

最近の個人消費動向について

1998年5月1日

調査統計局

■要 旨■

1. わが国の個人消費は、93年秋以降、緩やかな回復傾向を辿り、96年末から97年初めにかけ
ては、消費税率引き上げ前の駆け込み需要が加わって、大きな伸びを示した。しかし、97年
4月の消費税率引き上げ実施後は、駆け込みの反動から大きく落ち込み、その後も、目立っ
た回復を示すことのないままに、相次ぐ大型企業倒産や金融システム不安等を背景に消費者
心理が萎縮したことから、低迷の度合いを強めてきた。また、こうしたことをひとつの契機
として、景気全体は停滞し、下押し圧力を強めるに至った。
2. このような97年中の個人消費の不振の背景を探るため、93年秋以降の景気回復局面におけ
る個人消費の動きを振り返ってみると、①GDPに占める個人消費の割合は、労働分配率の
高まりなどを背景に、過去の景気回復局面に比べて上昇している、②消費支出の中で、必需
性の高い非耐久財と半耐久財のウェイトが減少する一方、必需性が低く、支出のタイミング
を選択的に決定しうる耐久財などの割合が上昇した結果、個人消費の振幅が拡大しており、
GDPに占めるウェイトの高まりとも相まって、GDP全体の変動にも影響を及ぼしている、
③70年代後半から上昇傾向を続けてきた消費性向が、90年代入り後は、横這いから低下気味
に転じている、という3つの特徴点を挙げることができる。
3. 消費支出の中でウェイトを高めてきている耐久財支出や、教養・娯楽や交通・通信といっ
た選択的サービス支出の動きを分析してみると、①所得要因だけでなく、②耐久財について
は、ストック循環のメカニズムが働いており、さらに③両者とも、消費者のマインド変化の
影響を受けやすい、という特徴が窺われる。このうち、③に関しては、必需性が低く、消費
者が支出のタイミングを相当程度主体的かつ選択的に決めることができるという、これらの
財の性質と強く関係していると考えられる。

4. 耐久財などの支出動向に大きな影響を与える消費者の支出態度は、最終的には消費性向に集約的に投影されるが、この消費性向は、経済の成熟度や人口構成といった構造的な要因のほか、資産価値の増減や消費者マインドなどにも影響される。

そこで、まず人口構成の変化の影響を考えてみると、従来は、高齢化の進行が、70年代後半から90年代初にかけての消費性向の上昇をもたらしたとされることが多かった。しかし、同時に進行している少子化による消費性向の押し下げ効果を併せて、一定の前提のもとで試算すると、これまでのところ、人口構成の変化は、消費性向を押し上げる方向には必ずしも働いておらず、むしろ、こうした人口構成の変化が消費性向に対して本格的な上昇圧力となるのは、2000年以降という結論が得られる。

5. 次に、家計の保有する資産（実物資産も含む）と消費性向との関係をみると、資産価値の増減が支出態度に有意に影響するとの結果が得られる。したがって、90年入り後の消費性向の頭打ちには、バブル崩壊後の資産価格下落が何がしか影響を及ぼした可能性が高い。

6. 3番目に、消費者マインドに関するアンケート調査をみると、90年代入り後は、若年世代を中心に老後の生活を心配する回答が増加している。また、消費者の平均的なマインドの状態を表わす消費者態度指数は、97年末にかけて、雇用環境に関する判断の悪化を主因に大幅に悪化し、98年入り後も目立った回復を示していない。これらのことから、97年夏以降の大型倒産によって多くの失職者が出たことなどを背景に、消費者の将来の雇用見通しや所得見通しが悪化したことが窺われる。

このような消費者マインドの萎縮が、消費性向の一層の低下につながっている可能性があるが、それとともに、消費者のマインドのバラツキが示す先行きに関する不確実性の高まりが、消費性向に対して何がしかの影響を及ぼしている面があるとみられる。そこで、消費者マインドの動きが個人消費に及ぼす影響を定量的にみるために、消費者態度指数の水準とともに、先行きについての不確実性を示すものとして作成した「所得リスク」を用いて、消費性向との関係を分析してみると、すでに96年から「所得リスク」の高まりが消費性向の押し下げに効いていたほか、97年には、消費者態度指数の水準の低下と「所得リスク」の高まりの双方が消費性向の抑制要因として作用していたとの結果が得られる。

7. このように、昨年の個人消費不振の背景を、消費税率引き上げ等による国民負担の増加や、景気の停滞に伴って雇用・所得環境が悪化し始めたことのみに求めることは難しい。消費支出の中で耐久財などのウェイトが高まって、消費支出自体が振れやすくなり、さらに景気の動向がこの影響を受けやすくなっているという構造的な変化の下で、①資産価格下落・低迷、②年金財政の破綻懸念の高まり等にみられるような将来所得見通しの下振れ、さらには③大型倒産や金融システム不安によって一層加速した先行き不透明感の増大、などが複合的に作用したと考えられる。
8. 以上の分析を踏まえ、今後の消費回復の手がかりを探ると、所得形成の力が弱まっている現状においては、消費性向の回復、とりわけ消費者マインドを改善させることが重要となる。したがって、政策対応としても、単に需要創出策によって、当面の景気回復を促すだけでなく、消費者の将来にわたる所得見通しを改善させ、不透明感を払拭するような措置が求められていると言えよう。
-

1. 問題意識

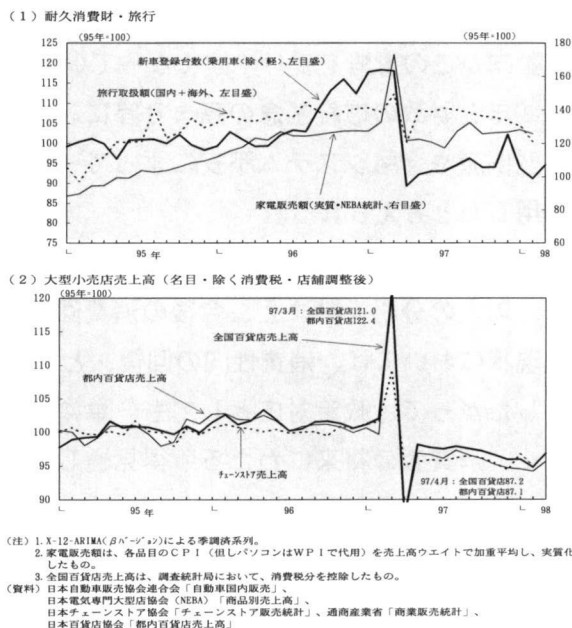
バブル崩壊後の景気後退がボトムを打った93年秋以降のわが国の個人消費の動向を振り返ってみると、95年半ばまで緩やかな回復傾向を辿ったあと、95年後半からは政府の大型経済対策等を背景に堅調な動きを続けた。とくに、96年末から97年初めにかけては、消費税率引き上げ前の駆け込み需要が加わって、乗用車販売や百貨店売上げなどが大幅な伸びを示したことは記憶に新しいところである。しかし、97年4月以降は、その反動減がみられ、それが一巡したあとも、目立った回復を示すことのないままに、相次ぐ大型企業倒産や金融システム不安等を背景に消費者心理が一層慎重化したため、昨年末にかけての個人消費は、むしろ一段と落込む展開となった。年明け後も、更なる悪化こそ回避されているが、依然として低迷が続いており、これまでのところ、消費支出に回復の兆しは窺われていない(図表1)。

以上のような97年中の消費支出の動きをひとつの契機として、景気全体は停滞し、下押し圧力を強めるに至ったが、これは、97年初め頃の日本銀行の「わが国経済は、1997年度上期には、一時的に成長率が鈍化する姿となることが避け難いとしても、景気回復の流れは全体として今後とも持続していく可能性が高いとみられる」といった見込みとは、相当程度異なる姿となった。

97年中は、確かに消費税率引き上げ・特別減税廃止・医療費負担増加に伴って実質可処分所得が減少したが、これを契機に、消費支出は大きなマイナスのインパクトを受けることとなった。通例では、所得が一時的に減少する場合、消費

消費関連販売統計(季調済系列)

(図表1)



支出にはある程度慣性効果(ないしラチェット効果)が働くため、消費の減少幅は所得に比べて小幅に止まり、消費性向が上昇するというメカニズムが働くと考えられている。しかし、今回はそれが働かずに、可処分所得の減少(図表2(1))と歩調を合わせるかたちで(注1)、消費支出も減少した。そうした内需減少効果が生産の減少を通して家計の所得に跳ね返り(図表2(2)、(3))、それがさらに内需を抑制する構図となったと考えられる。

本稿では、このような97年中の個人消費の不振の背景を考え、今後の回復の手がかりを探るために、個人消費を巡る環境の変化について、やや中長期的な観点をも含めて、整理を試みる。

(注1) 現時点では、SNAベースの分配勘定は96年度までしか公表されていないため、図表2(1)の可処分所得は当局で推計したものである。したがって、この計数に関しては、かなりの幅を持つ必要がある。

所得および雇用関連指標

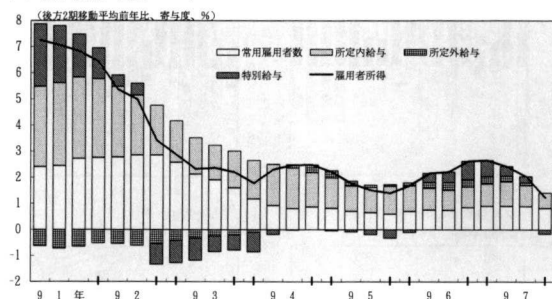
(図表 2)

(1) 実質可処分所得の要因分解

(実質可処分所得前年比に対する寄与度、%)

名目可処分所得	96年度下期実績	97年度上期推計
雇用者所得	2.4	3.3
雇用者数	1.5	1.2
一人当たり所得	1.0	2.1
特別減税	0.0	-0.7
その他(医療費等)	1.3	-0.1
消費デフレーター	-0.6	-2.0
実質可処分所得	3.1	0.4

(2) 雇用者所得(毎勤ベース)



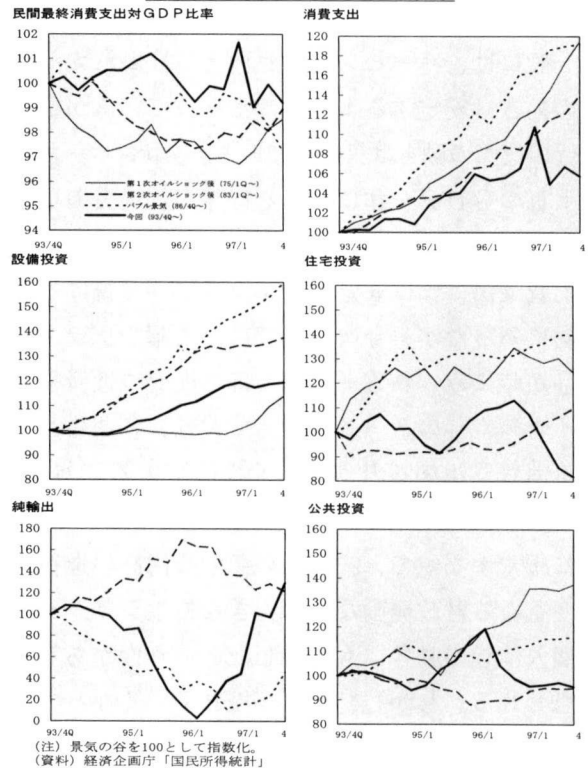
(3) その他の指標

	97/1-3月	4-6月	7-9月	10-12月	98/1月	2月	3月
有効求人倍率	0.74	0.73	0.73	0.69	0.64	0.61	0.58
<季節、倍>							
完全失業率	3.28	3.40	3.41	3.46	3.48	3.59	3.87
<季節、%>							
所定外労働時間 (事業所規模5人以上)	3.9	3.7	1.1	-2.5	-3.1	-5.8	n.a.
一人当たり名目賃金 (事業所規模5人以上)	3.3	1.4	1.5	0.7	-0.8	-0.1	n.a.

