

財政赤字のマクロ経済効果

－カルマン・フィルタによる中立命題の検証－

畑農 鋭矢*

要 約

財政赤字の負担について考える上で、中立命題の実証的検討を行うことは避けて通れない道程である。当然のことながら、すでに内外を通じて数多くの先行研究が重要な理論的貢献・実証的貢献を積み重ね、その結果として中立命題の分析モデルは大いに洗練されてきた。しかしながら、必ずしも結論は一致せず、特に分析対象の時期による推定結果の違いは著しく大きい。

そこで、本稿では、Blanchard (1985) 型の連続時間モデルを基礎として消費関数を導出し、パラメータが時間とともに変動する可能性を示した。本モデルでの理論的帰結によれば、消費関数のパラメータは、人々の期待の変化に依存しており、時間を通じて一定ではない可能性がある。仮に、この変化が無視できないほどに大きいとすると、パラメータが一定であることを前提とした一般的な回帰分析では正しい結論を導き出すことが難しい。これに対して、カルマン・フィルタと呼ばれる手法によれば、パラメータの変化を許容することができるため、理論モデルに即した推定が可能となる。

中立命題と流動性制約の検証仮説を含む消費関数に対してカルマン・フィルタを適用した結果、得られた主要な結論は以下の通りである。

第1に、推定パラメータは時系列的に大きく変動しており、パラメータを一定として推定を行うことには問題がある。とりわけ、オイルショック、公債発行条件の緩和、公的年金制度の確立などの環境変化があった1970年代とバブル崩壊を経験した1990年代については、いくつかの重大なパラメータの変化が確認される。

第2に、流動性制約家計は常に一定以上の割合を占めており、中立命題が大きく攪乱されている様子が窺える。本稿での結果に基づけば、公債発行による減税は、流動性制約下にある家計を通じて、経済の消費を増大させる効果を持つことになる。

第3に、中立命題の成否を決めるいま1つの要因である現在世代と将来世代とのリンクの程度は時間とともに変化してきている。具体的には、将来世代とのリンクは、1970年代後半以降、徐々に弱まっており、1990年代には公債による将来負担をほとんど考慮していない可能性が示唆された。ここでの結果によれば、最近の動きは中立命題から乖離する方向にあり、公債の累増が人々の異時点間資源配分を攪乱していると考えられる。

第4に、公的年金の将来純負担については、公的年金制度の骨組みが確立して以来、概ね自らの負担と認識していたが、1990年代に入って状況が変化した。最近では、家計は将来の負担のうち半分程度を自らの負担と認識しているに過ぎず、公債の負担と似た動きが確認される。

* 千葉大学教育学部助教授、財務省財務総合政策研究所特別研究官

以上のように、本稿のアプローチは、中立命題に関していくつかの重要な知見を与えてくれるが、以下の点に留意が必要である。第1に、いくつかの構造パラメータの値については、理論的に尤もらしい範囲からはずれることがあり、推定精度の改善が望まれる。第2に、本稿のモデルは「永遠の若さ (perpetual youth)」を前提としており、若年期と高齢期の区別が存在しない。現在の日本の財政問題を考える上では、高齢化問題を明示的に議論できるようなモデルへの改善が期待される。第3に、流動性制約のモデル化が単純であり、最新の研究成果を取り込んだ拡張を行うことが望ましい。第4に、年次データだけでなく、四半期データによる推定が課題である。第5に、年齢階級や所得階層別に細分化されたデータに対してカルマン・フィルタを適用することによって、より詳細な情報が得られると考えられる。

I. 中立命題に関する理論的整理

I-1. 伝統的議論

財政赤字ないし公債の負担について、一般に広く信じられている見解は、政府の借金を家計の借金に例えるものである。この議論に従えば、借金は将来時点において必ず返済されなければならないから、財政赤字は将来に負担を転嫁するということになる。もちろん、借金は常に不健全なわけではなく、その用途が重要である。家計の場合で言えば、住宅等の耐久財を購入するために借金をすることは必ずしも問題視されない。同様に、政府が公債発行によって調達した資金を有益な社会資本整備などに当てれば、将来時点における負担に見合った便益が得られることになる。このように財政赤字の負担を家計の借金と対比する議論は、政府部門を主体として考える場合には妥当である。しかし、一国全体として財政赤字が負担か否かとなると、議論は異なる様相を見せる。

最初に想起されるべきは「リカードの中立命題」として知られる議論であり、一国全体としては公債の負担がないことを主張する新正統派の見解であろう¹⁾。いま、財政支出を租税か公債発行で賄うという選択に直面しているとしよ

う。仮に公債発行を増やすと、その分だけ租税負担は軽くなるが、公債購入のために減税分と同額の資金が必要であるから、国民の利用可能資源は変わらない。また、公債の償還時には租税負担が重くなるが、償還により増税と同額の資金が国民へ渡るので、やはり利用可能資源は不変である。つまり、国民全体として見れば、公債は債務であると同時に資産なのである。しばしば、「現在、国の借金は国民1人あたり〇〇円」というような議論が見られるが、これは公債保有の資産としての側面を無視したものである。

しかし、上記の見解に対して、Bowen, Davis and Kopf (1960) は世代間移転の視点を導入することにより、財政赤字の負担に関する重要な反論を行った。彼らの主張は単純明快である。もし、発行時に公債を購入する家計（家計A）と将来に償還資金のための課税を負担する家計（家計B）が異なれば、家計Aは減税の恩恵のみを受け、家計Bは増税の負担のみを被るので、家計Bから家計Aへの移転が生じることになる。つまり、家計Aを現在世代、家計Bを将来世代と考えれば、将来世代への負担転嫁が生じるの

1) 代表的文献として Lerner (1948) が挙げられる。

である。また、Modigliani (1961) は財政赤字が資本蓄積を阻害し、将来の経済成長を低下させる可能性を指摘した。そこでの主張の核は、民間投資のクラウディング・アウトである。財政赤字が発生すると、貯蓄の一部が公債購入にあてられるので、民間投資が抑制され、その結果資本蓄積が阻害される。このようなケースでは、一国全体としても経済成長の低下による負担を負わざるを得ないというわけである。しかしながら、これらの議論に対しても再反論が提示される。遺産を通じた世代間のリンクに光を当てた「バローの中立命題」である。

I-2. バローの中立命題

以下では、Bowen, Davis and Kopf (1960) の議論を簡単な数値例で確認した上で、バローの中立命題の要点を確認しておこう。いま、現在世代の家計Aと将来世代の家計Bを考えることとする。家計は若年期と老年期の2期間生存するが、両家計の生存時点は1期だけずれており、家計Aの老年期に家計Bは若年期にある。ここで、両家計とも若年期に100万円の可処分所得を獲得し、若年期と老年期で半分ずつ消費しているものとしよう。利子の存在を無視すると、公債が存在しない場合の各家計の異時点間資源配分は表1のように書ける。なお、消費と貯蓄の合計が可処分所得に等しくなっている点に注意されたい。

次に、第1期に家計Aに対して10万円分の減税が行われ、その財源を公債で賄うケースを考えよう。発行された公債は、第2期において若年期にある家計Bに対する課税で償還される。このとき、減税の恩恵のみを受ける家計Aの生涯可処分所得は110万円に増え、公債償還に伴う増税の負担のみを被る家計Bの生涯可処分所得は90万円に減少する。依然として、若年期と老年期で可処分所得を折半して消費するものとすれば、各家計の消費は表2のように変わり、中立命題は成立しない。また、1期目の貯蓄は55万円(=110-55)であるが、このうち10万円は公債の購入にあてられるから、投資の資源

表1 公債が存在しない場合の異時点間資源配分

		1期	2期	3期
家計A	可処分所得	100	0	
	消費	50	50	
	貯蓄	50	-50	
家計B	可処分所得		100	0
	消費		50	50
	貯蓄		50	-50

表2 公債が発行された場合の異時点間資源配分

		1期	2期	3期
家計A	税の変化	-10	0	
	可処分所得	110	0	
	消費	55	55	
	貯蓄	55	-55	
家計B	税の変化		10	0
	可処分所得		90	0
	消費		45	45
	貯蓄		45	-45

は45万円(=55-10)に減少し、クラウディング・アウトが発生している。結局、このケースでは、将来の税負担を免れる世代にとって公債が資産となるため、その分だけ消費が増加し、投資のための資源が減少するのである。

ところが、Barro (1974) は、公債を購入する世代と償還のための増税を負担する世代が異なる場合でも、中立命題の成立する可能性を指摘した。彼の主張のポイントは家計Aから家計Bへの遺産にある。もし、家計Aが家計Bの困窮を見かねて、追加的な租税負担にあたる10万円分だけ遺産を残すと、以上の議論はどのように修正されるだろうか。この場合、家計Aの若年期の可処分所得は110万円であるが、老年期に遺産のために10万円を必要とするので、生涯での可処分所得は100万円となってしまう。また、家計Bは償還に伴う10万円の税負担を被るが、遺産により10万円を獲得するので、可処分所得は100万円である。各家計が可処分所得を各期に半分ずつ案分するという前提の下では、消費は表3で示されるように最初の状態に戻る。

表3 遺産が存在する場合の異時点間資源配分

	1 期	2 期	3 期
税の変化	-10	0	
遺産	0	-10	
家計A 可処分所得	110	-10	
消費	50	50	
貯蓄	60	-60	
税の変化		10	0
遺産		10	0
家計B 可処分所得		100	0
消費		50	50
貯蓄		50	-50

しかも、減税により1期目の家計Aの所得は110万円になっているため、第1期の貯蓄は60万円(=110-50)、ここから公債購入費用を除いた投資の資源は50万円(=60-10)である。つまり、このケースでは、公債の発行が消費や投資に影響を及ぼさず、中立命題が復活する。言い換えると、家計Aが将来の税負担を(家計Bへの援助を通じて)自らの負担と認識しているため、家計Aにとって公債は純資産ではなく、消費は不変となるのである。また、このとき、公債の発行は同額の貯蓄の増加によって吸収されている。

II. 関連研究の整理と本稿の概要

もちろん、中立命題の成立にはいくつかの条件が必要となる。そのうち、特に実証的に検討される機会が多いのは、①利他的遺産動機による現在世代と将来世代のリンクの問題、②資本市場の不完全性とそれに起因する流動性制約の問題の2つであろう。いずれについても、マイクロ・データにより、家計の遺産動機や資産・負債状況などを直接的に検証することも可能であるが、最も広範に適用されるのは、消費関数の推定を通じて仮説を統計的にテストする方法である。本節では、消費関数をベースにした実証研究について概観し、研究の拡張の方向性を見出す²⁾。

サーベイに入る前に、研究を分類する視点について述べておこう。当然、分類の視点は目的や論者によって異なるものの、概ね次のようなアプローチが一般的と言えるだろう。

- ①異時点間の最適化問題を明示的に考慮しているか。
- ②公債残高や財政赤字変数の影響の有無を検証

しているのか(直接的証拠)、恒常所得仮説などの背景となる理論を検証しているのか(間接的証拠)。

- ③伝統的な消費関数の回帰分析か、VARなどの時系列分析か。
- ④マクロ・データによる分析か、所得や年齢により細分化されたデータによる分析か³⁾。

以下では、①と②の視点を中心に先行研究を分類する。また、間接的証拠に関して、近年散見されるカルマン・フィルタの応用例について最後に触れ、本稿の分析目的を明らかにしたい。

II-1. 伝統的消費関数

まず、異時点間の最適化問題を明示的に考慮しないアプローチについて見ていこう。このアプローチに属する研究は、公債が将来の税負担と等価であると家計がみなしているのか、そうではなく資産としてみなしているのかという点について、公債残高や財政赤字といった変数を説明変数として含む消費関数を推定することに

