

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

本 間 正 明^{** (1)}・跡 田 直 澄⁽²⁾・高 林 喜 久 生⁽⁶⁾
福 間 潔⁽⁴⁾・長 峰 純 一⁽³⁾・植 草 一 秀⁽⁵⁾

要 約

経済主体に「財政錯覚」がなければ、租税か国債かという政府の財源調達手段の相違はマクロ経済に対して何らの実体的影響をもたらさないといういわゆる『中立命題』の理論的展開が合理的期待形成学派から提示されて以来、米国においては Feldstein (1982), Kormendi (1983), Seater & Mariano (1985) 等により実証的研究が試みられているが、結論は一致をみていない。日本においてもいくつかの分析が試みられており、本間他 (1986) はマクロ・データを用いて、近年の日本において『中立命題』が棄却できないという結論を得ている。

マクロ・データによる分析においては、すべての家計をただ一種類の『代表的家計』によって表現するが、現実の家計の行動は、例えば年齢階層により異なることも十分に予想され、推定結果の解釈には注意が必要である。本稿では、こうした問題意識から、ミクロ・データによる『中立命題』の検証を行った。具体的には、大正11年から昭和12年の間に生まれた人を四つの世代に分け、世代別に『中立命題』の成否を検証した。

推定結果は、いずれの世代においても『中立命題』が棄却されること、財政赤字の増加が現役世代では消費にマイナスの影響を、退職世代ではプラスの影響を与えること、社会保障基金収支の黒字は現役世代では消費にプラスの影響を、退職世代ではマイナスの影響を与えること、の三点に要約できる。

これらの推定結果から、マクロ・データを用いる従来の分析方法には大きな問題点が存在し、『中立命題』の検証にはミクロのレベルでの検討が必要であること、現役世代が公債純増の背後の税負担を明確に意識しているのに対し、退職世代では公債の純増が資産の増加としてとらえられているとみられること、社会保障基金の経常黒字は、現役世代には将来の負担の軽減として、退職世代には純資産の減少としてとらえられているとみられることの三点が結論として導かれる。

* 本研究にあたっては、貝塚啓明教授(東京大学)、小椋正立助教授(埼玉大学)、伊藤隆敏准教授(ミネソタ大学)、永田俊一氏(大蔵省)より貴重なコメントをいただいた。記して感謝の意を表したい。

** (1) 大阪大学教授

(2) 帝塚山大学助教授

(3) 大蔵省財政金融研究所主任研究官

(4) 大蔵省財政金融研究所研究員(三菱信託銀行)

(5) 追手門大学専任講師

(6) 大蔵省財政金融研究所研究官

．問題の所在

1. 揺れ動く政府活動の評価

わが国の国債残高は、昭和61年度末には、143兆円を上回る見込みである。この水準は対GNPにして42.5%に達しており、これに伴う国債費は一般会計の20.9%を占めるほどである。このような事態を踏まえて、財政当局は昭和58年度以降には一般会計における一般歳出の伸び率をゼロに押さえるという超緊縮路線を維持してきた。

このような財政の超緊縮路線に対して、経済運営の立場から、さまざまな批判が展開されたことも事実である。その代表的なものとしては、対外経済摩擦の緩和あるいは円高不況からの脱出のための積極財政の主張があげられる。財政再建路線を一時的に棚上げして、国際経済および国内経済とのマクロ・バランスの観点から、より積極的な役割を財政に求めようとする立場である。

財政運営をめぐる対立は、なにも近年のわが国固有の問題ではない。現代社会が民間部門と公共部門とからなる混合経済組織と呼ばれて久しくなるが、いまほど政府活動の評価が分かれていることはないのである。

ケインズ経済学を根拠に財政・金融政策のファイン・チューニング（微調整）によって失業とインフレに対処し、福祉国家論を背景に、すべての人々が健康にして文化的な生活を最低限享受し得る社会的仕組みを制度的につくりあげることが、政府部門の役割として広く認識されてきたと信じられていた。少なくとも、世界的な規模で経済が順調に推移した1960年代では、このような「新古典派総合」論あるいは「折衷ケインズ」派的な考え方は揺るぎないものとして確固たる地位を築いてきたのである。

しかし、1970年代以降、状況は徐々に変わりつつある。裁量的な経済安定政策が必ずしも失

業やインフレの解決に有効であったという評価が得られず、また福祉政策のために整備された社会保障制度が経済成長の側面で新たな弊害を生み出す事態が発生するにつれて、折衷ケインズ派の考え方はさまざまな角度から批判にさらされることになった。

マネタリズム、合理的期待形成論公共選択理論、サプライ・サイド（供給重視）経済学という新たな潮流は、それぞれ論点は異なるものの、いずれも折衷ケインズ派に対して批判的な立場にあることはよく知られている。これらの立場は、必ずしも全面的に意見の一致がみられるわけではないが、国債発行に理論的根拠を与えて結果的に「大きな政府」を正当視した折衷ケインズ派の罪を問ひ、「小さな政府」論に直接あるいは間接に結びつく点では共通している。しかも、このような「小さな政府」を志向する勢力は確実にその影響力を増大させつつある。1970年代末から最近まで、折衷ケインズ派に批判的な考え方を重要視する経済運営が英・米両国で現実の政治の舞台で採用されるに至ったのは記憶に新しいところであろう。

2. 財政錯覚：国債は純資産か？

折衷ケインズ派に対して批判的な人々の主張には、その現実妥当性に関して必ずしも説得的なものが多いとはいえないし、またそれに基づいて展開された英・米の経済運営が成功したか否かを断定するには早過ぎる。それにもかかわらず、政府の政策介入の評価にあたって、反折衷ケインズ派の主張に含まれる問題提起には十分に耳を傾けるべきものがあるように思われる。

第一に、政府活動に対する民間の経済主体の反応が明確に意識されており、その行動様式によって政策効果が大きく左右される可能性を正しく理解している点である。

第二には、特定の経済政策の目標（例えば、経済安定）のためにとられた政府活動が他の経済政策の目標（例えば、経済成長）に対して副次的な効果をとめない、その相互間にトレード・オフ関係が発生し得ることを認識している点である。

折衷ケインズ派に従う政府活動の役割とその評価は、これらの点に正当な注意を払う時、根本的な見直しが要求される。折衷ケインズ派では、国債を発行して所得税減税を実施した場合、民間の経済主体は、減税による可処分所得の増大と国債残高の累増による保有資産の増大の双方から、民間消費を拡大させると想定している。この想定を認めれば、一定の政府支出を賄うための財源調達手段としての租税と国債は明らかにマクロ経済に対して異なる影響をもたらす。すなわち、国債発行による財源調達の比率を高めるほど可処分所得も純資産も増加することになるから、消費拡大を通してマクロ経済に対する刺激効果は大きくなることになる。

しかし、反折衷ケインズ派は、このような単純な想定を経済主体の「財政錯覚」の存在が前提されているとして、厳しく批判する。合理的な経済主体であれば、現在時点における国債の発行は将来時点において租税で元利償還をせざるを得ないという現実を当然認識しているはずである。とすれば、現在時点の国債増額を財源とする減税は、将来時点の国債減額と増税に

よって完全に相殺されるから、現在時点で減税によって可処分所得が増加したとか、国債保有増によって純資産が増加したとか考えないであろう。合理的な経済主体は租税と国債の財源調達手段の代替に関して「財政錯覚」を持たないと主張するわけである。