(資料) 労働省「毎月勤労統計」、
総務庁「労働力調査」、「消費者物価指数」、
経済企画庁「国民所得統計」

GDPコンポーネントの動き

(図表 3)



2. 93年秋以降の景気回復局面における個人消費の特徴点

93年秋以降の景気回復局面において、個人消費を巡ってはこれまではみられなかったいくつかの特徴点を挙げる事ができる。

第1の特徴点は、後述の労働分配率の高止まりもあって、個人消費のGDPに占める割合がこれまでの回復局面よりも高目に推移していることである。このため、消費支出の変動は、従来以上にGDP全体にインパクトを与えるようになっていると考えられる。

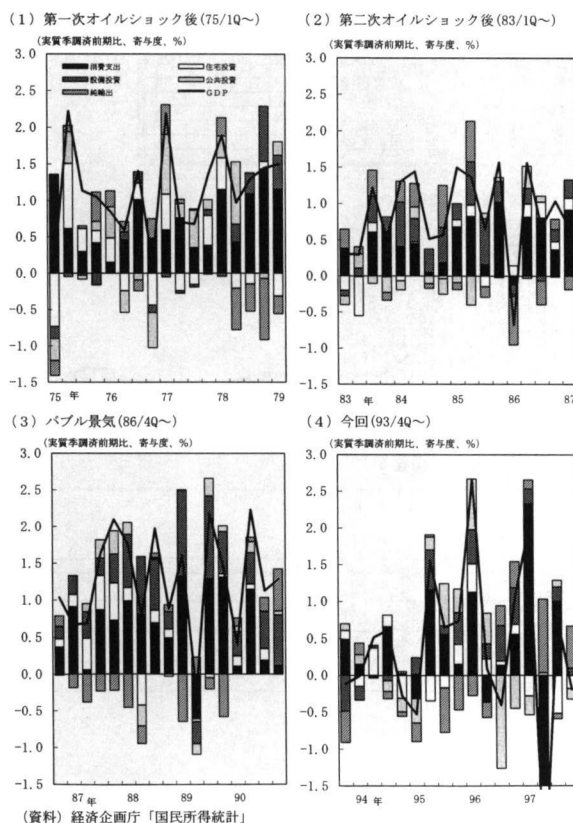
この点を確認するために、今回の景気回復局面での各GDPコンポーネントの動きを個人消費を中心に振り返ると(図表3)、個人消費は、93年秋以降、基調的には物価の安定が下支えとなる中で、経済対策や住宅着工の波及効果等に

より緩やかに回復した。95年後半以降は大型の追加経済対策やパソコン・ブームなどを背景に伸びを高め、さらに96年後半からは消費税率引き上げ前の駆け込み需要も加わって高伸した。一方、他のコンポーネントをみると、純輸出が円高に伴う輸入増加から95年から96年にかけて大幅に減少したほか、公共投資も、95年後半から96年にかけては大型経済対策の効果から急伸したが、それ以外の時期は低水準に推移した。また、設備投資は、95～96年にかけてパソコン関連や移動体通信関連を中心に堅調な動きを示したが、全体としては企業収益の改善の遅れなどから力不足の展開が続いた。この結果、個人消費のGDPに占める割合は、これまでの回復局面と比べて、相対的に高めに推移することとなった。

GDP 寄与度分解・局面比較

第2の特徴は、今回の景気回復局面において消費支出の振幅が大きくなっている点である。一般には、サービス支出が増えるにつれて消費の動きは安定するように考えられているが、最近の実際の動きは異なっている。各コンポーネント毎のGDP全体に対する寄与を、過去の景気回復局面と比較してみると（図表4）、これまで消費支出はほぼ安定的にプラス寄与を続ける傾向にあったが、今次局面では、大幅なプラス寄与が時にみられる一方で、寄与度ゼロ近傍やマイナス寄与のケースも増えており、各期における消費支出の振れが激しくなっている。勿論、これには、93年秋以降の景気回復テンポが全般に緩やかな中で、95年中の急激な円高の進行や度重なる財政発動などの大きな外生ショックが個人消費の動きにも影響したという面があると思われる。しかし、動きが振れやすくなっている消費支出が、GDPの約6割を占め、かつ上記のとおり、最近そのウェイトも上昇していることを踏まえると、景気動向は、こうした消費支出の振れの煽りを受けやすくなっていると考えられる。

第3の特徴は、70年代後半から上昇を続けてきた消費性向が、90年代入り後、横這いないし低下気味に転じていることである（注2）（図表5）。また、通常景気回復局面では、消費性向は先行きの楽観的な見通しを背景に上昇するが、93年



秋以降の景気回復局面では横這い気味で推移してきている。

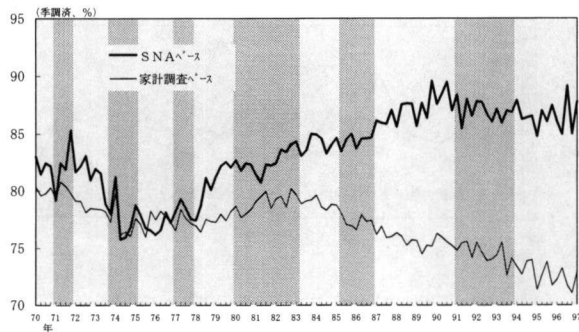
以下では、こうした個人消費の特徴点をもたらしした諸要因について整理してみよう。

(注2) 消費性向をみる場合、SNAベースと家計調査ベースの2つがあり、両者の動きは、定義及び対象範囲に違いがあるために、異なっている。定義に関しては、SNAベースでは持家の帰属家賃、帰属サービスが含まれるほか、医療費の大半を占める医療保険からの給付分が可処分所得、消費支出双方に加算されるという違いがある。また、対象範囲に関しては、SNAベースでは、家計調査ベースに含まれない個人営業主、単身世帯、無職世帯などが含まれている。この結果、家計調査ベースの消費性向は、消費の範囲が狭いことに加え、高齢無職世帯を含まないことなどから、図表5にみるとおり、SNAベースの消費性向を下回る傾向にある。

なお、本論文では、①カバレッジが広い、②国際比較等で議論される場合に用いられている、③高齢者の医療費負担増を的確に捉えることが出来る、などの理由からSNAベースで議論を進めることとする。

消費性向

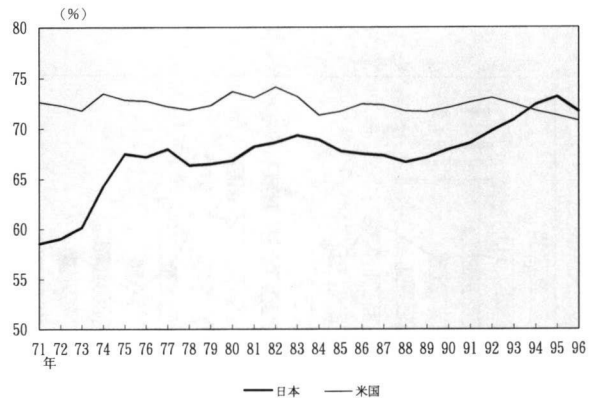
(図表5)



(注) シャドーは景気後退局面。
(資料) 経済企画庁「国民所得統計」、
総務庁「家計調査報告」

労働分配率

(図表6)



(注) 分配率＝雇用者所得／国民所得

(資料) 日本銀行「国際比較統計」

3. 消費支出の質的变化

(1) 消費支出のウェイトの高まりと所得面の下支え

まず第1の特徴点である、GDPに占める消費支出の割合がこれまでの回復局面よりも高目に推移していることに関しては、その一方で消費性向が90年代に入って横這いないし若干低下に転じている点を踏まえると、基本的には所得面の要因、つまり労働分配率の上昇によるものと考えられる。

事実、労働分配率の推移をみると（図表6）、70年代後半から90年頃までは、景気循環に伴う企業収益の変動の裏腹として、景気後退局面で上昇し、回復局面では低下するというパターンを繰り返しながら、概ね横這い圏内の推移が続いてきた。しかし、90年代前半の景気後退局面

には、賃金が下方硬直性をもつ下で、名目成長率が大きく低下した結果として、大幅な上昇をみている（注3）。さらに、その後の景気回復局面においても、名目成長率が総じて低いものに止まったため、96年を除くと労働分配率はむしろ上昇する形となっている。

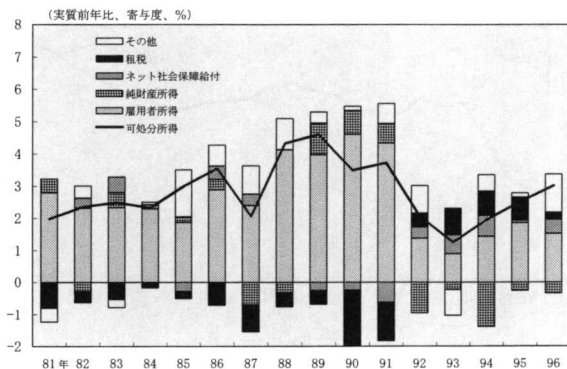
このように、GDPに占める個人消費のウェイト上昇は、基本的には労働分配率の高まりを反映したものと考えられるが、90年以降の可処分所得の動きをみると（後掲図表7）、雇用者所得の伸びが鈍化する中で（注4）、ネット社会保障給付（＝社会保障給付－社会保険料）や租税が可処分所得の下支えに寄与していることが分かる。ネット社会保障給付がプラスに寄与してい

(注3) わが国の賃金が、小さな景気変動に対しては時間外の調整などによって弾力的に変化する一方、第一次オイル・ショック後やバブル崩壊後のような大規模な景気後退時には、所定内賃金の硬直性などによって調整の困難に直面する性質をもっている点に関しては、日本銀行月報1997年5月号「今次景気回復局面における雇用情勢について」を参照。

(注4) SNAベースの雇用者所得には、退職金のほか雇主負担分の医療保険などが含まれる点で、前掲図表2に示したものと若干定義が異なる。

(図表7)

可処分所得



(資料) 経済企画庁「国民所得統計」

るのは、年金保険や医療保険の保険料が雇用者所得に比例して徴収されるため、雇用者所得が伸び悩む景気後退期には負担が軽減されるためである(図表8(1))。租税については、可処分所得に対して同様のビルト・イン・スタビライザー機能が働いているほか、94~96年度にかけては2~5兆円規模の大幅特別減税や恒久減税(注5)が実施されたことも大きく寄与している(図表8(2))。

(2) 消費支出の変動と財別構成の変化

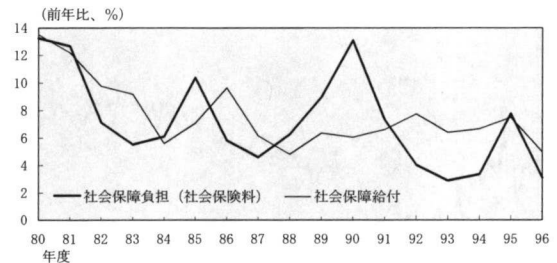
次に、個人消費の第2の特徴点である、消費支出自体の振幅が拡大している点について、その背後にある消費支出の財別構成の変化の観点からチェックしてみよう。

まず、財別の支出額の個人消費全体に占める

ネット社会保険給付と減税措置

(図表8)

(1) 社会保険給付及び社会保険負担(社会保険料)



(注) ネット社会保険給付=社会保険給付-社会保険負担(社会保険料)

主な社会保険料率

- ・医療保険料率: 政府管掌健康保険の場合は雇用者所得の82/1000(96/3月の法定料率。健保組合等の医療保険も概ね同率)
- ・年金保険料率: 厚生年金の場合は雇用者所得の73.5/1000(96/10月)

(2) 経済対策に伴う減税措置

年度	減税額
94	・特別減税55,323億円 (所得税38,450億円、地方税16,837億円)
95	・特別減税20,070億円 (所得税13,760億円、地方税6,310億円) ・恒久減税34,530億円 (所得税24,240億円、地方税10,290億円)
96	・特別減税20,333億円 (所得税14,000億円、地方税6,333億円)

- (注) 1. 恒久減税は94/11月の税制改革で決定。
2. 恒久減税見合いの消費税率引き上げは97年度から実施。

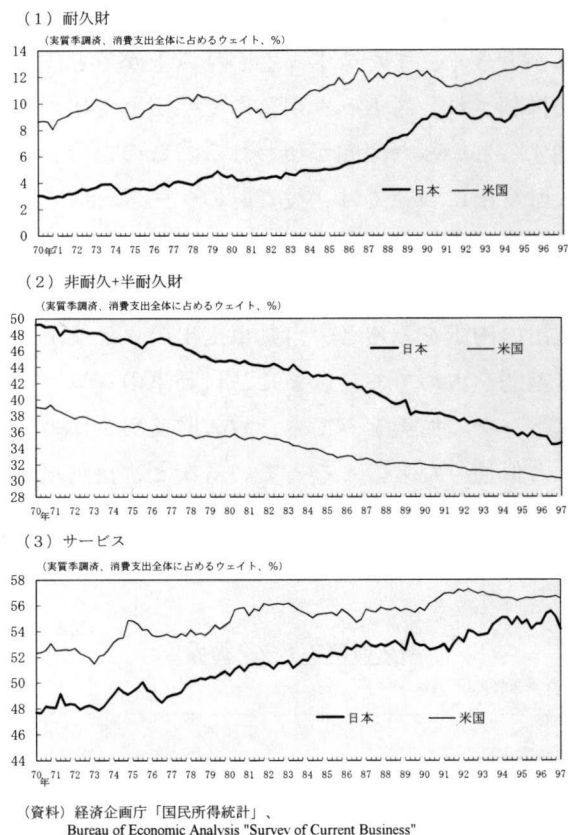
(資料) 経済企画庁「国民所得統計」、大蔵省「財政金融統計月報」

ウェイトをみると、経済の成熟化や所得水準の向上に伴い、必需性の強い非耐久財・半耐久財から、必需性が弱く、生活の質を高めるために用いられるような耐久財やサービスへと、消費支出の構成がシフトしており、このことは、日本、米国いずれにおいても観察される(図表9)。とくに日本では、「バブル期」に急増した耐久財のウェイトが、その後も低下することなく推移し、95年以降さらに上昇している点が特徴的である。

(注5) 恒久減税は、消費税率引き上げとの見合いというかたちで95年度から実施されたが、景気対策の観点から消費税率引き上げが97年度まで2年繰り延べられたため、この間可処分所得に対してプラスに寄与した。

(図表9)