2) 最近の理論・実証両面での展望論文として、Ricciuti (2003)、Seater (1993)などが挙げられる。また、中立命題の成立条件について簡潔にまとめた文献としては柴田(1991)が、日本のデータを用いた研究に関するサーベイとしては村田(2002)が有用である。

3) その他に、マイクロ・データによる研究が存在するが、本稿では検討対象としなかった。

よって検証する。ただし、経済理論的な仮説を背景としているものの、異時点間の最適化問題を解くという形式をとっていないため、説明変数の選択やパラメータの解釈について論者による差異が大きく、安定した結果が得られない傾向にある。

数ある実証研究の中では歴史が古く、Barro (1974) の理論的貢献と相前後して、アメリカに関するいくつかの研究が世に出た。初期においても、中立命題を支持する結果として Kochin (1974), Tanner (1979a, 1979b) などが、否定的な結果として Yawitz and Meyer (1976), Feldstein (1982) などが挙げられるものの、これらの研究の流れが本格化したのは、Kormendi (1983) による中立命題を支持する結果が現れた後のことであった。しかしながら、推定期間やデータ作成方法の変更により結果が変わるとの批判が相次ぎ、American Economic Review において長年に渡る論争が生じた⁴⁾。また、Reid (1985) は、Kormendi と同様のアプローチによっても、説明変数の恒常的変動と一時的変動を区別すると、中立命題に否定的な結論が得られることを示したが、Seater and Mariano (1985) は所得の一時的変動に対する過剰変動性を認めたものの、中立命題は依然として成立するとの結果を得ている。いずれの論争においても、関数形やデータの作成方法により結論が極めて不安定になっている点が注目される。

これらの研究は日本のデータにも応用されたが、1970年代のデータを用いた落合 (1982) が中立命題の成立に否定的な結果を示しているのに対して、より長い期間を対象とした本間他 (1987) や井堀 (1987) の結論は肯定的なものであった。つまり、わが国のケースにおいても、伝統的消費関数アプローチの結果は不安定であることに変わりはない。ただし、1960年代後半

以降から1980年代初頭において、それ以前に比べ、中立命題の成立する傾向が強かったとの結論には留意すべきであると考えられる。

ところで、結論が極めて不安定であることに関連して、Cardia (1997) は、人工的に作成した変数を用いて Kormendi モデルを推定した結果、仮説の検出力が極めて弱いことを示しており、このタイプの分析では信頼できる結論が得られない可能性が高い。また、背景となる理論モデルが明示的に表現されていないため、定式化の問題点を経済理論的に評価することが難しい点も、このアプローチの重大な欠点であろう。

II-2. 異時点間最適化モデル

最適化モデルの枠組みで中立命題の検証を試みた初期の実証研究としては、Aschauer (1985) が挙げられる。この研究では、最適化の条件であるオイラー方程式を利用して、財政赤字の中立命題、民間消費と政府支出の代替関係の2つを同時にテストし、いずれも統計的に棄却できないことを示している⁵⁾。このアプローチは最適化を前提に検証すべき関数を導出している点で、前述の伝統的消費関数アプローチに比べて理論的基礎が明確になったと言えるだろう。ただし、村田 (2002) が指摘しているように、このモデルにはいくつかの重要な問題点が見られる。第1に、先験的に無限の時間的視野を持つ代表的個人の存在が仮定されており、この前提から得られた関数がデータと整合的か否かを確かめているに過ぎない。第2に、政府支出の予想について、人々の期待形成を表す関数を特定化しなければならないが、この定式化の理論的背景は必ずしも明瞭でない。

しかしながら、以上のような問題点を有しているにもかかわらず、最適化モデルを前提にし

4) 反論は Modigliani and Sterling (1986, 1990), Feldstein and Elmendorf (1990), Graham (1995) を、再反論は Kormendi and Meguire (1986, 1990, 1995) を参照されたい。

5) Graham (1993) は、推定期間により民間消費と政府支出の代替性が不安定になることを指摘し、Aschauer (1985) の結論を批判した。しかし、Aschauer (1993) の再反論にあるように、Graham のテストには中立命題の検証が含まれておらず、十分な反論となっていない。

ていること、消費と政府支出と財政赤字があれば推定が可能であることなどの理由からか、井堀（1986）、本間他（1986）、長峰（1987）、本間他（1987）など、わが国での応用研究の蓄積は意外に多い。しかも、伝統的消費関数と比較して、中立命題に肯定的な結果で概ね一致しており、データや関数形による相違は少ないようである。ただし、最近の研究成果である本間（1996）によると、1970年頃までの古い時期や1990年代以降の期間をサンプルに含めた場合、中立命題が成立しなくなる傾向にある。この点は、伝統的消費関数による日本の実証分析と似たものとなっている。

II-3. 世代重複モデル

異時点間の最適化を伴う別のアプローチは、Blanchard（1985）により提示された連続時間タイプの世代重複モデルを基礎としている。このモデルでは、有限の視野を表現する手段として死亡率が導入され、死亡率の分だけ実効割引率が主観的割引率よりも高くなることが示された。もちろん、ここでの死亡率は文字通りの死ぬ確率ではなく、家計の連続性が途絶える確率として捉えた方が現実的であろう。例えば、王朝モデルのような家計では、この確率は0となる。また、Weil（1989）が喝破したように、個々の家計が無限の視野を有していても、現在世代との結びつきを持たない新たな家計が参入してくる場合には、社会全体としては世代間のリンクが完全に機能せず、Blanchard モデルにおいて死亡率が0でないケースと同様の理論的帰結が得られる。これらを総合すると、ここでの死亡率は現在世代と将来世代のリンクが断絶する確率として捉えるべきであるということになる。

理論上の詳細はさておき、このモデルに基づいて実証分析を行う優位性は、現在世代と将来

世代のリンクが断絶する確率を明示的に検証できる点にある。言うまでもなく、リンクが断絶する確率が有意に正であれば、バロー型の中立命題は成立しない。このアプローチをアメリカに適用した Evans（1988）、欧米先進諸国に適用した Chakraborty and Farah（1996）は中立命題に好意的な結果を得ているが、Graham and Himarios（1996）は資産データの作成方法を変えると、結論が逆転すると主張した⁶⁾。

同様のモデルを日本に適用した例はあまり多くないが、1970年から1983年までの四半期データを用いた Ihori（1989）は、完全でないものの中立命題に肯定的な結論を導き出し、しかも新しい時期ほど中立命題の成立する傾向が強いことを示した。また、1970年から1998年の四半期データによる分析を行った Ihori, Doi and Kondo（2001）もほぼ同様の結論を得ている。

実証結果については、ややばらつきが見られるものの、このアプローチは厳密な理論的背景を持ち、しかも現在世代と将来世代のリンクが断絶する確率を直接的に検証できるという点で非常に魅力的なものである。ただし、Evans（1988）が指摘するように、資本市場に不完全性が存在する場合にも実効割引率が高くなり、中立命題が攪乱される可能性はある。したがって、中立命題を検証する上で、Blanchard モデルの定式化は十分なものではなく、家計が流動性制約に直面する可能性について議論する必要があるだろう。

II-4. 流動性制約

アメリカを対象として、流動性制約下にある家計の割合を計測した先駆的な研究である Hayashi（1982）は、0.171という数値を得たが、統計的に有意ではなかった。しかし、その後、同様のスタイルの研究群が明らかにしたところでは、流動性制約の割合は30～50%程度に及び、

6) Graham and Himarios（1991）も Blanchard（1985）を基礎にしたモデルにより、耐久消費財の帰属サービスを含めると、中立命題が成立しなくなるとの結論を得ている。しかし、彼らのモデルは、現在世代と将来世代のリンクを表すパラメータを明示的に取り込んでいない。また、部分的に Aschauer（1985）の成果を融合させている。

無視できない量的インパクトを持っている⁷⁾。日本についても、有意に計測されないケースがあるものの、竹中・小川 (1987)、Jappelli and Pagano (1989)、Campbell and Mankiw (1989, 1991) によれば、20～50%程度が流動性制約下にあると推測されている。

これらの研究の流れからすると、Blanchard モデルに流動性制約を加味したモデルを構築することは自然の成り行きであると考えられる。最初の応用例は、発展途上国を対象とした Haque and Montiel (1989) やイスラエルを対象とした Leiderman and Razin (1988) であった。このモデルをベースに、1953年から1986年のアメリカのデータについて検証した Himarios (1995) は流動性制約家計の割合が40～50%にも及ぶこと、現在世代と将来世代のリンクが完全でないことを示した。また、同様のアプローチにより、1946年から1991年を対象とした Rockerbie (1997) は流動性制約家計の割合を30～40%と推定したが、現在世代と将来世代は十分にリンクされていると主張した。

日本については、Haque and Montiel モデルにより、柴田・日高 (1992) が1972年から1987年の四半期データを用いて分析を試み、流動性制約の存在を棄却、現在世代と将来世代のリンクに対して肯定的な結果を得ており、中立命題の成立が示唆されている。また、同様のモデルにより、北坂 (1991) は1965年から1988年の家計調査データを用いて、流動性制約家計の割合は3分の2近くに達するが、現在世代と将来世代のリンクが断絶している証拠は得られないと結論付けた。以上をまとめると、推定期間や使用データの違いからか、結論には差異が見られるものの、総じて流動性制約の重要性が強調されており、この点をモデルに組み込むことは必須であると考えられる。

II-5. 可変パラメータとカルマン・フィルタ

以上では、中立命題や流動性制約の検証を目的とした消費関数に関する先行研究を見てきたが、多くの研究で時期によりパラメータ値が異なることが確認された。消費関数の構造は、通常考えられているよりも不安定である可能性が示唆されたわけである。このようにパラメータが変化する場合、可変パラメータ・モデルが有効であり、推定方法の1つとしてカルマン・フィルタの存在を指摘することができる。消費関数の推定にカルマン・フィルタを適用した例は多くないが、アメリカ経済を対象とした McKiernan (1996) や Bacchetta and Gerlach (1997) は貴重な貢献であろう。いずれも Campbell and Mankiw (1989) の流動性制約モデルを基礎として、流動性制約家計の割合を可変パラメータとして推定しようという試みであり、その値が時期により大きく変動することが確認されている。また、日本を対象とした研究としては、Hayashi (1982) の流動性制約モデルを基礎とした小川 (1988) や Ogawa (1990) といった先駆的な業績がある。この研究でも、流動性制約家計の割合を可変パラメータとして推定しており、時期による変動が確認されている。

この他にも、限界消費性向や平均消費性向を可変として、イギリスのデータを用いてカルマン・フィルタを適用した Song, Romilly and Liu (1998) があるが、残念ながら、カルマン・フィルタにより中立命題を検証した研究を見出すことはできなかった。それどころか、日本については、Ogawa (1990) 以来、カルマン・フィルタを消費関数の分析に応用した研究は現れていないようである。そこで、本研究では、可変パラメータ・モデルによって中立命題の検証を行い、時期による結論の違いを明確にする。また、理論モデルとの対応関係から、パラメータの変化の要因を探り、中立命題の成立・不成立に関するいくつかの知見を得ることを目的と

7) 例えば、Flavin (1985)、Jappelli and Pagano (1989)、Campbell and Mankiw (1989, 1990, 1991)、Cushing (1992) などを参照のこと。

する。

本稿の構成は以下のとおりである。第Ⅲ節では、Blanchard モデルに流動性制約を組み込んだモデルを提示し、そこから消費関数を導出する。第Ⅳ節では、得られた消費関数をカルマン

