

消費性向の構造的変化と消費者心理の関係

安部 勝

(安部技術事務所)

1. はじめに

バブル経済崩壊以降、消費の低迷と消費者心理の悪化とが関連づけられて言及されることが増えている。最近の消費税率引き上げ論議では1997年の同税率引き上げが消費者心理を冷やし、消費低迷の原因となったのではないかという見解があるし、東日本大震災に際しIMFがわが国経済について消費者心理の影響を指摘している¹⁾。しかし、これらに明確な根拠を示すものはほとんど見られない。

消費者心理と経済の関係はミシガン大学のGeorge Katonaが嚆矢となりアメリカで1940年代後半から議論がはじまり²⁾、わが国では1960年代に入って関心が持たれはじめた。消費者心理と経済の関係の議論はまだ充分定まっていない³⁾。わが国ではこの領域での先行研究も多くは無い。わが国における消費者心理と経済の関係を議論しその意義を把握することは今日有益であると考えられる。

本論ではわが国における先行研究で指摘されてきた「消費者心理の改善が、消費性向を引き上げる」という見解に注目して議論する。消費性向の把握には国民経済計算（以降SNA）を用いる。わが国に表れた消費性向の構造的変化を通して、消費者心理と経済の関係が変化していること、すなわち先行研究で示された指摘が単純には適合しないこと、消費者心理と経済の関係が社会的または経済的状况の変化により変化し得ることを明らかにする。加えて近年は消費者心理として各家計が

収入の動向に影響されず“雇用環境”という指標に対して消費性向を可変にしておき、消費者心理という観点からは雇用環境に留意した経済政策が有効であったことを示す。わが国で進行する少子・高齢化という要素についても併せて検討する。次のような結論を得た。

1991年頃に可処分所得の増加に対して、それまで低下を続けていた消費性向は以降従来とは異なり可処分所得が増加しないなかで逆に上昇する方向に変化していたが、

- ① 1991年頃には、消費性向に対して消費者心理の“収入の増え方”“雇用環境”指標が影響を及ぼさないように変化している。
- ② 1998年以降は消費者心理の“収入の増え方”や“暮らし向き”指標ではなく、“雇用環境”指標の値の増加に対してのみ消費性向は大きくなっている。
- ③ 消費性向対し生産年齢人口比率は負の相関を持ち、その増加は消費性向を引き下げ、減少は消費性向を引き上げる。
- ④ 生産年齢人口比率や可処分所得の変化を考慮しても消費者心理は消費性向との間に関係を有意に持つ。
- ⑤ 消費者心理と経済の関係は状況により変化し得ることから、消費者心理と経済の関係を一面的に把握すべきではない。

2節でわが国における消費性向と消費者心理に関する先行研究を概観する。3節で消費者心理指

数について説明し、4節で消費性向の変化について議論する。5節で消費性向の変化と消費者心理との関係を考察し、6節でまとめと今後の課題を示す。

2. わが国における消費者心理と消費性向に関する先行研究

Katonaは従来の経済学による需要の把握に対して「需要は、購買能力と購買意欲の両方に依存している。需要の変動は、それが消費者によるものであろうと、また、企業のものであろうと、購買能力と購買意欲のうちのいずれかの変化によって起こる」と主張した (Katona 1960)。このようなKatonaの主張に対して、特に消費者心理データが消費支出を先行して把握するか、耐久財への支出との関係などを中心に米国を中心に先行研究がなされてきた。

わが国では消費者心理とマクロ経済に関する先行研究は多くなく、消費性向については貯蓄性向との関係を含めても少ない。変数として消費者心理データを直接適用するものと、カールソン・パーキン法を用いて所得リスク等を消費者心理データから求め、このリスク⁴⁾と消費性向との関係をみる2通りの手法が見られる。

日本銀行 (1998) では内閣府の消費者態度指数⁵⁾ (以降CCI) の“収入の増え方”指標とCCIには含まれないが“物価の上がり方”指標を用い「所得リスク」を定義し、消費性向を被説明変数として説明変数にCCI、実質民間最終消費支出等の経済指標、および所得リスクを用いて回帰し、所得リスクが高まると消費性向は下がるとした。

経済白書 (1998: 16-18) ではCCIの“雇用環境”指標を用い“雇用環境”指標の改善で消費性向が有意に上がるとした。経済白書 (2000: 62-64) ではCCIの“収入の増え方”指標を心理変数に用い前期消費性向ならびに可処分所得の変化を説明変数に用い回帰し、1976:2⁶⁾ ~ 1986:4の期間を前半、1986:1 ~ 1999:1の期間を後半に区分けし、後半には符号がプラス、有意水準5%で有意で“収入の増え方”指標の改善が消費性向を引き上げるとし

たが、なぜこの期間で区分けしたのかは不明である。長島 (2003) ではCCIの“収入の増え方”と“物価の上がり方”を用い「所得リスク」、「期待所得」、「期待インフレ」を定義して所得階層を低、中、高所得階層に区別し、「期待インフレ」が高まると高所得者層ほど消費性向を高め、「所得リスク」の増加は高所得者で大きく消費性向を引き下げ、実質可処分所得の増加には低所得者層ほど消費性向を引き下げるとした。小川 (1991) では消費性向ではなく貯蓄の観点から、CCIの“収入の増え方”と“物価の上がり方”を用い「所得リスク」を定義し、所得リスクの高まりが貯蓄性向を高めるとした。いずれの報告も消費者心理の良化が消費性向を引き上げるとしている。