消費支出の財別推移



一方、財別の支出額の変動についてみると、景気循環の中で耐久財が最も大きく変動しており、次いで半耐久財、非耐久財、サービス支出の順になっているように窺われる（後掲図表10（1））。実際、この点を季調済前期比の標準偏差によって確認してみても、過去20年間の標準偏差は耐久財が6.3%と最も大きく、次いで半耐久

財の2.7%、非耐久財の1.2%、サービスの0.9%となっている（後掲図表10（2）①）。また、サービス支出のうちで、日常生活の中では必需性が必ずしも高くはなく、かつ支出のタイミングを選択的に決定しうるような支出、例えば旅行・レジャー、交通・電話通信料、外食等を「選択的サービス」として取り出すと、その標準偏差は2.0%となり、耐久財には及ばないものの、変動が比較的大きいことが分かる（注6）。

こうした動きを踏まえて、消費支出全体の振れを景気循環毎に比較してみると（注7）、今回の景気回復局面における変動が最も大きいことが確認されるが（後掲図表10（2）②）、これは、経済の成熟化の中で、財別の支出構成が、変動の大きい耐久財等のウェイトの高まりということたちで変化してきていることと、密接に関連したものと考えることができよう。そこで以下では、このように消費支出の中での影響力を強めるとみられる耐久財支出と、選択的サービス支出の動向を、やや詳しく分析することとする。

4. 耐久財支出等の動向

(1) 耐久財支出を規定する諸要因

(耐久財支出の動き)

耐久財支出はすでにみてきたように、バブル期に急伸した。この時期は、自動車、家電製品等の販売数量が伸びたばかりではなく、製品の高級化も併せて進展した結果、質・量いずれもが絡み合うかたちで、支出金額全体が大きな伸びを示していた。バブル崩壊後も、耐久財支出

（注6）逆にサービス支出の中で、必需性が高く、「選択的サービス」に入らないようなものとしては、家賃・地代、保健医療サービス、授業料・学校給食、冠婚葬祭費などがある。

（注7）ここでは、平均成長率の異なる時期の変動の大きさを比較するために、季調済前期比の標準偏差を同平均値で除した変動係数を用いて比較している。

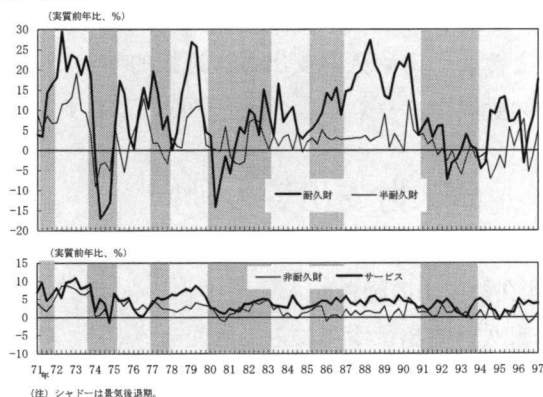
の前年比伸び率は、大きなマイナスに落ち込むことなく推移し、95～96年には再び伸びを高めている（図表10）。この結果、消費支出に占めるウェイトは、90年代に入ったあとも殆ど低下せずに推移し、95年以降はさらに上昇した（前掲図表9）。

このように耐久財支出は、消費全体に占めるウェイトが高まっているほか、自動車などは広い裾野を有する産業であるため、生産誘発効果が大きく、経済全体、とくに設備投資に与える波及効果も大きい。したがって、耐久財の動向を分析しておくことは、今後の消費動向だけでなく、景気全体の動きを占う上でも、非常に重要なポイントである。

（図表10）

財別支出

（1）前年比



（2）変動幅

①季節前比の変動

	国内家計最終消費支出					
	耐久財	半耐久財	非耐久財	サービス	必需的サービス	選択的サービス
季節前比前期比 (%)	<100.0>	<9.5>	<10.1>	<24.6>	<53.0>	<38.6>
75/1(95-cy)						
平均値	0.79	1.57	0.60	0.46	0.96	0.96
標準偏差	1.04	6.29	2.68	1.17	0.88	1.19

(注) 1. 計画期間：75/1～97/1Q（ただし、国内家計最終消費支出と耐久財は97/4Qまで）
2. 国内家計最終消費支出と耐久財の97/2～4Qについては、当局推計値。
3. 選択的サービスは、旅行、レジャー、交通・電話通信料、外食等。

②景気循環（谷～谷）毎の国内家計最終消費支出の変動係数

	全期間 75/1Q～ 97/4Q	75/1Q～ 77/4Q	77/4Q～ 83/1Q	83/1Q～ 86/4Q	86/4Q～ 93/4Q	今回 93/4Q～ 96/4Q	(参考) 93/4Q～ 97/4Q
変動係数	1.33	0.59	0.82	0.76	0.97	1.45	4.74

(注) 変動係数＝標準偏差／平均

(資料) 経済企画庁「国民所得統計」

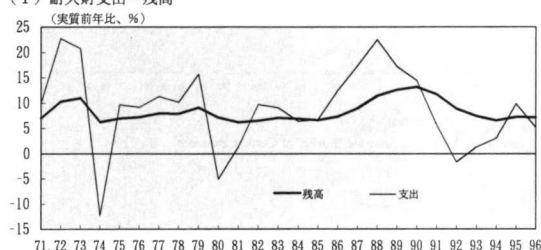
（耐久財のストック循環と消費者マインド）

まず、耐久財支出と耐久財ストックの動きをみると（図表11（1））、その支出パターンは振れが大きく、またストックが積み上がると支出が抑制され、ストックが落ちてくると支出が増加するといった傾向が窺われる。このため、耐久財支出については、投資財のケースと同じように、ストック循環に則った一種の調整メカニズムが働いていると考えられる。なお、耐久財支出の内訳をみると、自動車支出のウェイトが5割弱を占めており、また、自動車のフローとストックの循環をみても、耐久財支出全体の動きと似通ったものとなっているなど、自動車支出が耐久財支出全体の動きを相当程度規定していると言える（図表11（2）、（3））。

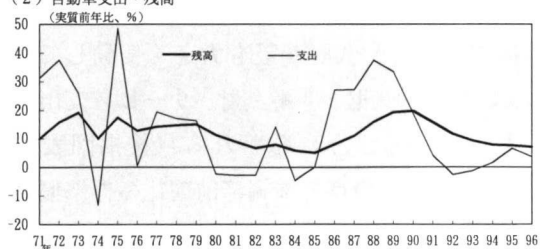
（図表11）

耐久財のストック循環

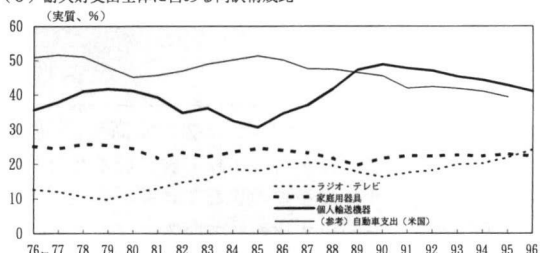
（1）耐久財支出・残高



（2）自動車支出・残高



（3）耐久財支出全体に占める内訳構成比

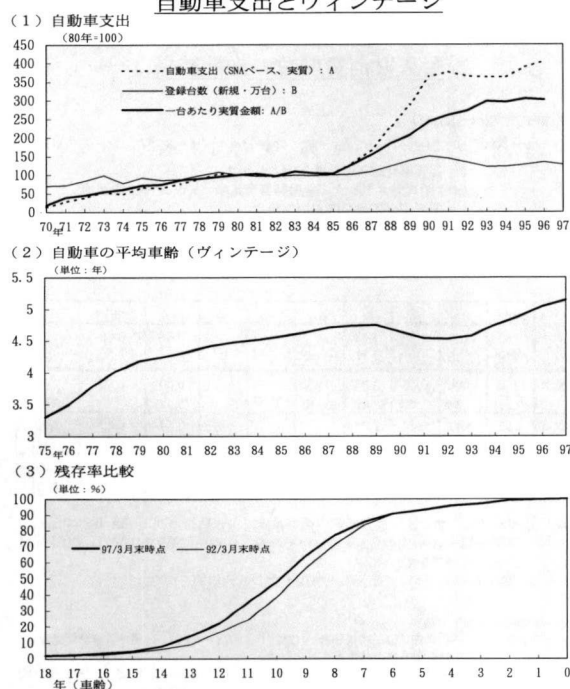


(資料) 経済企画庁「国民所得統計」

因みに、その自動車支出については、登録台数が90年代入り後は概ね横這い圏内の動きとなっているが、一台あたりの支出金額をみると、80年代半ば以降90年代前半に至るまで、消費者の高級車志向等を反映して急速に上昇している（図表12（1））。このような自動車の高級化・高性能化に伴って、その寿命も長期化しており、このところ平均車齢であるヴィンテージは上昇し、旧式車の残存率も高まっている（図表12（2）、（3））（注8）。

自動車支出とヴィンテージ

（図表12）



(注) 但し、自動車支出については、SNA上の個人輸送機器で代用。

(資料) 経済企画庁「国民所得統計」、
日本自動車販売協会連合会「自動車国内販売」、
自動車検査登録協会「わが国の自動車保有動向」

このように、製品が高性能化するとともに、その寿命が長期化すると、例えば買い替えのタイミングは、寿命や故障による面よりも、消費者が主体的・選択的に決定する余地が大きくなり、自らの懐具合や人気モデルの有無など、消費者マインドに強く左右されるようになって考えられる。

そこで、この消費者マインドに着目して、それを表わす代表的な指標である消費者態度指数と各財別支出の間で、グレンジャーの因果性検定を行ってみると（図表13）（注9）、「消費者態度指数好転（悪化）→耐久財支出増加（減少）」の因果関係が一番強くかつ有意に検証されており、消費支出の中でもとくに耐久財支出が、こうし

（図表13）

消費者態度指数と財別支出の因果性テスト

（グレンジャーの因果性テストを用いた検定）

	消費者態度指数→消費支出		消費支出→消費者態度指数	
	F値	P-VALUE	F値	P-VALUE
耐久財	6.2	0.003	0.1	0.895
半耐久財	3.2	0.043	2.6	0.079
非耐久財	0.7	0.489	2.5	0.085
サービス財	2.2	0.120	1.9	0.155

(注) 1. 期間: 72/2～97/1Q (耐久財のみ97/4Qまで)
耐久財消費支出の97/2～4Qは、総務庁「家計調査報告」の自動車購入費の前年比を基に計算。

2. ラグ: 2期

3. 消費支出は前年比。

4. なお、消費者態度指数の内訳には「耐久財の買い時」という項目があるが、重複感を感じる意味からこれを除いてみても、同様の傾向が覆われた。

(備考) グレンジャーの因果性テスト・・・ある2変数x、yについて、xとyの各々の過去から現在に至る値を用いてyを予測したときの方が、y自らの過去から現在に至る値のみを用いて予測した場合よりもyの予測値として優れている場合、xからyへの因果関係が存在する。P-VALUEとは、xからyへの因果関係が存在しないという仮説がどの程度の確率で支持されるかを示したものの。

(資料) 経済企画庁「国民所得統計」「消費動向調査」、
総務庁「家計調査報告」

(注8) 足許の平均車齢や残存率の上昇については、95/7月の車検制度変更も大きく影響している。従来、普通乗用車については、車齢11年以上のものは毎年車検を義務付けられていたが、今回の制度変更により、11年以降の車検が2年間隔となったほか、点検項目も削減されたため、車検コストが低下することとなった。このため、買い替えのタイミングは車検を機とするものではなく、消費者の所得環境や自動車の減耗度等に左右され易くなっており、こうしたことが車齢の向上に寄与していると考えられる。

(注9) 消費者態度指数は、経済企画庁「消費動向調査」による。

た消費者マインドの動向の影響を、かねてより受けていたことが窺われる。

(耐久財支出の推計)

こうした点を踏まえて、耐久財支出の動向を、ストック調整要因、足許の所得要因、そして消費者マインドを取り入れた関数によって推計してみよう。ここでは、被説明変数を実質耐久財支出の伸び率とし、説明変数には、耐久財ストック／金融純資産比率（以下「KW比率」と言う）、実質家計可処分所得の伸び率、消費者態度指数をそれぞれ用いた。ストック調整要因としてKW比率を用いたのは、「耐久財ストックは個人資産であり、消費者は、金融純資産と耐久財ストックの間で最適な資産選択を行う」との前提の下、金融純資産の蓄積に見合って耐久財が蓄積されていくことを仮定したためである。推計結果は、図表14関数1に掲載しているが、各変数についての符号条件、パラメータの有意性が確認でき、関数のパフォーマンスは概ね良好である。この結果は、消費者の資産選択をベースとしたストック調整が明確に働いており、また、消費者マインドが耐久財支出に強い影響を及ぼしていることを確認するものと言えよう（注10）。

また、耐久財の中には、室内装飾品や教養娯楽耐久財（テレビ、ステレオ等）のように住宅着工と密接に関連する財があり、住宅着工が数ヵ月程度先行するかたちでの時差相関が認められるが（図表15）、これは住宅を着工した後、その住宅が完成し、室内装飾や電化製品を新調

するために手当をするタイミングと符合する。これを踏まえて、先程の耐久財支出の関数に住宅着工戸数の伸び率を説明変数として付加してみると（図表14関数3）、符号条件、パラメータの有意性とも一応満足のいく結果が得られた（注11）。