・フィルタにより推定する手続きを説明するとともに、使用データの解説を行う。続く第Ⅴ節では、カルマン・フィルタによる可変パラメータの推定結果を示すと同時に、理論モデルを背景とした解釈を加える。第Ⅵ節はまとめである。

Ⅲ．モデル

Ⅲ－１．家計の最適化行動

ここでは、Blanchard (1985) の連続時間モデルを基礎として、家計の消費行動を定式化しよう。まず、 t 年における代表的家計の期待効用が次式で与えられるものとする。

$$\int_t^\infty \log E_t c_z e^{-(E_t \delta + E_t \mu)(z-t)} dz \quad (1)$$

ここで、 E_t は t 年における期待値を表すオペレータ、 c_t は t 年の消費、 δ は主観的割引率である。また、Blanchard は μ を死亡率と定義し、視野の有限性を表すと解釈した。しかし、Weil (1989) によれば、中立命題の成否にとって重要なのは視野の有限性ではなく、 μ の確率で次世代とのリンクが途絶えてしまう点にある。したがって、以下では、 μ を世代間のリンクが断絶する程度を表す指標と考えることとする。

さて、家計は(1)式の期待効用を最大化する上で、次の異時点間予算制約の予想に直面しているものとする。

$$\begin{aligned} & \int_t^\infty E_t c_z e^{-(E_t r + E_t \mu)(z-t)} dz \\ &= \int_t^\infty E_t w_z e^{-(E_t r + E_t \mu)(z-t)} dz \\ & - \int_t^\infty E_t \tau_z e^{-(E_t r + E_t \mu)(z-t)} dz \\ & - \int_t^\infty E_t p_z e^{-(E_t r + E_t \mu)(z-t)} dz + a_t \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、 w_t は t 年の労働所得、 τ_t は t 年の租税負担、 p_t は公的年金の純負担 (= 保険料 - 給

付)、 a_t は t 年初に保有する非人的資産、 r は利子率である。言うまでもなく、(2)式は、左辺で表される支出の割引現在価値の総和と右辺で表される可処分所得の割引現在価値の総和が期待値の意味で等しくなり、横断条件が満たされることを示している。(2)式の制約下で(1)式を最大化すると、 t 期の消費水準は(3)式のように決定される。

$$\begin{aligned} c_t = (E_t \delta + E_t \mu) & \left[\int_t^\infty E_t w_z e^{-(E_t r + E_t \mu)(z-t)} dz \right. \\ & - \int_t^\infty E_t \tau_z e^{-(E_t r + E_t \mu)(z-t)} dz \\ & \left. - \int_t^\infty E_t p_z e^{-(E_t r + E_t \mu)(z-t)} dz + a_t \right] \end{aligned} \quad (3)$$

(3)式によれば、各期の消費は将来に渡る可処分所得の割引現在価値の総和に依存して決まることになり、標準的な恒常所得仮説の予想が得られる。

Ⅲ－２．政府の予算制約と家計の負担

政府部門の説明に移ろう。公的年金部門を除く政府の異時点間予算制約は、

$$\int_t^\infty E_t \tau_z e^{-E_t r(z-t)} dz = b_t + \int_t^\infty E_t g_z e^{-E_t r(z-t)} dz \quad (4)$$

で表される。ここで、 b_t は t 年初における公的年金の積立金を除いた政府部門の純債務残高、 g_t は t 年の政府支出であり、(4)式の左辺は将来

に渡る政府の期待収入の総和、右辺は債務返済も含む期待支出の総和になる。同様にして、公的年金財政の異時点間予算制約を

$$\int_t^\infty E_t p_z e^{-E_t r(z-t)} dz + f_t = 0 \quad (5)$$

のように考える。ここで、 p_t は前述のように公的年金の保険料と給付の差額、 f_t は t 年初において公的年金財政の保有する積立金である。

以上を家計の予算制約と比較すると、現在の政府の期待が将来の政府と完全にリンクしており、 $E_t \mu = 0$ となっている点が異なっている。そこで、この点に注意して、家計の期待と財政の関係について検討しておこう。

一般に、家計の予算制約における $E_t \mu$ は0から1の間の値をとる。この値が0のとき、将来世代とのリンクが完全であり、いわゆる王朝モデルのケースとなる。これに対して、 $E_t \mu$ が0よりも大きいほど、将来との繋がりは希薄になり、将来の予想からの影響は弱くなる。いま、家計の租税負担を考えると、 $E_t \mu = 0$ のときには、家計の予想する租税負担の総和が政府部門の予想する租税収入の総和と等しくなり、 $E_t \mu$ の値が大きくなるほど、政府部門の期待値に比べて家計部門の期待値が小さくなる。このことを

$$\begin{aligned} & \int_t^\infty E_t \tau_z e^{-(E_t r + E_t \mu)(z-t)} dz \\ &= \beta_t \int_t^\infty E_t \tau_z e^{-E_t r(z-t)} dz \end{aligned} \quad (6)$$

のように表そう。ただし、 β_t は家計の租税負担に関する認識を表すパラメータであり、 μ の期待値によって変化するので、下付きの添え字 t が付されている。例えば、 $E_t \mu = 0$ のときには、 $\beta_t = 1$ であり、政府部門が予想する租税のすべてを家計が負担として認識していることになるが、 $E_t \mu$ の値が大きくなると、 β_t の値は小さく

なる。すなわち、家計は政府部門の予想する租税の一部のみしか自らの負担と認識しないことになる。なお、通常、 β_t は0から1の間の値をとると考えられるが、それ以外のケースが先験的に排除されるわけではないことに注意が必要である。例えば、家計が公債の存在に悲観的で、政府の予想よりも多くの租税負担を見込む場合には、 β_t は1よりも大きな値をとるかもしれない。

上と同様に、公的年金の純負担についても

$$\begin{aligned} & \int_t^\infty E_t p_z e^{-(E_t r + E_t \mu)(z-t)} dz \\ &= \pi_t \int_t^\infty E_t p_z e^{-E_t r(z-t)} dz \end{aligned} \quad (7)$$

のように表そう。ここで、 π_t は家計の負担に関する認識を表すパラメータで、通常は0から1の間の値となる点は前と同様である。例えば、 $E_t \mu = 0$ のときには、 $\pi_t = 1$ であり、政府部門の予想と家計の予想する負担が一致するが、 $E_t \mu$ の値が大きくなると、 π_t の値は小さくなる。すなわち、家計は政府部門の予想に比べて小さな割合しか自らの負担と認識しない。

政府部門の予算制約(4)、(5)式と家計の負担に関する認識を表した(6)、(7)式を用いて、最適な消費を決める(3)式を書き直すと、

$$\begin{aligned} c_t = (E_t \delta + E_t \mu) & \left[\int_t^\infty E_t w_z e^{-(E_t r + E_t \mu)(z-t)} dz \right. \\ & - \beta_t \int_t^\infty E_t g_z e^{-E_t r(z-t)} dz + (a_t - b_t + f_t) \\ & \left. - (1 - \beta_t)b_t - (1 - \pi_t)f_t \right] \end{aligned} \quad (8)$$

が得られる。さらに、将来に渡る w 、 g の成長率の期待値が、それぞれ一定値 ρ^w 、 ρ^g で表され、利子率 r よりも小さいとすると、(8)式は次のように書き換えることができる。

$$c_t = (E_t \delta + E_t \mu) \left[\frac{w_t}{E_t r + E_t \mu - E_t \rho^w} - \frac{\beta_t g_t}{E_t r - E_t \rho^g} + (a_t - b_t + f_t) + (1 - \beta_t)b_t - (1 - \pi_t)f_t \right] \quad (9)$$

(9)式のカッコ内の第1項は人的資産、第2項は政府支出、第3項は家計の保有する非人的資産から（公的年金部門を含む）政府部門の純債務を控除したもの⁸⁾、第4項は公債残高、第5項は公的年金の積立金の影響を表している。これらのうち、特に注目されるのは第4項と第5項であろう。第4項は財政赤字の中立命題に対応しており、将来の租税をすべて負担と認識しているような $\beta_t = 1$ のケースでは、公債残高は消費に影響を及ぼさないが、一部しか負担と認識しない $\beta_t < 1$ のケースでは消費を増大させることがわかる。同様に、 $\pi_t = 1$ のケースでは、公的年金の積立金は消費に影響を及ぼさないが、 $\pi_t < 1$ のケースでは消費を減少させる。このことは次のように理解すればよい。公的年金の積立金は政府部門の民間部門に対する資産の形をとるはずだから、公債と逆に、民間部門から見ると表面上は債務となっている。ただし、 $\pi_t = 1$ のケースでは、積立金に見合った将来純給付が見込めるので、全体として民間の利用可能資源は公的年金財政の影響を受けない。他方、 $\pi_t < 1$ のケースでは、家計の期待する将来純給付は積立金よりも少ないため、その差額分だけ期待される利用可能資源は減少し、それ故に消費も減少する。

この定式化の注目すべき点は、 δ 、 μ 、 r 、 ρ^w 、 ρ^g といった変数に関する期待の変化、および、 $E_t \mu$ に依存する β_t や π_t の変化に伴って、 w 、 g 、 a 、 b 、 f といった予算制約を形成する変数の消費に及ぼす影響が異なることにある。つまり、(9)式のような消費関数を推定する場合、右辺に現れる変数の係数は時間とともに変化する可能性がある。当然、公債残高や公的年金の積立金の影響も時点によって異なるかもしれない。

III-3. 流動性制約

上では、中立命題の成否を規定する要因として将来世代とのリンクを強調した。しかし、こ

の分野において強調されるのは、この点だけではない。中立命題の成立を妨げる要因として、いまひとつ代表的な議論を挙げるとすると、流動性制約の問題が頭に浮かぶ。ここでは、家計の一定割合が流動性制約下にあるとした Hayashi (1982) のモデル、さらには、上述の Blanchard モデルに Hayashi 型の流動性制約を加味した Haque and Montiel (1989)、Leiderman and Razin (1988) に倣うこととする。

いま、流動性制約下にある家計は資産を保有しておらず、収入は労働所得のみであるとして、このタイプの代表的家計の消費 c_t^c が可処分所得に等しいものとする。すなわち、

$$c_t^c = w_t - \tau_t - p_t \quad (10)$$

である。ここで、 t 年において流動性制約下にある家計の割合を λ_t とする。このような接近方法は Hayashi (1982) と同様のものであるが、流動性制約家計の割合が時点によって異なる可能性を受け容れている点が異なる。この λ_t を用いると、この経済における1人あたりの平均消費 x_t は、

$$x_t = (1 - \lambda_t)c_t + \lambda_t c_t^c \quad (11)$$

のように表せる。さらに、(11)式に(9)式と(10)式を代入して整理すると、平均消費は次式で表すことができる。

$$\begin{aligned} x_t = & \left[\frac{(1 - \lambda_t)(E_t \delta + E_t \mu)}{E_t r + E_t \mu - E_t \rho^w} + \lambda_t \right] w_t - \lambda_t \tau_t \\ & - \frac{\beta_t(1 - \lambda_t)(E_t \delta + E_t \mu)}{E_t r - E_t \rho^g} g_t \\ & + (1 - \lambda_t)(E_t \delta + E_t \mu)[(a_t - b_t + f_t) \\ & + (1 - \beta_t)b_t - (1 - \pi_t)f_t] \end{aligned} \quad (12)$$

(9)式に比べると、やや複雑な形をとっている

8) 公的年金部門を含む政府部門の純債務は $b - f$ であるから、 $a - b + f$ は家計の保有する非人的資産から政府部門への貸付分を控除していることを意味する。

