

## 消費支出に基づく政府と民間の代替性の検証

メタデータ	言語: Japanese 出版者: 明治大学政治経済研究所 公開日: 2011-04-15 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 加藤, 久和 メールアドレス: 所属:
URL	<a href="http://hdl.handle.net/10291/10968">http://hdl.handle.net/10291/10968</a>

# 消費支出に基づく政府と民間の 代替性の検証

加藤 久 和\*

---

## 《論文要旨》

---

本論文の目的は、代表的個人のCRR A型効用関数の選好パラメータの推定を通じて、政府消費と家計消費の間の代替性について検討し、政府支出のマクロ経済に及ぼす影響を明らかにすることである。

はじめに、分析対象となるマクロ経済変数(家計消費、政府消費、相対価格)の確率過程を検証し、単位根を有するという非定常な時系列的性質を利用してOgaki(1992)による定常性制約の下で共和分ベクトルの推定を行った。その計測結果をもとに効率的消費における政府消費と家計消費の代替性を示すパラメータを求めると、ほぼ0.1~0.2程度の正の値が得られた。このことは家計消費と政府消費の間には弱いながらも代替関係があるということを意味する。すなわち、経済が完全にリカード中立的な状況にはないものの、政府支出が民間支出をクラウド・アウトするということを否定できないということになる。

観測期間を前半と後半の二期間に分けて政府消費と家計消費の代替性パラメータの値を求めると、後半期間におけるパラメータの値は前半期間のそれよりも大きく、近年になるほどクラウド・アウトの可能性は高まっている。

計測された選好パラメータの値と、C-CAPMモデルをもとにしたオイラー方程式の推定結果とを比較すると、必ずしも整合的な結論を得ることができなかった。とりわけ、相対的危険回避度のパラメータは共和分制約をかけた推定では0.7~0.8という値が得られたが、オイラー方程式の推定では有意にゼロとは異ならず、今後の課題となっている。

キーワード：政府と民間の代替、共和分、定常性制約、ブートストラップ

---

\* 草稿の段階において、千田亮吉明治大学商学部教授、畑農鋭矢明治大学商学部教授、寺井公子法政大学経営学部教授、山田知明明治大学商学部准教授その他の方々から有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝する。もちろん本稿の内容に関してはすべて著者が責を負うものである。

## はじめに

わが国における政府支出がマクロ経済に占めるウエイトは、近年の公共事業等の見直しや歳出削減などの効率化が進んではいるものの、依然高い水準にある。2007年度では政府支出（政府最終消費支出および一般政府固定資本形成の合計）が国内総生産に占める割合は22.0%であり、2001年度の24.3%に比べやや低下したものの、1992年度以降常に20%を越えた水準にある。最近では、金融危機に端を発した不況対策の名の下で、財政出動も繰り出され、今後も政府支出の高い水準は維持されることになるう。

こうした巨額の政府支出がマクロ経済に及ぼす影響についてはさまざまな見方がある。旧来のケインズ経済学の立場からすれば、政府支出の拡大は一定の景気刺激策を持つとされる。今次の景気対策に関しても政府による需要の創造が民間需要を誘発するという視点が論じられている。いわば、現時点の政府支出（消費）は民間支出（消費）に対して補完的なものと位置づけられる。その一方、政府支出を賄う財源は乏しく、公債等の発行も漸次増加している。ケインズ経済学からは、現在の消費は現時点に利用可能な資源によって行われるものであって、将来の負担と切り離して考えるべきであるという見方もある（Eisner（1988）など）。

その反対に、新古典派的な観点からは政府支出（消費）と民間支出（消費）は代替的な関係にあると考えることができる。完全雇用経済下では利用可能な資源は一定であり、政府支出の増加は民間支出を同額だけ抑制するという完全なクラウド・アウトが生じるという議論である。この場合、政府はまさにヴェールのようなものとなる。加えて、個人と政府を統合した異時点間の予算制約が成立する（すなわちリカード中立性が成立する）のであれば、現時点の政府支出は将来時点の民間支出を代替することになる。したがって、

政府支出の拡大がライフサイクルを通じた個人の効用に影響を及ぼすという実質的な有効性について限定的な立場をとることになる<sup>(1)</sup>。

政府支出と民間消費の関係については Barro (1974) によるリカード中立性議論 (バロー中立性) の実証的検討を行った先駆的研究として Kormendi (1983) や Aschauer (1985) などがある。Aschauer (1985) では政府支出と民間消費の代替的な関係が計測され、このことからリカード中立性の成立を完全には棄却できず、部分的にクラウド・アウトをもたらしているとの結論を示している。Aschauer (1985) の手法を用いたわが国における実証分析の計測例も数多く公表され (井堀 (1986), 本間他 (1987), 本間 (1996), 加藤 (1998) など), イギリスに関しても Ahmed (1986) がその結果を公表している。しかしながら, Aschauer (1985) の手法はその標本期間を変更するとロバストではないという報告もあり (Graham (1993)), 日本における計測例では Aschauer (1985) の結論とは異なり政府支出と民間消費に関して補完的な関係を示唆する結果も多い。