なお、先の図表14関数1の推計結果に基づいて、耐久財支出の先行きを展望してみると、まずKW比率については、バブル崩壊後、金融純資産残高が株価下落等の影響を受けて伸びが鈍った一方で、耐久財ストックは積み上がり続けた

（図表14）

耐久財消費関数の推計結果

（推計式）72/4～97/4Q

$$\dot{c} = \text{const.} + a_1 * kw(-1) + a_2 * \dot{y} + a_3 * ca(-1) + a_4 * r + a_5 * \dot{h}(-1) + a_6 * \dot{c}(-1)$$

\dot{c} ：実質家計耐久財消費支出の前年比

kw ：耐久財ストック／金融純資産比率（KW比率、季調値）

\dot{y} ：実質家計可処分所得の前年比

ca ：消費者態度指数（季調値）

r ：実質長期金利

\dot{h} ：住宅着工戸数の前年比

	const.	a ₁	a ₂	a ₃	a ₄	a ₅	a ₆	AR項	adjR ²	S.E
関数1	3.98 (0.19)	-3.96 (-3.30)	0.39 (1.61)	1.13 (3.41)				0.60 (5.86)	0.59	7.07 [7.65]
関数2	11.12 (0.51)	-3.96 (-3.33)	0.45 (1.79)	0.93 (2.42)	0.43 (0.98)			0.60 (5.84)	0.59	7.07 [6.48]
関数3	1.85 (0.10)	-3.41 (-3.23)	0.44 (1.77)	1.03 (3.17)		0.14 (1.75)		0.54 (5.07)	0.59	7.00 [8.15]
(参考)	-14.58 (-1.37)	-1.39 (-2.45)	0.55 (2.05)	0.77 (3.43)			0.52 (5.58)		0.59	7.08 [7.21]

（注）1. 括弧内はt値、S.Eは方程式の標準誤差。かぎ括弧内はBreusch-Godfreyの系列相関テストのカイ2乗値（いずれも、誤差項に系列相関なしという帰無仮説を棄却できず）。

2. 関数1～3については、誤差項に1次の系列相関を想定。

（データの出所・加工方法）

耐久財消費支出：経済企画庁「国民所得統計」（ただし、97/2～4Qは、総務庁「家計調査報告」の自動車購入費の前年比を基に計算）。

耐久財ストック：経済企画庁「国民所得統計」（暦年データを四半期分割。ただし、96/1～97/4Qは、96年中の償却率を一定として、上記耐久財消費支出から計算）。

金融純資産：日本銀行「資金循環統計」。

家計可処分所得：経済企画庁「国民所得統計」（ただし、97/2～4Qは、総務庁「家計調査報告」の勤労世帯計の可処分所得の前年比を基に計算）。

消費者態度指数：経済企画庁「消費動向調査」。

長期金利：東京証券取引所「東証統計月報」に記載されている上場国債最終利回り、住宅着工戸数：建設省「建設統計月報」。

（注10）参考までに、実質長期金利を説明変数に加えてみたが、わが国の場合、耐久財をローンで購入する比率が米国などに比べて低いという事情もあってか、パラメータの有意性は確認されなかった（図表14関数2）。

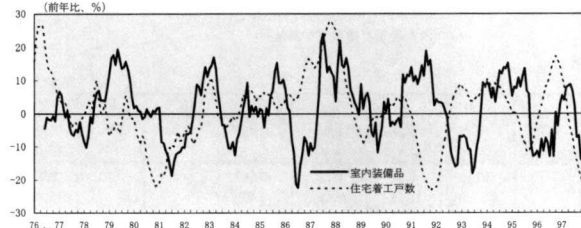
（注11）これについては、住宅着工自体が所得環境や消費者マインドにも大きく影響を受けるため、耐久財支出と住宅着工は、同じ説明変数によって、同じ方向に動いている可能性がある点には、留意する必要がある。

(図表15)

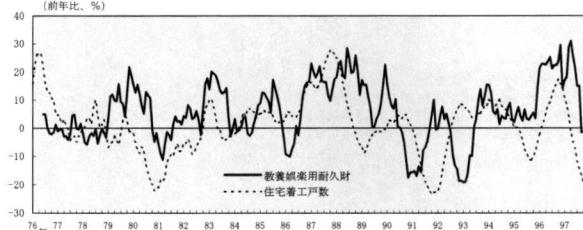
住宅着工と財別消費支出

〈内データ〉耐久財に占めるウェイト、時差相関係数が最大となるラグ（マイナスは住宅着工が各支出に対して先行していることを示す）、時差相関係数

(1) 室内装飾品 <8.1%, -7か月, 0.404>—時計、照明、敷物等
(前年比、%)



(2) 教養娯楽用耐久財 <17.1%, -6か月, 0.340>—テレビ、ステレオ等
(前年比、%)



(資料) 総務庁「家計調査報告」、建設省「建設統計月報」

結果、現在は水準としても高いレベルにあるため、耐久財を積極的に選択するような局面ではないと考えられる(図表16(1))。また、足許から先行きの所得環境についても、景気が低迷している現状においては、大幅な改善を期待することは困難である。消費者マインドに関しても、現段階では相当程度慎重化した状況にある(図表16(2))。このような状況の下では、耐久財支出が消費支出の中でリード役に復する可能性は低いと考えられる。

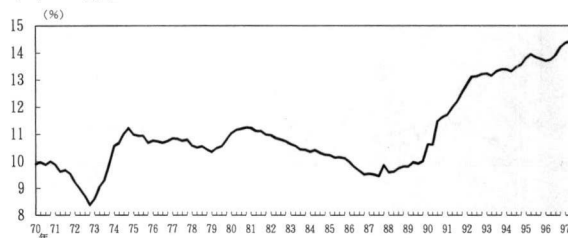
(2) 選択的サービス支出

サービス支出は消費支出全体の5割以上を占めており、しかも日本経済のサービス化の進展とともにそのウェイトは徐々に上昇してきている。そもそも、サービス財に対する支出は、耐久財とは違ってストックとして蓄積ができない

(図表16)

耐久財関数のコンポーネントの推移

(1) KW比率



(2) 消費者態度指数(季調値)



(資料) 経済企画庁「国民所得統計」、「消費動向調査」、日本銀行「資金循環統計」

ため、その動きは安定的であり、異時点間における消費選択の枠組みには馴染まないと考えられていた。しかし、実際には、サービス支出の中にも、娯楽教養サービス(旅行、レジャー等)、交通・電話通信料、外食等といった、必需性が必ずしも高くなく、かつ支出のタイミングを選択的に決定し得るような財が少なからず存在する。こうした選択的サービス支出の動きは、バブル期に急速な伸びを示し、その結果サービス支出に占める割合も急上昇したあと、93年頃は動きが鈍り、95～96年にはやや盛り返すなど、景気循環にかなり感応的な動きを示している(後掲図表17)。

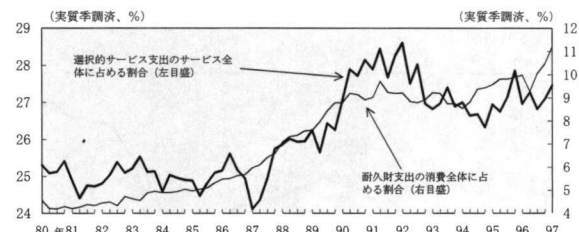
実際、後掲図表17にもみるように、耐久財支出と選択的サービスへの支出は概ね平行に推移しており、両者には共通の要因が作用しているのではないかと考えられる。そこで、所得

選択的サービス支出

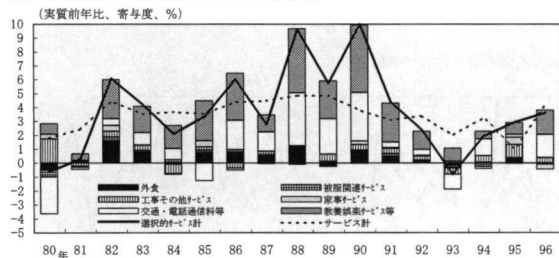
(図表 17)

(図表 18)

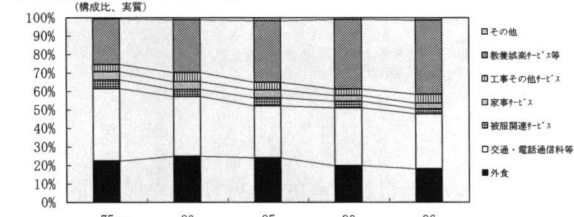
(1) 選択的サービス支出の割合



(2) 選択的サービス支出の内訳寄与度分解



(3) 選択的サービス支出の内訳



(注) SNAベースに交換。具体的には、家計調査報告における品目別支出の中から「選択的」と思われるサービス支出を抽出し、その割合を計算。次に、その割合がSNAにも適用できると考え、SNAの目的消費支出(家計調査報告の品目別支出にほぼ対応)にその割合を乗じて計算した。なお、SNAと家計調査で扱いの異なる娯楽・娯楽支出部分については別途調整済。

(資料) 経済企画庁「国民所得統計」、総務庁「家計調査報告」

選択的サービス支出関数の推計結果

(推計式) 76/2~97/1Q

$$\hat{c}_{sel} = const + a_1 \cdot \hat{y} + a_2 \cdot ca(-1) + a_3 \cdot \hat{c}_{sel}(-1)$$

\hat{c}_{sel} : 実質家計選択的サービス支出の前年比

\hat{y} : 実質家計可処分所得の前年比

ca : 消費者態度指数(季調値)

	const.	a ₁	a ₂	a ₃	AR項	adjR ²	S.E
関数	-15.71 (-1.99)	0.27 (1.81)	0.45 (2.40)		0.58 (6.37)	0.49 (8.22)	2.81
(参考)	-10.11 (-2.04)	0.34 (1.84)	0.26 (2.09)	0.56 (6.40)		0.51	2.77 [5.34]

(注) 括弧内はt値、S.Eは方程式の標準誤差、かぎ括弧内はBreusch-Godfreyの系列相関テストのカイ2乗値(いずれも、誤差項に系列相関なしという帰無仮説を棄却できず)。

(データの出所・加工方法)

選択的サービス支出：図表17の注と同様。
家計可処分所得：経済企画庁「国民所得統計」、
消費者態度指数：経済企画庁「消費動向調査」

思われる。したがって、こうした財に対する支出のウェイトが高まってきている状況では、消費動向を考える上でも、消費者の支出態度に関わる諸要因を分析することが必要となるが、以下では、これらを集約的に投影すると考えられる消費性向について整理してみよう。

5. 消費性向の動きとこれを規定する諸要因

すでに述べたように、日本の消費性向は、70年代半ばから90年代初にかけて一貫して上昇を続けてきた。これに関する一般的な説明としては、オイル・ショックを境として日本の潜在成長率が下方に屈折したことや、消費者信用の拡大、各種社会保障制度の充実、さらには高齢化の進展などの要因が指摘されてきた。しかし、90年代入り後は、消費性向は横這い、もしくは低下に転じ(前掲図表5)、93年秋以降の景気回復局面においても、通常の回復局面でみられるよう

要因だけでなく、耐久財と同様に消費者マインドを示す消費者態度指数を説明変数に加えて関数推計してみると、まずまず良好な関係が得られた(図表18)。

以上のように、耐久財や選択的サービス財は、いずれも必需性がさほど高くはなく、生活の質を高めるために用いられるような性質があるため、その支出のタイミングを、消費者がかなりの程度主体的かつ選択的に決定できる財と言える。このため、これらの動きは、所得動向もさることながら、消費者マインドなど、支出態度を規定する諸要因に影響される面も大きいと

な消費性向の上昇はなく、むしろ幾分低下気味に推移した。その後、97年末から98年初めにかけては、さらに一段と落ち込んできている可能性が高い。このような90年代の消費性向の変化の背景を、単に上述の諸要因の剥落に求めることは、これらに現在も基本的な変化がない以上、難しいと思われる。

そもそも、消費性向とは、可処分所得から消費支出に回される割合を示すものであるが、そこには様々な情報が凝縮されていると考えられる。例えば、構造的な要因としては、経済全体が未成熟な状態から徐々に脱していくと、所得の殆どを消費に回すような状態が改善していくため、消費性向は低下する。また、高齢化が進むと、所得を得ずに消費だけをする人の割合が増えるので、消費性向は上昇すると言われている。一方、循環的な要因としては、景気や所得の先行きに関する悲観的な見方が広がれば消費性向は低下するほか、保有資産が減価して含み損を抱えれば、その分は消費を抑制して埋め合わせを図るため、やはり消費性向は低下すると考えられる。

そこで、以下では、消費性向に影響を及ぼすものとして、人口構成の高齢化、資産効果、そして消費者マインドの3つの要因を分析する^(注12)。

ただし、これらの要因が消費性向に対して及ぼす影響を、截然と区別できる訳ではない。例えば、高齢化の進展が年金財政破綻に対する懸念と絡み合えば、将来に関する消費者の不安心理の増幅というかたちで消費者マインドとも関連してくるほか、株価の上昇を受けた消費者が支出態度を前傾化して消費性向が上昇することを、資産効果として捉えるのか、あるいは消費者マインドの好転と捉えるのかという点に関する明確な区別は難しい。したがって、以下では消費性向に影響を及ぼす諸要因には、各々オーバーラップする面が多分にあることをも念頭に置きつつ、分析を進めていくこととしたい。