ものの、新たに右辺に現れた変数は租税負担 τ のみである。仮に流動性制約に直面する家計が存在せず、 $\lambda_t = 0$ となる場合には、当期の租税

負担は消費に影響を及ぼさず、(12)式は(9)式と同等になる。

IV. 実証分析の方法

IV-1. 合理的期待とパラメータの変動

実証分析は、(12)式を推定し、得られたパラメータについて考察するという方針で行われる。ただし、実際の推定の際には、両辺を w_t で除して各変数を基準化した。この処理により、実質化について考慮する必要もなくなる。結局、推定式は、 u_t を誤差項として

$$\frac{x_t}{w_t} = \alpha_t^0 + \alpha_t^1 \frac{\tau_t}{w_t} + \alpha_t^2 \frac{g_t}{w_t} + \alpha_t^3 \frac{a_t - b_t - f_t}{w_t} + \alpha_t^4 \frac{b_t}{w_t} + \alpha_t^5 \frac{f_t}{w_t} + u_t \quad (13)$$

であり、パラメータ α_t^i は以下のように表される。

$$\alpha_t^0 = \frac{(1 - \lambda_t)(E_t \delta + E_t \mu)}{E_t r + E_t \mu - E_t \rho^w} + \lambda_t \quad (14)$$

$$\alpha_t^1 = -\lambda_t \quad (15)$$

$$\alpha_t^2 = -\frac{\beta_t(1 - \lambda_t)(E_t \delta + E_t \mu)}{E_t r - E_t \rho^g} \quad (16)$$

$$\alpha_t^3 = (1 - \lambda_t)(E_t \delta + E_t \mu) \quad (17)$$

$$\alpha_t^4 = (1 - \beta_t)(1 - \lambda_t)(E_t \delta + E_t \mu) \quad (18)$$

$$\alpha_t^5 = -(1 - \pi_t)(1 - \lambda_t)(E_t \delta + E_t \mu) \quad (19)$$

(14)～(19)式より明らかなように、 α_t^i は δ 、 μ 、 r 、 ρ^w 、 ρ^g といった変数に関する期待、また、 $E_t \mu$ によって規定される β_t や π_t 、および流動性制約下にある家計の割合 λ_t に依存して変化する。ここでは期待形成が合理的になされており、 α_t^i の変化は確率的にしか生じないと想定しよう。すなわち、 v_t^i を確率的ショックとして、次のよう

なパラメータの遷移方程式を考える。

$$\alpha_{t+1}^i = \alpha_t^i + v_t^i \quad (20)$$

IV-2. カルマン・フィルタ

(20)式のようなパラメータの遷移方程式と(13)式より構成される体系に対しては、カルマン・フィルタと呼ばれる手法を適用することができ、その推定方法には、プレディクション、フィルタリング、スムーjingの3つがある。いま、 t 期の推定を行うとしよう。このとき、 s 期までのデータを利用するとして、プレディクションでは $t > s$ 、フィルタリングでは $t = s$ 、スムーjingでは $t < s$ となる。すなわち、推定する期よりも前の情報のみを用いるのがプレディクション、推定する期までの情報を用いるのがフィルタリング、推定する期以降の情報も用いるのがスムーjingである。本稿の理論モデルは、 t 期までに得られる情報によって t 期の行動が決まるという合理的期待形成を基礎としているので、フィルタリングを用いるのが適切であろう。

ただし、フィルタリングによって推定を行うためには、いくつかのパラメータについて初期値を与える必要があることに注意すべきである。すなわち、

$$u_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (21)$$

$$v_t^i \sim N(0, \sigma^2 Q_i) \quad (22)$$

$$\alpha_0^i \sim N(\bar{\alpha}_0^i, \sigma^2 P_i) \quad (23)$$

として、適当な $\bar{\alpha}_0^j$, P_i , Q_i を与えた上で、(13)式と(20)式を推定することになる。ところが、 $\bar{\alpha}_0^j$, P_i , Q_i の決定についての明確な解答はない。例えば、大屋(1992)は

- ①係数に関しては0, その分散に関しては十分に大きな値
- ②はじめの数期のデータを用いて算出された推定値
- ③すべてのデータを使って得られた推定値などの異なる値について比較検討を行い、初期値の与え方が推定結果に大きな影響を及ぼすことを示している。

本稿では、できるだけ恣意性を排除するために、統計学的な基準による判断を可能とした谷崎(1993)の方法に従うこととする。まず、全期間($t = 0, \dots, S$)のデータにOLSを適用し、係数や分散を求める。次に、OLSの結果を利用して、

$$\bar{\alpha}_0^j = \alpha_{OLS}^j \quad (24)$$

$$P_i = S^2 \frac{\text{Var}(\alpha_{OLS}^i)}{\sigma_{OLS}^2} \quad (25)$$

$$Q_i = 0 \quad (26)$$

のように初期条件を与え、カルマン・フィルタを適用する。ただし、 α_{OLS}^i はOLSによる係数推定値、 $\text{Var}(\alpha_{OLS}^i)$ は係数の標準誤差分散、 σ_{OLS} はOLSによる推定の標準誤差である。さらに、カルマン・フィルタの推定結果に基づいて、初期条件を

$$\bar{\alpha}_0^j = \hat{\alpha}_1^j \quad (27)$$

$$P_i = S^2 \frac{\text{Var}(\hat{\alpha}_0^i)}{\sigma_{OLS}^2} \quad (28)$$

$$Q_i = \frac{1}{\hat{\alpha}^2(S-1)} \sum_{t=2}^S (\hat{\alpha}_t^i - \hat{\alpha}_{t-1}^i) (\hat{\alpha}_t^i - \hat{\alpha}_{t-1}^i)' \quad (29)$$

のように変更し、再びカルマン・フィルタを適

用する。この最終ステップは、尤度が最大になるまで繰り返され、得られた係数が最終的な推定値となる。

IV-3. データ

(13)式を推定するには、 w_t , x_t , τ_t , g_t , a_t , b_t , f_t に対応するデータが必要となる。ここでは、内閣府『国民経済計算年報 平成12年版』を中心に、1955～1998年までの暦年データを利用した。平成12年版を利用したのは、平成13年版以降では国民経済計算の体系が新しくなり、データ・セットの初期時点が1990年になってしまいうからである。四半期データを利用することも考えられるが、季節調整の問題が発生すること、長期に渡るパラメータの変動を観察できなくなるなどを考慮し、暦年データを用いることとした。

まず、 w_t として、家計部門の受取を当てた。労働所得のみに限ることも考えられるが、営業余剰のうち労働所得に当たる部分を適切に切り分けられないことを考慮した。次に、 x_t としては家計最終消費支出を採用した。 τ_t には、家計の租税負担のみでなく、政府部門の収入として計上される直接税と間接税のすべてを当てた。直接的に家計に課されていないとしても、最終的な負担は家計に帰着すると仮定したわけである。 g_t としては、政府最終消費支出と一般政府の固定資本形成に社会扶助金を加えたものを採用した。

以上はフロー変数であるが、ストック変数についてはいくつかの留意が必要である。まず、統計で得られる数値が暦年末のものであるため、当該年の期初値として前年データを用いた。こうして得たのが、家計の保有する金融資産から負債を控除した家計の純金融資産、一般政府の負債から金融資産を控除した一般政府の純債務の2変数である。ただし、国民経済計算のストック・データは1969年末以降しか入手できないため、1969年以前の値については翌年の期初値をベースに当該年の貯蓄投資差額を変化分として逆算した。このように計算された系列のう

表 4 使用データの概要

変数名	統計の項目	備 考
w_t	家計の受取	
x_t	家計最終消費支出	
τ_t	直接税＋間接税	
g_t	一般政府の最終消費支出＋固定資本形成＋社会扶助金	
a_t	家計の保有する金融資産－負債	1969年以前は当該年の貯蓄投資差額を変化分として逆算
b_t	一般政府の負債－金融資産＋ f_t	
f_t	公的年金積立金	社会保障統計年報

(注) 公的年金積立金以外は内閣府『国民経済計算年報平成12年版』。

ち、家計の純金融資産はそのまま a_t とした。 b_t については公的年金部門を除く必要があるため、以下で示す公的年金積立金を一般政府の金融資産から控除した上で純債務を作成し、この系列をもって b_t とした。

最後に、公的年金積立金については、国民経済計算の社会保障部門が医療財政と統合されて

いるため、国立社会保障・人口問題研究所『社会保障統計年報』に頼ることとし、ここに掲載されている公的年金会計の積立金を合計したものを f_t とした。含まれるのは、厚生年金保険、厚生年金基金、国民年金、船員保険、国家・地方公務員等共済組合、私立学校教職員共済、農林漁業団体職員共済組合である。

V. 実証分析

V-1. 推定結果

最初に、(13)式のパラメータ変動を許さず、一定であるものとして OLS による推定を試みた。結果は表 5 の通りである。この表の推定値によると、公債残高 b と公的年金積立金 f の影響が統計的に有意でないことから、将来の租税や保険料の多くを負担として認識している可能性が示唆される。念のため、表 5 の推定パラメータから、モデルで定義された構造パラメータを計算してみよう。ただし、識別可能とするため、 $\rho = \rho^w = \rho^g$ および $\delta = r$ を仮定する⁹⁾。

計算結果は表 6 のようになり、 β が 1 に近いことから、公債発行に対応する将来の租税負担はほぼ正確に家計に認識されていることになる。

同様に考えると、 π が 0.6 弱であるから、公的年金の純負担についても家計は 6 割近くを自らの負担として認識している。また、流動性制約家計の割合 λ はかなり大きい。Campbell and Mankiw (1989) では日本の流動性制約家計の割合は 0.553 と推定されており、必ずしも奇妙な結果であるとは言えない。ただし、成長率 ρ がやや小さいこと、 β が 1 に近い割に μ が大きいことなどについてはやや疑問が残る。それでも、OLS に従う限り、中立命題を攪乱する要因としては、将来世代とのリンクの断絶よりも流動性制約の存在が重要であると結論付けることができよう。

しかしながら、パラメータが期間を通じて一

9) これらの仮定はやや強いものであり、識別可能性を高めるための改善が望まれる。推定パラメータから構造パラメータを計算する手順については付録を参照されたい。

表5 OLSによる推定結果

説明変数	係数	t 値
切片	0.9986 (8.18)**	
τ_t	-0.5648 (-2.53)*	
g_t	-1.3742 (-2.78)**	
$a_t - b_t + f_t$	0.0431 (3.03)**	
b_t	0.0004 (0.01)	
f_t	-0.0183 (-0.20)	
Adj.R ²	0.7301	
D.W.	0.3675	

(注) **, *はそれぞれ1%, 5%水準で有意であることを示す。

定であるという仮定は、すでに見たように必ずしも理論的に支持されるわけではないし、実証的にもかなり強い制約である。そこで、カルマン・フィルタによりパラメータの変動について検討してみよう。表7は(13)式を観測方程式、(20)式を遷移方程式として、カルマン・フィルタにより得られた係数値を時系列で示したものである。また、時系列での変動を視覚的に見るために、これらの数値を図1から図6に図示した。

これらの結果から、まず第1に、パラメータが大きく変化していることを読み取れる。初期値の与え方に強く依存するサンプルの初めの期間を無視するとしても、各パラメータは時系列的に大きく変動しており、本稿のモデルにおいてパラメータを一定として推定を行うことには問題があると言わざるを得ない。