これらの先行研究が取り扱った対象期間は1971 ~ 2001年の範囲にあり近年の状況を把握したものは目下見られない。本論で主体的に議論する消費性向の構造的変化に関する先行研究は経済白書 (2000) の簡単な指摘だけに見られる。

3. 消費者心理指数について

本論では消費者心理データとしてCCIとその4つの構成指標、“暮らし向き”、“収入の増え方”、“雇用環境”、“耐久財の買い時判断” (以降、耐久財) を用いて検討する⁷⁾。CCIは内閣府 (以前は経済企画庁) が1957 (昭和32) 年9月に消費動向調査を開始した時点で起源を持ち、当時は『消費と貯蓄の動向』としてまとめられ既に“暮らし向き”についての調査がある。全国調査であり、調査方法はさまざまな変遷を経て現在の形式に定まっているが、通常統一したデータとして利用可能なものは1982年以降である。全国の一般世帯5,040世帯が調査対象であり、市町村、単位区、世帯の3段無作為抽出が行われる (単身世帯の調査も対象期間が短いが存在)。4つの指標からCCIが導かれるが全て「今後6カ月についてどうなるか?」という質問に回答させ、予測を回答させる特性を持ち、家計の持つ期待が把握されると考えられる。指標ごとに、良くなる、やや良くなる、変わらない、やや悪くなる、悪くなる、という5段階の回答水

準で回答させ、それぞれに評点1、0.75、0.5、0.25、0の評価を与え、回答の構成比(%)を乗じて合計して各指標のスコアを求める。このスコアを4指標について単純平均したものが消費者態度指数CCIとなる。本論では四半期データを用いた。

4. 消費性向の変化についての分析

分析方法はまず、最初と最後の20標本の区間内を除き中間区間について時期を変えてChow検定により有意にF統計量がPeakをもつ時期を把握し変化の時点とした。次に変化時点の前後についてどの変数が有意に変化しているかそれぞれダミー変数を与えてp値を用いて判断し、さらに変化時点の前後における回帰分析結果を検討し消費者心理と消費性向の変化の関係を議論した。

消費性向に関するモデルを次のように定式化した^{8) 9)}。

$$C_t/Y_t = \text{Const.} + \alpha_0 C_{t-1}/Y_{t-1} + \alpha_1 \Delta \log Y_t + \alpha_2 M_t + \alpha_3 \Delta (\text{Sentiment}_t/100) + \varepsilon_t \quad (1)$$

C：消費支出

Y：可処分所得

(消費支出、可処分所得は帰属家賃を除く物価水準で実質化)

Sentiment：CCIとその4つの構成指標を個別に適用

M：生産年齢人口比率(15～64歳/全人口)¹⁰⁾

Δ ：前年同期差

ε ：誤差項

どの変数が有意に変化したかを各変数にダミー変数を与え変化時点を対象に調べる。モデル(1)は次のように変更される。

$$C_t/Y_t = \text{Const.} + Da + \beta_0 C_{t-1}/Y_{t-1} + \beta_1 Da * C_{t-1}/Y_{t-1} + \beta_2 \Delta \log Y_t + \beta_3 Da * \Delta \log Y_t + \beta_4 M_t + \beta_5 Da * M_t + \beta_6 \Delta (\text{Sentiment}_t/100) + \beta_7 Da * \Delta (\text{Sentiment}_t/100) + \delta_t \quad (2)$$

Da：変化時点の前を0、変化点以降を1とするダミー変数

δ ：誤差項

(1) 消費性向の推移の観察

消費性向は可処分所得の増加が見られなくなった1991年頃以降変化し上昇している(図表-1)¹¹⁾。1997年頃以降は可処分所得の減少に対して消費性向の急激な上昇、可処分所得の増加には消費性向の急激な低下が見られる。

(2) Chow検定による構造変化時期の推定

モデル(1)を用いて構造変化の有無を1982:3～2007:4の期間について、Chow検定しF統計量がPeakを持ち有意となる時期をまず見出した(図表-2)。

心理変数を除いた場合を含め全ての心理変数について1990:4までを前半、1991:1以降を後半とする変化時点(以降1990:4/1991:1と表す)に最初の構造変化が推察された。次に1997:2/1997:3に心理変数を除いた場合と“雇用環境”“耐久財”指標および人口変数に構造変化が推察されたが、CCIと“収入の増え方”“暮らし向き”指標では1998:3/1998:4に変化点が現れた。図表-1と対比すると、おおむね変化時点は妥当である。

