

# わが国の民間消費に対する非ケインズ効果の実証分析

亀田啓悟\*

関西学院大学総合政策学部

## 要旨

本稿では、わが国の民間消費に対する非ケインズ効果の存否を Solved-out 型消費関数を応用した Hjelm(2002)の手法で実証分析した。わが国経済を対象とする先行研究はすべて Perotti(1999)のオイラー方程式を応用した方法のみが採用されており、この点の本稿における新たな試みである。この結果 (1)わが国においても財政再建時に非ケインズ効果が発生しており、構造的基礎的財政収支対 GDP 比の前年度変化 1%、あるいは前年との累積変化 1.5%の改善は民間消費を約 1%改善する、(2)財政再建規模を同 0.8%、1.2%にすると利用するデータによっては非ケインズ効果の発生は確認できず、非ケインズ効果を期待するならばより大規模の財政再建が必要である、(3)非ケインズ効果の発生は財政再建の構成やその時期の為替レート変化、公的債務残高とは無関係であり、規模のみが重要である、(4)財政拡大期には非ケインズ効果は確認できない、の 4 点が明らかとなった。

JEL Classification: E12, E21, H31, H62, H63

Keyword: 非ケインズ効果、財政政策、財政赤字、公的債務

## 1 はじめに

2007年9月のGDP2次速報によれば、2006年度の実質経済成長率は2.1%と2001年のマイナス成長後の5年連続のプラス成長を実現した。また同月の月例経済報告も「景気は一部に弱さは見られるものの回復している」としている。

ところで、2002年1月に始まる景気回復の特徴として財政出動に頼らなかったことが挙げられる。事実、プラス成長を回復した2002年度以降公的需要の伸びはマイナスかほぼ横ばいであり<sup>1</sup>、緊縮的な財政政策が景気回復に貢献したとも考えられる。

---

\* 関西学院大学総合政策学部准教授 : kameda@kwansei.ac.jp

<sup>1</sup>伸び率: 02年度:0.1%、03年度:-0.5%、04年度:-1.4%、05年度:0.8%、06年度:-1.3%(実質)

この財政健全化が民需の回復をもたらすというアイデアは1980年代からヨーロッパ、特にドイツを中心に展開され「German View」と呼ばれている。また、この時に発生するケインズ経済学と逆向きの財政政策の効果は「非ケインズ効果(Non-Keynesian Effects)」と呼ばれ、Giavazzi and Pagano(1990)によるデンマークとアイルランドに関するケーススタディにより広く知られるところとなった。その後、Giavazzi and Pagano(1996)、Giavazzi et al.(1998,2000)、Perotti(1999)やHjelm(2002)が民間消費との関係を、Alesina et al.(2002)が民間投資との関係をOECD等のパネルデータによって実証研究している。

わが国における非ケインズ効果研究に注目すると、中里(2002)はPerotti(1999)のオイラー方程式を応用した方法でわが国の消費と財政の関係を年度データで分析し、その存在に肯定的な見解を述べている。これに対し、竹田・小巻・矢嶋(2005a)は4半期データが入手可能なOECD8カ国を対象に、中里(2002)同様Perotti(1999)の手法で分析し、わが国における非ケインズ効果には否定的な結論を導いている。

このようにわが国における非ケインズ効果分析はPerotti(1999)のオイラー方程式を用いた手法に限定されている。しかし、Hjelm(2002)はMuellbauer and Lattimore(1994)のSolved-out型消費関数を用いてOECDパネルデータによる分析を行い、非ケインズ効果を否定する実証結果を発表している。Hjelm(2002)が主張するように、合理的期待恒常所得仮説の分析において、オイラー方程式とSolved-out型のどちらかが優れているわけではない。そこで本研究では、Hjelm(2002)のフレームワークにより、わが国における民間消費に対する非ケインズ効果の有無を分析する。

本稿の構成は以下の通りである。2節で先行研究の紹介と比較検討を行い、望まれる研究の方向性をまとめる。3節で推計式と利用するデータを説明し、4節で実証方法・結果を述べる。5節は結論である。

## 2 非ケインズ効果の実証研究事例

### 2-1 海外における研究事例

本節では海外の代表的な実証研究を簡単に紹介し、次節で比較検討を行うことにする<sup>2</sup>。なお、非ケインズ効果の研究としてAlesina and Perotti(1995,1996)

---

<sup>2</sup>非ケインズ効果の理論分析については亀田(2004)を参照のこと。

等の財政改革の成功要因に関するEvent Studyを加える場合もあるが(竹田・小巻・矢嶋(2005a))、ここでは非ケインズ効果を「財政運営が民間主体の将来期待を変化させることにより、現在の民間需要をケインズ経済学の予想と逆向きに変化させる効果」と定義し、Alesina and Perotti(1995,1996)等はサーベイの対象としない<sup>3</sup>。また本稿の目的に鑑み民間消費に対する研究に議論を限定する(表1)。

非ケインズ効果研究の嚆矢とされるのはGiavazzi and Pagano(1990)である。1980年代のヨーロッパでは財政再建の影響について2つの意見が存在した。一方は財政再建は民間需要を減少させるという伝統的なケインズ経済学に従うものであり、もう一方は(基本的に)新古典派に立脚し、財政再建は民間の期待税負担の減少を通じて現在の需要を増加させると考えるものである。Giavazzi and Pagano(1990)はどちらが適切かを判断するには実証分析に拠るしかないとし、例としてデンマークとアイルランドの消費関数を推計し、財政再建期に対するout-of-sampleシミュレーションを実施した。その結果、両国の財政再建期には大幅な正の予測誤差が観察され、財政再建期に非ケインズ効果が発生したとの主張がなされた。

Giavazzi and Pagano(1990)以降、非ケインズ効果がこれら2国だけでなく一般的に発生するのに関心が集まり、多国間パネルデータによる実証分析が進んだ。Giavazzi and Pagano(1996)はOECDパネルデータでECM型消費関数を操作変数法により推計した。そして、通常期においては政府消費の変化が正の、政府収入が負の、政府移転が正の有意な影響を表わすのに対し財政再建時には逆の値をとることを示し、多国間データでの非ケインズ効果の存在を確認した。

またGiavazzi et al.(1998,2000)<sup>4</sup>は先進国だけでなく途上国についても分析を行った。具体的には貯蓄率関数を先進国はOECDデータ、途上国は世銀データにより、説明変数の内生性に配慮しつつ固定効果モデルで推計した。なおここで貯蓄は民間貯蓄と公的貯蓄の合計であり、Blanchard流の世代重複モデルに即して解釈がなされる。

推計の結果、通常期には貯蓄に政府消費が負の、純課税(=税負担-政府移転)

---

<sup>3</sup>非ケインズ効果とAlesina and Perotti(1995,1996)等のEvent Studyとの関係については、Giavazzi et al.(1998,2000)を参照のこと

<sup>4</sup>Giavazzi et al. (1998) とGiavazzi et al. (2000) は途上国分析の有無などいくつかの点で異なるが、定性的な結論は等しいのでここでは区別して扱わなかった。

が正の有意な影響を表わすのに対し、財政再建期・拡大期にはこれを弱める効果が検出され非ケインズ効果の存在が確認された。また、(1)先進国では政府消費より課税の非ケインズ効果が顕著だが途上国では対称的である、(2)先進国では財政拡大期より再建期の非ケインズ効果が顕著だが途上国では対称的である、(3)先進国では総政府債務対 GDP 比のレベル・増加率は非ケインズ効果の発生条件とならないが、途上国ではその増加率の高さが条件となると主張された。