第2に、1970年代に大きなショックがあり、パラメータの動向に強い影響が表れている点である。この時期には、オイルショック、公債発行条件の緩和、公的年金制度の確立などの環境変化があり、家計の消費行動にも甚大な影響があったことは想像に難くない。例えば、1970年代半ばまで変化し続けていた切片は、それ以降において歩みを緩やかにした。また、この時期には τ_t や $a_t - b_t + f_t$ の係数が大幅に低下しているし、1970年代以降には g_t の係数の緩やかな上昇傾向は足踏みを見せている。さらに、 b_t や f_t の係数の動向は、1970年代を境に明らかに異な

表6 OLSに基づく構造パラメータ

推定値	パラメータの意味
λ 0.5648	流動性制約家計の割合
β 0.9911	公債負担の認識割合
π 0.5760	公的年金負担の認識割合
ρ -0.0003	成長率
δ 0.0308	割引率
μ 0.0683	将来世代とのリンクが断絶する確率

る傾向を示している。

第3に、1990年代に入り、ストック変数の係数の推移が変化している点が注目される。すなわち、 $a_t - b_t + f_t$ や f_t の係数は明らかに低下しているし、 b_t の係数は上昇していると見てよい。これらの事実より、バブルの崩壊を通じて、将来に対する期待形成に何らかの変化が生じた可能性を指摘できるだろう。

財政赤字のマクロ経済効果

表7 カルマン・フィルタによる推定パラメータ

暦年	切片	τ_t	g_t	$a_t - b_t + f_t$	b_t	f_t
1955	0.9811	-0.5734	-1.4422	0.0427	0.0005	-0.0182
1956	0.9811	-0.5734	-1.4423	0.0427	0.0005	-0.0182
1957	0.9256	-0.1996	-1.4302	0.0390	-0.0079	0.0000
1958	0.9152	-0.2631	-1.2250	0.0393	-0.0150	0.0221
1959	0.9166	-0.2627	-1.2242	0.0387	-0.0144	0.0246
1960	0.8953	-0.1595	-1.1738	0.0354	-0.0139	0.0373
1961	0.8959	-0.2141	-1.1512	0.0381	-0.0089	0.0356
1962	0.8385	-0.2175	-0.7258	0.0344	-0.0142	0.0655
1963	0.8442	-0.2254	-0.7168	0.0328	-0.0145	0.0742
1964	0.8283	-0.2077	-0.6934	0.0352	-0.0169	0.0551
1965	0.8042	-0.1640	-0.6542	0.0368	-0.0208	0.0268
1966	0.7993	-0.1708	-0.5746	0.0346	-0.0114	0.0516
1967	0.8036	-0.1516	-0.6150	0.0345	-0.0080	0.0612
1968	0.7834	-0.2011	-0.5628	0.0426	-0.0148	0.0202
1969	0.7853	-0.2123	-0.5706	0.0427	-0.0159	0.0134
1970	0.8109	-0.2823	-0.6554	0.0428	-0.0175	0.0081
1971	0.8184	-0.2855	-0.7056	0.0430	-0.0179	0.0003
1972	0.8202	-0.2732	-0.7433	0.0428	-0.0198	-0.0077
1973	0.8492	-0.3827	-0.7858	0.0284	-0.0397	-0.0118
1974	0.8377	-0.5140	-0.7027	0.0344	-0.0411	0.0118
1975	0.8198	-0.4397	-0.7402	0.0376	-0.0481	-0.0033
1976	0.8090	-0.4205	-0.7176	0.0384	-0.0593	-0.0151
1977	0.7485	-0.3032	-0.5229	0.0422	-0.0109	0.0034
1978	0.7262	-0.3010	-0.3903	0.0420	0.0159	0.0211
1979	0.7056	-0.2288	-0.3753	0.0439	0.0455	0.0323
1980	0.7020	-0.2438	-0.3397	0.0432	0.0356	0.0188
1981	0.7053	-0.2702	-0.3313	0.0431	0.0279	0.0004
1982	0.7118	-0.2768	-0.3711	0.0447	0.0362	0.0206
1983	0.7082	-0.2740	-0.3510	0.0441	0.0339	0.0118
1984	0.7080	-0.2758	-0.3459	0.0439	0.0334	0.0099
1985	0.7080	-0.2758	-0.3459	0.0439	0.0334	0.0098
1986	0.7088	-0.2734	-0.3478	0.0420	0.0329	-0.0097
1987	0.7015	-0.2501	-0.3488	0.0452	0.0300	0.0040
1988	0.7013	-0.2486	-0.3498	0.0455	0.0292	0.0058
1989	0.7012	-0.2525	-0.3452	0.0444	0.0308	0.0028
1990	0.6994	-0.2756	-0.2897	0.0343	0.0436	-0.0258
1991	0.6912	-0.2679	-0.2822	0.0374	0.0519	-0.0613
1992	0.6882	-0.2751	-0.2582	0.0383	0.0489	-0.0450
1993	0.6832	-0.2945	-0.2029	0.0378	0.0518	-0.0241
1994	0.6843	-0.3015	-0.2046	0.0382	0.0534	-0.0179
1995	0.6846	-0.3009	-0.2030	0.0377	0.0497	-0.0252
1996	0.6807	-0.2997	-0.1861	0.0378	0.0584	-0.0197
1997	0.6808	-0.2997	-0.1866	0.0378	0.0585	-0.0195
1998	0.6809	-0.2953	-0.1895	0.0378	0.0564	-0.0269

図1 推定パラメータ：切片

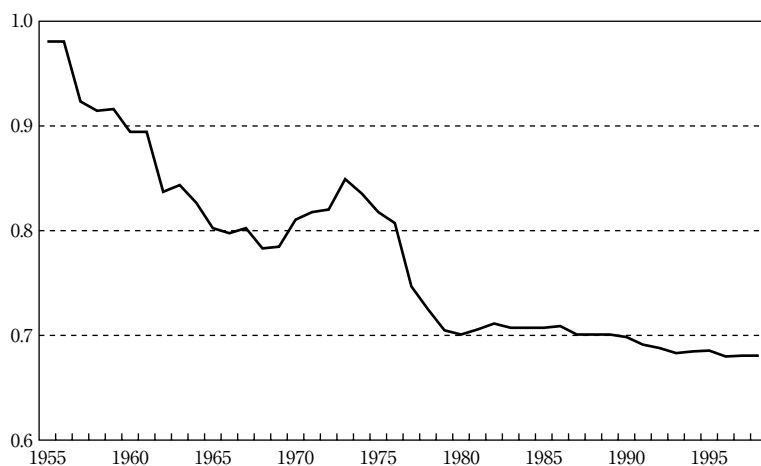


図2 推定パラメータ： τ_t

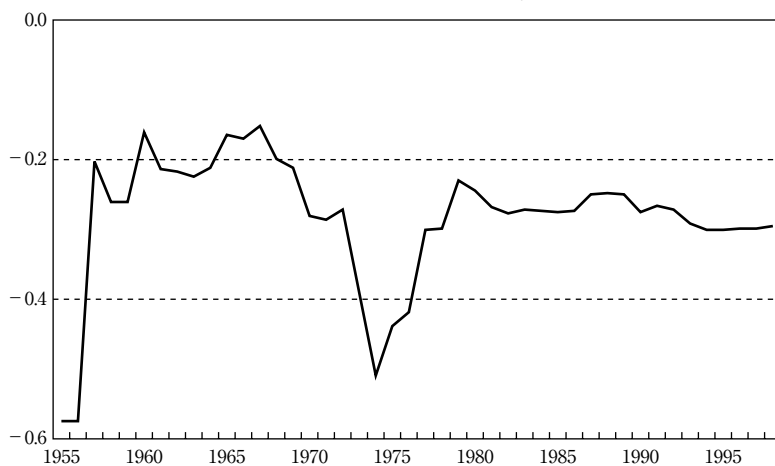


図3 推定パラメータ： g_t

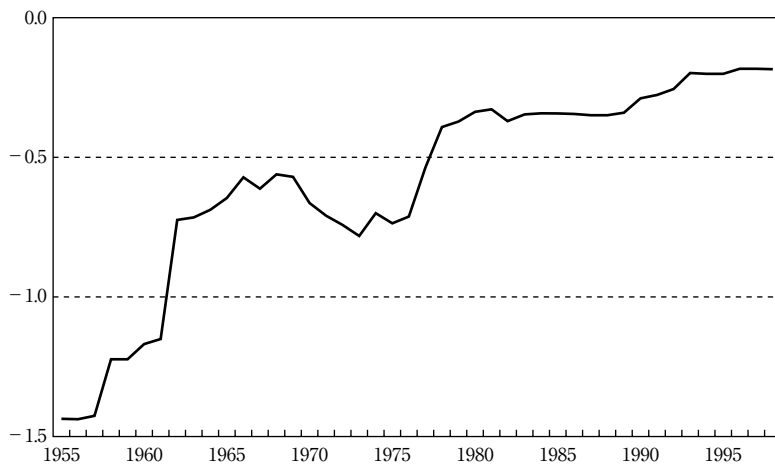


図4 推定パラメータ： $a_t - b_t + f_t$

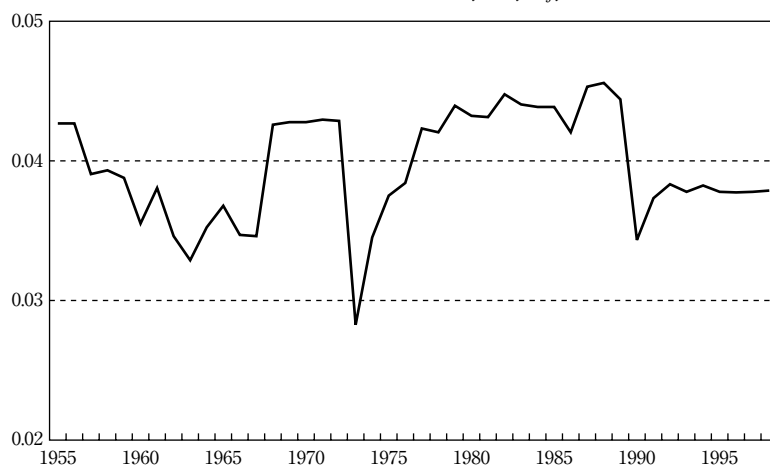


図5 推定パラメータ： b_t

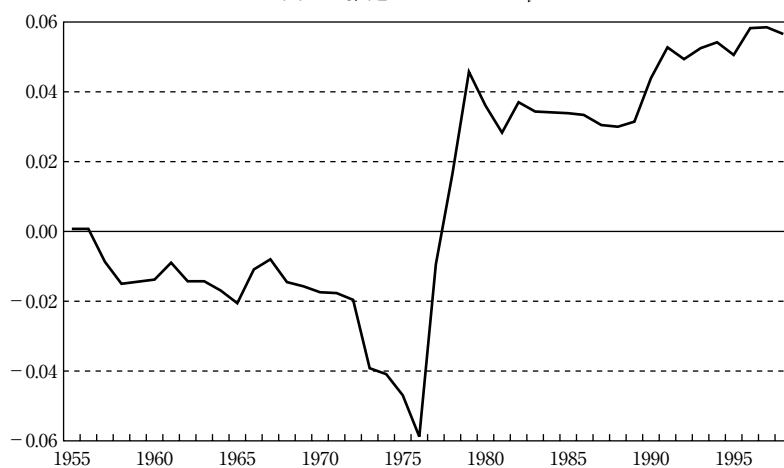
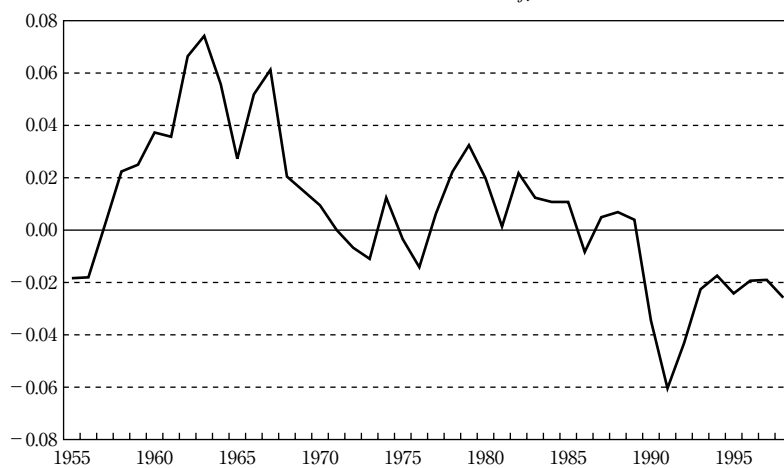