(3) 構造変化に影響している変数の検討

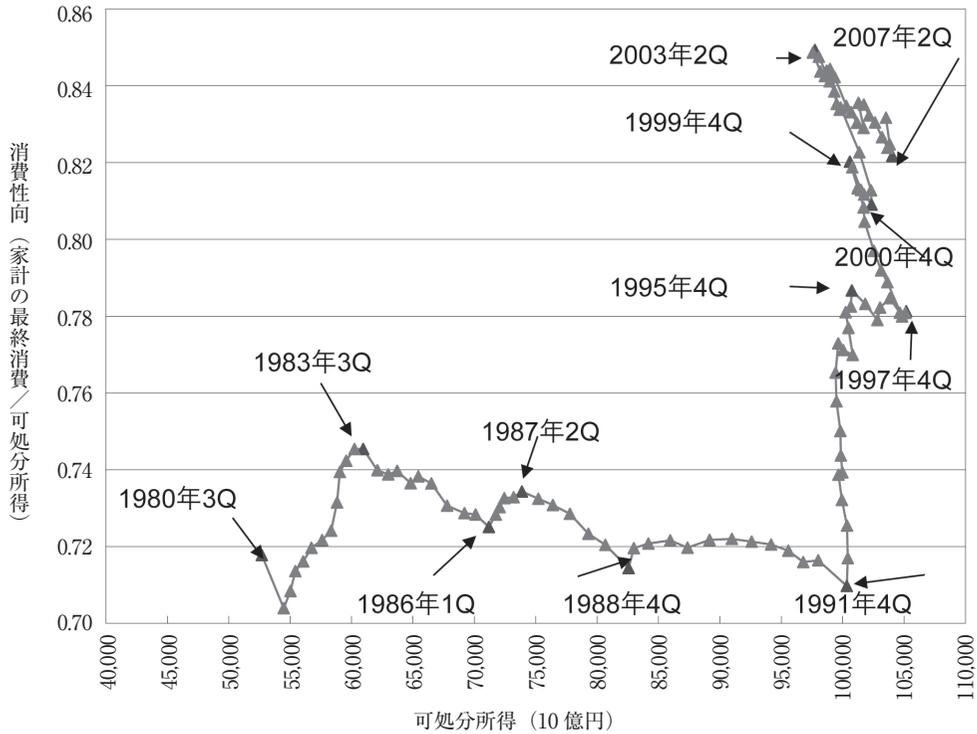
図表-3に定数項、各係数の変化の有意性の検定結果を示す(モデル(2)に対応)。

1回目(1990年頃)の変化では定数項、可処分所得では低下、前期消費性向では増大があり、生産年齢人口比率にも増大への変化の兆候が見える。2回目(1997/1998年頃)の変化では可処分所得でのみさらに低下がある。人口変数ではいずれも有意に表れなかったが符号は1回目プラス、2回目はマイナスへと変化がうかがえる。

(4) 回帰分析による比較

上記で示した消費性向の構造変化の時点の前、後半期間についての回帰分析結果を図表-4に示す(定式化したモデル(1)による)。

図表-1 消費性向の推移（1980年3Q～2007年4Q）



図表-2 Chow 検定結果

Data:1982:3～2007:4		心理変数	CCIJ	収入の増え方	耐久財	暮らし向き	雇用環境	心理変数を除く
前期	後期	F 統計量	F 統計量	F 統計量	F 統計量	F 統計量	F 統計量	F 統計量
1982:3～1988:3	1988:4～2007:4	1.430	1.196	1.015	1.129	1.480	0.928	
～1989:4	1990:1～	1.955	1.333	1.289	1.550	1.784	1.246	
～1990:4	1991:1～	3.577***	3.704***	3.052**	3.261**	3.769***	3.979***	
～1992:3	1992:4～	3.532***	3.516**	2.795**	3.031**	3.549***	3.486**	
～1993:3	1993:4～	2.738**	2.663**	2.567**	2.648**	2.902**	3.192**	
～1994:4	1995:1～	2.127	2.111	1.942	2.050	2.253	2.397	
～1996:1	1996:2～	2.130	2.034	1.999	2.035	2.298	2.502**	
～1997:2	1997:3～	3.099**	3.180**	2.979**	3.054**	3.398**	3.881***	
～1998:3	1998:4～	3.159**	3.574***	2.875**	3.412**	3.137**	3.416**	
～1999:4	2000:1～	2.401	2.481**	2.188	2.539**	2.409	2.387	
～2001:1	2001:2～	1.526	1.811	1.401	1.781	1.564	1.673	