さて、これまでの分析はその推計式に理論的な基礎がなく、財政スタンスの変化が本当に「期待」恒常所得を変化させているかを確認しているとはいえない。これに対し、Perotti(1999)は独自の理論モデルから財政スタンスの影響を加味したオイラー方程式を導出し固定効果モデルで OLS 推計した。ここで財政イノベーションは財政支出、税負担、GDP の 3 変数 Near-VAR より作成されている。その結果、通常期には政府消費イノベーションが正の、課税イノベーションが負の有意な影響を表わすのに対し、財政悪化期にはこの影響を凌駕する逆向きの効果が観察され、公的債務と財政赤字の悪化が非ケインズ効果の発生条件であると主張された。また財政支出を政府消費のみ、消費+投資、消費+投資+移転、に変更しても非ケインズ効果は発生するが、課税イノベーションの有意性は政府消費ほど高くないことから、Perotti(1999)は課税に関する非ケインズ効果は財政支出のそれよりも弱いと主張している。なお、財政イノベーションを操作変数として GMM 推計することにより、借入制約下でない家計の行動のみを抽出した分析もなされているが、その結果も OLS での結果と整合的なものとなっている。

また Hjelm(2002)は Muellbauer and Lattimore(1994)の Solved-out 型消費関数を用いた分析を行った。合理的期待恒常所得仮説の分析においてオイラー方程式と Solved-out 型のどちらかが優れているわけではない。よって、Hjelm(2002)も理論的基礎のある非ケインズ効果実証分析として評価すべきものである。ただし、分析フレームワークにはリカードの中立性が仮定され、財政支出のみに注目した分析となっている点に留意が必要である。

財政ダミーを含めた Solved-out 型消費関数を固定効果に配慮しながら操作変数法で推計した結果、これまでの研究と異なり、財政支出の非ケインズ効果は確認できなかった。また、財政再建の規模、総政府債務対 GDP 比のレベル・増加率、財政再建の構造（課税と政府消費削減の大小）、再建前の為替レートの評価・減価により財政再建ダミーを分割したところ、為替レートに関してのみ有

意な差が検出された。以上より、財政再建時に消費の増加が見られたのは再建前に為替レートの減価があった場合のみであることが確認され、Hjelm(2002)は財政再建成功の原因は事前の為替レートの減価による期待将来所得の上昇、つまりケインズ経済学で解釈可能な要因であると主張している。 \*表1挿入\*

## 2-2 先行研究の比較

以下、前節で紹介した先行研究の分析手法を(1)実証方法、(2)推計式、(3)財政再建・拡大の定義、の3点に分けて論じ、その後(4)分析結果を比較検討する。

### (1) 実証方法

表1からわかるように、サンプル数はどの研究も十分な数を有しており、推計方法も説明変数の内生性に配慮したものが利用されている。ただし操作変数の妥当性については疑問が残る。例えば、Giavazzi and Pagano(1996)では、操作変数に、説明変数の1期ラグと時点ダミー、国別ダミー、説明変数の1期ラグに国別ダミーを掛け合わせた変数、を利用している。ここで最後の「1期ラグに国別ダミーを掛け合わせた変数」に注目すると、説明変数の数は15、国数は19であるので、これだけで $15 \times 19 = 285$ にも上ることに気づく。操作変数の数が増えれば、推計結果はOLSの結果に近づくので、この操作変数が本当に説明変数の内生性に対処しているのか疑問が残る。他の研究においても操作変数の妥当性は検討されておらず、過剰識別制約検定等による確認が必要といえる。

### (2) 推計式

Hjelm(2002)も指摘するようにGiavazzi and Pagano(1996)の定式化はad hocである。またGiavazzi et al.(1998,2000)の貯蓄率関数は背景にある経済理論を問わないという利点はあるものの理論的基礎がないことには変わりはない。よってこれらの研究の推計式に十分な説明変数が含まれている保障はなくUnderspecificationの問題が発生している可能性もある<sup>5</sup>。

これに対し、Perotti(1999)とHjelm(2002)の理論的基礎は明確であり、それぞれHall(1978)、Davidson et al.(1978)以来の研究蓄積を持つ消費関数に立脚した分析となっている。よってPerotti(1999)とHjelm(2002)はこの点において他の2つの研究より信頼性が高いといえる。

---

<sup>5</sup> 例えばGiavazzi and Pagano(1996)には金利が含まれてなく、Giavazzi et al.(1998,2000)には資産残高が含まれていない。

### (3) 財政再建・拡大の定義

まず Perotti(1999)と他の研究ではダミーに対する考え方が大きく異なることを指摘しておく。Perotti(1999)以外の研究では、大規模で恒常的な財政変化を捉えることを目的としており、故にダミーも構造的(基礎的)財政収支の「変化」で構築される。これに対し Perotti(1999)は独自の理論モデルに基づき、公的債務や構造的財政収支の「レベル」に着目したダミーを作成している。

次に Perotti(1999)以外の研究について比較すると、Hjelm(2002)のみが構造的基礎的財政収支を用いており、その他の研究では単なる構造的財政収支を用いている。財政再建・拡大を定義する際には、その財政変化に政策的な意図があることを表現できるほうが望ましい。よって過去からの経緯によって決まる利子支払や景気循環による財政収支の変動は取り除くべきである。

以上より Hjelm(2002)のように構造的基礎的財政収支を利用するか、Perotti(1999)のように独自の理論的基礎を与えた上で財政再建・拡大を定義すべきと考えられる<sup>6</sup>。

### (4) 分析結果の比較

主要な論点は4点にまとめられる。第1に、財政再建の規模・恒久性についてであるが、この点は財政再建・拡大を定義した段階でその規模が非ケインズ効果に影響することを主張しているといえる。よって Hjelm(2002)を除く非ケインズ効果に肯定的な研究はすべて規模・恒久性の影響を確認していることになる。第2に財政再建・拡大の構成については、Giavazzi et al.(1998,2000)が純課税(課税-政府移転)に関する非ケインズ効果が政府支出に関するそれよりも大きいとしているのに対し、Perotti(1999)はその逆を主張し対立している。第3に公的債務については、Perotti(1999)がそのレベルを、Giavazzi et al.(1998,2000)が途上国に関してその増加率を非ケインズ効果発生条件として重視している。最後に Giavazzi et al.(1998,2000)は財政再建前の為替レートの減価は非ケインズ効果の発生と無関係としたのに対し、Hjelm(2002)はこれこそが財政再建を成功に導いた主因であると主張しており、食い違いを見せている。

---

<sup>6</sup> ただしPerotti(1999)もD2ダミーで基礎的財政収支を利用しない理由はなく、完全とはいえない。

非ケインズ効果分析は発展途上にあり分析手法も様々である。しかし、理論的基礎を持つ点と財政再建・拡大の定義の妥当性から Perotti(1999)と Hjelm(2002)の手法が他より望ましいといえよう。また非ケインズ効果の発生条件についてはまだ議論が分かれており、更なる研究の蓄積が必要といえる。

### 2-3 国内での研究事例

前節で見てきたように海外では非ケインズ効果の研究蓄積が進んでいるが、国内では中里(2002)、竹田・小巻・矢嶋(2005a)に限られている<sup>7</sup>。

中里(2002)はわが国の1958年度から98年までの年度データを Perotti(1999)の手法で分析している。ただし財政イノベーションは Near-VAR ではなく SVAR により作成されている。また、財政支出には政府消費+公的総固定資本形成が、課税負担には税収のみとこれにネットの社会保障負担を加えたものとの2通りが利用されている。財政悪化ダミーは(1)財政再建期といわれる1980年度から87年度を1とするもの、(2)課税平準化の下での最適財政赤字と比べ基礎的財政収支対GDP比が0.5%以上過大である時期を1とするものと、(3)Perotti(1999)のD2ダミーの3通りである。この結果、(1)のダミーの下でのみ財政支出に関する非ケインズ効果が10%有意水準で検出されたが、その他のケースでは確認されなかった。この結果から中里(2002)は財政改革の「継続性」を通じて非ケインズ効果が発生する可能性があると論じている。