(1) 高齢化・少子化の影響

(人口構成の変化)

前述のとおり、これまで、消費性向の上昇要因として人口の高齢化を挙げる意見が多く聞かれてきた。高齢者の増加は収入の減少のみならず、医療支出の増大など消費支出の面からも消費性向の上昇に寄与するからである。しかし、90年代入り後の消費性向の動きと、加速しているとみられる高齢化の動きは必ずしも整合的ではない。また、人口構成の変化（以下では、デモグラフィック要因という）を議論する場合、

(注12) 消費性向に影響を及ぼす要因としては、これらのほかにインフレ率の動向が重要であり、予期せざるインフレの進行は、実質金融資産残高を減少させるため、その後には、これを回復しようとして消費性向が低下することが指摘されている（他方、予想インフレ率の上昇は、資産選択の観点から、事前に耐久財などへの支出性向を高める方向に作用する）。

実際、前掲図表5をみると、第1次オイル・ショック後には消費性向の大幅な低下がみられたが、これには後に採り上げる将来所得の不確実性の高まりとともに、上記のようなメカニズムが働いたものとみられる。逆に、70年代後半から80年代前半にかけては、インフレ率の落ち着きが消費性向を徐々に押し上げる方向で作用したと考えられる。しかし、過去10年余りはほぼ一貫してインフレ率が落ち着いているという事情もあって、近年の消費性向の動きを理解する上で、この要因が重要とは思われない。そこで本稿では、最近の消費性向に影響を及ぼしている可能性のある3つの要因に的を絞って議論したい。

これまでの、どちらかと言えば高齢化の進展ばかりが着目されてきたが、日本においては高齢化と共に少子化の進行も著しく、この点に関しては、むしろ家計負担の軽減に寄与している面も無視できないと思われる。そこで、ここでは一定の仮定の下で、デモグラフィック要因が、消費性向に及ぼす影響を検討する。

まず、日本の高齢化・少子化の状況をみると(図表19(1))、これまで高齢者比率(20～64歳人口に対する65歳以上人口の比率)は一貫して増加してきており、70年代の11%から97年には25%に達している。一方、未成年比率(20～64歳人口に対する19歳以下人口の比率)は、70年代の50%台から97年には35%にまで低下しており、少子化が進んでいることがわかる。この両者を足し合わせた比率をみると、70年代以降はほぼ横ばいで推移し、90年代入り後は、むしろ少子化のテンポが上回って、幾分低下気味となった。

(高齢化・少子化要因の影響)

次に、高齢化・少子化の影響を以下のように整理する。第1に、高齢化の進展は、収入の少ない無職者(年金生活者が世帯主の場合は無職世帯にカウントされる)の増加に繋がるため、消費性向は押し上げられる。第2に、各世帯においても、同居する高齢者数の増加は医療費等の家計支出の増加に繋がり、消費性向を押し上げる。第3に、その一方で、少子化の進行は、教育費を始めとする家計支出が軽減されるため、その分消費性向を引き下げる効果がある。

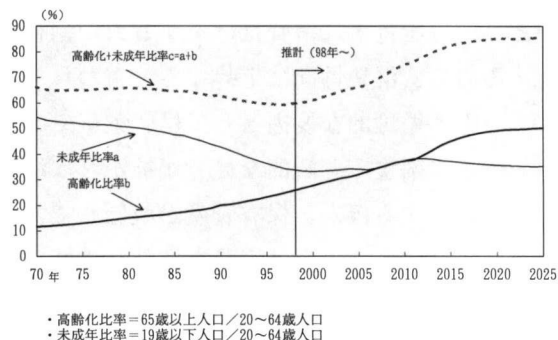
このように、高齢化と少子化は消費性向に対して相反する影響を及ぼすと考えられるが、こ

の影響をやや大胆な前提のもとに定量化した結果が図表19(2)である。この試算においては、①子供1人にかかる教育費、あるいは②老人1人にかかる医療費などの支出額、さらには③世帯主の年齢階層毎にみた勤労世帯・無職世帯、単身世帯・普通世帯(世帯人数が二人以上の世帯)別の世帯数比率、を時代に関わらず一定と仮定し、デモグラフィック要因のみによって家計の平均消費性向がどのように変化するかを求めている(注13)(詳細な試算については、後掲BOX1を参照)。

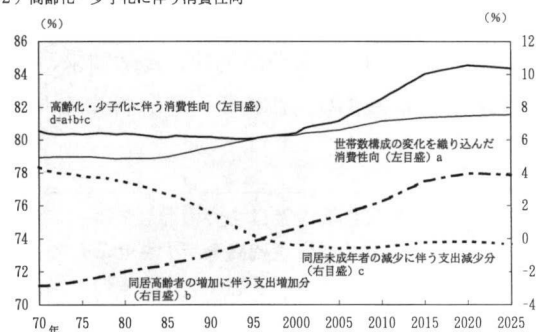
高齢化・少子化の影響

(図表19)

(1) 高齢化・未成年比率



(2) 高齢化・少子化に伴う消費性向



(資料) 総務庁「家計調査報告」「全国消費実態調査報告」「推計人口」、厚生省「国民生活基礎調査」「国民医療費」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口(97/1月推計)」

(注13) また、97年9月には医療保険制度改革が実施されているが、試算ではこうした制度変更要因も考慮していない。

まず、高齢者無職世帯の増加等による世帯数構成の変化は、80年代半ば頃から消費性向を押し上げる（細実線 a）。しかし、これに同居高齢者の増加による負担増（太破線 b）と、少子化による家計負担の軽減（太点線 c）を含めると、70年代以降、これらの要因はこれまでほぼ相殺し合っている（太実線 d）。また、ここ数年は人口ウェイトの高いいわゆる「ベビー・ブーマー世代」が消費性向の低い50歳代前半に差し掛かる（注14）こともあり、消費性向の上昇はここしばらくは軽微で、2000年以降に本格的な上昇圧力がかかるとの結果になっている。

以上の試算は、勿論、一定の仮定の下に行ったものであり、試算結果についてはかなりの幅を持ってみる必要がある。例えば、子供1人当りの教育費や高齢者1人当りの医療費が、

時代にかかわらず一定との前提は明らかに非現実的である。また、社会保険料の引き上げは、通常は消費性向の押し上げ要因となると考えられているが（注15）、逆に、若い世代が将来の高齢化社会の到来に備えて予め現在の消費を控え貯蓄を増やしていけば、消費性向を押し下げる要因となり得る。

このような留保点はあるにせよ、高齢化と少子化が消費性向に与える影響は、これまではごくラフにみて、ほぼ相殺するように働いてきた可能性が高く、したがって、70年代半ばから90年頃にかけて消費性向が上昇した要因を、これに帰することは難しいと言えよう。また同じように、90年代入り後の消費性向の屈折を、このデモグラフィック要因のみで説明することも、また不可能と言えよう（注16）。

（注14）家計調査（勤労者世帯）の世帯主年齢別消費性向をみると、若年層から中年層にかけては所得の上昇に伴って消費性向が緩やかに低下するが、その後教育費負担などの多い40歳代後半では消費性向が高まる（後掲図表20）。しかし50歳代入り後は、負担のピーク・アウトと同時に老後に備えた貯蓄が増え始めることから消費性向は低下する。そして60歳代に入ると、収入の減少から再び消費性向は上昇している。

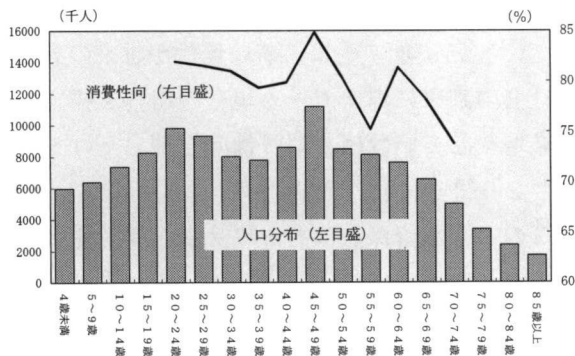
なお後掲図表20によれば、60歳代後半以降は、再々度消費性向が低下し始めている。ライフ・サイクル仮説では、高齢者は若年時に蓄えた貯蓄を老後に取り崩すため高齢者の消費性向が上昇するとされており、家計調査のデータはこの仮説とは整合的ではない。これは、①家計調査の消費支出には、前述のように医療費のうち社会保険負担分や、持家比率の高い高齢者の持家帰属サービスが含まれていないことに加え、②家計調査の対象となる高齢者は勤労世帯主であり、比較的裕福な層が対象となるケースが多いため、と考えられる。このうち、後者に関しては、実際の高齢者は、無職世帯（年金生活者）もしくは子息の世帯（三世帯世帯など）にも属しており、高齢者の消費性向を議論する場合にはこうした点にも注意が必要である。

（注15）社会保険料の増加と消費性向の上昇の関係は以下のような仮定の下で成立する。消費性向を算出する場合、社会保険料や租税等の義務的支出は、分母（可処分所得＝全収入－義務的支出）、分子（消費支出＝全支出－義務的支出）双方から控除される。このため、社会保険料が何らかの理由で引き上げられたり、増加したりした際には、可処分所得が減少するが、その一方で、ラチェット効果等により、消費支出の減少が小幅に止まるため、結果的に消費性向が上昇することとなる。

（注16）もっとも、デモグラフィック要因が消費性向に対してほぼ中立的だとすると、70年代後半から80年代にかけての趨勢的な消費性向の上昇が何によってもたらされたのかとの疑問が湧いて来る。本稿は、こうした問題を直接テーマとするものではないが、差し当たり、①70年代後半から80年代前半にかけては、前述のインフレ率低下が、②80年代後半に関しては、これから述べる資産効果が、消費性向の押し上げに働いた可能性を指摘できよう。

年齢別消費性向と人口分布

(図表20)



(注) 1. 人口分布は1996年時点。
2. 消費性向(勤労者世帯)は1994年時点。

(資料) 総務庁「全国消費実態調査報告」、「推計人口」

(2) 資産効果

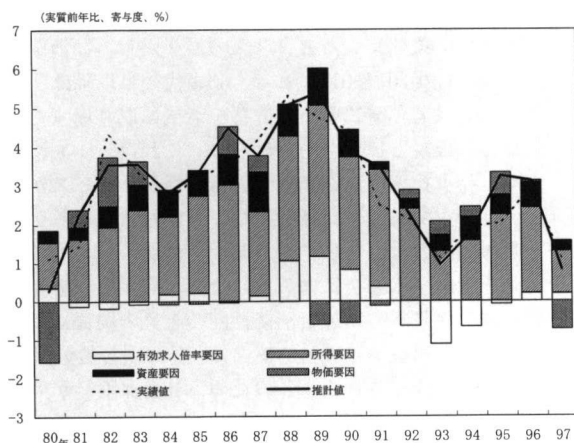
資産効果とは一般的に、資産価値の増減が消費性向に対して直接的な影響を及ぼすことを指す。すなわち、資産価値が増えれば、それが実現されていない含み益の状態であっても、消費者の支出態度は前傾化して消費性向は上昇し、逆に、保有資産の価値が減れば、消費態度は萎縮して消費性向は低下すると考えられる。ただし、実際問題として資産効果だけを純粋に抽出することは難しい点にも注意する必要がある。例えば、株価は、理論的には、将来の期待所得の流列や金利、さらにはリスク・プレミアムなどから導出されるものであるが、その上昇は、当該企業の株主の将来所得の上昇を意味することが多い。したがって、消費者が十分な情報の下で合理的な行動をとるのであれば、資産効果と将来所得(あるいは恒常所得)変化の影響を区別することはできない。勿論、現実の世界はこのような理想型とは異なり、消費者は、株価や地価の上昇をみて、支出態度を前傾化する

ケースが多いとみられるが、その場合にも、通常は消費者マインドが明るくなっていると考えられるため、資産効果による消費性向の上昇と後述する消費者マインド好転の効果を完全に区別することは困難である。

以上のように、資産効果を厳密に考えると、なかなか難しい問題が少なくないが、ここでは、取り敢えず一般に用いられている標準的な消費関数に即して、資産効果が消費性向に与えるインパクトをチェックしてみよう。この消費関数においては(図表21)、将来所得に関する代理変数としての有効求人倍率、将来に対するリスクの代理変数としての物価上昇率に加え、金融純資産(金融資産-金融負債)を用いて、消費性向を説明しているが、それによれば、87~90年頃にかけては、資産効果と有効求人倍率要因が消費性向を大きく押し上げており、バブル期の

民間最終消費支出の要因分解(1)
(基本型)

(図表21)



(注) 推計に用いた関数は以下の式による。

$$\begin{aligned} &<被説明変数>: Ct/YDt \\ &<説明変数>: 推計期間: 70/1~97/4Q \\ &\text{定数} \quad EM \quad 1/YDt \quad Ct-1/YDt \quad AS_{t-1}/YDt \quad DEF_t \\ &\text{係数} \quad 0.30 \quad 0.01 \quad 8.58 \times 10^2 \quad 0.59 \quad 4.04 \times 10^{-3} \quad -2.00 \times 10^{-3} \\ &t\text{-値} \quad (9.6) \quad (4.3) \quad (2.0) \quad (13.4) \quad (3.0) \quad (-7.4) \\ &AdjR^2=0.95 \quad S.E.=0.0077 \quad \text{Durbin's } h=2.20 \end{aligned}$$