注: **、*はそれぞれ1%、5%水準で有意であることを示す

図表-3 構造変化の要因分析

	Data 1983:3 ~ 2007:4	Const.	C_t/Y_{t-1}	$\Delta \text{Log}Y$	M	Δ (Sentiment/100)	
心理変数を除いた場合	~ 1990:4/1991:1 ~	係数 (p 値)	-0.2474 ** (0.047)	0.1989 ** (0.021)	-0.2576 *** (0.003)	0.1509 (0.172)	- -
	~ 1997:2/1997:3 ~	係数 (p 値)	-0.0270 (0.262)	0.0480 (0.285)	-0.2733 *** (0.000)	-0.0185 (0.760)	- -
CCIJ 指数	~ 1990:4/1991:1 ~	係数 (p 値)	-0.2922 ** (0.023)	0.2469 *** (0.005)	-0.2199 ** (0.010)	0.1647 (0.126)	-0.0248 (0.362)
	~ 1998:3/1998:4 ~	係数 (p 値)	0.0044 (0.940)	0.0170 (0.647)	-0.2598 *** (0.001)	-0.0250 (0.684)	-0.0196 (0.249)
収入の増え方	~ 1990:4/1991:1 ~	係数 (p 値)	-0.2681 ** (0.032)	0.2207 *** (0.008)	-0.2306 *** (0.006)	0.1575 (0.138)	-0.0543 (0.164)
	~ 1998:3/1998:4 ~	係数 (p 値)	0.0036 (0.950)	0.0166 (0.645)	-0.2566 *** (0.001)	-0.0236 (0.690)	-0.0413 (0.211)
耐久財	~ 1990:4/1991:1 ~	係数 (p 値)	-0.2499 ** (0.046)	0.2048 ** (0.020)	-0.2507 *** (0.004)	0.1479 (0.181)	-0.0006 (0.980)
	~ 1997:2/1997:3 ~	係数 (p 値)	-0.0155 (0.786)	0.0430 (0.169)	-0.2749 *** (0.000)	-0.0297 (0.633)	0.0048 (0.736)
暮らし向き	~ 1990:4/1991:1 ~	係数 (p 値)	-0.2525 ** (0.046)	0.2171 ** (0.011)	-0.2153 ** (0.017)	0.1383 (0.199)	-0.0248 (0.362)
	~ 1998:3/1998:4 ~	係数 (p 値)	-0.0009 (0.487)	0.0194 (0.608)	-0.2502 *** (0.001)	-0.0199 (0.757)	-0.0313 (0.102)
雇用環境	~ 1990:4/1991:1 ~	係数 (p 値)	-0.3112 ** (0.018)	0.2543 *** (0.004)	-0.2473 *** (0.003)	0.1849 * (0.090)	-0.0165 (0.185)
	~ 1997:2/1997:3 ~	係数 (p 値)	-0.0044 (0.937)	0.036 (0.251)	-0.2879 *** (0.000)	-0.0372 (0.538)	0.0086 (0.328)

注: **、*、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す

1回目(1991年頃)についてみると定数項、前期消費性向、可処分所得の3項目ともすべて前半、後半共に有意水準1%で有意であり、前期消費性向では前半でおおむね0.7程度が後半には0.93程度に上がっている。可処分所得では前半にはおおむね-0.4程度だが後半-0.68程度に下がっている。人口変数では5%水準で判断して前半のみ有意で概ね-0.25程度だが後半は有意ではないが-0.06程度に上昇している。心理変数ではその前半でCCI、“収入の増え方”と“雇用環境”指標が有意水準5%で有意で、これらの心理の改善が消費性向を引き上げているが後半では10%水準でも有意ではない。

2回目(1997/1998年頃)では前期消費性向に

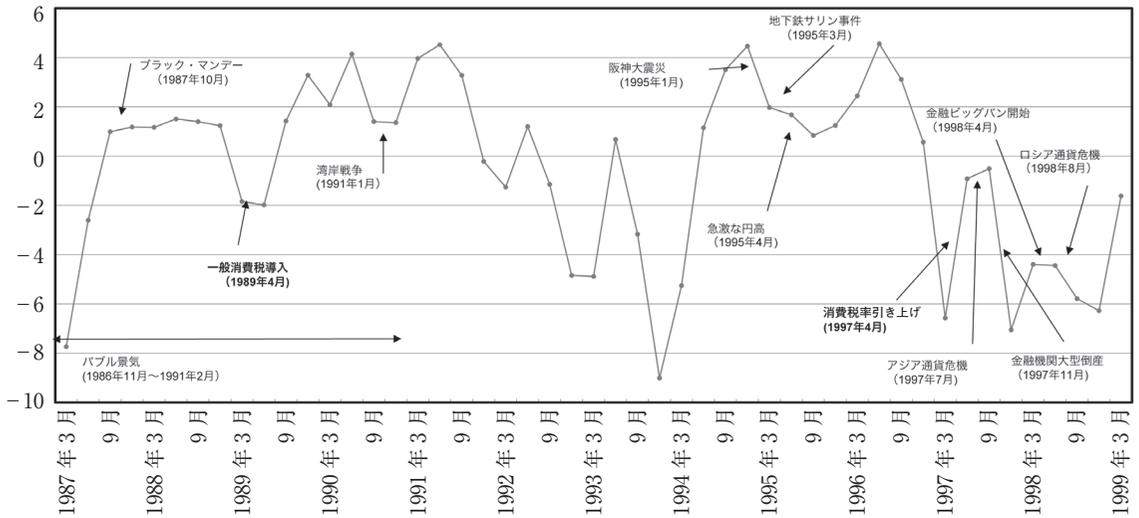
は大きな変化がなく、可処分所得については後半でさらに-0.8程度まで下がっている。人口変数では前半では有意でなく後半では有意であり1回目の変化の前半におよそ-0.25だったものが-0.08程度まで大きくなっている。心理変数は、その前半でCCI、“収入の増え方”および“暮らし向き”が有意水準5%、1%で有意であり消費者心理の改善が消費性向を上げるが、後半では“雇用環境”のみが有意水準1%で有意となり“雇用環境”の改善のみが消費性向を引き上げる。先行研究で示された消費者心理の改善が消費性向を引き上げるという関係は1998年頃より以前については確認されたが、1998年以降については“雇用環境”のみに認められる。

