	0.992	0.992	0.992
D.W.比	2.405	2.407	2.405	1.828	1.830	1.827	2.175	2.024	1.985
ρ				-0.329	-0.329	-0.329			

しかし(推計式1,2)については、いずれも誤差項の系列相関の有無を判定できない。そこで(式4,5)では、(式1,2)をAR1で推計してみた。(式5)の95年ダミーはやはり有意でないので(式4)をみると、限界消費性向は0.66と(式1)よりやや大きくなり、実質純金融資産は大きく有意性を高めた。これに対して全国住宅地価指数の係数は(式1)より低下したが、有意性はむしろ高まった。結局、非高齢者世帯については、金融資産と地価の両方について高い有意性で資産効果が認められる結果となった。なお、限界消費性向は若干高まったが、高齢者世帯における同型式のそれ(前項(式4)の1.01)と比較すると有意に低い(両係数の差のt値は6.931で1%有意水準でも有意)。

(推計式6)は、(式4)の実質可処分所得について2期前までのラグを適用したものである。分布ラグの合計は0.65と(式4)の当期の係数とほぼ等しい。他の係数にも大きな変化はみられず、金融資産と地価のいずれについても資産効果が有意に認められる。

3 まとめ

以上の結果をまとめると、以下のような結論が導かれる。もちろんこれらは今回の推計結果に限った結論であり、推計期間や定式化によって変わり得ることはいうまでもない。しかし、高齢者世帯・非高齢者世帯という大まかな二分法によっても、全世帯を集計した場合には平均化されてしまう特徴がいくつか把握できたことは、このような手法がそれなりの有効性を持ち得ることを示していると考えられる。

- (1) 高齢者世帯の限界消費性向は、非高齢者世帯のそれと比較して明確に高い。このことは、前年同期差による定式化、水準による定式化のいずれについてもいえる。実績追跡力が高い水準による関数では、非高齢者世帯の限界消費性向が0.65程度であるのに対し、高齢者世帯のそれはほぼ1.00前後である。これらが安定的な結果であれば、今後、高齢化の進展により全世帯に対する高齢者世帯のウェイトが上昇すると、マクロの限界消費性向

表5 非高齢者世帯のマクロ消費関数

	推計式 1	2	3	4	5	6	7
関数型	線型	同左	同左	同左	同左	同左	同左
被説明変数	実質最終消費支出	同左	同左	同左	同左	同左	同左
説明変数							
定数項	5293.15 (0.576)	4555.51 (0.479)	12807.2 (1.542)	-4776.19 (0.667)	-7520.30 (-1.065)	-1759.71 (-0.220)	-4767.83 (-0.617)
実質可処分所得(当期)	0.605 (15.004)	0.610 (14.189)	0.597 (14.567)	0.655 (20.833)	0.672 (20.831)	0.301 (4.781)	0.306 (4.907)
同(1期前)						0.225 (10.220)	0.232 (10.600)
同(2期前)						0.125 (3.156)	0.130 (3.314)
分布ラグ合計						0.651	0.668
実質純金融資産(期初)	0.0230 (1.746)	0.0226 (1.687)		0.0289 (2.956)	0.0282 (3.015)	0.0246 (2.349)	0.0240 (2.424)
全国住宅地地価(期初)	333.439 (4.477)	330.259 (4.359)	384.185 (5.476)	273.097 (5.029)	259.652 (4.959)	279.736 (4.671)	265.220 (4.679)
95年ダミー		-721.369 (-0.358)			-1705.53 (-1.204)		-2239.67 (-1.563)
自由度調整済R ²	0.931	0.929	0.927	0.979	0.982	0.938	0.945
D.W.比	2.404	2.441	2.155	1.828	1.853	1.973	1.968
ρ				-0.345	-0.391	0.138	0.100

は上昇する。

- (2) 実質純金融資産の資産効果についてみると、同資産の増価は、高齢者世帯・非高齢者世帯のいずれについても、その2~3%の実質消費支出の増加をもたらす。その効果に両世帯間で大きな差はみられない。
- (3) 全国住宅地地価の資産効果についてみると、地価の上昇は、非高齢者世帯の実質消費支出のみを増加させる(又は、地価の下落は、非高齢者世帯の実質消費支出のみを抑制する)。

高齢者世帯・非高齢者世帯の限界消費性向については、当然予想された結果といえる。しかし、仮にこれらの推計式をマクロ経済モデルに採用した場合、高齢化の進展に伴う限界消費性向の上昇をモデル内で内生的に求めることができる。これは、外生的に想定してしまう方法や、高齢化の指標を消費関数にアドホックに追加する方法などと比較して、メリットが大きい。