C: 実質民間最終消費支出、YD: 実質家計可処分所得、EM: 有効求人倍率、
AS: 実質金融純資産、DEF: 消費デフレーター前年比

(資料) 経済企画庁「国民所得統計」、
労働省「職業安定業務統計」、
日本銀行「資金循環勘定」

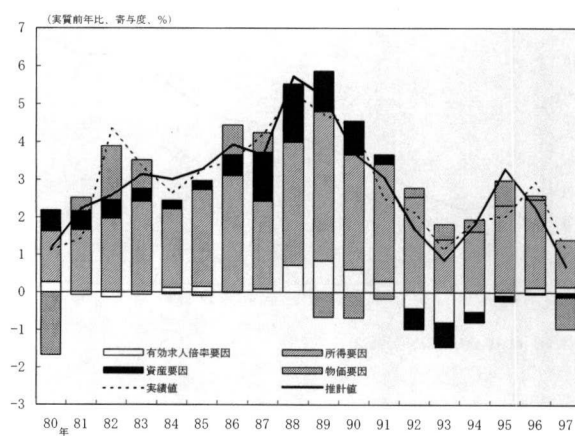
金融資産の増加に加え、経済の先行きに関する強気見通しを主因に、消費性向が押し上げられているかたちとなっている。

しかし、この関数の説明変数となっている金融純資産は、預貯金主体となっているため、バブル崩壊後も純増を続けており、90年代入り後の資産効果の寄与が引き続きプラスに効くなど、バブル崩壊後のいわゆる「逆資産効果」の存在の実感にはそぐわない結果となっている。その一つの理由としては、先の純金融資産が、資産効果だけでなくライフ・サイクル効果のような別のメカニズムを捉えてしまっている可能性が考えられる。実際、標準的なライフ・サイクル・モデルでは、人口の高齢化が進むと、金融資産／可処分所得比率が上昇し、それが消費性向の上昇という形で表われると考えられており、上記の関数には、この2つの効果が混在している可能性がある。

そこで次に、資産の対象範囲を、従来の金融資産に加えて、実物資産（土地・住宅資産）まで広げる一方、ウェイトは大きい資産効果とは直接の関係を持たず、むしろライフ・サイクル効果を表現している可能性のある預貯金は除外してみたのが図表22である。関数のパフォーマンスは全体に向上しているとは言い切れないので、結論には若干の留保が必要であるが、ここでは、資産効果が80年代後半から90年代初にかけてプラスに寄与したあと、92年以降はマイナス寄与が続いているとの結果が得られる。以上からみて、金融資産・実物資産を含めた広い意味での資産価格の下落が、90年代入り後の消

民間最終消費支出の要因分解（2）

（基本型に実物資産を加え、預貯金を外したもの）



（注）推計に用いた関数は以下の式による。

<被説明変数> C_t/YD_t

<説明変数> 推計期間：70/1～97/40

	定数	EMt	1/YDt	Ct-1/YDt	ASTOTNCt-1/YDt	DEft
係数	0.28	8.47×10^{-3}	5.60×10^{-2}	0.63	1.24×10^{-3}	-2.12×10^{-3}
t値	(9.1)	(2.0)	(1.4)	(16.8)	(2.5)	(-8.0)

AdjR²=0.95 S.E.=0.0078 Durbin's h=-1.73

C: 実質民間最終消費支出、YD: 実質可処分所得、EM: 有効求人倍率、ASTOTNC: 実質純資産（金融純資産＋土地・住宅資産、除く現預金）、DEft: 消費デフレーター前年比

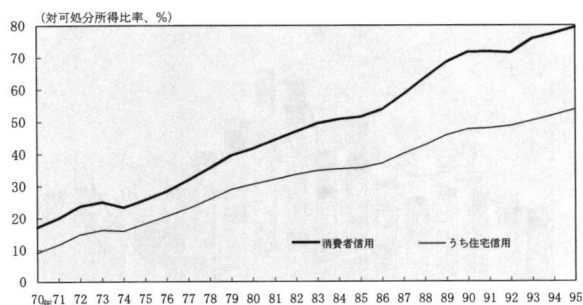
費性向の抑制要因となった可能性が考えられる。

なお、過去に多額の借入をして高値で住宅を取得した家計については、住宅ローンの圧迫感もあって、消費者マインドが萎縮しているといった説が最近よく聞かれる。例えば、バブル期に住宅ローンを組んで住宅を購入した家計を考えると、宅地・住宅についてはバブル崩壊後の地価等の下落に伴って、保有資産の評価額は低下している一方で、住宅ローンの大部分が未返済のため、家計の純資産は減少することとなる。したがって、こうした動きは、前述の資産の対象範囲を広げた資産効果の範疇で捉えることができ（注17）、最近の住宅ローンの返済圧力の

（注17） バランスシートの負債面をみると、90年代入り後は、可処分所得対比での住宅信用残高（後掲図表23）や、借入金のある世帯比率などはいずれも増加しているが、上記の消費関数の総資産の代わりに、こうした負債面の計数を説明変数に入れて分析しても、有意な結果は得られない。

(図表 2 3)

消費者信用残高



(資料) 経済企画庁「国民所得統計」

高まりも、ある程度個人消費の抑制要因となっている可能性があると考えられる(注18)。

(3) 消費者マインド

(消費者マインドの慎重化・先行き不安の高まり)

すでに述べてきたように、消費者が、支出のタイミングを主体的かつ選択的に決められるような耐久財や選択的サービスに対する支出のウェイトが増えてきているもとでは、消費者マインドは消費性向を分析する際の最も重要な要素と考えられる。

まず、消費性向と景気循環の関係をみると、通常であれば、景気回復・拡大期には消費性向は上昇するところであるが、今次景気回復局面では、むしろ消費性向が横這いから低下気味で推移してきた点は、すでにみたとおりである。

(注18) ただし、永住を予定した宅地の価値が変化しても、将来所得の流列は変わらない以上、消費行動に及ぼす影響は少ないのではないか、との見方があるのも事実である。しかし、一部のマンションのように転売を予定している場合は、こうした影響は実際に存在すると考えられる。このように、住宅ローン返済負担の問題の影響度合いは、物件の形態や所有者の将来展望の持ち方などによって変わってくるため、厳密に分析するとすれば、それぞれのケースを区別して考える必要がある。

(注19) 貯蓄広報中央委員会「貯蓄と消費に関する世論調査」

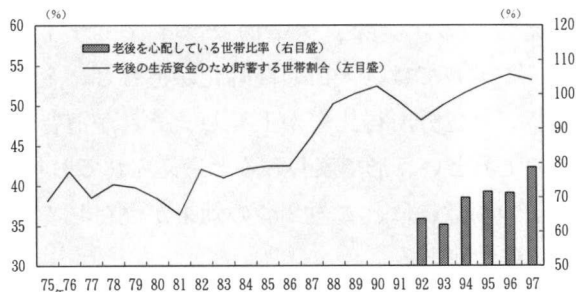
つまり消費者は、所得の増加分を消費に回さずに、将来に備えて貯蓄する姿勢を強めたと言える。

こうした行動の背景を探るために、消費者の貯蓄に関するアンケート(注19)の結果をみると、90年代入り後は、老後を心配したり、老後の生活資金のために貯蓄する世帯が増加している(図表24(1))。また、年齢別に消費性向の特徴

(図表 2 4)

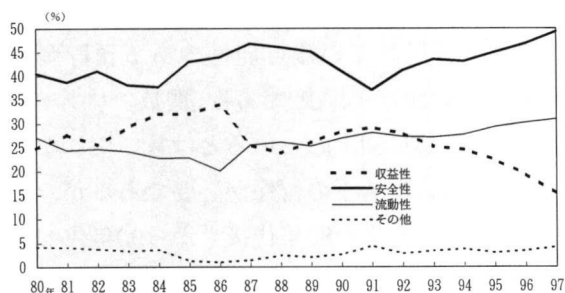
将来への不安

(1) 老後に対する不安と貯蓄動機



(注) 1. 貯蓄動機については、3項目以内の複数回答における世帯割合。
2. 「老後を心配している世帯比率」は60歳未満の平均。なお、同比率については、92年を境にアンケートの質問方式が異なっているため、ここでは92年以降の計数のみを掲載している。

(2) 貯蓄種類の選択基準



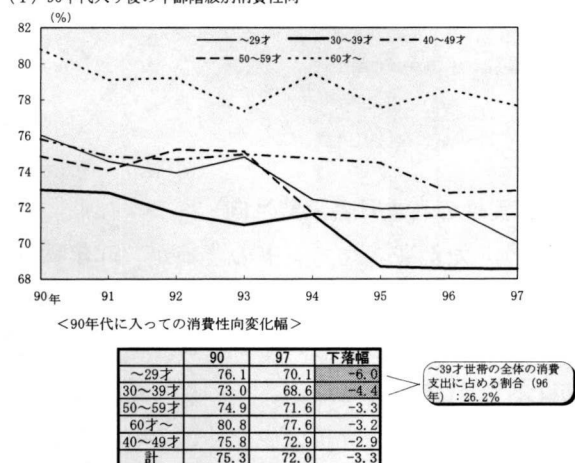
(資料) 貯蓄広報中央委員会「貯蓄と消費に関する世論調査」

的な動きをみると、90年代入り後の下落幅が39歳までの若年層で大きく、さらに90年代に入って老後を強く心配するようになったのも、39歳までの若年層である（図表25）。これらの層は、若いゆえに年上の世代に比べて、将来所得が見通しづらく、また今後の年金制度改革においては、現状に比べて、保険料率の引上げや給付額のカットの対象となりうる層であるだけに、将来に対する不安を最も強めている可能性がある。

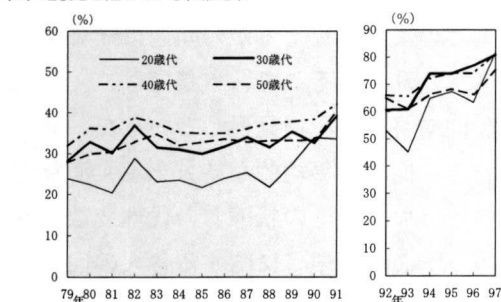
(図表25)

年齢階級別消費性向

(1) 90年代入り後の年齢階級別消費性向



(2) 老後を心配している世帯比率



(注) 92年以降とそれ以前は、質問形式が異なるためレベルシフトが生じている。

(資料) 総務庁「家計調査報告」

貯蓄広報中央委員会「貯蓄と消費に関する世論調査」

このように考えると、将来所得への不安の高まりは、90年代入り後の消費性向頭打ちに何らかのかたちで影響を及ぼしたものとみられる。

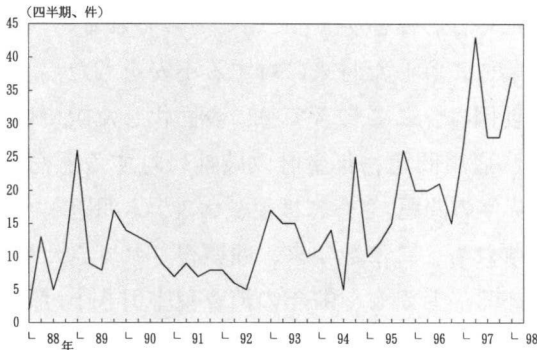
勿論、こうした将来に対する不安をもたらした諸要因は、ここにきて急に表面化した訳ではなく、雇用問題、年金財政破綻に対する懸念、財政赤字の問題、さらには金融システム問題^(注20)はいずれも、ここ数年来、問題視されてきたものである。しかし、97年の消費税率引き上げと相前後して打ち出された医療保険料の引き上げや年金改革などの構想が、改めて高齢化社会が抱える問題に対する人々の関心を掻き立てたことも、97年の個人消費不振に何がしかの影響を及ぼした可能性がある。実際、週刊誌などでは昨年春以降、年金財政の将来に関し不安を駆るような記事が増加している（後掲図表26）。さらに、昨年夏以降は、ゼネコン・金融機関等の大型倒産等が、将来の所得や雇用に関する不安感を一気に高めた結果、消費者の間には、予備的貯蓄（precautionary saving）動機が芽生えて、消費性向が下落したものとみられる。従って、97年中の個人消費の回復の遅れには、駆込み需要の反動だけでなく、こうした不安感の高まりが底流していたとも考えられる。

因みに、最近の消費者マインドの動きを消費者態度指数でみると、97年中は3月と12月に大幅に悪化している（前掲図表16（2））。ただ、その理由をみると（後掲図表27）、3月の場合、主に悪化したのは「物価の上がり方」、および「耐久財の買い替え時期」に関する判断であり、これはマインド状態の悪化と言うより、消費税

(注20) 金融システム問題の影響を、アンケート調査における貯蓄の選択基準から窺うと、ここ数年、「安全性」や「流動性」が趨勢的に高まっていることがわかる（図表24（2））。

「年金」の登場頻度

(図表 2 6)