図表-4 回帰分析結果

1回目の変化		期間	Const.	C_1/Y_{-1}	ΔLogY	M	Δ (Sentiment/100)	A.R ²	DW
心理変数を除いた場合	前半	1982:3～1990:4 (p値)	0.3579 *** (0.006)	0.7199 *** (0.000)	-0.4157 *** (0.000)	-0.2153 ** (0.046)	-	0.9502	2.150
	後半	1991:1～2007:4 (p値)	0.0983 *** (0.007)	0.9298 *** (0.000)	-0.6708 *** (0.000)	-0.0583 (0.127)	-	0.9978	1.945
CCIJ指数	前半	1982:3～1990:4 (p値)	0.4029 *** (0.001)	0.6751 *** (0.000)	-0.4587 *** (0.000)	-0.2325 ** (0.020)	0.0471 ** (0.048)	0.9538	2.167
	後半	1991:1～2007:4 (p値)	0.1072 *** (0.003)	0.9261 *** (0.000)	-0.6769 *** (0.000)	-0.0671 * (0.082)	0.0123 (0.151)	0.9978	1.917
収入の増え方	前半	1982:3～1990:4 (p値)	0.3818 *** (0.001)	0.698 *** (0.000)	-0.4525 *** (0.000)	-0.2262 ** (0.022)	0.0748 ** (0.025)	0.9552	2.102
	後半	1991:1～2007:4 (p値)	0.1044 *** (0.003)	0.9268 *** (0.000)	-0.6808 *** (0.000)	-0.0637 * (0.086)	0.0236 (0.103)	0.9979	1.936
耐久財	前半	1982:3～1990:4 (p値)	0.3749 *** (0.004)	0.7148 *** (0.000)	-0.411 *** (0.000)	-0.2347 (0.025)	0.0030 (0.886)	0.9504	2.124
	後半	1991:1～2007:4 (p値)	0.1004 *** (0.008)	0.9303 *** (0.000)	-0.6813 *** (0.000)	-0.0621 (0.123)	0.0058 (0.399)	0.9977	1.912
暮らし向き	前半	1982:3～1990:4 (p値)	0.3549 *** (0.003)	0.7105 *** (0.000)	-0.6438 *** (0.000)	-0.1999 ** (0.044)	0.0366 (0.142)	0.9516	2.186
	後半	1991:1～2007:4 (p値)	0.1067 *** (0.004)	0.9267 *** (0.000)	-0.6775 *** (0.000)	-0.0671 * (0.090)	0.0117 (0.251)	0.9978	1.913
雇用環境	前半	1982:3～1990:4 (p値)	0.4376 *** (0.001)	0.6557 *** (0.000)	-0.4325 *** (0.000)	-0.2629 ** (0.012)	0.0234 ** (0.026)	0.9549	2.141
	後半	1991:1～2007:4 (p値)	0.1068 *** (0.002)	0.9257 *** (0.000)	-0.6775 *** (0.000)	-0.0659 * (0.075)	0.0075 (0.125)	0.9978	1.931
2回目の変化		期間	Const.	C_1/Y_{-1}	ΔLogY	M	Δ (Sentiment/100)	A.R ²	DW
心理変数を除いた場合	前半	1982:3～1996:4 (p値)	0.1000 *** (0.005)	0.9259 *** (0.000)	-0.5277 *** (0.000)	-0.0565 (0.230)	-	0.9917	1.998
	後半	1997:1～2007:4 (p値)	0.0819 * (0.052)	0.9697 *** (0.000)	-0.8117 *** (0.000)	-0.0833 ** (0.033)	-	0.9932	1.842
CCIJ指数	前半	1982:3～1998:3 (p値)	0.1054 *** (0.004)	0.9124 *** (0.000)	-0.5349 *** (0.000)	-0.0498 (0.307)	0.0238 ** (0.034)	0.9931	1.993
	後半	1998:4～2007:4 (p値)	0.1164 *** (0.002)	0.9246 *** (0.000)	-0.7986 *** (0.000)	-0.0788 ** (0.017)	0.0038 (0.686)	0.9897	1.752
収入の増え方	前半	1982:3～1998:3 (p値)	0.1073 *** (0.003)	0.9122 *** (0.000)	-0.545 *** (0.000)	-0.0523 (0.275)	0.0547 *** (0.010)	0.9933	1.982
	後半	1998:4～2007:4 (p値)	0.1162 *** (0.001)	0.9246 *** (0.000)	-0.8041 *** (0.000)	-0.0784 ** (0.011)	0.0119 (0.339)	0.9899	1.770
耐久財	前半	1982:3～1998:3 (p値)	0.0949 *** (0.010)	0.9339 *** (0.000)	-0.5249 *** (0.000)	-0.0578 (0.239)	-0.004 (0.778)	0.991	1.973
	後半	1998:4～2007:4 (p値)	0.0976 *** (0.032)	0.9529 *** (0.000)	-0.7842 *** (0.000)	-0.0860 ** (0.037)	0.0062 (0.275)	0.9942	1.714
暮らし向き	前半	1982:3～1998:3 (p値)	0.1065 *** (0.005)	0.9114 *** (0.000)	-0.5384 *** (0.000)	-0.0503 (0.312)	0.0296 ** (0.026)	0.9932	2.011
	後半	1998:4～2007:4 (p値)	0.1115 *** (0.004)	0.9264 *** (0.000)	-0.7926 *** (0.000)	-0.0736 ** (0.028)	-0.0021 (0.835)	0.9897	1.759
雇用環境	前半	1982:3～1997:2 (p値)	0.1077 *** (0.004)	0.9235 *** (0.000)	-0.5326 *** (0.000)	-0.0549 (0.239)	0.0049 (0.475)	0.9916	1.986
	後半	1997:3～2007:4 (p値)	0.1103 *** (0.011)	0.9526 *** (0.000)	-0.8307 *** (0.000)	-0.1046 *** (0.008)	0.0133 *** (0.003)	0.9942	1.722