一方、竹田・小巻・矢嶋(2005a)は中里(2002)の手法により四半期データが利用可能な8カ国を1980年1-3月期から2003年10-12月期までのデータで分析している<sup>8</sup>。ただしPerotti(1999)と異なり、財政ダミーに「レベル」ダミーだけでなく「変化」ダミーも利用されている。具体的には、「変化」ダミーとして構造的財政収支が連続する2年間で1.25%改善した場合、「レベル」ダミーは構造的財政赤字対GDP比が2年連続で3%以上である場合と定義されている<sup>9</sup>。推計・検定の結果、デンマーク、カナダ、オーストラリア、イタリアで非ケインズ効果の可能性が確認されたが、日本、アメリカ、イギリス、スウェーデンでは確認されず、特に日本について「先行研究(中里(2002)、富田(2001))では可

<sup>7</sup> ただし、田中・北野(2002)、川出・伊藤・中里(2004)等のVARによる研究や福田・計(2002)のEvent Studyでも、非ケインズ効果の存在可能性が指摘されている。

<sup>8</sup> ただしデンマークとイギリスについては89年1-3月期から。

<sup>9</sup> ただし、ここでは実際のGDPが利用されており、内生性の観点から適切とはいえない。詳しくはGiavazzi et al.(2000)参照。

能性を指摘されてきた非ケインズ効果は否定される」と述べている。

このようにわが国の非ケインズ効果研究は Perotti(1999)の手法に限定されている。しかし 2-2 節の通り、財政支出に限定されているとはいえ Hjelm(2002)の手法も Perotti(1999)と並んで有用なものといえる。次節では、Hjelm(2002)によりわが国の民間消費に対する財政支出の非ケインズ効果の存否を分析する。

### 3 推計式とデータの説明

#### 3-1 推計式

本節では、まずHjelm(2002)の利用したMuellbauer and Lattimore(1994)の Solved-out型消費関数を紹介し、その後、本稿の推計式を説明する。将来所得の不確実性を加味した上でCES型効用関数より消費関数を導出し、更に、借入制約、習慣形成を勘案すると、以下の消費関数を得る<sup>10</sup>。

$$\Delta \ln c_t = \beta(\ln y_t - \ln c_{t-1}) + \pi(1 - \beta)\Delta \ln y_t \\ + (1 - \pi)\beta[\beta_0 - \beta_1 r_t - \beta_2 \theta_t + \gamma A_{t-1}(1 + r_{t-1})/y_t + b(E_t \ln y_{t+1} - \ln y_t)] + \eta_t$$

ここで、 $c_t$ は一人当たり実質消費、 $y_t$ は一人当たり実質非財産可処分所得である。 $\theta_t$ は将来の不確実性を反映する変数で、 $r_t$ は実質金利、 $A_t$ は実質資産、 $E_t \ln y_{t+1}$ は第t時点に予測された恒常所得の対数値である。 $1 - \beta$ は借入制約下でない家計の習慣形成を表わし、前期の消費 $\ln c_{t-1}$ の $1 - \beta$ 倍は他の要因が作用しなくても今期必ず消費されることになる。 $\pi$ は借入制約下にある家計の割合を示し、 $\eta_t$ はMA(1)過程に従う誤差項である。以上よりわかるように、Solved-out型消費関数の利点は長期情報を利用できること、金利や資産、不確実性などの影響を明示的に扱える点にある。

さて、Hjelm(2002)は非ケインズ効果の理論的基礎として最もシンプルな動学的マクロ経済モデルを利用している。よって、財政支出の恒常的拡大(縮小)は合理的な家計の消費水準を瞬時に低下(増加)させる。言い換えれば、財政支出の恒常的拡大(縮小)が行われたと家計が予想した時点の消費の変化率は、他の時点より低く(高く)なる。Hjelm(2002)は家計が財政支出を恒常的と判断するか否かは財政再建・拡大の規模と継続年数に依存すると仮定し、消費関数に導入した財政ダミー変数の有意性により非ケインズ効果の有無を検定している。

---

<sup>10</sup> 導出の詳細はMuellbauer and Lattimore(1994)参照のこと。



なお、Hjelm(2002)は多国間パネルデータへの対応上、推計式の実質金利や資産残高に関する項に若干の変更を行っている<sup>11</sup>。本研究ではこの必要がないため、Muellbauer and Lattimore(1994)に立ち戻り、以下の推計式を利用する。

$$\Delta \ln c_t = \gamma_0 + \gamma_1(\ln y_t - \ln c_{t-1}) + \gamma_2 \Delta \ln y_t + \gamma_3 r_t + \gamma_4 \theta_t + \gamma_5 A_{t-1}(1+r_{t-1})/y_t + \gamma_6(E_t \ln y_{t+1} - \ln y_t) + \gamma_C CON_t + \gamma_E EXP_t + \eta_t$$

$CON_t$ は十分な財政再建を、 $EXP_t$ は十分な財政拡大を表わすダミー変数である。よって、 $\gamma_C > 0$ または $\gamma_E < 0$ であるとき財政支出の非ケインズ効果の存在が認められることになる。

### 3-2 データ

#### (1) 構築方法

利用するデータは表2にまとめたが、その詳細は以下のとおりである。まず一人当たり実質消費 $c_t$ は、消費関数に関する先行研究に倣い、家計の実質最終消費支出から耐久消費財を控除したものを人口で除して求めた。一人当たり実質非財産可処分所得 $y_t$ は家計可処分所得から純財産所得および帰属家賃（SNAでは営業余剰（持ち家）に該当）を控除したものを物価と人口で除して求めた。ここで帰属家賃を控除したのは、その源泉が住居という「財産」であるためである。一人当たり実質期末資産 $A_{t-1}(1+r_{t-1})$ は前年度末の純資産に(1)インカムゲインとしての純財産所得と帰属家賃と、(2)キャピタルゲイン・ロスに相当する家計期末貸借対照表の調整勘定計上額を加え、物価と人口で除して求めた。物価には家計消費デフレーターを利用し、人口には前年度末と当年度末の平均値を用いた。

金利には郵貯金利（定額貯金3年）を用い、実質金利は物価の対前年上昇率を控除して求めた。なおこの結果一人当たり実質期末資産 $A_{t-1}(1+r_{t-1})$ における $r_t$ と実質金利の $r_t$ の間で定義が異なることになるが、これは前者が事後的な金利であるのに対し後者は事前の金利であるためである。将来の不確実性を表す $\theta_t$ には日本リサーチ総合研究所の生活不安度指数を利用した。ここで生活不安度指

<sup>11</sup> この他に誤差項の自己相関に対応するという理由で被説明変数の1期ラグを説明変数に加える変更を行っているが、本稿では推計方法の変更によりこれに対処する。4-2節参照。なお被説明変数の1期ラグを説明変数に加えると推計式はECMとなりGiavazzi and Pagano(1996)の消費関数に理論的基礎を与えることになる。しかし、依然として金利や資産などが説明変数として含まれておらず、やはりad hocといわざるを得ない(Helm(2002))。

数を利用したのは竹田・小巻・矢嶋(2005b)で期待の効果を最も顕著に表しているとの結果が得られているためである。

ところで、68SNA から 93SNA への移行（平成 7 年基準改定）と 93SNA の平成 12 年基準改定により、2006 年 12 月 8 日現在、国民経済計算の時系列データには公表期間が異なる 3 系列が存在する。そこで本稿では後継系列の開始年の翌年度(1981 年度および 1997 年度)における、前系列に対する比率を用いて、平成 7 年基準に沿うように他の 2 系列を一律変換した。なお、ここで開始年の翌年としたのは家計期末貸借対照表の調整勘定計上額は開始年の翌年からのみ入手可能であるためである。なお、わが国の財政制度に鑑み、データには年度ベースを利用し、暦年データしか存在しないストックデータについては、「第 t 年度データ = 0.75 × 第 t 暦年データ + 0.25 第 t+1 暦年データ」で近似した。\*表