経済主体に「財政錯覚」がなければ、租税か国債かという政府の財源調達手段の相違はマクロ経済に対して何らの実体的影響をもたらさないことになる。この命題は、いわゆる「リカードの等価定理（The Ricardian Equivalence Theorem）」として知られているが、それを現代的装いで拡張したのがBarro(1974)である。彼は異世代間の自発的な所得再分配効果をもたらす「遺産」をライフ・サイクル・モデルに組み込み、租税と国債の財源調達の差異が経済に対して中立的であることを理論的に示して折衷ケインズ派にショックを与えた。

「中立命題」が経済政策のインプリケーションに投げかけた疑問は、極めて深刻なものであった。すなわち、「中立命題」は明らかに「両刃の剣」的な性質を持つからである。仮にこの命題が現実の経済において妥当するなら、一方において折衷ケインズ派の裁量的な経済安定政策の有効性そのものが根幹から揺さぶられると同時に、他方においてインフレや国債の負担を根拠にして財政赤字を懸念することもほとんど無意味であるからである。

・「中立命題」の実証例

これまでの説明から明らかな通り、マクロ的な経済政策の正確な意味合いを理解するためには、「中立命題」の理論的および実証的な検討を避けて通るわけにはいかない。事実、多くの経済学者が「中立命題」を理論的に成立せしめる諸仮定を慎重に吟味すると共に、実証的に果して妥当するか否かの検討に精力的に取り組んできた。以下では、米国と日本のケースを中心

にして、主要な実証研究の結果について簡単に説明を与えることにしよう。

1. 米国のケース

Barro(1974)の「中立命題」は、そもそも異時点間の消費の配分問題として定式化されたから、中立命題の成立の有無を実証的に検討しようとする場合、消費関数を用いるアプローチが

最も一般的である。このアプローチは、租税と国債の財源代替が消費に対して影響をもたらすか否かを実際の消費関数の推定を通して検証しようとするものである。

消費関数アプローチの代表例として、Feldstein (1982) および Kormendi (1983) の研究例をあげることができる。Feldstein (1982) は1930年から1976年を分析期間として、中立命題の成立の有無を検討している。この分析では、彼は米国では「中立命題」が成立していないと結論づけている。

しかし、Feldstein (1982) はこの結論を経済主体に財政錯覚が存在するためとは解釈していない。その理由を Feldstein (1982) は次のように説明している。現在の財政政策を具体化する政府支出、租税収入、国債発行の変化は、将来の財政政策をある程度予想させる“シグナル”として作用するであろう。シグナルの役割を果たすとすれば、将来の財政政策は現在の財政政策に連動して変化することになる。将来の財政政策が変化すれば、将来の可処分所得、さらには恒常所得も変化し、このチャンネルを通じて現在の消費も現在の財政変数から影響を受ける。

このような Feldstein (1982) の結論とその解釈に対して、Kormendi (1983) は異論を唱えている。Kormendi (1983) は、1930年から1977年を分析期間として Feldstein (1982) とほぼ同様の推定を試み、中立命題の成立が必ずしも否定できないことを示した。また、Seater & Mariano (1985) も Feldstein (1982) および Kormendi (1983) とほぼ同様の消費関数を推定し、中立命題とコンシステントな結論を得ている。

上で述べた相反する実証研究が示す通り、米国で中立命題が成立するか否かに関して確定的な結論が得られているわけではない。ひき続き、この点に関する分析が試みられることになる。

2. 日本のケース

アメリカの研究に触発され、わが国でもいくつかの「中立命題」の検討が試みられている。

例えば、昭和60年度の「経済白書」は、消費関数を国民可処分所得、公債残高、および対外資産で推計するという方法をとって、「中立命題」の検討をしている。この方法は、対外で保有する資産はわが国にとって“純”債権であるから、この対外資産と比較して公債残高がどの程度の消費拡大効果を持つかによって、「財政錯覚」の存在の有無を判定しようとするものである。

公債残高の増大が対外資産の増大と同一の消費拡大効果を持てば、国民が完全に「財政錯覚」を持つと解釈する。逆に、対外資産と異なり、公債残高が消費を拡大しなければ、「財政錯覚」が完全に存在しないと理解するわけである。もちろん、その中間的なケースとして、対外資産の消費拡大効果ほどではないが、公債残高が消費を拡大させる状況が考えられる。この両者の消費拡大効果の比率が「財政錯覚」の程度を反映しているとみなすこともできよう。

昭和60年度の「経済白書」はこのような考え方に従って、わが国の「財政錯覚」の度合を推計している。それによれば、対外資産が消費を拡大させる程度が0.036であるのに対して、公債が消費を拡大させる程度は、0.031になっている。したがって、公債に関する「財政錯覚」の度合は両者の比率である0.861で示される。これから昭和60年度「経済白書」は、わが国の場合、「財政錯覚」の程度はかなり大きいという結論を得ている。

しかし、昭和60年度「経済白書」のアプローチは、必ずしも「財政錯覚」の有無、あるいは「中立命題」の検証の一般的な方法ではない。一般的な方法は、前節で説明したような Feldstein, Kormendi 型の分析である。この方法に基づく検証は、最近、本間・武藤・井堀他 (1986) によって試みられている。

この分析は1956年から1982年までの期間を抽出し、その全期間、前半期間（1956年から1970年）、後半期間（1971年から1982年）のそれぞれについて「中立命題」の成立の有無を検討している。そこで得られた結果を簡単に要約すれ

ば、以下ようになる。(1)1956年から1982年の全期間にわたって、「中立命題」が完全に成立しているとは断定しにくい。(2)しかし、前半期間と後半期間に分けて推定すると、相対的に前半期間よりも後半期間の方が中立命題に近い状況が成立している。

以上の結論は、公債発行が本格化した昭和40年代の後半から50年代を通して、高度成長期に比較して、減税の財源を国債発行に求めるという単なる財源代替はそれほど消費を刺激せずに

マクロ経済に大きな効果を与えない可能性を示唆している。これは、最近の国債残高の急増あるいは財政再建のための増税の必要性の指摘が国民に将来の増税を強く意識させ、財政錯覚が作用する余地が少なくなってきたという事情を反映したものであろう。

しかし、いずれにしても、わが国における「中立命題」の成立の有無の実証研究ははまだその緒についたに過ぎず、より本格的な検討が求められていると言えよう。

・ 分析の枠組み

1. 「中立命題」の前提とその拡張の方向

「中立命題」の成立の有無を検討するには、財源調達手段としての「租税」と「国債」の代替が民間の家計部門の消費（あるいは貯蓄）の選択に対していかなる影響をおよぼすかという観点からアプローチされなければならない。前節で説明したように、既存の実証研究では、一般的にアド・ホックなマクロの消費関数が検証に用いられてきた。すなわち、消費関数の説明変数に租税あるいは国債という財源調達変数を追加的に加えて、どの程度マクロ的な消費がそれらに感応的に反応するかを見ようとするものであった。

しかし、この方法は便宜的ではあっても、「中立命題」の理論的フレームワークと必ずしもコンシステントであるとは言いきれない。厳密な形で「中立命題」を検証しようとする場合、「中立命題」を成立させる論理的な仮定を明示的に考慮しながら、それと整合的な形で推定式を導出して成立の有無をチェックする必要がある。本稿ではこの考え方に沿って実証分析を試みるが、その準備として、「中立命題」を成立させる主な仮定を整理しておきたい。