注: **、*、* はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す

図表-5 消費者心理（暮らし向き）の推移（ただしトレンドを除去）



人口構成の変化という要因を与えた場合でも消費者心理は消費性向に影響力を持っている。

5. 考察

消費性向には、1991年頃および1998年頃に都合2回の構造的変化が確認された。可処分所得が毎年増加する状況が失われた後、1991年以降可処分所得の増加に対し消費性向を引き下げている。1991年以前は生産年齢人口比率の増加が消費性向を引き下げている。1998年以降に可処分所得の増加は消費性向をさらに下げよう（可処分所得の減少は消費性向を引き上げる）変化した。これは可処分所得の減少にもかかわらず消費支出が下がらない（または下げられない）ことを意味し、生活水準を容易に下げられないことを示唆し、また所得の増加に対して消費を追従させない消費者の姿勢もうかがわれる。また、消費者心理では1998年頃以降は以前には有意であったCCI、「収入の増え方」「暮らし向き」は有意でなく、「雇用環境」のみが有意水準1%で有意に消費性向を大きくするように変化している。

これらの結果を理解するために、まず生産年齢人口比率を見ると1990年頃までは増大傾向にあり、その後安定した時期を経て1997年以降減少に転じている¹²⁾。4節（4）の分析結果から生産年齢人口比率が増大する状況下（1990年頃まで）では消費性向を下げ、逆に減少する場合（1997年以降）は消費性向の低下が抑制されると判断される。分析に用いたSNAでは単身世帯、個人営業世帯および高齢無職世帯などを含む全ての世帯が対象であり¹³⁾、高齢無職世帯の継続的増加は消費性向を引き上げる要因になり得る。消費・可処分所得の把握では自家の帰属家賃、医療費のうちの社会保障給付から拠出される部分が消費、可処分所得に入り、近年の高齢者家計の医療費の占める割合の拡大が影響をすると考えられる¹⁴⁾。

一方、消費者心理の関係では、1997年4月の消費税率引き上げや同年11月の金融機関の大型倒産などが要因と考えられる。しかし、構造的変化をChow検定で求め厳格な変化時点を把握することは本来難しく、これらを峻別して議論することは容易でない。消費者心理の推移を観察すると、1989年4月1日の消費税の導入（税率3%）および

1997年4月1日の消費税率引き上げ（税率2%）後は短期間で回復したものの、1997年11月の金融機関の大型倒産については消費者心理の回復に長期間を要しており、より大きなインパクトがあったと推察される（図表-5）。この見解と一致する指摘が幾つかある¹⁵⁾。加えて1997年7月にアジア通貨危機が発生し、1998年4月に金融ビッグバン開始、1998年8月にはロシア通貨危機が発生しており、これらは消費者が金融システムに持つ信頼感を大きく揺らがせる背景にあったことも指摘できよう。消費者心理のデータのうち“収入の増え方”指標と可処分所得の関係をカールソン・パーキン法により分析すると、消費者が認識する閾値（この閾値を超えると可処分所得の増・減を認識する）はおよそ3%の可処分所得の変化という結果が得られる¹⁶⁾。これは消費税の導入、および同税率引き上げと消費者心理の推移と照らし、大きな影響を持たなかったことを支持すると考えられる。

“収入の増え方”指標が把握する消費者心理の改善が消費性向と明確な関係を表さないように変化したのは高齢者家計の生活基盤が“収入の増え方”で把握される消費者心理の変化とは大きな関係を持たないためではないだろうか。Katonaは「消費者心理が経済と関係するのは、通常の生活に必要な以上の収入がある場合である」と指摘しており、高齢・無職世帯の増加はKatonaが捉えている『購買能力』に制約のある家計の割合の増加を意味し、消費者心理がSNAでみた消費性向と明確な関係を示さないように変化することにつながる¹⁷⁾。

消費者心理と経済の関係はこのように人々の置かれた状況の変化により可変であり、例えばKatonaが指摘する『購買能力』に制約がかかる場合が表れれば消費者心理を従来と同様には適用できないことを確認すべきである。

また、各指標はおのおの異なる情報を持つ。CCIのように4つの指標から合成される指標の推移とともに、各指標に対して注目し消費者心理と経済の関係を議論する必要がある。

消費性向の変化に関与する消費者心理変数のうち“雇用環境”指標の変化が他の指標よりも早く

出現し、1998年以降についてもその改善が消費性向を引き上げる分析結果が得られた。この指標で把握される消費者心理は、個々の家計における雇用環境についてではなくわが国全体についての雇用環境を各家計が回答している可能性が高く、有効求人倍率と強い相関をもつことから¹⁸⁾、わが国の「景気見通し」を強く反映するのではないかと考えられる。可処分所得の増加が期待できない状況下で、雇用の状況が消費行動に対してより重要な要素となっているのではないだろうか。