2 挿入\*

## (2) 財政ダミーの構築

2 節にまとめたように財政再建期・拡大期の定義に用いる最も一般的なデータは OECD Economic Outlook の構造的基礎的財政収支対潜在 GDP 比であり本稿でもこれを利用する<sup>12</sup>。

ところで、財政再建・拡大を表わす財政ダミー変数を定義する際には 2 つの相反する考え方が存在する。一方は、財政状況を厳密に定義するため、その条件を出来るだけ厳しくしようとする考え方である。しかし他方、条件を厳しくしすぎるとその時点数が少なくなってしまう、財政ダミーが何を表現するのかわからなくなる。

このトレードオフには絶対的な答えは存在しないが、サンプルに占める財政再建期・拡大期の割合はおおむね 10% から 40% 程度である（表 1）。そこで、本稿では財政再建期・拡大期を「構造的基礎的財政収支対潜在 GDP 比の対前年度変化が絶対値で 1% を超える年、あるいは前年との累積変化が 1.5% を越える年」と定義する。この結果、財政再建期は 1983~85 年度、01 年度、拡大期は 78 年度、92~95 年度、98,99 年度,02 年度となり、サンプルに占める割合はそれぞれ 28%、36% となる。

本稿では恣意性を排除するためこのように数値のみによって財政再建・拡大

---

<sup>12</sup> OECD Economic Outlook CD-ROM(2005,December)を利用。

期を定義したが、実際の財政運営との対応を示すと以下の通りである。78年度は第2次石油ショックに対応して財政支出が拡大されている。83年度はマイナスシーリングを開始した年であり、86年度以降は貿易不均衡問題に対処して積極財政に転じている。96年度、97年度を除く90年代後半は平成不況に対応して積極財政が展開された時期であり、01年度は小泉内閣による構造改革が開始された年である。02年度は景気の悪化により税収が落ち込み、「国債30兆円枠」を維持できなかった年度である。

なお、Hjelm(2002)では単に0か1の値をとる変数をそのまま財政ダミーとしているが、より大規模な財政再建・拡大ほど家計はその変化を恒常的と判断すると考えられる。そこで本稿ではこのダミー変数に構造的基礎的財政収支対潜在GDP比の対前年度変化(Fiscal Impulse: %)を乗じた変数を財政ダミーとして利用する。なお、以後この変数を単に財政ダミーと呼ぶので注意されたい。

## 4 推計方法と実証結果

### 4-1 恒常所得の期待値 ( $E_t \ln ym_{t+1}$ ) の推計

Solved-outした消費関数を推計するので、将来の非財産所得に関する予想を別途行う必要がある。Hjelm(2002)では各国ごとに4変数VAR(定数項・トレンド込み)により非財産可処分所得の予測を行い、

$$E_t \ln ym_{t+1} = \frac{1}{2} \ln \hat{y}_{t+1} + \frac{3}{10} \ln \hat{y}_{t+2} + \frac{3}{20} \ln \hat{y}_{t+3} + \frac{1}{20} \ln \hat{y}_{t+4}$$

により恒常所得を推計している。しかし、筆者の知る限り少なくとも以下の2点への対応が必要である。第1に、この方法はCampbell(1987)の指摘したSuperior Informationの問題に対応できていない。Superior Informationとは消費者が分析者より自身の将来に関してより多くの情報を有していることを意味する。Campbell(1987)はSuperior Informationが存在するとき、家計の将来非財産所得を推計する際に「貯蓄」(非財産可処分所得から消費を除いた値)も利用すべきことを明らかにしており、ここでも対応が必要である<sup>13</sup>。第2に竹田・小巻・矢嶋(2005b)は、我が国の恒常所得を推計するには消費者心理変数の導入が不可欠であることが明らかにしている。

本稿ではこれらの問題に対処すべく以下の方法により恒常所得の推計を行っ

<sup>13</sup> この点はMuellbauer and Lattimore(1993)でも指摘されていたがHjelm(2002)では利用されていない。

た。まず 1955 年度から 2003 年度のデータを用いて Campbell(1987)の手法により実質「貯蓄」を推計した。ついで、一人当たり直した実質「貯蓄」と一人当たりの実質非財産可処分所得、そして消費者心理変数としての完全失業率の対前年差で構成される 3 変数 VAR の Rolling Estimation を実施した。なお、4-2 節で説明するように、目指すべき消費関数の推計期間は 1978 年度から 2003 年度なので、Rolling Estimation のサンプル期末はこの期間の各年度となる<sup>14 15</sup>。なおラグの期数は最大期数を 4 期として BIC 基準により每期決定した。最後に、この VAR から一人当たりの実質非財産可処分所得の将来予想値を推計し、上式により一人当たりの実質恒常所得の期待値を算出した。なお、Campbell(1987)では 2 通りの「貯蓄」推計方法が提案されているので、以後、本稿でも 2 種類の「貯蓄」データ(貯蓄 1・貯蓄 2)を利用することにする<sup>16</sup>。 \*図 1 挿入\*

#### 4-2 消費関数の推計方法

非財産所得など、説明変数に含まれるいくつかの変数は明らかに誤差項と相関を持っている。Hjelm(2002)ではこの点に配慮し、操作変数法によって推計を実施しているが、本稿では GMM を用いることにより、既述の誤差項の自己相関にも同時に対処することにした。なお、HAC 行列を作る際の誤差項のラグ期数は全サンプル期間の 3 乗根を目安とし、3 期に設定した(Davidson and Mackinnon(2004))。

次に説明変数の多重共線性を確認したところ、一人当たり非財産可処分所得成長率と期待恒常所得のイノベーション ( $E_t \ln y_{m,t+1} - \ln y_t$ ) の間に高い相関が検出された(相関係数=0.89)。よって以下では非財産可処分所得成長率を説明変数から除いて分析を進めることとする。

最後に操作変数についてであるが、有限標本で分析を行う際には「説明変数の数+2」以上の操作変数が必要となる(Kinal(1980))。しかし、その数が多すぎれば 1 段階目の推定の決定係数が高くなり、OLS 同様、不偏性を持たない結

---

<sup>14</sup> 消費関数の推計と同様に生活不安度指数を利用すべきかもしれないが、同指数は 1977 年以降の公表であるため利用できなかった。

<sup>15</sup> Hjelm(2002)には”common strategy”に従って非財産所得を予測したとあるが、そのサンプル期間から単なる内挿予測と推察される。つまり、各時点において利用不能な情報に基づく予測が行われたと考えられ、この点において本稿の恒常所得作成はHjelm(2002)より望ましいと考えられる。なおGiavazzi and Pagano(1990)でもRolling Estimationにより財政支出の期待割引現在価値が算出、利用されている。

<sup>16</sup> なお、自由度の観点から 3 変数以上の VAR を採用することは困難である。

果をもたらす。また操作変数と説明変数との相関が弱い **Weak Instruments** のケースでは IV 推定量の有限標本分布と漸近分布はその標本数にかかわらず乖離するため、IV 推定量の一致性も漸近有効性も保障されない。(Davidson and Mackinnon (2004))