中立命題の成立にとり、第一に重要なのは次の仮定である。

〔仮定 〕

無限生存期間モデルにおける、家計の効用最大化行動。

「中立命題」を理論的に提示したBarro(1974)の元来の設定は、この無限生存期間モデルを採用しているわけではなく、家計の生存期間を有限としている。しかし、Barroのモデルは世代間の自発的な遺産贈与行動をモデルに組み込むことにより、実質的に無限生存期間モデルに拡張したものと理解することが可能である。

〔仮定 〕の無限生存期間モデルにおける家計の効用最大化行動を明示化するには、ライフ・タイムの予算制約式を考慮して、異時点間の最適な消費配分計画を決定しなければならない。具体的には、Hall(1978)が恒常所得仮説と合理的期待仮説を同時に検証する方法として提示したように、異時点間の最適な消費配分のための必要条件であるオイラー方程式を導出し、それを直接的に推定する必要がある。

「中立命題」の成立にとって、第二に重要なのは政府支出に関する次の仮定である。

〔仮定 〕

政府支出のパターンの一定性。

「中立命題」は、政府の予算制約を考慮する時、与えられた政府支出のパターンを財源調達する手段として、租税か国債かの相違が家計

(あるいは経済)の実質変数に影響を与えるか否かを問題にしている。したがって、現在の財政政策の変化につれて、将来の政府支出のパターンが変化する状況はそもそも念頭に置かれていない。言い換えれば、将来の政府支出のパターンが変化する場合、それを通ずる国債と租税の代替がマクロ経済に与える影響をも否定しているわけではない。

「中立命題」に付随するこの〔仮定〕は、必ずしも現実に成立しているとは言えない。例えば、将来の政府支出のパターンは現在の政府支出やその財源調達方式にしばしば大きく依存する。仮に、将来の政府支出のパターンが過去の財源調達方式に依存し、しかも現在の財源調達方式もそれに依存するとすれば、このチャンネルを通じて家計の最適な消費配分が政府の財源調達方式から影響を受けることは十分に考えられる。したがって、「中立命題」の実証を試みる場合、将来の政府支出のパターンに関する家計の期待形成を明示的にモデルに組み込む作業が不可避なものとなる。

さらに、「中立命題」を成立させるいまひとつの重要な仮定は家計数に関する次の仮定である。

〔仮定〕

家計は単一の代表的家計によって総括される。

この仮定が意味するところは、「中立命題」はあくまでもマクロ的な命題であって、ミクロ的な命題ではないということである。この代表的家計の〔仮定〕が外されて、同一の世代内で複数種類の家計の存在が許容され、異世代間をつなぐ複数の家計の連鎖が存在する状況を想定すれば、同一の世代内でどのように租税を徴収するかにより、世代内での所得再分配効果が働く余地が生じる。また、異世代間をつなぐ家の計連鎖が複数あるとすれば、個々の家計の系列に遺産贈与動機が作用したとしても、租税と国債(将来の租税)の代替は所得系列の現在価値に影響を与えるからである。

わが国のように年金制度が比較的最近時点で

整備され、しかも急激な高齢化を伴って成熟化する社会では、この代表的家計の〔仮定〕の制約はさらに増幅される。年金制度に対する信頼の確かさは、わが国のように制度の移行期を前提にする場合、人々がどの世代に属するかによって決定的に異なるものと予想される。とすれば、現在時点における消費行動についても、世代別に大きな相違が生じることになる。この点を考慮すれば、代表的家計という形でモデルを定式化している従来の分析には、改良の余地が存在していると言えよう。

これまで、「中立命題」を成立させるクルーシャルな仮定とその問題点を簡単に整理してきた。そこで十分に明らかにされた通り、「中立命題」を従来の分析よりも十全な形で実証的に検証するためには、以下の三つの課題に対処しなければならない。(1)アド・ホックな消費関数によるというようなアプローチを採用せずに、家計の通時的な効用水準を最大化する条件を導出し、それに即した形で中立命題の成立の有無を検証する。(2)家計の通時的な効用水準を最大化する際には、将来の政府支出パターンに関して明示的な期待形成を織り込んで定式化し、異時点間の最適な消費配分と政府支出に関する合理的期待との共同仮説として「中立命題」を検証する。(3)単純なマクロ・データによる推定ではなく、世代別のコーホート・データを用いてミクロ的な観点からきめ細かに世代ごとの消費行動を吟味し、どの世代でより「中立命題」的な状況が妥当するかを検討する。

通時的な効用最大化と政府支出の期待形成を考慮したマクロ的な「中立命題」の検証は、すでに米国ではAschauer(1985)、日本ではIhori(1985)、本間・武藤・井堀他(1986)で行われている。本稿では、その延長として、世代別のコーホート・データを用いてミクロ的なレベルで〔中立命題〕の検証を試みることにする。

2. 理論的設定

家計の連鎖を前提にした最適な消費配分問題を考える。このために、まず家計の系図をたど

る期待効用関数を次式で与えることにする。

$$(1) \quad V_t = E \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{a=0}^d \delta^j N_{t+j,a} W_a U(C_{t+j,a}^*) \right\}$$

ここで、 $C_{t+j,a}^*$ は $(t+j)$ 時点において年齢 a 歳の世帯主の家計の「有効消費 (effective consumption)」である。この有効消費は単に自己の購入する消費支出 $C_{t+j,a}$ のみならず、政府が提供する公共支出 G_{t+j} にも依存するものとし、具体的には

$$(2) \quad C_{t+j,a}^* = C_{t+j,a} + \theta G_{t+j}$$

の関係があるものと想定する。これは公共支出の一単位が私的支出の単位と同じ効用をもたらすことを意味している。また、(1)式において、 W_a は各世代に賦与される重要度であり、 $N_{t+j,a}$ は $(t+j)$ 時点における年齢 a 歳の世帯主の家計数であり、 δ は時間的な割引引き因子をさしている。さらに各世代は d 年の寿命をもち、その時点で確実に死亡するものと仮定している。

t 期の家計の予算制約式は

$$(3) \quad Y_t - T_t = A_{t+1}/(1+R_t) - A_t + \sum_{a=0}^d N_{t,a} C_{t,a}$$

で表現される。ただし、 A_t は t 期における家計部門の純資産、 Y_t は労働所得、 T_t は家計から政府に支払われる租税、 R_t は資産の収益率である。

この各時点の予算制約式から、全期間にわたる予算制約式

$$(4) \quad \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{a=0}^d (1+R_t)^{-j} N_{t+j,a} C_{t+j,a} = A_t + \sum_{j=0}^{\infty} (1+R_t)^{-j} (Y_{t+j} - T_{t+j})$$

が得られる。(4)式では、solvency condition

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \{A_{t+j}/(1+R_{t+j})\}^j = 0$$

が仮定されている。(4)式は、言うまでもなく、家計消費支出の割引現在価値が t 期の資産と可処分所得の割引現在価値に等しいことを意味している。

政府の各期の予算制約式は

$$(5) \quad B_{t+1}/(1+R_t) - B_t = G_t - T_t$$

となる。ここで、 B_t は公債ストックである。公債ストックが実質収益率を越えて増えていかないならば、やはり solvency condition として

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \{B_{t+j}/(1+R_{t+j})\}^j = 0$$