図表-1からも近年可処分所得の上昇には急激な消費性向の下落が認められる。これらから近年可処分所得の増加が容易に消費性向の拡大につながらない消費者の姿勢がうかがわれる。加えて“雇用環境”と“収入の増え方”という消費者心理指標は消費性向に対する異なる関係を近年もつことから、わが国の消費者は現実の収入の動向ではなく、より全体的なわが国の経済の動向（たとえば有効求人倍率に代表されるような）に影響されるようになっていると考えられる。

6. まとめと今後の課題

消費性向は、1991年頃および1998年頃に大きく変化している。これらの変化は可処分所得が継続的に増加しない（または低下する）状況に伴うものである。SNAで把握すると近年消費性向が次第に高まり、可処分所得の下落には急激な消費性向の上昇と可処分所得の上昇には急激な消費性向の低下がある。

1991年頃いわゆるバブル経済崩壊後は所得の増加がみられず消費性向のみ大きくなったが消費者心理による消費性向に“収入の増え方”への依存を示さないように変化した。これらの背景にはわが国における人口構成比率の変化が存在し、生産年齢人口比率の増加局面では消費性向の低下があり、逆に生産年齢人口比率が低下する状況下では消費性向の低下が抑制されると考えられる。1998年頃の変化には1997年の消費税率引き上げに加え、1997年秋の金融機関の大型倒産など国内外で金融システムに関する問題が多発した。これらが

消費者心理の悪化をもたらし、我が国経済の推移に大きな影響を与えたと推測されるが、本論では推察を与えすぎず今後の課題として残っている。

1998年以降は“収入の増え方”に対する心理の改善や現実の可処分所得の増加が消費の拡大ではなく貯蓄の拡大へと向かうのではないかと、消費の拡大には“雇用環境”の改善という経済全体への期待がより重要なことを示唆するのではないかと考えられる。

本論で見たように可処分所得に対する消費者心理が消費性向に対して影響を示さない状況にある場合、2009年3月に施行された定額給付金政策のような一時的な可処分所得の増加政策の経済効果は限定的にならざるを得ず、“雇用環境”に対する心理が改善するような政策がより有効ではなかったかという推論が消費者心理という側面から見た場合には指摘できる。

先行研究で一様に指摘された消費者心理の改善が消費性向を上げるという関係とは異なる状況が出現している。このことは消費者心理と経済の関係が安定的ではなく状況の変化で変わり得ることを示し、先行研究で消費者心理と経済の関係に肯定的、否定的見解が混在する一つの要因となり得ることを示唆するのではないかと考えられる。

消費性向は所得階層や年齢層により異なると考えられこれらを検討すること、また高齢層人口の増加という状況を考えれば家計の金融資産残高との関係も検討すべきであり、今後の課題である。

注

- 1) IMF World Economic Outlook, June 17, 2011.
- 2) 消費者心理の把握と経済の関係の議論は1946年にミシガン大学のG. Katonaによる消費者心理調査（現在のミシガン消費者センチメント：Index of Consumer Sentiment）が開始されたことに起源を持つ。
- 3) 海外での先行研究では肯定的、否定的なものが混在する。肯定的なものとしてCarroll (1994)、否定的なものとしてCurtin (1992)、Führer (1993)を挙げる。
- 4) リスクを定義して消費性向との関係を議論する先行研究がいくつか見られるが、リスクを用いる場合はまずリスクの定義の正当性、妥当性を立証する必要がある。本論では消費者心理としてのCCIおよびその指標そのものが消費者の意識を把握していると判断し議論に用いた。

- 5) 消費者態度指数は内閣府の英訳ではConsumer Confidence Indexと表記される（先行研究ではCSIと表記されたものがある）。
- 6) 1976年第2四半期を1976:2と表記している。以下も同じ要領で示す。
- 7) 消費者心理データとしてCCIのほかに日本銀行の「生活意識に関するアンケート調査」、日本経済新聞社の「CFI（日経消費予測指数）」、日本リサーチ総研の「消費者不安指数」などがあるがデータが長期間にあり標本数が最も多く、信頼性も高いと判断し本論ではCCIデータを用いた。
- 8) ケインズ型消費関数をベンチマークにして、消費性向に対する消費心理指数の影響を分析するのが当論文の目的である。心理変数が期待所得に影響する可能性を考慮すれば、恒常所得仮説を採用して議論することが考えられるが、今後の課題としたい。また人口構成の変化を生産年齢人口比率と捉え、これらを説明変数とし消費性向との関係を議論した。家計の金融資産残高との関係も議論すべきであるが、四半期データは1997年12月以降のみ利用可能に限られ本論では変数に加えることができなかった。消費性向の前期を説明変数に用いたのは消費性向には慣性が働くことと認識しているためである。
- 9) 本論で用いた変数はDF、ADF検定によりすべて定常性を確認した。ADFによる場合はAIC情報量基準により最適ラグを定めた。生産年齢人口比率以外の変数は季節調整値を用いた。共相関係数は認められなかった。
- 10) 生産年齢人口比率（15～64歳）は総務省の人口推計データ（確報値）から3カ月の平均値を得て四半期データとし分析に供した。
- 11) 消費性向が季節性を強く持つことから図表-1での消費性向の推移は4期の移動平均値として表した。
- 12) 生産年齢人口比率は1980年にはおおむね0.67だったが、1991年頃まで増大しPeak時には0.698となりしばらく安定していたが、1997年には漸減し0.69を下回りその後継続して低下している。
- 13) 総務省の人口統計によると15～64歳の人口は1995年に8,726万人であったが2007年には8,160万人に減少し、65歳以上の人口は1995年には1,828万人であったものが2007年には2,735万人となり急激に高齢者人口比率が高まっている。
- 14) 総務省の家計調査の2人以上世帯のうち無職世帯（農林漁家世帯を除く）の家計収支の保険医療費（全国平均）の推移をみると、1986年に7,096円/月、2007年には15,367円/月になり可処分所得に占める保険医療費の割合は4.86%から8.14%に倍増している。
- 15) 内閣府の「日本経済2004」では、1997年秋の金融システムに対する信頼感が揺らいだ金融機関の大型倒産が消費者心理に大きな影響を与えたとする結果を得ている。岩田（2001: 27）の「97年10～12月期と98年1～3月期になって消費が再び減少に転じたのは、97年11月に起きた金融危機の影響であったと解釈することができるであろう」、および同様に井堀（2010）の「1998年以降の消費低迷は消費税引き上げが主因ではないと考