(注) 週・月刊誌に掲載された記事の中から「年金」をキーワードにして検索した件数。検索の対象となった雑誌は、週刊朝日、サンデー毎日、週刊読売、日経ビジネス、AERA、ニュースウィーク、SPA!、週刊東洋経済、週刊新潮、週刊文春、週刊ダイヤモンド、週刊ポスト、週刊宝石、週刊現代、フォーカス、フライデー、フラッシュ(以上、週刊誌)、DIME、財界(以上隔週誌)、文藝春秋、現代、日経トレンド、プレジデント、月刊プレイボーイ、新潮45、実業の日本、選択、暮らしの手帖(以上、月刊誌)、週刊サンケイ、朝日ジャーナル、NEXT、BOX、WILL、日経イベント、日経アントロポス(以上休刊・廃刊となった雑誌)。

(資料) データム「週刊・月刊雑誌タイトル情報」

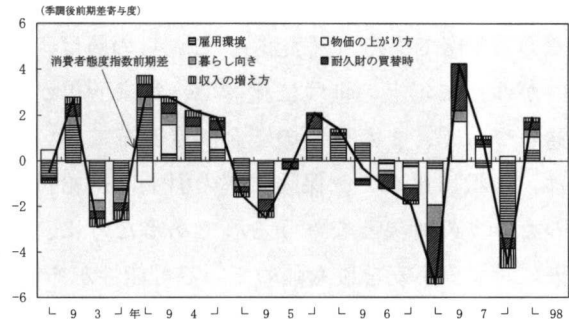
97年4月以降の具体例

「厚生年金、31歳以下は払い損だ！—厚生者はすべてを明らかにせよ」(週刊文春)
「年金カット「夫婦で月30万円」はぜいたく？」(週刊読売)
「「年金破綻」「退職金カット」時代に負けない生き方の技術」(週刊現代)
「日本を崩壊させたA級戦犯たち／嘘つき官庁が年金制度を壊滅させた」(月刊現代)
「とんでもない！年金切り下げ論—国民的議論なき勝手な数値合わせ」(週刊東洋経済)
「「本当に年金は支給されるのか」と若者を不安にさせる厚生省年金見直し」(月刊現代)
「質問／どう乗り切るか「年金危機」—一律給付削減など機械的にすぎる」(週刊新潮)
「女性の年金をどう考えたらよいか—年金制度、国民年金」(暮らしの手帖)
「年金負担増／勤め人の奥さん月2万円取られる—専業主婦に熱い視線」(週刊読売)
「＜逃げ水年金＞嘆きの方程式—働けど働けど支給日は遠ざかる」(サンデー毎日)
「70歳支給開始説も飛び出す公的年金の末路—運用失敗で累積1兆円損失」(週刊朝日)
「あなたの年金は大丈夫か—国民負担率70%で21世紀の老後はどうなる」(月刊現代)

率の引き上げという制度要因を単純に反映した部分が少なくない。事実、6月と9月には、経済の減速の中でも、消費者態度指数は改善していた。しかし、12月の指数悪化は、主に「雇用環境」に関する判断の悪化によるものであり、98年入り後も、目立った回復は示していない。このように、97年夏以降の大型倒産によって大量の失職者が出たとの報道などを背景として、人々が自分自身の雇用環境や将来所得に関する見通しを慎重化させたと解釈することができる。

消費者態度指数の内訳

(図表 2 7)



<消費者態度指数> 全国一般世帯のうち単身世帯、外国人世帯を除く5,040世帯に対し、調査時点と比較した半年後の「収入の増え方」、「物価の上がり方」、「耐久消費財の買い時」、「雇用環境」、「暮らし向き」について「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」の5段階評価を求め、各項目のDIを作成。これを単純平均する。経済企画庁により、年4回(3,6,9,12月)実施。

(資料) 経済企画庁「消費動向調査」

(不確実性の高まりと消費性向)

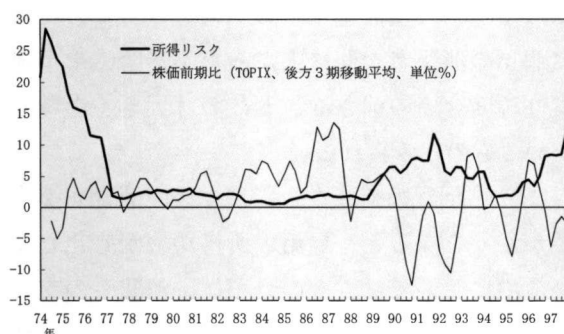
こうした消費者マインドの萎縮が、昨年秋以降の個人消費低迷に影響していること自体は、すでに広く認められているように思われる。しかし、これまでのところ、この影響を具体的な定量的に示した分析は少なく、これは詰まるところ、消費者の「マインドの状態」や「不確実性」をどのように捉えるかの問題に帰着するものと考えられる。そこで、本稿では、①今後の雇用動向や将来の所得見通しといった、消費者の先行きに関する平均的な見方を示す消費者態度指数を「マインドの状態」の代理変数と看做す一方、②これら項目に関する各人の回答のばらつき具合が、消費者全体を覆う不確実性を表わす代理変数となり得る(以下ではこの指標を「所得リスク」と呼ぶ。具体的な作成方法は、後掲BOX2を参照)との前提の下に、消費者マインドの変化が実際の支出行動に与える影響

について、定量化を試みてみよう（注21）。

これに先立って、まず「所得リスク」の推移をみると（図表28）、第1次オイル・ショック以降バブル崩壊までは、消費者における不確実性の度合いはさほど強くなかったが、バブル経済崩壊とともにリスクに関する認識が高まるところとなった。その後、景気が緩やかに回復に向けて動き始めた93年秋以降は、財政・金融政策等にも支えられて、リスクに関する認識が一旦

（図表28）

所得リスクと株価



（注）所得リスクはアンケート調査である消費者態度指数を用いて計算しているが、同調査開始（72/2Q）以降暫くは経済混乱等の時期でもあり、調査結果に全面的信頼をおくことには若干の留保が必要である。換言すれば、74～75年あたりの所得リスクは過大推計されている可能性がある。

（資料）経済企画庁「消費動向調査」「国民所得統計」、
総務庁「消費者物価指数」、
日本銀行「経済統計月報」

は鎮静化したものの、96年半ばから再びリスクが上昇し、直近97/4Qには、大手金融機関の破綻等もあって、第1次オイルショック以降の最高水準にまで達した（注22）。このように「所得リスク」の動きは、96年半ば以降、消費者の間で、先行きに対する不確実性が強まっていったことを示している。

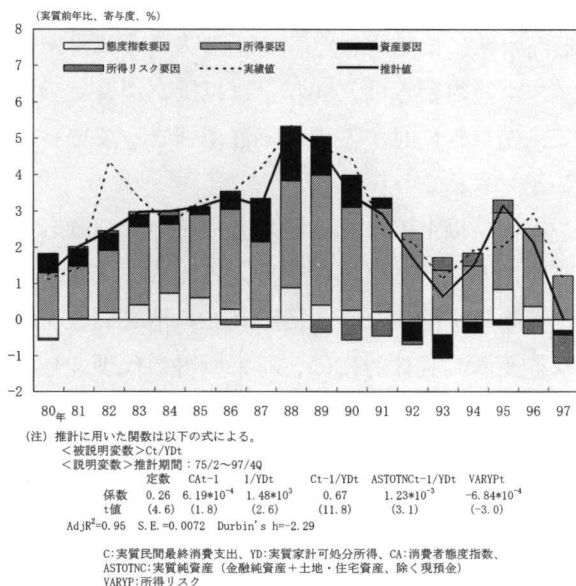
次に、以上のような消費者マインドの動きが消費性向に与えた影響を捉えるため、実物的な資産効果を勘案した前掲図表22の消費関数を組み替える。具体的には、将来所得の代理変数として、有効求人倍率の代わりに消費者態度指数を、また将来のリスク指標として、物価上昇率の代わりに消費者全体を覆う不確実性の強さを示す「所得リスク」を用いて、消費関数を再推計してみると（後掲図表29）、パラメータは符号条件、有意性をともに満たしており、概ね満足のいく結果が得られた。この分析に従えば、景気の停滞基調が強まった93年頃に、消費者態度指数が消費性向の押し下げ要因となったあと、緩やかな景気回復過程にあった95～96年においては、消費者態度指数の上昇が消費性向を押し上げていた一方で、すでに96年には消費者を覆う不確実性が高まり始めており、「所得リスク」は消費性向の押し下げ要因として働き始めてい

（注21）消費者の雇用や所得に対する先行きの平均的な見方を示す消費者態度指数に加えて、別途不確実性を示す「所得リスク」を用いる理由は、次のような簡単な例で示すことができる。ある個人の来年の所得が450万円で確定している場合と、50%の確率で400万円、50%の確率で500万円になる場合を比較すると、期待所得はどちらも450万円であるため、消費者態度指数は同じレベルになる。しかし、後者の方が前者よりも不確実性が高いために「所得リスク」は大きく、このような状況においては、期待所得は同じでも、現在の消費を控える（＝消費性向を引き下げる）ことになると考えられる。本稿ではこの不確実性指標が、一般的に「先行き不透明感」という言葉で言われている現在の状況をある程度示しているものと判断して、利用することとした。

（注22）「所得リスク」は、図表28に示すように、例えば、経済の先行き見通しが後退して、株価が下落するようになるときに上昇する一方で、株価上昇期にはあまり反応しないという性質を持った変数である。株価に関連した一般的なリスク指標としては、インプライド・ボラティリティ等があるが、これらは株価の上昇、低下にかかわらず、上昇するため、ここでいう「所得リスク」とは性質が異なるものである。

民間最終消費支出の要因分解 (3)
(消費者態度指数・所得リスクを加えたもの)

(図表29)



た。さらに、97年入り後は、消費者態度指数と「所得リスク」の双方が消費性向の押し下げ要因となっている。

このように、消費者マインドを勘案した消費関数によって消費性向の動きを分析すると、昨年来の個人消費低迷には、消費者のマインド状態が悪化していたことに加え、先行きに対する不確実性が高まっていたことも、消費支出を抑制する方向で影響していたことが確認できる。

6. 結びに代えて：当面の展望

以上のように、97年中の個人消費の予想以上の低迷を、財政面からの家計所得に対するマイナスインパクトや、消費支出自体の低迷がひとつの契機となって、生産の減少を通じ、雇用・所得環境が悪化し始めたことのみによって説明することは難しい。まず見逃してはならないのは、ここ数年みられている消費支出の構造変化

である。すなわち、消費支出の中では耐久財支出など、消費者が支出のタイミングをかなりの程度主体的かつ選択的に決定できるような財のウェイトが高まっており、これに伴って消費支出が振れやすくなってきていることや、消費支出自体がGDPの中でのウェイトを高めているために、景気の動向がこうした消費支出の振れの煽りをより受けやすくなっていることなどがある。次に、消費者の支出態度との関連で消費性向の動きをみると、資産価格の低迷あるいは下落が消費性向の押し下げに少なからぬ寄与をしてきたほか、消費者マインドに関しては、単に将来所得に対する平均的な見方の慎重化だけではなく、大型倒産や金融システム不安を契機に個々の消費者の間に広がった不透明感や不確実性の度合いの強さも、とりわけ大きく影響しているものとみられる。

こうした分析を踏まえて、今後の消費回復の手がかりを探ると、雇用・所得環境が悪化している中においては、そのカギは、消費者の支出態度を如何にして前向きなものに戻すかということ、すなわち消費性向をどのように回復させるのかという観点がポイントとなる。

消費性向を構成する諸要因をみていくと、資産価格の反発力が乏しい中で、直ちに資産効果のプラスの寄与を描ける状況にあるとは考えにくいだけに、やはり、消費者マインドが改善するかどうかが重要となる。勿論、本来的には、景気全体の回復や資産価格の上昇が消費者マインドの改善につながることは確かであるが、現在のように、消費者全体が将来への不安に覆われているような局面では、何らかの対応によって、こうした不安の悪化を食い止め、さらにこれを直接的に解きほぐすようなことも必要であろう。

このため政策対応としても、単に需要創出策

によって当面の景気回復を促すだけでなく、消費者の将来にわたる所得・支出の見通しについての不安感を解消するような措置が求められていると言える。経済政策の運営に当たっての基本姿勢としては、家計の先行きに対するコンフィデンスが政策効果に大いに影響を及ぼすことを踏まえると、信認される（credibilityのある）政策を、着実に遂行していくことが大切である。

より具体的には、金融機関の不良債権処理を着実に進めて金融システムの安定・強化を図るとともに、持続的な経済の拡大と構造改革の推進を図ることによって、新規の雇用機会の創出に努める一方、高齢化が進展した場合の国民負担に関する不透明な要因を極力最小化し、国民的合意を形成していくことが、特に重要と考えられる。

【BOX 1】

高齢化・少子化が消費性向に与える影響の試算方法

高齢化・少子化が消費性向に与える影響を試算するために、ここでは年齢別世帯数の変化（＝高齢者世帯の増加）による消費性向押し上げ効果、及び高齢者の増加・未成年者の減少に伴う各世帯での負担増減効果を推計し、最終的に人口構成の変化に伴う平均消費性向の変化を以下の手順で推計する。