以上の点に配慮し、本稿では以下の方針に従って操作変数を選択した。まず、一般的に利用される説明変数のラグ変数を利用する。3-1 節で説明したように、推計式の誤差項は MA(1)過程に従うので、Campbell and Mankiw(1991)の指摘に従い、説明変数の 2 期ラグ変数を利用した。次に、不足する「+ 2 以上」については以下のように処理した。まず、操作変数の候補として、(A)被説明変数、すなわち一人当たり実質消費成長率の 2 期ラグ、(B) 多重共線性により説明変数から除いた非財産可処分所得成長率の 2 期ラグ、(C)恒常所得推計に用いた「貯蓄」2 期ラグ、(D) 推計された期待恒常所得の 2 期ラグ、を考える。そして、計 7 個の説明変数をこれらの変数の組合せ全 11 通り ( $\sum_{n=2}^4 \{4C_n\}$ ) に回帰させ、定数項以外のすべての推定パラメータが 0 となる帰無仮説に対する F 検定を実施した。この結果が表 3 であるが、残念ながら全ての説明変数に対して 10%水準で帰無仮説を棄却できる操作変数の組は存在しなかった。そこで有意水準を 20%に引き下げることとし、以後、2 種類の「貯蓄」とも表 3 における操作変数パターン 10 をベンチマークケースとして採用する。\*表 3 挿入\*

最後にサンプルサイズについてまとめておく。研究実施時において SNA の部門別期末貸借対照表は 1969 年暦年末から 2004 年暦年末まで公表されているが、OECD 公表(Economic Outlook CD-ROM,2005, December)の構造的基礎的財政収支は 1976 年以降のみである。財政ダミーは構造的基礎的財政収支の過去 2 年間の累積増加で構築され、操作変数に 2 期ラグ変数を用いる。よって、実際の推計期間は 1980 年度から 2003 年度 (24 サンプル) となる。

#### 4-3 推計結果

推計結果は表 4 (1)の通りである<sup>17 18</sup>。サンプル数が少ないため有意とならない係数パラメータが存在するが、不確実性尺度以外の変数の符号条件は理論と整合的である。また「貯蓄 2」の場合の不確実性尺度の係数は正值となるが有

<sup>17</sup>説明変数に耐久消費財ストック、世帯人数を加えた推計も実施したが、ともに有意とはならなかった。

<sup>18</sup>すべての操作変数パターンでの推計結果は文末の参考資料参照のこと。

意ではない。

注目すべき財政ダミーであるが、財政再建ダミーの係数は「貯蓄1」では5%、「貯蓄2」では10%有意水準で有意な正值となっており、非ケインズ効果の存在が確認できる。この結果はHjelm(2002)と異なるものである。また推計パラメータの値から、構造的基礎的財政収支対GDP比の対前年度変化が1%以上、あるいは前年からの累積変化が1.5%以上改善した年度においては、同比の対前年度1%の改善が民間消費を約1%改善させることがわかる。一方、財政拡大ダミーは有意ではなく非ケインズ効果の存在は確認できなかった。

(2)は財政ダミーの基準を「構造的基礎的財政収支対潜在GDP比の対前年度変化が絶対値で0.8%を超える年、あるいは前年との累積変化が1.2%を超える年」に緩めたものである。この結果、新たに財政再建期に81~82年度と97年度が、拡大期に96年度と03年度が加わるが、「貯蓄1」のケースでは非ケインズ効果が確認できなかった。この変更による財政ダミーのt値の低下はそれほど大きなものではなく断定的なことはいえないが、構造的基礎的財政収支の改善幅が大きいほど非ケインズ効果が発生しやすいとはいえよう。

(2)から(5)の結果は、財政再建期における非ケインズ効果の発生条件を探るべく、財政再建期をいくつかの条件により分割したものである。(3)は財政再建が歳出削減中心か歳入拡大中心かによって分割したものである<sup>19</sup>。具体的には、歳出、歳入それぞれの対潜在GDP対前年度変化率の絶対値の大小により財政再建期を2分割した<sup>20</sup>。この結果、財政ダミーはともに有意でなくなるが、より重要なのは2つのダミーの係数が有意に異なるか否かである。そこで2つの係数が等しいという帰無仮説に対するカイ2乗検定を実施したが、その有意確率(P値)はそれぞれ約0.46、0.50であり、帰無仮説は棄却されなかった。よって財政再建ダミーを分割する必要はなく、依然として表4(1)の推定結果を利用すべきといえる。

次に為替レートの変化との関係を考察する。Hjelm(2002)では財政再建が成功するのは為替レートの減価後のみであり、これはケインズ的な効果と見なすべ

<sup>19</sup> (3)から(5)の推計では、「+2」の操作変数を確保するため、財政再建ダミーの分割条件により、操作変数に含まれる財政再建ダミーの2期ラグ変数も分割している。

<sup>20</sup> OECD Economic Outlook CD-ROMより、歳入に”Current Receipt, Government, Cyclically Adjusted”から”Gross Government Interest Receipt”を控除した値、歳出に”Current Disbursements, Excluding Interest, Government, Cyclically Adjusted”に”Net Capital Outlays, Government”を加算した値を用いた。

きであると論じられた。そこで、財政再建期をその前々年度から前年度にかけての実質実効為替レート(日本銀行公表)の増減価で分割した結果が(4)である<sup>21</sup>。やはりカイ 2 乗検定の結果は有意ではなく、為替レートの変化は財政再建の成否と無関係といえる。

最後に財政再建前の公的債務残高の大きさが非ケインズ効果の発生条件であるとする Perotti(1999)の主張を確認するために財政再建期を 94 年度以前と 95 年度以後に分けた結果が(5)である。やはりカイ 2 乗検定の結果は有意ではなく、公的債務残高の大小は財政再建の成否と無関係であるといえる。<sup>22</sup> \*表 4 挿入

\*

## 5 結論

本稿では、わが国の民間消費に対する財政支出の非ケインズ効果の存否を Hjelm(2002)の手法により、1978 年度から 2003 年度のデータで実証分析した。国内先行研究では Perotti(1999)の方法のみが採用されており、この点の本稿における新たな試みである。

推計結果は以下のようにまとめられる。第 1 にわが国においても財政再建時に財政支出に関する非ケインズ効果が発生しており、構造的基礎的財政収支対 GDP 比の対前年度変化が 1%以上、あるいは前年からの累積変化が 1.5%以上改善した年度における同比の対前年度 1%の改善が民間消費を約 1%増加させることがわかった。第 2 に、財政再建規模が同 0.8%、1.2%では利用するデータによっては非ケインズ効果の発生を確認できず、もし財政再建において非ケインズ効果を期待するならば、大規模かつ持続的な歳出削減の方が望ましいことが明らかになった。第 3 に非ケインズ効果の発生は財政再建の構成やその時期の為替レート変化、公的債務残高とは無関係であり、その規模のみが重要であることが確認された。第 4 に財政拡大期には非ケインズ効果の存在は検出できなかった。

勿論、これらの結論には一定の留意が必要である。第 1 に構築した財政ダミーは家計の財政に対する期待を表していないかもしれない。本稿で財政再建期

---

<sup>21</sup> 財政再建の前年から当年にかけての為替レートの変化で財政再建ダミーを分割すべきとも考えられるが、内生性に配慮しここでは採用しなかった。

<sup>22</sup> ただし係数の符号とt値をみると 80 年代のほうが非ケインズ効果の存在可能性は高く、この結果は中里(2002)に近い結果と解釈できるかもしれない。

と定義した年が天候不順の年と同一である可能性は十分存在する。財政変化をよりよく表現するため、本稿では財政ダミーに構造的基礎的財政収支対潜在GDPの対前年変化を乗じる工夫を施したが、やはり留意は必要だろう。第2にサンプル数が不十分であったため、得られた推定パラメータが統計学的な問題を含んでいる可能性がある。4-2節で本稿での対応を説明したが、これらの対応で十分であるとは言い切れない。