を仮定しうる。この全期間にわたる政府の予算制約式は

$$(6) \quad \sum_{j=0}^{\infty} (1+R_t)^{-j} T_{t+j} = B_t +$$

$$\sum_{j=0}^{\infty} (1+R_t)^{-j} G_{t+j}$$

で示される。全期間の租税の割引現在価値が、今期の公債ストックと将来にわたる政府支出の割引現在価値の和に等しいことを(6)式は意味する。

家計の予算制約式(4)と政府の予算制約式(5)を統合すると、経済全体の予算制約式は

$$(7) \quad \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{a=0}^d (1+R_t)^{-j} N_{t+j,a} C_{t+j,a} = A_t - B_t + \sum_{j=0}^{\infty} (1+R_t)^{-j} (Y_{t+j} - G_{t+j})$$

で総括される。全期間にわたる消費の割引現在価値は、家計と政府を統合してみた純資産と家計の所得から政府支出を控除したものの割引現在価値に等しくなる。

家計の連鎖を前提にした最適な消費配分計画は、経済全体の予算制約式(7)を制約にして期待効用関数(2)を最大化する問題に還元できる。この最適消費配分計画は、家計が「中立命題」を成立させるような行動様式をとることと同義である。すなわち、(7)式ではどの時点で課税を行うかという選択は無差別になり、公債による財源調達には暗黙のうちに将来時点での課税が認識されていることになるからである。

家計の連鎖を前提にした最適な消費配分計画問題の解は以下の必要条件を満たす。

$$(8) \quad \partial U / \partial C_{t+j,a} = \lambda \{ (1+R_{t+j}) \delta \}^{-j} / W_a \quad (j=0,1,2,\dots) \quad (a=0,1,2,\dots)$$

ただし、 λ はラグランジュ乗数である。この必要条件からオイラー方程式

$$(9) \quad \partial U / \partial C_{t+1, a+1} = \{(\delta(1+R_t))^{-1} (W_a / W_{a+1}) \partial U / \partial C_{t, a}\}$$

が導出される。

「中立命題」の検証に、(9)式のオイラー方程式を直接に利用することは不可能である。そこで、効用関数を特定化して、操作可能な形でのオイラー方程式を求めよう。本稿では、次式の効用関数に限定する。

$$(10) \quad U(C_{t, a}^*) = (C_{t, a}^* - \bar{C}^*)^{(1-\gamma)} / (1-\gamma)$$

\bar{C}^* は最低限必要とされる消費水準と解釈される。この効用関数を前提とすれば、期待効用関数(1)式は

$$(11) \quad V_t = E \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{a=0}^d \delta^j N_{t+j, a} W_a (C_{t, a}^* - \bar{C}^*)^{(1-\gamma)} / (1-\gamma) \right\}$$

と簡略化される。この場合のオイラー方程式は

$$(12) \quad E(C_{t+1, a+1}^*) = \{1 - [\delta(W_{a+1}/W_a)(1+R_t)]^{1/\gamma}\} \bar{C}^* + [\delta(W_{a+1}/W_a)(1+R_t)]^{1/\gamma} C_{t, a}^*$$

となる。ここで有効消費の定義式(2)を(12)式に適用すれば、

$$(13) \quad E(C_{t+1, a+1}) = \beta_0 + \beta_1 \beta_2 (1/(1+R_t))^{\beta_2} C_{t, a} + \beta_1 \beta_2 (1/(1+R_t))^{\beta_2} \theta G_t - \theta E(G_{t, 1})$$

$$\beta_0 = \{1 - [\delta(W_{a+1}/W_a)(1+R_t)]^{1/\gamma}\} \bar{C}^*$$

$$\beta_1 = (1/\delta)(W_a/W_{a+1})$$

$$\beta_2 = -1/\gamma$$

となる。

家計の最適な消費配分に関するオイラー方程式は導かれたが、政府支出のパターンに関する期待形成については未だ考慮されていない。本稿では、基本的には Aschauer (1985) の期待形成の定式化に従うが、二通りのパリエーションを考える。そのパリエーションの差異は政府支出の期待形成に社会保障会計の経常収支を加えるか否かにかかっている。すなわち、過去の政府支出と国および地方を合わせた政府赤字にもとづいて来期の政府支出に関する期待を形成するタイプと、それに加えて社会保障会計の収支動向をも反映させるタイプの二つである。それ

ぞれのタイプの期待形成式は、(14)式および(14)'式で与えられる。

$$(14) \quad E(G_{t+1}) = \omega + \eta^G(L)G_t + \eta^D(L)D_t$$

$$(14)' \quad E(G_{t+1}) = \omega + \eta^G(L)G_t + \eta^D(L)D_t + \eta^S(L)S_t$$

$$\eta^G(L) = \sum_{i=1}^n \eta^G_i L^{i-1}, \quad \eta^D(L) = \sum_{i=1}^n \eta^D_i L^{i-1},$$

$$\eta^S(L) = \sum_{i=1}^n \eta^S_i L^{i-1}$$

ここで L はラグ・オペレーターであり、 D_t は政府赤字、 S_t は社会保障会計の経常収支を表す。

家計の最適な消費配分計画および政府支出の期待形成を結合すれば、(13)式と(14)式〔あるいは(14)'式〕から、誘導形タイプの消費関数が求められる。

$$(15) \quad C_{t+1, a+1} = \alpha_0 + \alpha_1 (1/(1+R_t))^{\alpha_2} C_{t, a} + \alpha_3 (1/(1+R_t))^{\alpha_2} G_t + \sigma^G(L)G_t + \sigma^D(L)D_t$$

$$(15)' \quad C_{t+1, a+1} = \alpha_0 + \alpha_1 (1/(1+R_t))^{\alpha_2} C_{t, a} + \alpha_3 (1/(1+R_t))^{\alpha_2} G_t + \sigma^G(L)G_t + \sigma^D(L)D_t + \sigma^S(L)S_t$$

$$\sigma^G(L) = \sum_{i=1}^n \sigma^G_i L^{i-1}, \quad \sigma^D(L) = \sum_{i=1}^n \sigma^D_i L^{i-1},$$

$$\sigma^S(L) = \sum_{i=1}^n \sigma^S_i L^{i-1}$$

ただし、(15)式あるいは(15)'式での各パラミター間には次のような制約がある。

$$\alpha_0 = \beta_0 - \theta \omega$$

$$\alpha_1 = \beta_1 \beta_2$$

$$\alpha_2 = \beta_2$$

$$(16) \quad \alpha_3 = \theta \beta_1 \beta_2$$

$$\sigma^G(L) = -\theta \eta^G(L)$$

$$\sigma^D(L) = -\theta \eta^D(L)$$

$$[\sigma^S(L) = -\theta \eta^S(L)]$$

家計の最適な消費配分計画と政府支出に関する期待形成にもとづいて消費行動がなされるとすれば、政府赤字や社会保障会計の収支は、(15)式〔あるいは(15)'式〕の政府支出の期待形成式を経由するかたちでのみ、その世代の人

々の消費に影響してくるはずである。言い換えれば、(16)式のパラ미터の制約関係を満たす形で、消費行動を実現する。これに対して、例えばケインジアン的なマイオピクな消費行動がとられていれば、政府赤字や社会保障会計の経常収支はより直接的な形で人々の消費行動に影響することになる。この場合、政府赤字や社会保障会計の収支は規定したパラ미터制約を離れて、消費行動に対して直接的な説明力を持つわけである。