（１）世帯数

まず全国の世帯を、①勤労普通世帯（自営業、農業世帯を含む二人以上の世帯）、②勤労単身世帯、③無職世帯に分類し、人口推移から各世帯数を推計する。

例えば、50歳代前半男子人口の93%が普通世帯（世帯人数が2人以上の世帯）の世帯主とし、さらにその95.9%が勤労世帯主、4.1%が無職世帯主とみなす。

▽ 年齢階層別の世帯数比率（単位：％）

		20歳	25	30	35	40	45	50	55	60	65以上
男世帯主	普通世帯	2.8	23.0	50.5	63.9	77.9	74.9	93.0	90.0	91.7	77.5
	単身世帯	15.4	16.4	11.3	7.6	7.4	6.9	6.9	5.8	5.2	6.2
女世帯主	普通世帯	0.6	1.8	2.5	4.2	7.2	7.2	8.6	8.0	7.0	6.2
	単身世帯	10.0	7.1	4.1	3.1	3.3	3.8	5.9	7.9	10.5	16.7

▽ 無職世帯数／勤労世帯数構成比（単位：％）

（60歳未満世帯平均）

	勤労世帯	無職世帯
普通世帯	95.9	4.1
単身世帯	78.1	21.9

（60歳以上世帯平均）

	勤労世帯	無職世帯
普通世帯	69.5	30.5
単身世帯	25.5	74.5

（２）世帯主年齢別消費支出と可処分所得

次に、世帯種類毎の消費性向を以下の資料に基づき算出する。

- ・勤労普通世帯：勤労世帯平均（家計調査、1996年）
- ・勤労単身世帯：単身世帯平均（消費実態調査、1994年、男女別）
- ・無職世帯：高齢無職世帯（家計調査、1996年）

但し、SNAベースでは、家計調査ベース等とは異なり、自己負担分以外の医療費（＝保険からの給付分）が家計部門の所得、消費支出双方に含まれる。そこで高齢化による医療費の増加を的確に反映させるため、医療保険の患者負担率から逆算して上記の消費支出額、可処分所得額に加算している。

こうして世帯毎に求めた消費性向を年齢別世帯数で加重平均した平均消費性向は、高齢者無職世帯の増加などを背景に、緩やかな上昇傾向を辿る（前掲図表19（2）、細実線a）。

▽ 年齢別国民医療費と患者負担率（1995年度）

・ 一人当たり金額（年間、千円）＜比率＞

平均	174.2	<1.00>
0～14歳	69.4	<0.40>
15～44歳	71.2	<0.41>
45～64歳	196.3	<1.13>
65歳以上	540.9	<3.11>

・ 患者負担比率

＜実績＞ 国民医療費全体：11.8%、うち老人保健対象者：5.2%

＜主な自己負担比率（1996/12月現在）＞

本人療養費：1割、家族療養費：（入院）2割、（外来）3割等

▽ 年齢別平均消費性向（医療費調整後、単位：%）

	20歳	25	30	35	40	45	50	55	60	65歳以上
勤労普通世帯	83.1	74.9	73.5	71.9	73.6	77.6	74.2	74.9	83.9	78.7
勤労単身世帯（男）	82.0	82.0	79.8	79.8	67.2	67.2	58.2	58.2	59.9	76.8
勤労単身世帯（女）	88.1	88.1	90.4	90.4	83.5	83.5	73.2	73.2	77.8	77.8
無職世帯	←				108.1	→				

（3）世帯人数の変化に伴う消費支出の修正

さらに、各世帯で扶養する世帯構成員の変化に伴う消費支出の変動を家計調査に準じて計算する。同調査では、4人家族の家計の消費支出のうち64.72%が人数に因らない固定費、残りが人数に応じて変化する変動費（一人当たり8.82%）であるとみなす。本論文でも、高齢者の人数変化に伴う影響（前掲図表19（2）、太点線b）、未成年者の人数変化に伴う影響（前掲図表19（2）、太破線c）を次式により算出している。

・ 高齢化による消費支出の変化（t年と1996年の差）

=（高齢者医療費＋一般変動費）×一世帯当りの高齢者数
×（t年の高齢化比率／1996年の高齢化比率－1）

・ 少子化による消費支出の変化（t年と1996年の差）

=（未成年者医療費＋教育費＋一般変動費）×一世帯当りの未成年者数
×（t年の未成年比率／1996年の未成年比率－1）

（注）一般変動費とは、医療費、教育費を除く支出額の8.82%相当額。

▽ 一世帯当たり高齢者（65歳以上）数・未成年者（18歳未満）数（単位：人）

	20歳	25	30	35	40	45	50	55	60
高齢者数	0.04	0.02	0.05	0.10	0.22	0.24	0.21	0.17	0.12
未成年者数	0.65	0.83	1.36	1.77	1.79	1.22	0.39	0.12	0.11

（4）高齢化・少子化の影響の合算（d=a+b+c）

最後に、以上の高齢化・少子化による3つの影響を合算して、平均消費性向の変化を算出する（前掲図表19（2）、太実線d）。それによると、70年代以降、平均消費性向に対する各影響はほぼ相殺され、本格的な上昇圧力は2000年以降になるとの結果が得られる。

（資料）総務庁「家計調査年報」「全国消費実態調査報告」「推計人口」、
厚生省「国民生活基礎調査」「国民医療費」、
国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口」

【BOX 2】

「所得リスク」の計測方法

- (1) 消費マインドの水準そのものの以外に、消費者を覆う不確実性の高まりが消費支出の下押し要因となっていたと考えられる。将来所得についての不確実性が高まれば、その分主体間で将来所得についての見方に差異が生じ、所得予想値の分散が大きくなるため、この分散を用いて不確実性の代理変数とできると考えた。具体的には、豊田（1986）、小川（1991）等で紹介されている手法を参考にして、不確実性指標の作成を試みる。ここでは、経済企画庁「消費動向調査」の消費者意識調査の質問項目のうち、「収入の増え方」、「物価の上がり方」の2つに注目し、カールソン・パーキン法^(注1)を用いて実質所得成長率の予想値の分散（以下、「所得リスク」と呼ぶ）を求めることとする^(注2)。
- (2) 実質所得成長率は、名目所得成長率とインフレ率の差であるが、まずここでは、インフレ率の平均的な予想値である期待インフレ率、およびそのばらつき度合い（以下、「インフレ・リスク」と呼ぶ）の計測方法を述べる^(注3)。

(仮定1) 各主体とも、 t 期におけるインフレ率の騰落を感知する一定の臨界点（ δ_t ）を有しており、これは各主体間で共通である。

(仮定2) 期待インフレ率に関して、各主体の主観的確率分布の中央値の全体についての分布は、正規分布 $N(\mu_{p,t}, \sigma_{p,t}^2)$ に従う。

これらの仮定の下で、各主体間の期待インフレ率 $\mu_{p,t}$ および「インフレ・リスク」 $\sigma_{p,t}^2$ は、正規分布関数の性質上、次の①、②式で与えられる。

$$\textcircled{1} \quad \phi\left(\frac{p_t + \delta_t - \mu_{p,t}}{\sigma_{p,t}}\right) = 1 - A_t$$

$$\textcircled{2} \quad \phi\left(\frac{p_t - \delta_t - \mu_{p,t}}{\sigma_{p,t}}\right) = B_t$$

p_t : 現実のインフレ率

$\phi(\cdot)$: 累積標準正規分布関数

A_t : 「物価が上がる」と回答した人の割合（密度関数の右裾領域）

B_t : 「物価が下がる」と回答した人の割合（「 ϕ 」左裾領域）

①、②式は、 $\mu_{p,t}$ と $\sigma_{p,t}$ について解くことができるので、 $\alpha_t = \phi^{-1}(1 - A_t)$ および $\beta_t = \phi^{-1}(B_t)$ とすると、③、④式が得られる。

$$\textcircled{3} \quad \mu_{p,t} = p_t - \delta_t \frac{\alpha_t + \beta_t}{\alpha_t - \beta_t}$$

$$\textcircled{4} \quad \sigma_{p,t} = \frac{2\delta_t}{\alpha_t - \beta_t}$$

(注1) カールソン・パーキン法では、ある経済変数の変化の方向の予想について、何らかの質的なサーベイ・データが与えられているとき、ある仮定の下で、ここから母集団全体の平均的な予想値を求めることができる。また、母集団全体の平均的な予想値のみならず、主体個々の予想値の散らばり度合いも同時に算出できる。

(注2) また同法では、集計されたDIを単に用いるのではなく、DIの構成要素の変動に注目する点が特徴である。例えば、仮に同じDI=50でも、「上昇：30、不変：40、低下：30」と「上昇：10、不変：80、低下：10」では、期待値は同値ながら、明らかに前者の方がボラティリティが大きい（こうした情報を活用する）。

(注3) 以下、小川（1991）の説明を参考にしてている。

臨界点 (δ_t) については、合理的期待仮説 ($E(q_t | \Omega_{t-1}) = \mu_{p,t}$, $Var(q_t | \Omega_{t-1}) = \sigma_{p,t}^2$) を仮定し、下の⑤～⑦式を用いて計算した(注4)。ただし、 q_t は今後1年間のインフレ率の平均値、 Ω_{t-1} は過去のインフレ率からなる情報集合である。

$$\textcircled{5} \quad \delta_t = \frac{C_t + \sqrt{C_t^2 + 16D_t}}{8}$$

$$\textcircled{6} \quad C_t = \frac{\sum_{k=m}^t (q_k - p_k) (\alpha_k^2 - \beta_k^2)}{t - m + 1}$$

$$\textcircled{7} \quad D_t = \frac{\sum_{k=m}^t (q_k - p_k)^2 (\alpha_k - \beta_k)^2}{t - m + 1}$$

m : Ω_{t-1} が何期前までの過去のインフレ率の情報を含むかの尺度(注5)

(3) 同様に、名目可処分所得についても、名目期待所得成長率 $\mu_{y,t}$ およびそのばらつき度合い $\sigma_{y,t}^2$ を求める(注6)。

(4) 実質期待所得成長率は $\mu_{y,t} - \mu_{p,t}$ と、その分散で表現する「所得リスク」は、分散の定義より、 $\mu_{y,t} - \mu_{p,t}$ からその期待値 $E(\mu_{y,t} - \mu_{p,t})$ を引き2乗した値であるので、 $\sigma_{y,t}^2 + \sigma_{p,t}^2 - 2\text{cov}(\mu_{y,t}, \mu_{p,t})$ とそれぞれ表すことができる(注7)。

(5) こうして計算された「所得リスク」は、本文前掲図表28で明らかなように株価の動きに非対称に反応する。このことを再確認するために、「所得リスク」を実質株価の前期比で回帰してみる(注8)。推計式は下記の通りである。推計結果をみると、株価下落時(d2のケース)の株価のパラメータが有意にマイナスに効いている一方、株価上昇時(d1のケース)は、符号条件こそ満足しているものの、パラメータが小さく有意性にも乏しい。このことから、株価下落時に「所得リスク」がより強く反応していることが確認できる。

$$\begin{aligned} \text{var } y_{p,t} &= d1, d2 * \{a_1 + a_2 * \Delta nikkei + a_3 * \text{dummy74} + a_4 * \text{dummy75} + a_5 * \text{dummy76}\} \\ \text{var } y_{p,t} &: \text{「所得リスク」} \\ d1 &: \text{株価上昇時 } (\Delta nikkei > 0) \text{ を1とするダミー} \\ d2 &: \text{株価下落時 } (\Delta nikkei < 0) \text{ を1とするダミー} \\ \Delta nikkei &: \text{日経平均株価(実質値)の前期比} \\ \text{dummy74} \sim \text{dummy76} &: 74、75、76年を各々1とするオイルショック・ダミー \end{aligned}$$

(注4) この方法については、刈屋(1986)が詳しい。

(注5) 実際の推計では、 $m=t-11$ (過去3年の情報を含む)のケースのみを計測した。

(注6) 名目可処分所得については、SNA上97/1Qまでしか実績値がない。また、インフレ率と同様に、合理的期待仮説を仮定しているため、今後1年間の伸び率のパスも想定する必要がある。そこで、97/2～4Qについては、総務庁「労働力調査」や大蔵省「法人企業動向調査」等の利用可能な統計や情報を基に、また98/1Q以降については、諸々の仮定の下に独自に伸び率のパスを計算した(インフレ率は、98/1Q以降横這いと仮定)。

(注7) 共分散の定義である、 $\text{cov}(\mu_{y,t}, \mu_{p,t}) = E(\mu_{y,t} \mu_{p,t}) - E(\mu_{y,t}) E(\mu_{p,t})$ を用いている。

(注8) 株価は日経平均終値を用い、CPI(X-12-ARIMAで季調済)で実質化している。

▽「所得リスク」関数の推計結果

	a ₁	a ₂	a ₃	a ₄	a ₅	adjR ²	S.E/D.W
d1	3.895 (10.63)	-0.098 (-1.52)	21.060 (15.02)	14.586 (10.52)	8.592 (6.17)	0.79	2.71 0.53
d2	3.081 (9.86)	-0.224 (-3.54)	19.865 (14.36)	14.575 (11.07)	9.006 (6.83)	0.81	2.57 0.88

(注) ・推計期間：74/1～97/4Q

・括弧内はt値、S.Eは方程式の標準誤差、D.Wはダービン・ワトソン比。

(参考文献)

小川一夫 (1991)、「所得リスクと予備的貯蓄」、経済研究、Vol.42,No2.

刈屋武昭 (1986)、「計量経済分析の考え方と実際」、東洋経済新報社

豊田利久 (1986)、「合理的期待形成の検証」、国民経済雑誌、第154巻第2号