最後に残された課題をまとめておく。第1に本稿のデータを用いてPerotti(1999)の手法により分析する必要がある。非ケインズ効果の検出が分析手法に依存するものであるならば、分析手法を含めた再検討が必要となる。第2にAlesina et al.(2002)のような民間投資に対する非ケインズ効果の分析も重要である。近年の景気回復を理解する上ではこちらの方が重要かもしれない。第3にHjelm(2002)のフレームワークを拡張し課税の非ケインズ効果も分析する必要がある。留意点を含め、これらについては今後の課題としたい。

#### (参考文献)

- Alesina, P., Ardagna, S., Perotti, R. and Schiantarelli, F. (2002), "Fiscal Policy, Profits, and Investment," *The American Economic Review*, Vol.92 No.3, 571-589.
- Alesina, A. and Perotti, R. (1995), "Fiscal Expansion and Fiscal Adjustments in OECD Countries," NBER Working Paper No.5214.
- Alesina, A. and Perotti, R. (1996), "Fiscal Adjustments in OECD Countries: Composition and Macroeconomic Effects," NBER Working Paper No.5730.
- Campbell, J. Y. and Mankiw, G. (1987), "Permanent Income, Current Income, and Consumption," *Journal of Business and Economic Statistics* VIII, 265-279
- Campbell, J. Y. and Mankiw, G. (1991), "The Response of Consumption to Income: A Cross-Country Investigation," *European Economic Review*, 35, 723-767.
- Davidson, J. E. H., Hendry, D. H., Srba, F. and Yeo, S. (1978), "Econometric Modeling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom," *The Economic Journal*, 88, 661-692.
- Davidson, R. and Mackinnon, J. G. (2004), *Econometric Theory and Methods*,



Oxford University Press.

- Giavazzi, F. and Pagano, M. (1990), "Can severe fiscal contraction be expansionary? Tales of two small European countries," In: Blanchard, O.J., Fischer, S. (Eds.) *NBER Macroeconomics Annual*.
- Giavazzi, F. and Pagano, M. (1996), "Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and the Swedish Experience," *Swedish Economic Policy Review*, 3, 67-103.
- Giavazzi, F., Jappelli, T, and Pagano, M. (1998), "Searching for Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy," IGER Working Paper 136.
- Giavazzi, F., Jappelli, T, and Pagano, M. (2000), "Searching for Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy: Evidence from Industrial and Developing Countries," *European Economic Review*, 44, 1259-1289.
- Hall, R. E. (1978), "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, 86(6), 971-987.
- Hayashi, F., (1982), "The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables," *Journal of Political Economy*, 90(5), 895-916
- Hjelm, G. (2002), "Is private consumption growth higher (lower) during periods of fiscal contractions (expansions)?" *Journal of Macroeconomics*, 24, 17-39.
- Kinal, T., W. (1980),"The Existence of Moments of k-class Estimators," *Econometrica*, 48, 241-249.
- Muellbauer, J. and Lattimore, R. (1993), "Income Expectations, Wealth and Demography in the Aggregate UK Consumption Function," Unpublished Paper Presented to the HK Treasury Academic Panel, Nuffield College, Oxford University.
- Muellbauer, J. and Lattimore, R. (1994), "The Consumption Function: The Theoretical and Empirical Overview," In M. h. Pesaran and M. R. Wickens (eds.), *Handbook of Applied Econometrics*, Blackwell, Oxford.
- Perotti, R. (1999), "Fiscal policy in good times and bad," *Quarterly Journal of Economics*, 114, No.4, 1399-1439.

- 亀田啓悟(2004)「非ケインズ効果の理論的基礎に関するサーベイ」『ファイナンス』446号、財務省
- 川出真澄・伊藤新・中里透(2004)「1990年以降の財政政策の効果とその変化」井堀利宏編『日本の財政赤字』第5章、岩波書店
- 竹田陽介・小巻泰之・矢嶋康次(2005a)「非ケインズ効果と rule-of-thumb な家計」竹田陽介・小巻泰之・矢嶋康次著『期待形成の異質性とマクロ経済政策』第10章、東洋経済新報社
- 竹田陽介・小巻泰之・矢嶋康次(2005b)「消費における不安と rule-of-thumb な家計」竹田陽介・小巻泰之・矢嶋康次著『期待形成の異質性とマクロ経済政策』第2章、東洋経済新報社
- 田中秀明・北野祐一郎(2002)「欧米諸国における財政政策のマクロ経済的効果」『フィナンシャル・レビュー』第63号 財務省財務総合政策研究所
- 富田俊基(2001)『日本国債の研究』東洋経済新報社
- 中里透(2002)「財政再建の非ケインズ効果をめぐる論点整理」『経済分析』第163号、内閣府経済社会総合研究所
- 福田慎一・計総(2002)「日本における財政政策のインパクト—90年代のイベントスタディー—」『金融研究』第21巻第3号 日本銀行金融研究所

表1: 海外の代表的な研究事例

	データ	推計方法	推計式	財政ダミー		非ケインズ効果						
				財政再建・拡大の定義	episodesの数		有無	発生条件				
					再建(悪化)	拡大		規模	構成	債務レベル	債務成長率	為替レート
Giavazzi and Pagano(1990)	71-87年(D) 61-87年(I) (注1)	NLIV 国別	消費関数 (Hayashi (1982))	(財政再建期に対するOut-of-Sample Simulation を実施し推定残差の大きさから判断)	-	-	あり	-	-	-	-	-
Giavazzi and Pagano(1996)	72-92年 先進19ヶ国 (n=367)	IV パネル	ECM型 消費関数	構造的財政収支の累積増加が (1)その年を含む連続する4年間で潜在GDPの5%以上 (2)その年を含む連続する3年間で潜在GDPの4%以上 (3)その年を含む連続する2年間で潜在GDPの3%以上 あるいは (4)その年の構造的財政収支の変化が3%以上	36話 計114年 (31.0%)	-	あり	-	-	-	-	-
Giavazzi, Jappelli and Pagano (2000)	70-96年 先進18ヶ国 (n=417)	IV パネル	貯蓄率 関数	構造的財政収支対潜在GDP比が2年間で少なくとも1 年当たり1.5%変化	38話 計99年 (23.7%)	65話 計174年 (41.7%)	あり	○	○	-	-	-
	70-94年 途上101ヶ国 (n=1770)	OLS パネル			270話 (注2)	259話 (注2)	あり	○	×	-	○	-
Perotti(1999)	65-94年 先進19ヶ国 (n=484)	OLS /GMM パネル	オイラー 方程式	D1ダミー 前年の景気調整済み公的債務と将来の財政支出の 割引現在価値の合計をトレンドGDPで除したものが 90%以上となる時	計48年 (9.9%)	-	あり	○	×	×	×	×
				D2ダミー 前年と前々年の構造的財政赤字の対トレンドGDPが 4%以上となる時	計53年 (11.0%)	-	あり	○	-	○	-	-
Hjelm(2002)	74-97年 先進19ヶ国 (n=456)	IV パネル	Solved -out型 消費関数	構造的基礎的財政収支対潜在GDP比の累積変化が (1)その年を含む連続する4年間で5%以上 (2)その年を含む連続する3年間で4%以上 (3)その年を含む連続する2年間で3%以上 (4)その1年で3%以上	23話 計82年 (18.0%)	22話 計65年 (14.6%)	なし	×	×	×	×	(○) (注3)

(注1)Dはデンマーク、Iはアイルランド。(注2)episodesに含まれる年数に関する記述はなく不明。(注3)Hjelm(2002)の財政再建の成功理由は非ケインズ効果ではなく、  
為替の減価期待であるため括弧つきで記載した。