これまでの議論が示す通り、政府支出の期待形成を織り込む「中立命題」の検証は、(15)式〔あるいは(15)'式〕の消費関数を(16)式で与えられるパラ미터制約を付けた場合と付けない場合とでそれぞれ推定し、両者が統計的に有意に異なるか否かを検定することによりなされる。具体的には、パラ미터制約を付けた場合と付けない場合の消費関数の尤度比を検討することにより、「中立命題」の成立の有無を吟味することになる。

推定結果

1. 推定モデルの特定化とデータ

モデルの特定化

本稿の「中立命題」の検証の方法はAschauer (1985)の延長線上にある。しかし、定常的な収益率を仮定せずに期待収益率の時系列的な変動が考慮されている点ではAschauer (1985)と異なっている。このためオイラー方程式はかなり複雑な非線型方程式になっており、このままでは直接的に推定することが困難である。この点を回避するために、まず家計の消費に関するオイラー方程式である(13)式を次のように特定化することにした。

$$(17) \quad C_{t+1,a+1} = \beta_0 + \beta_1 \beta^2 (1/(1+R_t))^{\beta_2} C_{t,a} \\ + \beta_1 \beta^2 (1/(1+R_t))^{\beta_2} \theta G_t \\ - \theta G_{t+1}^e + u_t$$

ここで、 G_{t+1}^e は期待政府支出である。(17)式では、(13)式における α_0 、 α_1 、 α_2 を時間を通じて一定と想定し、それらを未知パラ미터としてい

る。政府支出の期待形成は2期前までの政府支出と1期前の政府赤字に依存するケースと、それに加えて1期前の社会保障会計の経常収支にも依存するケースとを想定し、それぞれについて

$$(18) \quad G_{t+1}^e = \varepsilon_0 + \varepsilon_1 G_t + \varepsilon_2 G_{t-1} + \varepsilon_3 D_t + v_t$$

$$(18)' \quad G_{t+1}^e = \varepsilon_0 + \varepsilon_1 G_t + \varepsilon_2 G_{t-1} + \varepsilon_3 D_t + \varepsilon_4 S_t$$

と特定化することにした。

「中立命題」の成立の有無は、(18)式あるいは(18)'式の右辺の政府支出 G_t 、 G_{t-1} 、政府赤字 D_t 、社会保障収支がこの期待形成式を通じて間接的に家計の消費に影響を与えるのか、それとも直接的に家計の消費に影響を与えるのかを吟味することにより検証することができる。基本的には、(18)式あるいは(18)'式を(17)式に代入して得られる次のような誘導形の消費関数にもとづいて検証がなされる。

$$(19) \quad C_{t+1,a+1} = \alpha_0 + \alpha_1 (1/(1+R_t))^{\alpha_2} C_{t,a} \\ + \alpha_3 (1/(1+R_t))^{\alpha_2} G_t + \alpha_4 G_t \\ + \alpha_5 G_{t-1} + \alpha_6 D_t + u_t$$

$$(19)' \quad C_{t+1,a+1} = \alpha_0 + \alpha_1 (1/(1+R_t))^{\alpha_2} C_{t,a} \\ + \alpha_3 (1/(1+R_t))^{\alpha_2} G_t + \alpha_4 G_t \\ + \alpha_5 G_{t-1} + \alpha_6 D_t + \alpha_7 S_t + u_t$$

「中立命題」の検証は、この消費関数において、パラ미터間に以下の制約を考慮した推定結果と、制約を付けずに推定した結果とが、有意に異なるか否かの尤度比検定を行えばよい。

$$\alpha_0 = \beta_0 - \theta \varepsilon_0$$

$$\alpha_1 = \beta_1 \beta^2$$

$$\alpha_2 = \beta_2$$

$$(20) \quad \alpha_3 = \theta \beta_1 \beta^2$$

$$\alpha_4 = -\theta \varepsilon_1$$

$$\alpha_5 = -\theta\varepsilon_2$$

$$\alpha_6 = -\theta\varepsilon_3$$

$$[\alpha_7 = -\theta\varepsilon_4]$$

データについて

本稿では、ミクロ的な観点から「中立命題」を検証するために、1970年（昭和45年）から1984年（昭和59年）の『家計調査年報』（総務庁）の勤労者世帯の年齢階層別消費支出データから、以下の4つの世代別のコーホート・データを抽出した。

第 コーホート：1937年（昭和12年）生まれ

第 コーホート：1932年（昭和7年）生まれ

第 コーホート：1927年（昭和2年）生まれ

第 コーホート：1922年（大正11年）生まれ

また、政府支出については以下のような取り扱いがなされている。理論的設定で説明した通り、通時的効用を最大化する家計は政府支出を含む「有効消費」でその効用を評価するものと仮定してきた。これは、政府支出を代替的であれ、補完的であれ家計が自己の消費と密接に関連づけて評価していることを意味している。問題は、家計がその意志決定の際に意識する政府支出の中味である。政府の投資的支出が家計の消費と直接的に代替あるいは補完関係を有するとは考えにくい。この点を考慮して、政府支出の全体から投資支出を除いた、中央および地方政府の最終消費支出データを用いることにした（なお、各変数に対して用いたデータについては、付録を参照）。

世代別のコーホート・データを用いた以下のミクロ的な推定では、期待収益率以外の変数に適用するマクロ・データは各年の総世帯数で除して一世帯当たりの数値に変換されている。また、データの実質化にはGNPデフレーターが、マクロ・データのトレンドの除去には実質GNPが用いられている。なお、標本期間を1970年から1984年としたのは、マクロ・データを直接利用可能な期間に分析を限定しているためである。

2. 推定結果

政府の財源調達方法の相違は、世代別の家計の消費行動に対してどのような影響を与えるのであろうか。本節では、上記の消費関数(19)式を世代別のコーホート・データにより推定し、その結果にもとづいて「中立命題」の成立の有無を世代ごとに検討し、それぞれの消費行動の特徴を理解する。

ミクロ的推定

表1a、表1bと表2aと表2bは、各コーホートについて、パラミター間に制約を付けずに推定した結果（上段）と制約を付けて推定した結果（下段）をそれぞれまとめたものである。また、それぞれの表のa表とb表の相違は次の通りである。表1aと表2aは制約有りとなしのケースを直接的に推定した結果である。これに対して、表1bと表2bは両者のケースの推定パラミターの比較を可能にするために、制約付きの推定結果を(16)式を用いて調整したものである。これらの表から、コーホート別のミクロ的な推定結果について、以下のような解釈が可能であろう。

第1に、社会保障基金の経常収支が政府支出の期待形成式に考慮されていないケースを推定している表1aと表1bでは、その最右欄の尤度比から判定するならば、全てのコーホートにおいて10%の有意水準で「中立命題」は棄却される。

第2に、同じく表1aと表1bにおいて、現役世代に属するコーホート およびコーホートと退職世代に属するコーホート およびコーホートとの消費行動に対して、財政赤字を反映する公債純増額が与える影響は対照的になっている。すなわち、現役世代のコーホート および には、公債純増額が消費に対してマイナスの影響を与えるのに対し、退職世代であるコーホート および にはプラスの影響を与えているからである。この結果は、現役世代では公債純増の背後に税負担増が明確に意識されているのに対し、退職世代はもはや税負担の主たる