図6 推定パラメータ： f_t



V-2. 構造パラメータの変動

次に、カルマン・フィルタによる推定を基に、構造パラメータを算出しよう。ただし、前と同様に、識別可能性の問題から、 $E_t \rho = E_t \rho^w = E_t \rho^s$ および $E_t \delta = E_t r$ を仮定した¹⁰⁾。計算結果は表8の通りである。また、図7から図12にも視覚化した。以下、重要な結果について確認していこう。

第1に、図7によると、流動性制約家計の割合を表す λ_t は、誤差が大きいと思われる推定期間の初期と1973～76年を除けば、0.2から0.3の間で安定的に推移しており、中立命題の攪乱要因として流動性制約の存在は常に一定以上の重要性を有していると言える。この値の範囲は、1972年から1983年の四半期データにより、流動性制約のみを検証した竹中・小川（1987）、小川（1988）、Ogawa（1990）などの結果と整合的である。また、第1次オイルショックの影響からか、1970年代半ばに流動性制約家計の割合が上昇していることは注目に値しよう。最大で0.514となっており、OLSによる推定値に近い¹¹⁾。

第2に、 β_t の推移からわかる公債の負担に関わる問題である。この値が1に近ければ、公債の負担を自らの負担として認識しており、中立命題が成立する状況となるが、もし0に近ければ、負担として認識しておらず、中立命題は成立しない。図8によると、1972年までは、1よりもやや大きい程度で推移しており、公債の負担を自らの負担として十分に認識していたと考えてよいだろう。しかし、1979年以降は1よりも明らかに小さな値となり、1990年以降は0を

下回る水準となった。これらの結果は、1980年代までのデータを用いた先行研究の多くが中立命題に肯定的であるのに対して¹²⁾、1990年代のデータを含めた本間（1996）が中立命題に否定的な結果を示していることと整合的であると言ってよい¹³⁾。また、 λ_t と同様に、1973年から1976年の間で一時的に高い水準となっている点は興味深い。第1次オイルショックや公債発行条件の緩和などが影響していると思われるが、この時期の家計は公債の負担を非常に重く考えており、政府が赤字幅を縮小すると、消費が刺激されるという状況にあったことになる¹⁴⁾。

第3に、公的年金の将来純負担に関する認識を表す π_t の推移についてである。このパラメータの解釈は β_t と同様であり、この値が1に近ければ、将来の純負担を自らの負担として認識しているが、もし0に近ければ、負担として認識していないことになる。図9を見ると、1960年代にやや高い値を示しているものの、公的年金制度の骨組みが確立して以来、概ね π_t は1の周辺を変動していたことがわかる。状況が変化したのは1990年代に入ってからであり、最近では、家計は将来の負担のうち半分程度を自らの負担と認識しているに過ぎない。

第4に、期待成長率 $E_t \rho$ と期待割引率 $E_t \delta$ の推移である。まず、期待成長率 $E_t \rho$ は全期間に渡り負値となってしまった。この結果は尤もらしいとは言えず、改善の余地があると思われるが、傾向的に低下している点、1970年代前半において急落している点は、一般の感覚と整合的であると考えられる。また、 $E_t \delta$ は1970年代後半と1990年代に急落しているが、これは利子率の低

10) 計算手順については付録を参照されたい。

11) ただし、小川（1988）やOgawa（1990）によると、この値は1978年頃から上昇を始めており、上昇開始の時期にズレが存在する。初期時点の違いや四半期データの利用に原因があると考えられるが、詳細な解明は今後の課題である。

12) 井堀（1986, 1987）、本間他（1986）、本間他（1987）、長峰（1987）、Ihori（1989）など。

13) ただし、四半期データを用いたIhori, Doi and Kondo（2001）は、最近時点ほど中立命題が成立している可能性を示唆している。四半期データによる分析は今後の課題としたい。

14) このような現象は非ケインズ効果として解釈することができるかもしれない。非ケインズ効果については、たとえば、井堀他（2002）を参照されたい。

財政赤字のマクロ経済効果

表 8 構造パラメータ

暦年	λ_t	β_t	π_t	$E_t \rho$	$E_t \delta$	$E_t \mu$
1955	0.5734	0.9875	0.5731	-0.0047	0.0246	0.0755
1956	0.5734	0.9874	0.5732	-0.0046	0.0246	0.0755
1957	0.1996	1.2036	0.9996	-0.0050	0.0278	0.0209
1958	0.2631	1.3809	1.5611	-0.0069	0.0374	0.0160
1959	0.2627	1.3723	1.6338	-0.0067	0.0367	0.0158
1960	0.1595	1.3932	2.0538	-0.0060	0.0360	0.0061
1961	0.2141	1.2345	1.9349	-0.0074	0.0334	0.0150
1962	0.2175	1.4141	2.9065	-0.0114	0.0556	-0.0116
1963	0.2254	1.4432	3.2623	-0.0107	0.0554	-0.0130
1964	0.2077	1.4794	2.5656	-0.0123	0.0628	-0.0184
1965	0.1640	1.5662	1.7286	-0.0135	0.0747	-0.0306
1966	0.1708	1.3288	2.4901	-0.0133	0.0668	-0.0250
1967	0.1516	1.2313	2.7723	-0.0123	0.0569	-0.0162
1968	0.2011	1.3478	1.4727	-0.0199	0.0823	-0.0289
1969	0.2123	1.3730	1.3140	-0.0203	0.0825	-0.0283
1970	0.2823	1.4092	1.1896	-0.0213	0.0706	-0.0110
1971	0.2855	1.4176	1.0067	-0.0205	0.0658	-0.0057
1972	0.2732	1.4630	0.8198	-0.0194	0.0650	-0.0060
1973	0.3827	2.4010	0.5823	-0.0149	0.0718	-0.0259
1974	0.5140	2.1930	1.3423	-0.0355	0.0719	-0.0011
1975	0.4397	2.2797	0.9125	-0.0318	0.0839	-0.0169
1976	0.4205	2.5424	0.6082	-0.0326	0.1036	-0.0372
1977	0.3032	1.2590	1.0810	-0.0342	0.0674	-0.0068
1978	0.3010	0.6220	1.5008	-0.0387	0.0283	0.0319
1979	0.2288	-0.0355	1.7350	-0.0352	-0.0393	0.0963
1980	0.2438	0.1744	1.4350	-0.0371	-0.0149	0.0720
1981	0.2702	0.3535	1.0097	-0.0400	0.0060	0.0531
1982	0.2768	0.1888	1.4603	-0.0409	-0.0182	0.0800
1983	0.2740	0.2312	1.2669	-0.0409	-0.0118	0.0726
1984	0.2758	0.2381	1.2249	-0.0409	-0.0107	0.0713
1985	0.2758	0.2381	1.2243	-0.0409	-0.0107	0.0713
1986	0.2734	0.2153	0.7683	-0.0386	-0.0126	0.0704
1987	0.2501	0.3376	1.0887	-0.0399	0.0039	0.0564
1988	0.2486	0.3586	1.1284	-0.0400	0.0067	0.0539
1989	0.2525	0.3073	1.0639	-0.0396	0.0000	0.0595
1990	0.2756	-0.2733	0.2472	-0.0335	-0.0659	0.1131
1991	0.2679	-0.3898	-0.6425	-0.0372	-0.0888	0.1398
1992	0.2751	-0.2752	-0.1741	-0.0399	-0.0808	0.1336
1993	0.2945	-0.3712	0.3619	-0.0437	-0.1128	0.1664
1994	0.3015	-0.3995	0.5300	-0.0451	-0.1196	0.1743
1995	0.3009	-0.3177	0.3336	-0.0444	-0.1035	0.1575
1996	0.2997	-0.5469	0.4786	-0.0452	-0.1561	0.2100
1997	0.2997	-0.5487	0.4829	-0.0452	-0.1562	0.2101
1998	0.2953	-0.4898	0.2889	-0.0444	-0.1422	0.1959