表2: データ一覧

一人当たり 実質消費	(実質最終消費支出－実質耐久財)/人口	所得支出勘定 および 家計期末 貸借対照表
一人当たり 実質非財産所得	(可処分所得－(財産所得(受取)－財産所得(支払))－営業余剰(持ち家)(純))/人口/物価	
一人当たり 実質期末資産	(前期末金融資産－前期末負債) ＋(財産所得(受取)－財産所得(支払)) ＋(その他資産量の調整勘定: 資産－その他資産量の調整勘定: 負債) ＋(再評価勘定: 資産－再評価勘定: 負債) ＋その他: 固定資産＋営業余剰(持ち家)(純)	
物価	最終消費支出デフレーター(平成7年暦年基準)	
人口	(年度末人口＋前年度末人口)/2 (万人)	人口推計月報
実質金利	貸出約定金利(長期/国内銀行)(年度平均値) －対前年度物価上昇率(民間消費デフレーターベース: 平成7年暦年基準)	金融経済 統計月報
失業率	完全失業率(年度平均値)	労働力調査

※平成15年度と平成16年度の『国民経済計算年報』を利用。ただし平成15年度の『国民経済計算年報』の物価は連鎖方式のみの掲載であるため、物価については平成14年度と平成16年度のものを利用した。

※異なる年度の『国民経済計算年報』に掲載されたデータの接続方法については本文参照。

※一人当たり実質期末資産データの作成に用いたストックデータの年度値の算出方法については本文参照。

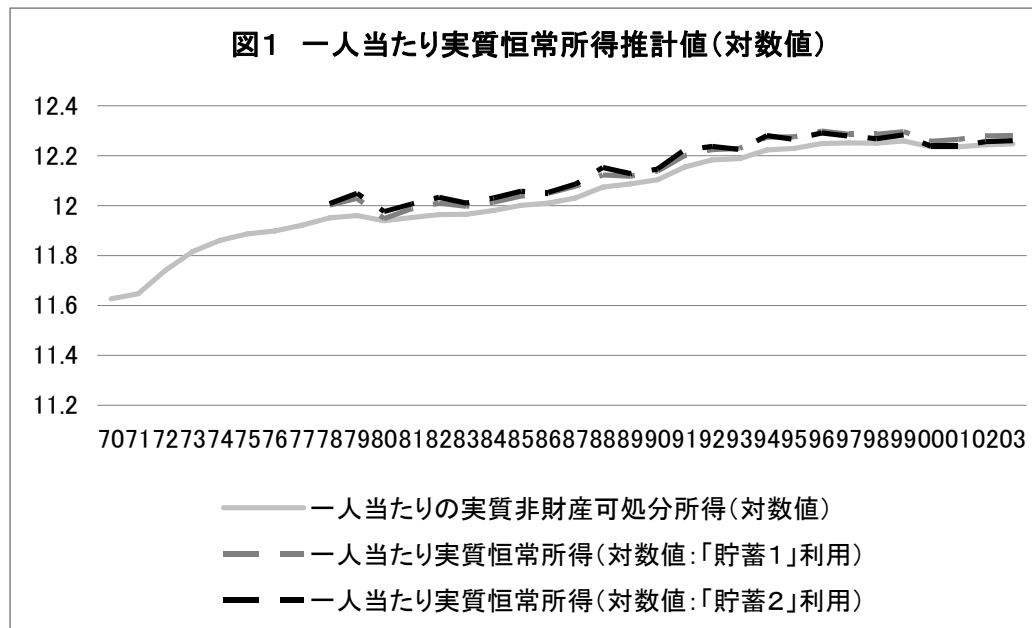
表3 Weak Instrumentの検定(F検定の有意確率)

	IVパターン				lnY -lnC <sub>-1</sub>	$\theta$	r	(1+r <sub>-1</sub> ) *A <sub>-1</sub> /Y	lnYm -lnY	財政 再建 ダミー	財政 拡大 ダミー	
	パ タ ー ン 番 号	(A)	(B)	(C)								(D)
「貯蓄1」 利用	1	○	○	○	○	0.002 **	0.000 **	0.006 **	0.012 **	0.153	0.356	0.204
	2		○	○	○	0.001 **	0.000 **	0.003 **	0.008 **	0.094 *	0.283	0.167
	3	○		○	○	0.001 **	0.000 **	0.014 **	0.007 **	0.092 *	0.271	0.128
	4	○	○		○	0.001 **	0.000 **	0.024 **	0.006 **	0.094 *	0.312	0.282
	5	○	○	○		0.001 **	0.001 **	0.009 **	0.010 **	0.100 *	0.286	0.164
	6			○	○	0.001 **	0.000 **	0.006 **	0.004 **	0.052 *	0.202	0.101
	7		○		○	0.000 **	0.000 **	0.015 **	0.003 **	0.053 *	0.260	0.210
	8		○	○		0.000 **	0.000 **	0.005 **	0.009 **	0.059 *	0.241	0.119
	9	○			○	0.001 **	0.000 **	0.012 **	0.008 **	0.055 *	0.213	0.354
	10	○		○		0.001 **	0.001 **	0.006 **	0.004 **	0.058 *	0.192	0.128
	11	○	○			0.001 **	0.063 *	0.011 **	0.027 **	0.081 *	0.212	0.211
「貯蓄2」 利用	1	○	○	○	○	0.002 **	0.000 **	0.013 **	0.006 **	0.010 **	0.346	0.209
	2		○	○	○	0.001 **	0.000 **	0.007 **	0.006 **	0.005 **	0.293	0.167
	3	○		○	○	0.002 **	0.000 **	0.020 **	0.007 **	0.005 **	0.275	0.140
	4	○	○		○	0.001 **	0.000 **	0.020 **	0.002 **	0.005 **	0.286	0.203
	5	○	○	○		0.001 **	0.001 **	0.012 **	0.004 **	0.005 **	0.259	0.191
	6			○	○	0.001 **	0.000 **	0.010 **	0.005 **	0.002 **	0.218	0.105
	7		○		○	0.000 **	0.000 **	0.015 **	0.002 **	0.002 **	0.260	0.145
	8		○	○		0.000 **	0.000 **	0.010 **	0.007 **	0.002 **	0.248	0.129
	9	○			○	0.001 **	0.000 **	0.011 **	0.008 **	0.007 **	0.193	0.303
	10	○		○		0.001 **	0.000 **	0.010 **	0.003 **	0.002 **	0.184	0.181
	11	○	○			0.001 **	0.005 **	0.011 **	0.012 **	0.034 **	0.206	0.127

表4: 耐久財を除く一人当たり実質消費  
(GMM:1980-2003年度)