財政赤字と家計消費

表1 a オイラー方程式の推定：1970～1984

[G_tの定義：政府の最終消費支出]

| コ ホート | u | α ₀ | α ₁ | α ₂ | α ₃ | α ₄ | α ₅ | α ₆ | \bar{R}^2 | $-2\log\frac{Lr}{Lu}$ |
|----------|---|------------------|------------------|-------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|-----------------------|
| | r | β ₀ | β ₁ | β ₂ | θ | ε ₀ | ε ₁ | ε ₂ | ε ₃ | |
| I | u | -0.085 (-0.8) | 0.429 (1.5) | -1.704 | -0.423 (-0.1) | 0.070 (0.0) | 4.840 (1.8) | -1.455 (-1.9) | 0.774 | 7.0468 |
| | r | 0.078 (0.3) | 1.134 (3.4) | -1.704 (-0.6) | 0.095 (0.0) | 0.020 (2.6) | 0.895 (6.1) | -0.067 (-0.4) | -0.050 (-0.9) | |
| II | u | 0.045 (0.6) | 0.496 (1.8) | -1.236 | 2.975 (0.7) | -3.678 (-0.6) | 2.877 (1.7) | -0.256 (-0.5) | 0.909 | 4.9173 |
| | r | 0.173 (0.8) | 1.215 (5.9) | -1.236 (-1.8) | 3.998 (0.5) | 0.020 (2.6) | 0.895 (6.1) | -0.067 (-0.4) | -0.050 (-0.9) | |
| III | u | 0.421 (6.1) | -0.021 (-0.4) | -49.500 | 0.192 (0.8) | -2.122 (-1.0) | 1.992 (1.1) | 1.032 (2.4) | 0.823 | 13.5542 |
| | r | 0.178 (2.1) | 1.088 (26.1) | -49.500 (-0.8) | -3.202 (-3.3) | 0.020 (2.6) | 0.895 (6.1) | -0.067 (-0.4) | -0.050 (-0.9) | |
| IV | u | 0.344 (2.0) | 0.588 (2.7) | -3.815 | -1.195 (-0.4) | 4.776 (0.8) | -6.345 (-1.9) | 1.259 (1.3) | 0.626 | 5.9990 |
| | r | 0.403 (1.9) | 1.223 (11.4) | -3.815 (-1.0) | 3.925 (0.6) | 0.020 (2.6) | 0.895 (6.1) | -0.067 (-0.4) | -0.050 (-0.9) | |

(注)1. モデルの体系は次の通り

$$C_{t+1,a+1} = \beta_0 + \beta_1 \beta_2 (1/(1+R_t))^{\beta_2} C_{t,a} + \beta_1 \beta_2 (1+R_t)^{\beta_2} \theta G_t - \theta G_{t+1}$$

$$G_{t+1} = \varepsilon_0 + \varepsilon_1 G_t + \varepsilon_2 G_{t-1} + \varepsilon_3 D_t$$

2. 政府支出の期待形成は次の式で与えられる

$$G_t = 0.020 + 0.895G_{t-1} - 0.067G_{t-2} - 0.050D_{t-1} \quad \bar{R}^2 = 0.76$$

3. u：制約なしの推定，r：制約付きの推定

表1 b オイラー方程式の推定：1970～1984

[G_tの定義：政府の最終消費支出]

| コ ホート | u | α ₀ | α ₁ | α ₂ | α ₃ | α ₄ | α ₅ | α ₆ | \bar{R}^2 | $-2\log\frac{Lr}{Lu}$ |
|----------|---|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|-------------|-----------------------|
| | r | α ₀ | α ₁ | α ₂ | α ₃ | α ₄ | α ₅ | α ₆ | — | |
| I | u | -0.085 | 0.429 | -1.704 | -0.423 | 0.070 | 4.840 | -1.455 | 0.774 | 7.0468 |
| | r | 0.076 | 0.807 | -1.704 | 0.077 | -0.085 | 0.006 | 0.005 | — | |
| II | u | 0.045 | 0.496 | -1.236 | 2.975 | -3.678 | 2.877 | -0.256 | 0.909 | 4.9173 |
| | r | 0.093 | 0.786 | -1.236 | 3.143 | -3.578 | 0.268 | 0.200 | — | |
| III | u | 0.421 | -0.021 | -49.500 | 0.192 | -2.122 | 1.992 | 1.032 | 0.823 | 13.5542 |
| | r | 0.242 | 0.015 | -49.500 | -0.049 | 2.866 | -0.215 | -0.160 | — | |
| IV | u | 0.344 | 0.588 | -3.815 | -1.195 | 4.776 | -6.345 | 1.259 | 0.626 | 5.9990 |
| | r | 0.325 | 0.464 | -3.815 | 1.821 | -3.513 | 0.263 | 0.196 | — | |

(注)1. 政府支出の期待形成は次の式で与えられる

$$G_t = 0.020 + 0.895G_{t-1} - 0.067G_{t-2} - 0.050D_{t-1} \quad \bar{R}^2 = 0.76$$

2. u：制約なしの推定，r：制約付きの推定

財政赤字と家計消費

表 2 a オイラー方程式の推定：1970～1984

[G_t の定義：政府の最終消費支出]

| コ ホート | u | α_0 | α_1 | α_2 | α_3 | α_4 | α_5 | α_6 | α_7 | \bar{R} | $-2\log \frac{Lr}{I^u}$ |
|----------|-----|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|-------------------|-----------------|-------------------------|
| | r | β_0 | β_1 | β_2 | θ | ε_0 | ε_1 | ε_2 | ε_3 | ε_4 | |
| I | u | -0.281 (-2.4) | 0.016 (0.1) | -2.241 | -0.093 (-0.0) | -0.693 (-0.2) | 6.851 (3.1) | -1.669 (-2.9) | 9.312 (2.5) | 0.870 | 16.1584 |
| | r | 0.053 (0.4) | 1.101 (4.9) | -2.241 (-0.6) | -1.271 (-0.2) | 0.013 (1.4) | 0.835 (5.4) | -0.042 (-0.2) | -0.048 (-0.9) | 0.373 (1.2) | |
| II | u | -0.023 (-0.2) | 0.142 (0.3) | -1.294 | 2.120 (0.5) | -2.438 (-0.4) | 3.811 (1.9) | -0.101 (-0.2) | 4.169 (0.9) | 0.907 | 6.3748 |
| | r | 0.147 (1.2) | 1.193 (8.0) | -1.294 (-2.0) | 3.145 (0.7) | 0.013 (1.4) | 0.835 (5.4) | -0.042 (-0.2) | -0.048 (-0.9) | 0.373 (1.2) | |
| III | u | 0.618 (6.5) | -0.620 (-2.3) | -2.076 | 10.067 (4.1) | -6.817 (-2.0) | -0.741 (-0.5) | 1.230 (3.0) | -5.934 (-2.7) | 0.857 | 20.5169 |
| | r | 0.365 (1.9) | 1.277 (10.6) | -2.076 (-1.8) | 5.199 (0.8) | 0.013 (1.4) | 0.835 (5.4) | -0.042 (-0.2) | -0.048 (-0.9) | 0.373 (1.2) | |
| IV | u | 0.728 (2.4) | 0.260 (0.9) | -3.567 | 1.805 (0.5) | 2.878 (0.5) | -7.075 (-2.3) | 1.316 (1.5) | -10.868 (-1.5) | 0.683 | 9.3922 |
| | r | 0.457 (2.2) | 1.239 (12.6) | -3.567 (-1.3) | 5.091 (0.9) | 0.013 (1.4) | 0.835 (5.4) | -0.042 (-0.2) | -0.048 (-0.9) | 0.373 (1.2) | |