えられ、この消費の低迷は1997年の金融システムに対する信頼の低下が消費者心理を悪化させたことがより重要だったと考えられる」という指摘がある。

- 16)カールソン・バーキン法 (CP法) を用いて閾値を求めた。データは1983:2 ~ 2010:1で、可処分所得 (前年比) に対して “収入の増え方” 指標を適用した。標準的なCP法を用いた場合の閾値 (δ) は3.66%、合理的期待を組み入れた手法を用いた場合平均で閾値は2.1%となった。
- 17)高齢者家計の消費支出は医療費、食費、光熱費および交際費の割合が高い。65歳未満では36.08%だが65歳以上では52.03%にのぼる (平成22年、総務省・総世帯・年齢別収支により計算)。かつ一般的な耐久財は既に保有する。従って消費生活に習慣性が強く、可処分所得の低下に消費総額を下げ難い特徴を持ちCCI指数で把握される消費者心理と実際の消費行動が密接な関係を持たない一因と考えられる。
- 18)“雇用環境” 指標は所得階層別、また年齢層別にみて他の指標と比べて分散が共に際立って小さい特性がある。これは消費者が各家計の見通しよりも我が国全体の雇用状況を把握し回答しているためではないかと判断される。CCIの“雇用環境” 指標は有効求人倍率との間に強い相関を持つ、有効求人倍率 (前年比) : ΔJA に対して “雇用環境” (前年比) : ΔJE を対応させ回帰すると、 $\Delta JA = 0.0006 + 0.7701 \Delta JA_{t-1} + 0.0959 \Delta JE_{t-1}$
(p値) (0.949) (0.000) (0.000)
 $AR^2 = 0.7898$, DW値1.932
となった。
定式化は次のとおりで最適ラグは情報量基準AICによる。
 $\Delta JA_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta JA_{t-1} + \beta_2 \Delta JE_{t-1} + \beta_3 \Delta JE_{t-2} + \beta_4 \Delta JE_{t-3} + \beta_5 \Delta JE_{t-4} + v_t$
 v_t : 誤差項
変数は共に定常であり、共積分関係もない。

文献

井堀利宏, 2010, 「財政健全化・消費税とマクロ経済活動」財政制度等審議会財政制度分科会資料。
岩田規久男, 2001, 『デフレの経済学』東洋経済新報社。
宇南山卓, 2009, 「SNAと家計調査における貯蓄率の乖離」RIETI Discussion Paper Series 10-J-003。

小川一夫, 1991, 「所得リスクと予備的貯蓄」『経済研究』42: 139-152。
経済企画庁, 1998, 『経済白書 1998年版』。
———, 2000, 『経済白書 2000年版』。
佐野美智子, 2004, 『心が消費を変える』多賀出版。
土居丈朗, 2001, 「貯蓄率関数に基づく予備的貯蓄仮説の検証」ESRI Discussion Paper Series No.1。
長島直樹, 2003, 「期待と消費——期待はどのように消費に影響を与えているか」『FRI Economic Review』7 (1) : 56-75。
日本銀行, 1998, 「最近の個人消費動向について」『日本銀行調査月報』1998 (6月) : 111-139。
Carroll, C. D., J. C. Fuhrer and D. W. Wilcox, 1994, “Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending? If So, Why?” *The American Economic Review*, 84 (5) : 1397-1408。
Curtin, R., 1992, “The Index of Consumer Sentiment at Forty,” *The American Enterprise*, 3 (3) : 18-24。
Fuhrer, J. C., 1993, “What Role Does Consumer Sentiment Play in the U.S. Macroeconomy?” *New England Macroeconomic Review*, 44: 32-44。
Katona, G., 1953, “Rational Behavior and Economic Behavior,” *Psychological Review*, 60 (5) : 307-318。
———, 1960, *The Powerful Consumer*, New York, McGraw-Hill。
———, 1975, *Psychological Economics*, New York: Elsevier。

(2012年10月16日掲載決定)

あべ・まさる 安部技術事務所。主な論文に「我が国における消費者心理と消費行動の関係」(『生活経済学研究』36, 2012)。消費者心理、家計経済専攻。(abem@extra.ocn.ne.jp)