	「貯蓄1」利用					「貯蓄2」利用				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
定数	-0.06583 *	-0.05013	-0.07742	-0.07093 *	-0.03707	-0.0807 **	-0.07211	-0.11842	-0.07794 *	-0.02906
	-1.711	-0.934	-1.136	-1.905	-0.760	-2.043	-1.358	-4.573	-2.667	-0.620
lnY-lnC <sub>t-1</sub>	0.294316 **	0.16106	0.23295	0.32003 **	0.21377	0.275643 **	0.10348	0.34666	0.26471 **	0.20443
	2.470	0.886	0.803	2.956	1.099	2.143	0.440	2.266	1.678	1.021
r(実質金利)	0.005907 **	0.00496 *	0.00494	0.00621 **	0.00475 **	0.006391 **	0.00569 *	0.00872	0.00615 **	0.00476 **
	2.965	1.876	0.949	3.233	2.282	3.507	1.788	3.731	2.960	1.970
θ(不確実性尺度)	-5.8E-05	-0.00007	0.00005	-0.00005	-0.00015	3.84E-05	0.00008	0.00015	0.00003	-0.00019
	-0.508	-0.486	0.429	-0.427	-1.156	0.183	0.366	1.516	0.195	-1.192
(1+r <sub>t-1</sub> )A <sub>t-1</sub> /Y	0.00626 **	0.00700 **	0.00820 **	0.00645 **	0.00634 **	0.00528 **	0.00418 **	0.00233 **	0.00522 **	0.00652 **
	6.447	6.776	2.854	5.897	4.528	2.123	1.429	0.786	3.293	3.884
lnY <sub>m</sub> -lnY	0.11348	0.09141	0.40501 *	0.09309	0.02642	0.168168	0.28379	0.30435 *	0.17812	-0.05873
	0.856	0.469	1.917	0.686	0.159	0.640	0.980	1.998	0.844	-0.308
EXP(1%/1.5%)*PB黒字/GDP	-0.00106		0.00472	-0.00174	-0.00252	0.000		0.00031	-0.00154	-0.00254
	-0.475		0.796	-0.709	-1.223	-0.142		0.126	-0.480	-1.121
CON(1%/1.5%)*PB黒字/GDP	0.010702 **					0.009681 *				
	2.020					1.873				
EXP(0.8%/1.2%)*PB黒字/GDP		-0.00058					0.002			
		-0.226					0.582			
CON(0.8%/1.2%)*PB黒字/GDP		0.01048					0.012 *			
		1.571					1.765			
CON(1%/1.5%&歳出削減中心) *PB黒字/GDP			0.00500					0.01105 **		
			0.740					2.001		
CON(1%/1.5%&歳入増加中心) *PB黒字/GDP			-0.05581					0.04167		
			-0.667					0.885		
CON(1%/1.5%&円減価期) *PB黒字/GDP				0.01053 **					0.01041 **	
				2.096					2.022	
CON(1%/1.5%&円増価期) *PB黒字/GDP				0.01411					0.01403	
				1.507					1.472	
CON(1%/1.5%&94年以前) *PB黒字/GDP					0.01528					0.01746
					1.010					1.171
CON(1%/1.5%&95年以後) *PB黒字/GDP					0.00700					0.00205
					0.534					0.172
R <sup>2</sup>	0.80825	0.75691	0.61241	0.78763	0.71279	0.84022	0.72608	0.82388	0.80565	0.65825
SL of Hansen's J	0.73140	0.59186	0.55982	0.53610	0.69154	0.49826	0.81640	0.55982	0.53610	0.69154
X <sup>2</sup>			0.45663	0.65636	0.74733			0.497508	0.619633	0.507425

(注) 被説明変数は耐久財を除く一人当たり実質個人消費対数値の対前年差。データは1980年度から2003年度までの年度ベース。推計方法はGMM(HAC行列のラグは3期)。下段はt値。R<sup>2</sup>は決定係数。SL of Hansen's Jは過剰識別検定の有意確率(0.05あるいは0.01以下だと操作変数が誤差項と相関をもっている可能性を否定できない)。X<sup>2</sup>は分割した財政再建ダミーの係数が等しいという制約に対するカイ2乗検定の有意確率。\*\*は5%、\*は10%有意を意味する。



(注)VARのラグ数はBICにより決定しており、「貯蓄1」利用系列では1978年度、79年度のみ3期、他期間は1期。「貯蓄2」利用系列では1979年度が3期、他期間は1期である。

参考:耐久財を除く一人当たり実質消費(操作変数のすべての組を利用)  
(GMM:1980-2003年度)

●「貯蓄1」利用

IVパターン	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
定数	-0.09204 **	-0.08964 **	-0.06483 *	-0.01321	-0.06268	-0.06578 *	-0.00555	-0.05542	-0.09533 **	-0.06583 *	-0.01113
lnY-lnC <sub>t-1</sub>	0.38004 **	0.35980 **	0.29298 **	0.10128	0.28502 **	0.28989 **	0.06858	0.27283 **	0.40490 **	0.29432 **	0.08857
r(実質金利)	0.00746 **	0.00715 **	0.00585 **	0.00290	0.00571 **	0.00588 **	0.00213	0.00529 **	0.00773 **	0.00591 **	0.00269
θ(不確実性尺度)	0.00000	0.00000	-0.00006	-0.00015	-0.00007	-0.00006	-0.00015	-0.00011	-0.00001	-0.00006	-0.00015
(1+r <sub>t-1</sub> )A <sub>t-1</sub> /Y	0.00632 **	0.00638 **	0.00633 **	0.00756 **	0.00698 **	0.00638 **	0.00811 **	0.00764 **	0.00566 **	0.00626 **	0.00751 **
lnY <sub>m</sub> -lnY	0.13314	0.17256	0.10894	-0.12597	0.06985	0.11942	-0.14593	0.06337	0.23655	0.11348	-0.13556
CON(1%/1.5%)*PB黒字/GDP	0.00854 **	0.00868 **	0.011 **	0.011	0.008 **	0.011 **	0.013	0.011 *	0.009 **	0.011 **	0.011
EXP(1%/1.5%)*PB黒字/GDP	-0.00192	-0.00145	-0.001	-0.005	-0.003	-0.001	-0.006	-0.004 *	0.001	-0.001	-0.005
R <sup>2</sup>	0.85937	0.85365	0.80599	0.59330	0.82351	0.80248	0.47680	0.74063	0.84839	0.80825	0.58133
SL of Hansen's J	0.58920	0.58958	0.88841	0.59113	0.50607	0.84987	0.89747	0.79780	0.85379	0.73140	0.38068

●「貯蓄2」利用

IVパターン	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
定数	-0.10659 **	-0.09581 **	-0.07695 **	-0.03778	-0.08712 **	-0.07499 **	-0.03423	-0.02775	-0.06733	-0.08070 **	-0.05575
lnY-lnC <sub>t-1</sub>	0.37153 **	0.27888 *	0.28055 **	0.33493 *	0.37056 **	0.22820 *	0.22045	0.19434	0.28226 **	0.27564 **	0.31989 *
r(実質金利)	0.00810 **	0.00693 **	0.00629 **	0.00542 *	0.00743 **	0.00579 **	0.00420	0.00374	0.00597 **	0.00639 **	0.00591 **
θ(不確実性尺度)	0.00009	0.00011	0.00002	-0.00022	-0.00001	0.00004	-0.00015	-0.00018	-0.00003	0.00004	-0.00010
(1+r <sub>t-1</sub> )A <sub>t-1</sub> /Y	0.00513 **	0.00494 **	0.00559 **	0.00858 **	0.00642 **	0.00522 **	0.00813 **	0.00878 **	0.00614 **	0.00528 **	0.00704 **
lnY <sub>m</sub> -lnY	0.15098	0.23033	0.13813	-0.21828	0.02739	0.20953	-0.06398	-0.04779	0.07517	0.16817	-0.09958
CON(1%/1.5%)*PB黒字/GDP	0.00889 **	0.00858 *	0.010 **	0.010	0.009 *	0.010 *	0.012	0.013	0.010 **	0.010 *	0.009
EXP(1%/1.5%)*PB黒字/GDP	-0.00133	-0.00069	-0.001	-0.005 *	-0.003	-0.001	-0.005 *	-0.006	-0.002	0.000	-0.003
R <sup>2</sup>	0.85977	0.85067	0.83489	0.66489	0.85204	0.82662	0.64897	0.56310	0.82145	0.84022	0.77800
SL of Hansen's J	0.58188	0.56603	0.70104	0.66520	0.39258	0.68576	0.98967	0.73011	0.50869	0.49826	0.50452

(注) 被説明変数は耐久財を除く一人当たり実質個人消費対数値の対前年差。データは1980年度から2003年度までの年度ベース。推計方法はGMM(HAC行列のラグは3期)。下段はt値。R<sup>2</sup>は決定係数。SL of Hansen's Jは過剰識別検定の有意確率(0.05あるいは0.01以下だと操作変数が誤差項と相関をもっている可能性を否定できない)。X2は分割した財政再建ダミーの係数が等しいという制約に対するカイ2乗検定の有意確率。\*\*は5%、\*は10%有意を意味する。