(注)1. モデルの体系は次の通り

$$C_{t+1, a+1} = \beta_0 + \beta_1 \beta_2 (1/(1+R_t))^{\beta_2} C_{t, a} + \beta_1 \beta_2 (1/(1+R_t))^{\beta_2} \theta G_t - \theta G_{t+1}$$

$$G_{t+1} = \varepsilon_0 + \varepsilon_1 G_t + \varepsilon_2 G_{t-1} + \varepsilon_3 D_t + \varepsilon_4 S_t$$

2. 政府支出の期待形成は次の式で与えられる

$$G_t = 0.013 + 0.835G_{t-1} - 0.042G_{t-2} - 0.048D_{t-1} + 0.373S_{t-1} \quad \bar{R}^2 = 0.76$$

3. u ：制約なしの推定, r ：制約付きの推定

表 2 b オイラー方程式の推定：1970～1984

[G_t の定義：政府の最終消費支出]

| コ ホート | u | α_0 | α_1 | α_2 | α_3 | α_4 | α_5 | α_6 | α_7 | \bar{R}^2 | $-2\log \frac{Lr}{Lu}$ |
|----------|-----|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|-------------|------------------------|
| | r | α_0 | α_1 | α_2 | α_3 | α_4 | α_5 | α_6 | α_7 | — | |
| I | u | -0.281 | 0.016 | -2.241 | -0.093 | -0.693 | 6.851 | -1.669 | 9.312 | 0.870 | 16.1584 |
| | r | 0.070 | 0.806 | -2.241 | -1.024 | 1.061 | -0.053 | -0.061 | 0.474 | — | |
| II | u | -0.023 | 0.142 | -1.294 | 2.120 | -2.438 | 3.811 | -0.101 | 4.169 | 0.907 | 6.3748 |
| | r | 0.106 | 0.796 | -1.294 | 2.503 | -2.626 | 0.132 | 0.151 | -1.173 | — | |
| III | u | 0.618 | -0.620 | -2.076 | 10.067 | -6.817 | -0.741 | 1.230 | -5.934 | 0.857 | 20.5169 |
| | r | 0.297 | 0.602 | -2.076 | 3.129 | -4.341 | 0.218 | 0.250 | -1.939 | — | |
| IV | u | 0.728 | 0.260 | -3.567 | 1.805 | 2.878 | -7.075 | 1.316 | -10.868 | 0.683 | 9.3922 |
| | r | 0.391 | 0.466 | -3.567 | 2.370 | -4.251 | 0.214 | 0.244 | -1.899 | — | |

(注)1. 政府支出の期待形成は次の式で与えられる

$$G_t = 0.013 + 0.835G_{t-1} - 0.042G_{t-2} - 0.048D_{t-1} + 0.373S_{t-1} \quad \bar{R}^2 = 0.76$$

2. u ：制約なしの推定, r ：制約付きの推定

担い手でないため、公債の純増を資産の増加としてとらえていることの自然な反映であると思われる。

第3に、表2aと表2bにおいて、中央および地方の公債純増額に加えて社会保障基金の経常収支を政府支出の期待形成式に導入したケースでも、尤度比検定に従えば、5%の有意水準で全コーホートにおいて「中立命題」は棄却される。

第4に、社会保障基金の経常収支が、各コーホート別の消費計画に与える影響も、現役世代と退職世代では対照的である。すなわち、現役世代であるコーホート および では社会保障基金の経常収支黒字の増大が消費にプラスに作用しているのに対し、退職世代であるコーホート および ではマイナスに作用している。現役世代では社会保障基金の経常収支黒字の増大

は、将来の給付の保証の確かさを示すものと理解されてプラスの効果をもたらすのに対し、退職世代では社会保障基金の経常収支黒字の増大にもかかわらず、給付水準が固定されていることに対する防衛的行動が消費を抑制しているものと考えられる。

第5に、表1a、表1bと表2a、表2bを比較すれば、政府支出の期待形成式に社会保障基金の経常収支黒字を加えた表2a、表2bの結果の方が説明力も高まり、より合理的なパラメーターが得られている。これは、消費活動に与える財政赤字の影響を考察する場合、単に中央および地方の経常収支の動向のみならず社会保障基金の経常収支を別途加える必要があることを強く示唆するものと理解できる。

マクロとミクロの相違

各コーホート・データを集計して、全体で推

表3a オイラー方程式の推定：1970～1984

[G_t の定義：政府の最終消費支出]

| コ ホ ー ト | u | α_0 | α_1 | α_2 | α_3 | α_4 | α_5 | α_6 | \bar{R}^2 | $-2\log\frac{Lr}{Lu}$ |
|------------------|-----|----------------|-----------------|------------------|------------------|----------------|----------------|------------------|------------------|-----------------------|
| | r | β_0 | β_1 | β_2 | θ | ϵ_0 | ϵ_1 | ϵ_2 | ϵ_3 | |
| I～IV | u | 0.071 (1.3) | 0.790 (11.1) | -2.679 | -0.779 (-0.6) | 0.019 (0.0) | 1.070 (0.8) | -0.288 (-0.8) | 0.811 | 0.9170 |
| | r | 0.051 (1.0) | 1.090 (16.4) | -2.679 (-1.5) | -1.563 (-0.6) | 0.020 (2.6) | 0.895 (6.1) | -0.067 (-0.4) | -0.050 (-0.9) | |

(注)1. 政府支出の期待形成は次の式で与えられる

$$G_t = 0.020 + 0.895G_{t-1} - 0.067G_{t-2} - 0.050D_{t-1} \quad \bar{R}^2 = 0.76$$

2. u : 制約なしの推定, r : 制約付きの推定

表3b オイラー方程式の推定：1970～1984

[G_t の定義：政府の最終消費支出+総固定資本形成]

| コ ホ ー ト | u | α_0 | α_1 | α_2 | α_3 | α_4 | α_5 | α_6 | \bar{R}^2 | $-2\log\frac{Lr}{Lu}$ |
|------------------|-----|------------------|-----------------|------------------|----------------|----------------|----------------|------------------|----------------|-----------------------|
| | r | β_0 | β_1 | β_2 | θ | ϵ_0 | ϵ_1 | ϵ_2 | ϵ_3 | |
| I～IV | u | -0.011 (-0.1) | 0.813 (11.6) | -1.160 | 0.469 (0.3) | 0.170 (0.1) | 0.121 (0.2) | -0.492 (-1.1) | 0.812 | 0.9526 |
| | r | 0.150 (1.6) | 1.245 (5.8) | -1.160 (-1.4) | 1.617 (0.7) | 0.077 (3.8) | 0.483 (2.8) | -0.026 (-0.2) | 0.134 (1.6) | |

(注)1. 政府支出の期待形成は次の式で与えられる

$$G_t = 0.077 + 0.483G_{t-1} - 0.026G_{t-2} + 0.134D_{t-1} \quad \bar{R}^2 = 0.62$$

2. u : 制約なしの推定, r : 制約付きの推定

表4 a オイラー方程式の推定：1970～1984

[G_t の定義：政府の最終消費支出]

| コ ホー ート | u | α_0 | α_1 | α_2 | α_3 | α_4 | α_5 | α_6 | α_7 | \bar{R}^2 | $-2\log\frac{Lr}{Lu}$ |
|---------------|-----|----------------|-----------------|------------------|------------------|------------------|-----------------|------------------|------------------|-----------------|-----------------------|
| | r | β_0 | β_1 | β_2 | θ | ε_0 | ε_1 | ε_2 | ε_3 | ε_4 | |
| I～IV | u | 0.068 (1.0) | 0.793 (11.0) | -2.491 | -0.538 (-0.4) | -0.276 (-0.1) | 1.090 (0.8) | -0.287 (-0.8) | 0.166 (0.1) | 0.807 | 0.9709 |
| | r | 0.059 (1.2) | 1.098 (17.1) | -2.491 (-1.7) | -1.219 (-0.5) | 0.013 (1.4) | 0.835 (5.4) | -0.042 (-0.2) | -0.048 (-0.9) | 0.373 (1.2) | |