また、金融資産と実物資産の資産効果が、高齢

者世帯・非高齢者世帯について非対称的であることは、事実とすれば興味深い。高齢者世帯は、流動性の低い実物資産が増価してもキャピタルゲインを実現してまで消費を増加させないのかもしれないし、未実現のキャピタルゲインに基づく消費拡大にも慎重なのかもしれない。また非高齢者世帯は、実現・未実現に関わらずキャピタルゲインに基づく消費拡大に積極的であるのかもしれないし、地価の上昇による住宅ローン(負担しているのは主に非高齢者世帯)の実質的な負担軽減を受け、その消費を増加させたのかもしれない。もしそうであれば、高齢化の進展は、(これらの関数をモデルに用いた場合のシミュレーションが示すことになるように)資産効果のうち金融資産の効果を安定的に維持する⁷⁾一方で、実物資産の効果を相対的に弱める方向に働くのかもしれない。

しかしこれには別の解釈もあり得る。すなわち、90年代の地価の下落により住宅の含み損を抱えた特定の世帯群(多くはまだ非高齢者世帯と考えられる)が、その消費支出を抑制している結果とも考えられる。もしそうであれば、実物資産の資

産効果は、それら世帯が高齢化しても全体としてはあまり変化しない可能性もある。いずれにせよ、その当否を判断するにはもう少しデータを蓄積し、係数の安定性を検証することが必要であろう。

注

- 1) 在職老齢年金制度の影響を考慮すれば、「高齢者世帯」を、世帯主が60歳以上65歳未満の世帯と65歳以上の世帯とに分けることが望ましい。しかし家計調査では、最もカバレッジが高い「全世帯」の消費支出は5歳刻みで取れるが、可処分所得が取れない。「勤労者世帯」では両方とも5歳刻みで取れるが、「高齢勤労者世帯」は高齢者世帯の中では少数派である。これを補正する「高齢無職世帯」については、すべての指標が60歳以上で集計されている。従って、「高齢者世帯」を世帯主65歳で二分することは困難と思われる。
- 2) ここでは、「高齢無職世帯」が1986年以降しかデータがないことが問題となる。「高齢勤労者世帯」は「高齢者世帯」の中では少数でかつ所得・消費水準が高く、代表性がない。
- 3) 農家・自営業者の高齢者世帯の所得・消費水準が高齢勤労者世帯と高齢無職世帯の中間に位置するのであれば、高齢者世帯全体の所得・消費水準の平均値を、高齢勤労者世帯と高齢無職世帯の加重平均値で近似しても、大きな誤差はないことが期待される。しかし、農家・自営業者の高齢者世帯の所得・消費水準が高齢無職世帯のそれを下回る場合、この加重平均値は過大推計となる。いずれにしても、農家・自営業者世帯の可処分所得の正確な把握は困難なため、かなり大胆な近似を行わざるを得ない。
- 4) SNAの「純金融資産」についても、「貯蓄動向調査」(総務庁統計局)のデータを基に、所得・消費と同様の方法により高齢者世帯・非高齢者世帯への分割を行った。四半期化には「資金循環表」(日本銀行調査統計局)のデータを援用した。
- 5) この型の関数は、マクロ経済効果研究班ワーキンググループで提案されたものである。また、所得・消費の高齢者世帯・非高齢者世帯への分

割比率が年単位で一定であることも、同関数を最初に試みた理由にあげられる。

- 6) 1985年以前の家計調査においては、高齢者世帯は「高齢者がいる世帯」に一括されており、高齢者が世帯主である家計のデータはない。
- 7) 米国では高成長の一つの要因として株高による資産効果が注目されているが、最近の分析(Ludvigson and Steindel (1999))では、米国の株式資産の個人消費に及ぼす影響は、①推定期間によりかなり幅があり安定していない、②90年代後半には概ね株式総額1ドルにつき3~4セント程度、③当該四半期に大部分が現れるため将来消費の予測には必ずしも役立たない、という結論が得られている。ただしこれは年齢階層別データではなく、集計データによっている。

参考文献

- 刈屋武昭監修(1984)『計量経済分析の基礎と応用』, 東洋経済新報社。
- 経済企画庁国民所得部編(1978)『新国民経済計算の見方・使い方』, 大蔵省印刷局。
- 白川一郎・井野靖久(1994)『SNA統計 見方・使い方』, 東洋経済新報社。
- 中村洋一編著(1998)『ゼロ成長の日本経済』, 日本経済新聞社。
- 伴 金美(1991)『マクロ計量モデル分析』, 有斐閣。
- 堀 雅博・鈴木 晋ほか(1998)「短期日本経済マクロ計量モデルの構造とマクロ経済政策の効果」, 経済企画庁経済研究所『経済分析』第157号。
- 和合 肇・伴 金美(1995)『TSPによる経済データの分析(第2版)』, 東京大学出版会。
- 増淵勝彦・若林芳雄ほか(1995)「第5次版EPA世界経済モデル——基本構造と乗数分析——」, 経済企画庁経済研究所『経済分析』第139号。
- Ludvigson, S. and Steindel, C. (1999) "How Important Is the Stock Market Effect on Consumption?" *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, July 1999, Volume 5 Number 2, pp. 29-51.
- (ますぶち・かつひこ 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障応用分析研究部第1室長)