図7 構造パラメータ： λ_t （流動性制約家計の割合）

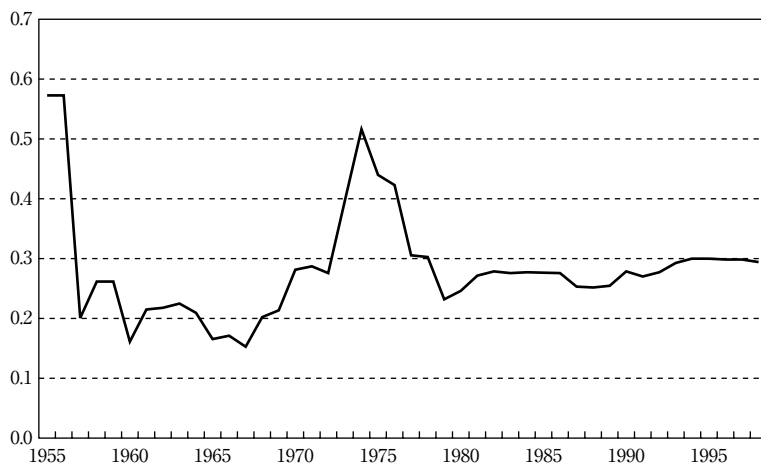


図8 構造パラメータ： β_t （公債負担の認識割合）

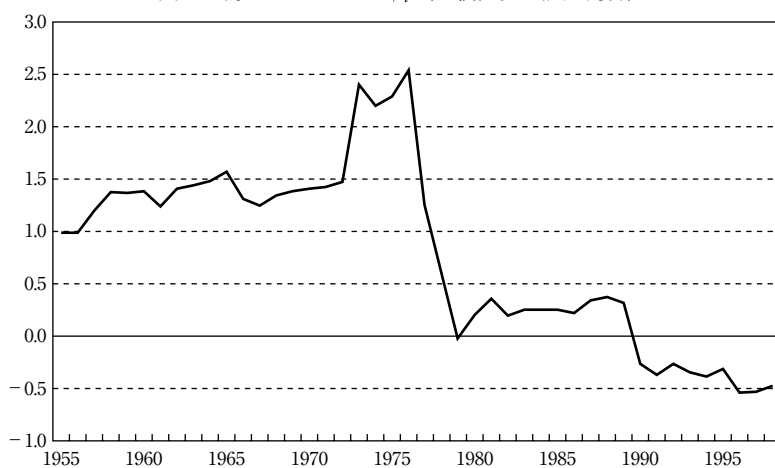


図9 構造パラメータ： π_t （公的年金負担の認識割合）

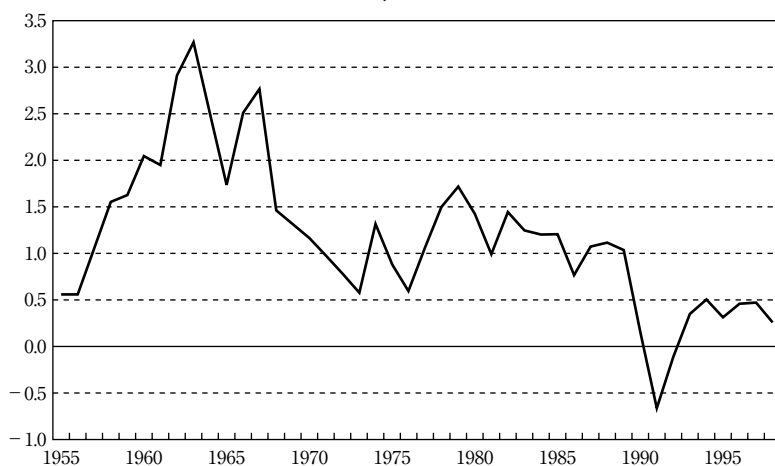


図10 構造パラメータ： $E_t \rho$ （期待成長率）

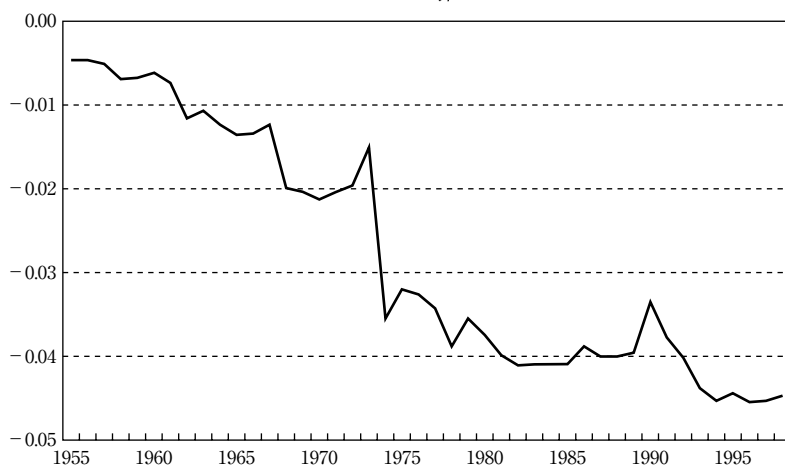


図11 構造パラメータ： $E_t \delta$ （割引率）

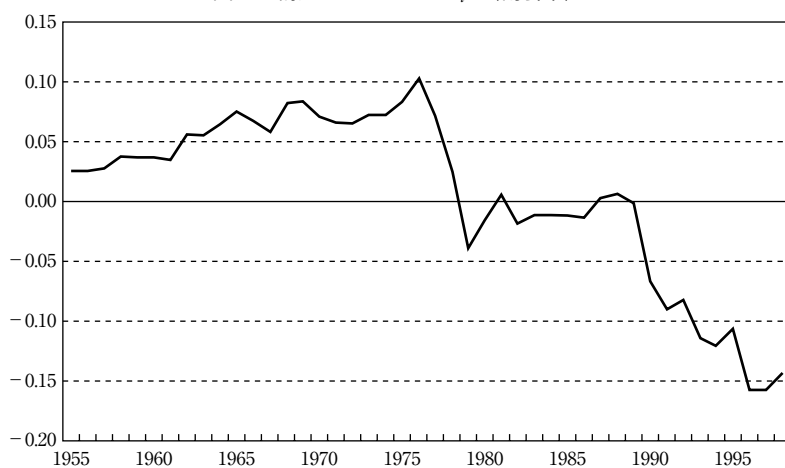
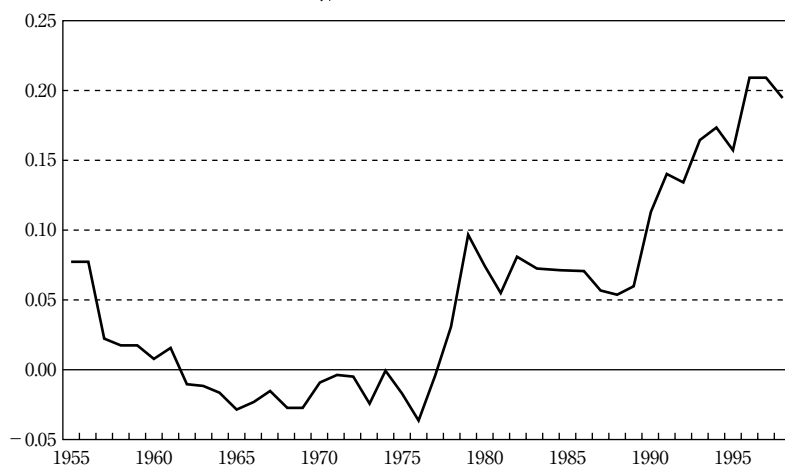


図12 構造パラメータ： $E_t \mu$ （将来世代とのリンクが断絶する確率）



下傾向を考えれば、それほど不思議ではない。しかしながら、1990年代に、割引率が負となっている点については改善の余地がある。

第5に、将来世代とのリンクが断絶する期待確率を意味する $E_t\mu$ である。この値が0であれば、家計の行動は王朝モデルに近く、値が大きくなるほど、世代間の結びつきは弱くなる。理論モデルにおいて、このパラメータが大きく（小さく）なるほど、 β_t と π_t は小さく（大き

く）なるが、1970年代後半と1990年代に上昇していることから、 β_t の推移と整合的な結果といえてよい。つまり、将来世代との結びつきが弱まったことから、公債の負担は家計に十分に認識されなくなりつつある。このような状況下では、公債発行に伴って消費の増加が生じるため、財政赤字は家計の異時点間資源配分に対して中立的ではなくなり、経済に非効率をもたらす可能性がある。

VI. まとめ

VI-1. 主要な結論

本稿では、Blanchard (1985) 型の連続時間モデルを基礎として導出された消費関数に対してカルマン・フィルタを適用し、パラメータの変化について検討した。得られた主要な結果のうち、特に重要と考えられるものは以下の通りである。

第1に、推定パラメータは時系列的に大きく変動しており、パラメータを一定として推定を行うことには問題がある。とりわけ、オイルショック、公債発行条件の緩和、公的年金制度の確立などの環境変化があった1970年代とバブル崩壊を経験した1990年代については、いくつかの重大なパラメータの変化が確認される。

第2に、流動性制約家計は常に一定以上の割合を占めており、中立命題が大きく攪乱されている様子が窺える。本稿での結果に基づけば、公債発行による減税は、流動性制約下にある家計を通じて、経済の消費を増大させる効果を持つことになる。このような結論は、多くの先行研究と整合的であるが、Blanchard (1985) 型のモデルに流動性制約を組み込んだ柴田・日高 (1992) は流動性制約の存在を統計的に棄却しており、結果の相違を説明することは今後の課

題と言えよう。

第3に、中立命題の成否に影響を及ぼす2つめの要因である現在世代と将来世代とのリンクの程度は時間とともに変化する。すなわち、将来世代とのリンクは、1970年代後半以降、徐々に弱まっており、1990年代には公債による将来負担をほとんど考慮していない可能性が示唆された。ここでの分析によれば、最近の動きは中立命題から乖離する方向にあり、公債の累増が人々の異時点間資源配分を攪乱していると考えられる。当然、このような状況では、財政赤字の持続可能性や最適性について議論する必要がある¹⁵⁾。

第4に、公的年金の将来純負担については、公的年金制度の骨組みが確立して以来、概ね自らの負担と認識していたが、1990年代に入って状況が変化した。最近では、家計は将来の負担のうち半分程度を自らの負担と認識しているに過ぎず、公債の負担認識と対応した動きが確認される。

VI-2. 残された課題

言うまでもなく、本稿の分析には課題も多い。以下に、重要と思われる課題についてまとめ、

15) 持続可能性については畑農 (1999)、最適化モデルの1つである課税平準化に関連する議論については畑農 (2004) を参照されたい。

議論を閉じたい。

第1に、いくつかの構造パラメータの値については、理論的に尤もらしい範囲からはずれることがあり、推定精度の改善が望まれる。この点は、パラメータの制約を含むモデルの改善、データの改善、推定方法の改善など、いくつかの課題が混在しており、以下の問題点とも密接に関係していると思われる。

第2に、高齢化現象をモデルに組み込むことが期待される。本稿が基礎とした Blanchard (1985) のモデルにおいては、「永遠の若さ (perpetual youth)」が前提となっているため、若年期と高齢期の区別が存在しない。現在の日本の財政問題を考える上で、高齢化は最重要課題であることを考慮すると、このモデル設定は非現実的と言わざるを得ない。

第3に、流動性制約のモデル化について、より精緻な形式を採用することである。本稿では、流動性制約下にある家計は可処分所得のすべてを消費するものとしたが、マイクロ・データを用いた研究によると、流動性制約は多期間を拘束する形で影響を及ぼしており、拘束された期間内においても、制約を考慮しながら最適化が

行われている可能性が高い。より複雑な形式で流動性制約をモデル化することにより、結論が影響を受ける可能性は排除できない。また、消費の現在所得に対する過剰反応は、流動性制約によらずとも、他の要因によって説明することが可能であり、流動性制約以外の要因も考慮したモデル化が期待される¹⁶⁾。

第4に、四半期データによる推定である。本稿では、データの入手可能性の問題や季節調整の必要性などを考慮して、四半期データを利用しなかったが、先行研究を見ると、年次データを用いた場合と四半期データを用いた場合で結果が異なるケースが散見される。サンプル数の問題から考えても、四半期データによる分析は重要な課題と言えよう。

第5に、本間他 (1986)、釜田・水野 (1990)、北坂 (1991) などによると、年齢階級や所得階層別に検討した場合、中立命題に関する結論が変化することが報告されている。このように細分化されたデータに対してカルマン・フィルタを適用することにより、人々の期待形成の変化に関して、より詳細な情報が得られるに違いない。

補論：構造パラメータの算出

構造パラメータは λ_t , β_t , π_t , $E_t \rho^w$, $E_t \rho^g$, $E_t \delta$, $E_t r$, $E_t \mu$ の8つであるが³⁾, (13)式の説明変数は切片を含めても6つしかないため、このままではすべての構造パラメータを計算することができない。そこで、 $E_t \rho = E_t \rho^w = E_t \rho^g$ および $E_t \delta = E_t r$ を仮定する。

まず、(15)式より

$$\lambda_t = -\alpha_t^1 \quad (\text{A1})$$

が得られる。次いで、(17)式と(18)式より

$$\beta_t = 1 - \frac{\alpha_t^4}{\alpha_t^3} \quad (\text{A2})$$

であり、(17)式と(19)式より

$$\pi_t = 1 + \frac{\alpha_t^5}{\alpha_t^3} \quad (\text{A3})$$

である。また、(17)式と(A1)式を用いて、(14)式を変形すると、

16) 消費と貯蓄の決定に関わるさまざまな議論については、石原 (2004) を参照されたい。

$$E_t \rho = \frac{\alpha_t^3}{1 + \alpha_t^1} - \frac{\alpha_t^3}{\alpha_t^0 + \alpha_t^1} = \frac{\alpha_t^3(\alpha_t^0 - 1)}{(1 + \alpha_t^1)(\alpha_t^0 + \alpha_t^1)} \quad (\text{A4})$$

が得られる。さらに、(17)式を用いて、(16)式を変形すると、

$$E_t \delta = E_t \rho - \frac{\beta_t \alpha_t^3}{\alpha_t^2} \quad (\text{A5})$$