(注)1. 政府支出の期待形成は次の式で与えられる

$$G_t = 0.013 + 0.835G_{t-1} - 0.042G_{t-2} - 0.048D_{t-1} + 0.373S_{t-1} \quad \bar{R}^2 = 0.76$$

2. u ：制約なしの推定， r ：制約付きの推定

表4 b オイラー方程式の推定：1970～1984

[G_t の定義：政府の最終消費支出＋総固定資本形成]

| コ ホー ート | u | α_0 | α_1 | α_2 | α_3 | α_4 | α_5 | α_6 | α_7 | \bar{R}^2 | $-2\log\frac{Lr}{Lu}$ |
|---------------|-----|------------------|-----------------|------------------|----------------|-----------------|-----------------|------------------|------------------|-----------------|-----------------------|
| | r | β_0 | β_1 | β_2 | θ | ε_0 | ε_1 | ε_2 | ε_3 | ε_4 | |
| I～IV | u | -0.009 (-0.1) | 0.818 (11.5) | -1.072 | 0.602 (0.4) | 0.207 (0.1) | 0.193 (0.4) | -0.602 (-1.3) | -1.311 (-0.6) | 0.809 | 1.1433 |
| | r | 0.160 (1.7) | 1.271 (5.4) | -1.072 (-1.4) | 1.860 (0.9) | 0.076 (3.8) | 0.445 (2.4) | -0.043 (-0.3) | 0.156 (1.6) | 0.297 (0.5) | |

(注)1. 政府支出の期待形成は次の式で与えられる

$$G_t = 0.076 + 0.445G_{t-1} - 0.043G_{t-2} + 0.156D_{t-1} + 0.297S_{t-1} \quad \bar{R}^2 = 0.62$$

2. u ：制約なしの推定， r ：制約付きの推定

計した結果は表3 a，表3 bと表4 a，表4 bにまとめられている。各コーホート別の推定とは異なり，政府支出の期待形成式での社会保障基金の経常収支の有無にかかわらず，制約なしの推定結果と制約付きの推定結果とでは有意な差はない。この結果からみるかぎり，マクロ的推定にしたがえば，「中立命題」的状況が成立しているといえる。

この一見矛盾するかに見えるミクロ・データによる推定結果とマクロ・データによる推定結果の相違は，次のように解釈することができよう。コーホートごとのミクロ的な推定結果は，データのタイム・シリーズ的な傾向を強くとら

えている。これに対して，全コーホートによるマクロ的な推定結果は，タイム・シリーズ的な傾向とクロスセクショナル的な傾向とを複合してとらえている。仮に後者のマクロ分析で，タイム・シリーズ的な傾向が強く作用すれば，ミクロとマクロの推定結果は同様なものになる。しかし，本研究のように全コーホートを利用したマクロ的な推定では年齢別のウェイトが付いているため，分析結果にクロスセクショナル的な傾向の影響が強くでてきたものと予想される。その結果，ミクロ的分析では「中立命題」を棄却し，マクロ的分析では「中立命題」を棄却できないという結果が得られたものと考えられる。

．む す び

最後に、本稿の分析結果を簡単に再述した後、今後に残された検討課題を列挙し、むすびにかえたい。

本稿では、家計の通時的な効用最大化の帰結として求められた消費に関するオイラー方程式を世代別のコーホート・データにもとづいて直接推定することにより「中立命題」の成否を検証した。各コーホート・データによるミクロ的な推定では、「中立命題」を棄却できるという結論を得た。このミクロ的なアプローチによる推定結果は、同様のアプローチによるBoskin・Kotlikoff (1985)のシミュレーション結果と同じである。また、財政赤字あるいは社会保障基金の収支動向が消費行動に与える影響は現役世代と退職世代との間に対照的な差異を生み出すことを明らかにした。

一方、マクロ的な推定として行った全コーホート・データを総括して推定した結果はミクロ的な推定と異なり、「中立命題」を棄却でき

なかった。これは、マクロ的な推定だけで「中立命題」の成立の有無を結論づけることの危険性を示唆していると理解できよう。

最後に、今後の検討課題として次の2点を挙げておこう。第1点は、政府支出の期待形成に関してである。本稿では、政府支出の期待形成式をアド・ホックな形で与えている。この期待形成が仮説検定のなかで重要な役割をになっていることを考慮すれば、他の期待形成を考慮することも必要であるといえよう。これは本稿の尤度比検定の信頼性を高めるためにも、不可欠の作業である。

第2点は、コーホート・データの抽出に関する問題である。本稿の分析の対象となったのは、4つのコーホートのみであり、しかも比較的年齢が高い世代に限定されている。世代間の消費行動の差異をより適切にとらえるためには、比較的若いコーホートのデータをふくめて分析することが今後の課題となろう。

付 録

変数とデータ

C : 年齢階層別消費支出(『家計調査年報』
勤労者世帯)
 G : 中央政府 + 地方府の政府最終消費支

出(+総固定資本形成)

D : 国債 + 地方債の純増額
 S : 社会保障基金の貯蓄
 R : 利付電々債流通利回り

参 考 文 献

Aschauer, D. A. (1985) "Fiscal Policy and Aggregate Demand," *American Economic Review*, 117-127.
Barro, R. J. (1974), "Are Government Bonds Net Wealth?," *Journal of Political Economy*, 86, 1095-1117.
Boskin, M. J. and L. J. Kotlikoff, (1985), "Public

Debt and United State Saving: a New Test of the Neutrality Hypothesis," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 23, 55-86.
Feldstein, M. (1982) "Government Deficits and Aggregate Demand," *Journal of Monetary Economics*, 1-20.
Hall, R. E. (1978), "Stochastic Implications of the

- Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence , " *Journal of Political Economy* , 86 , 971-87.
- Ihori , T. (1985) , "Budget Deficits , Government Spending and Aggregate Demand , " paper presented in International Symposium on "CURRENT POLICY ISSUES IN THE UNITED STATES AND JAPAN" (NBER-MOF).
- Kormendi , R. C. (1983) , "Government Debt , Government Spending , and Private Sector Behavior , " *American Economic Review* , 994-1010.
- Seater , J. J. and R. S. Mariano , (1985) , "New Test of the Life Cycle and Tax Discounting Hypothesis , " *Journal of Monetary Economics* , 195-215.
- 石川経夫(1978) , 「貯蓄の諸形態にかんする一考察 : 個人貯蓄と制度貯蓄との関係」『貯蓄時報』118号 , 13-23頁
- 本間正明・武藤恭彦・井堀利宏他(1986) , 「公債の中立命題 : 理論とその実証分析」『経済分析』近刊
- 香西泰(1981) , 「個人貯蓄とその他貯蓄との関係」『貯蓄時報』127号
- 落合仁司(1982) , 「個人貯蓄 , 企業留保及び政府赤字」『経済研究』第33巻第4号 , 366-369頁
- 経済企画庁(1985) , 昭和60年度『経済白書』