となり、(A2)式と(A4)式の結果を利用すれば計算が可能である。最後に、(A1)式を用いて、(17)式を変形すると、

$$E_t \mu = \frac{\alpha_t^3}{1 + \alpha_t^1} - E_t \delta \quad (\text{A6})$$

が得られるので、(A5)式を利用すれば計算できる。

参 考 文 献

- 石原秀彦 (2004) 「所得変動と消費：理論的帰結と実証上の問題点」, 石原秀彦・土居丈朗「1990年代の日本における消費・貯蓄行動について—予備的貯蓄動機を中心とする理論的展望と実証研究—」『経済分析』第174号, 第1章: 7-96.
- 井堀利宏 (1986) 『日本の財政赤字構造—中長期の実証・規範分析—』東洋経済新報社.
- 井堀利宏 (1987) 「公債の負担と財政政策」, 藪下史郎・浅子和美編『日本経済と財政政策』東洋経済新報社, 第4章: 96-114.
- 井堀利宏・加藤竜太・中野英夫・中里 透・土居丈朗・近藤広紀・佐藤正一 (2002) 「財政赤字と経済活動：中長期的視点からの分析」『経済分析』第163号.
- 大屋幸輔 (1992) 「可変係数回帰モデルの理論的側面と応用上の問題点」『フィナンシャル・レビュー』第23号: 12-28.
- 小川一夫 (1988) 「日米消費行動の比較分析—流動性制約と労働市場の関係をめぐって—」『国民経済雑誌』第157巻1号: 91-114.
- 落合仁司 (1982) 「個人貯蓄, 企業留保及び財政赤字」『経済研究』第33巻4号: 366-369.
- 釜田公良・水野晶夫 (1990) 「所得階層と公債政策の効果—階層別データによる中立命題の検証—」『経済科学 (名古屋大学)』第37巻3号: 27-42.
- 北坂真一 (1991) 「消費行動における視野の有限性と流動性制約—所得階層別データによる公債中立命題の検証—」『オイコノミカ』第28巻2号: 29-40.
- 柴田章久 (1991) 「公債の中立命題」『大阪大学経済学』第40巻3/4号: 449-458.
- 柴田章久・日高政浩 (1992) 「日本における公債中立命題の検証」『経済学雑誌 (大阪市立大学)』第93巻2号: 58-69.
- 竹中平蔵・小川一夫 (1987) 『対外不均衡のマクロ分析—貯蓄・投資バランスと政策協調—』東洋経済新報社.
- 谷崎久志 (1993) 『状態空間モデルの経済学への応用』日本評論社.
- 長峰純一 (1987) 「財政赤字と中立命題—公債の貨幣化と地方政府赤字を考慮した実証分析—」『創立二十周年記念論集 経済学部篇 (追手門学院大学)』: 207-223.
- 畑農鋭矢 (1999) 「財政運営の持続可能性」『一橋論叢』第122巻6号: 715-732.
- 畑農鋭矢 (2004) 「戦後日本の財政運営—課税平準化と総需要平準化—」, 野口悠紀雄他編『公共政策の経済分析 (仮題)』東京大学出版会, 所収 (近刊予定).
- 本間正明 (1996) 「財政赤字の経済分析—中立命題の再検証—」, 金融調査研究会『公共債をめぐる諸問題』第1章: 1-24.
- 本間正明・跡田直澄・高林喜久生・福間 潔・長峰純一・植草一秀 (1986) 「財政赤字と家計消費—コーホート・データによる「中立命題」の検証—」『フィナンシャル・レビュー』

- 第3号：54-69.
- 本間正明・武藤恭彦・井堀利弘・阿部暢夫・神取道宏・跡田直澄（1987）「公債の中立命題：理論とその実証分析－財源調達方式と家計の反応－」『経済分析』第106号：1-39.
- 村田 治（2002）「わが国に関する中立命題の実証研究のサーベイ」『経済学論究（関西学院大学）』第55巻4号：1-24.
- Aschauer, David Alan (1985) "Fiscal Policy and Aggregate Demand," *American Economic Review* 75 : 117-127.
- Aschauer, David Alan (1993) "Fiscal Policy and Aggregate Demand : Reply," *American Economic Review* 83 : 667-669.
- Bacchetta, Philippe and Stefan Gerlach (1997) "Consumption and Credit Constraints : International Evidence," *Journal of Monetary Economics* 40 : 207-238.
- Barro, Robert J. (1974) "Are Government Bonds Net Wealth?" *Journal of Political Economy* 82 : 1095-1117.
- Blanchard, Olivier J. (1985) "Debt, Deficits, and Finite Horizons," *Journal of Political Economy* 93 : 223-247.
- Bowen, William G., Richard G. Davis and David H. Kopf (1960) "The Public Debt : A Burden on Future Generations," *American Economic Review* 50 : 701-706.
- Campbell, John Y. and N. Gregory Mankiw (1989) "Consumption, Income, and Interest Rates : Reinterpreting the Time Series Evidence," *NBER Macroeconomics Annual* : 185-245.
- Campbell, John Y. and N. Gregory Mankiw (1990) "Permanent Income, Current Income, and Consumption," *Journal of Business and Economic Statistics* 8 : 265-279.
- Campbell, John Y. and N. Gregory Mankiw (1991) "The Response of Consumption to Income : A Cross Country Investigation," *European Economic Review* 35 : 723-767.
- Cardia, Emanuela (1997) "Replicating Ricardian Equivalence Tests with Simulated Series," *American Economic Review* 87 : 65-79.
- Chakraborty, Atreya and Abdikarim M. Farah (1996) "Ricardian Equivalence : Further Evidence," *International Economic Journal* 10 : 19-31.
- Cushing, Matthew J. (1992) "Liquidity Constraints and Aggregate Consumption Behavior," *Economic Inquiry* 30 : 134-153.
- Evans, Paul (1988) "Are Consumers Ricardian? Evidence for the United States," *Journal of Political Economy* 96 : 983-1004.
- Feldstein, Martin (1982) "Government Deficits and Aggregate Demand," *Journal of Monetary Economics* 9 : 1-20.
- Feldstein, Martin and Douglas W. Elmendorf (1990) "Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior Revisited : Comment," *American Economic Review* 80 : 589-599.
- Flavin, Marjorie A. (1985) "Excess Sensitivity of Consumption to Current Income : Liquidity Constraints or Myopia?" *Canadian Journal of Economics* 18 : 117-136.
- Graham, Fred C. (1993) "Fiscal Policy and Aggregate Demand : Comment," *American Economic Review* 83 : 659-666.
- Graham, Fred C. (1995) "Government Debt, Government Spending, and Private-Sector Behavior : Comment," *American Economic Review* 85 : 1348-1356.
- Graham, Fred C. and Daniel Himarios (1991) "Fiscal Policy and Private Consumption : Instrumental Variables Tests of the "Consolidated Approach"," *Journal of Money, Credit, and Banking* 23 : 53-67.
- Graham, Fred C. and Daniel Himarios (1996) "Consumption, Wealth, and Finite Horizons : Tests of Ricardian Equivalence," *Economic Inquiry* 34 : 527-544.

- Haque, Nadeem and Peter Montiel (1989) "Consumption in Developing Countries : Tests for Liquidity Constraints and Finite Horizons," *Review of Economics and Statistics* 71 : 408-415.
- Hayashi, Fumio (1982) "The Permanent Income Hypothesis : Estimation and Testing by Instrumental Variables," *Journal of Political Economy* 90 : 895-916.
- Himarios, Daniel (1995) "Euler Equation Tests of Ricardian Equivalence," *Economics Letters* 48 : 165-171.
- Ihori, Toshihiro (1989) "On the Degree of Debt Neutrality : Some Evidence for the Japanese Economy," *Economic Studies Quarterly* 40 : 66-74.
- Ihori, Toshihiro, Takero Doi and Hiroki Kondo (2001) "Japanese Fiscal Reform : Fiscal Reconstruction and Fiscal Policy," *Japan and the World Economy* 13 : 51-370.
- Jappelli, Tullio and Marco Pagano (1989) "Consumption and Capital Market Imperfections : An International Comparison," *American Economic Review* 79 : 1088-1105.
- Kochin, Levis A. (1974) "Are Future Taxes Anticipated by Consumers?" *Journal of Money, Credit, and Banking* 6 : 385-394.
- Kormendi, Roger C. (1983) "Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior," *American Economic Review* 73 : 994-1010.
- Kormendi, Roger C. and Philip Meguire (1986) "Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior : Reply," *American Economic Review* 76 : 1180-1187.
- Kormendi, Roger C. and Philip Meguire (1990) "Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior : Reply and Update," *American Economic Review* 80 : 604-617.
- Kormendi, Roger C. and Philip G. Meguire (1995) "Government Debt, Government Spending, and Private-Sector Behavior : Comment," *American Economic Review* 85 : 1357-1361.
- Leiderman, Leonardo and Assaf Razin (1988) "Testing Ricardian Neutrality with an Intertemporal Stochastic Model," *Journal of Money, Credit, and Banking* 20 : 1-21.
- Lerner, Abba P. (1948) "The Burden of the Public Debt," in *Income, Employment and Public Policy : Essays in Honor of Alvin H. Hansen*, New York : W. W. Norton : 255-275.
- McKiernan, Barbara (1996) "Consumption and the Credit Market," *Economics Letters* 51 : 83-88.
- Modigliani, Franco (1961) "Long-Run Implications of Alternative Fiscal Policies and the Burden of the National Debt," *Economic Journal* 71 : 730-755.
- Modigliani, Franco and Arlie G. Sterling (1986) "Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior : Comment," *American Economic Review* 76 : 1168-1179.
- Modigliani, Franco and Arlie G. Sterling (1990) "Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior : A Further Comment," *American Economic Review* 80 : 600-603.
- Ogawa, Kazuo (1990) "Cyclical Variations in Liquidity-Constrained Consumers : Evidence from Macro Data in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies* 4 : 173-193.
- Reid, Bradford G. (1985) "Aggregate Consumption and Deficit Financing : An Attempt to Separate Permanent From Transitory Effects," *Economic Inquiry* 23 : 475-486.
- Ricciuti, Roberto (2003) "Assesing Ricardian Equivalence," *Journal of Economic Surveys* 17 : 55-78.
- Rockerbie, Duane W. (1997) "Are Consumers Ricardian When Some Are Liquidity Constrained? Evidence for the United States," *Applied Economics* 29 : 821-827.
- Seater, John J. (1993) "Ricardian Equivalence," *Journal of Economic Literature* 31 : 142-190.

- Seater, John J. and Roberto Mariano (1985) “New Tests of The Life Cycle and Tax Discounting Hypotheses,” *Journal of Monetary Economics* 15 : 195-215.
- Song, Haiyan, Peter Romilly and Xiaming Liu (1998) “The UK Consumption Function and Structural Instability : Improving Forecasting Performance Using a Time-Varying Parameter Approach,” *Applied Economics* 30 : 975-983.
- Tanner, J. Ernest (1979a) “An Empirical Investigation of Tax Discounting,” *Journal of Money, Credit, and Banking* 11 : 214–218.
- Tanner, J. Ernest (1979b) “Fiscal Policy and Consumer Behavior,” *Review of Economics and Statistics* 61 : 317-321.
- Weil, Philippe (1989) “Overlapping Families of Infinitely-Lived Agents,” *Journal of Public Economics* 38 : 183-198.
- Yawitz, Jess B. and Laurence H. Meyer (1976) “An Empirical Investigation of the Extent of Tax Discounting,” *Journal of Money, Credit, and Banking* 8 : 247-254.