いま, 民間消費を  $C$ , 政府支出を  $G$ , また効率的消費を  $C_t^* = C_t + \theta G_t$  と定義すると,  $\theta$  単位の民間消費と 1 単位の民間消費が同等に評価されるという意味で, 政府支出と民間消費の代替性をパラメータ  $\theta$  で表すことができる。Aschauer (1985) ではこの  $\theta$  の値を 0.2~0.4 程度としている。一方, Graham (1993) は, 分析の標本期間を変更すると  $\theta$  が負の値を取る可能性を報告しており, わが国の例でも本間他 (1987) や加藤 (1998) では  $\theta$  は有意に負の値を取ると報告している。一方, Aschauer の方法と異なり, オイラー方程式を直接推定する方法で計測を行った Hammori and Asako (1999) では, 政府支出と民間消費の限界代替率を 0.6~0.8 であると報告しているが, 先行研究と比べると代替性のパラメータが大きな値となっている。

政府支出と民間消費の関係については, リカード中立性が成立しているかどうかという視点を含め, 非常に多くの実証分析が行われている。わが国に

おける研究事例も多数にのぼり、Kormendi型消費関数の推定（例えば本間他（1987）、加藤（1998）など）や消費関数アプローチ（木村（1997））などを通じた実証分析が行われている。先行研究例が多数にのぼるが、その結果を一般的にまとめると、多くの研究では厳密な意味での中立性命題は成立していないものの、中立性をまったく無視するわけにはいかないというところになるう。

本論文の目的は、政府支出（消費）と民間支出（消費）の代替性を計測することで、政府支出のマクロ経済に及ぼす影響を明らかにし、さらに政府の財政出動に関するあり方を探ることにある。本論文の分析方法と構成を簡潔にまとめると以下ようになる。最初に、政府支出と民間消費からなる代表的な個人の効用関数を設定し、Ogaki（1992）によって提案された定常性制約を用いて、これを共和分方程式における共和分ベクトルとして表現する。次いで、この共和分方程式の推定を通じて、効用関数の選好パラメータを求め、同時に両者の代替関係を計測する。こうした方法はCooley and Ogaki（1996）によって応用され、またAmano and Wirjanto（1997）によって米国における検証例が報告されている。また、日本でも旧SNAデータによる観測結果（加藤（2003））がある。本論文は加藤（2003）のデータをSNA93ベースに更新するとともに、民間消費と政府消費を結合したオイラー方程式の推定を行う。最後に、以上で得られた結論をもとに、今後の財政出動のあり方について検討を行う。

## 1. 分析モデル

ここでは本研究で用いるモデルの概要を示し、次いでOgaki（1992）の定常性制約を利用して政府支出と民間消費の代替の程度を示す $\theta$ を計測する方法を示す。

## 1.1 モデルの設定

代表的な個人は離散時間単位で行う効率的消費水準から効用を得ており、予算制約を勘案し、ライフサイクルを通じてその効用を最大化するように行動する。個人の時間選好率を $\beta$ とし、離散時間単位の効用は加法分離的形式で表現できるものとする。したがって、(1)式のような代表的個人のライフサイクルを通じた効用最大化問題が定式化される。

$$(1) \quad E_t \left[ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i u(C_{t+i}^*) \right]$$

ここで、効率的消費を $C_t^*$ とし、効率的消費は民間消費 $C_t$ と政府支出 $G_t$ の線形結合で表され、また、効用関数は効率的消費の単調な増加関数として表現されるとする<sup>(2)</sup>。したがって、

$$(2) \quad u(C_t^*) = u \left[ f(C_t, G_t) \right] = u \left[ f(C_t + \theta G_t) \right]$$

と示すことができる。 $\theta$ は政府支出と民間消費の代替の程度を示すパラメータである。

次に民間部門の予算制約を考える。経済構成する個人全体の $t+1$ 期の実質資産 $(A_{t+1})$ は、 $t$ 期の実質資産 $(A_t)$ 、利子率 $(r)$ 、所得 $(Y_t)$ 、消費、および租税 $(T_t)$ によって(3)式のような推移方程式で表現される。但し、経済を構成するすべての個人の選好や資産・所得などはすべて同一であるとして、個人の予算制約を単純に合計したものが民間部門の予算制約になると仮定する。

$$(3) \quad A_{t+1} = (1+r)A_t + Y_t - C_t - T_t$$

一方、政府の予算制約は、 $t+1$ 期の資産(あるいは負債、 $B_{t+1})$ が、 $t$ 期の負債 $(B_t)$ 、租税、政府支出によって(4)式として示される。ただし、 $t$ 期

の負債に係る利子率は資産の利回りと同じであると仮定する。

$$(4) \quad B_{t+1} = (1+r)B_t + T_t - G_t$$

民間部門と政府を合計した経済全体における異時点間の予算制約は(3)式と(4)式を加えたものとなる。この場合、所得はライフサイクルを通じて消費と政府支出に配分されることになる。もし政府をヴェールのような存在と見なすならば、ライフサイクルを通じて、所得のすべてが個人の消費の源泉になる(恒常所得仮説)。

経済全体の時点  $t$  における予算制約は、

$$(5) \quad D_{t+1} = (1+r)D_t + Y_t - C_t - G_t$$

となる。但し、 $D_{t+1} \equiv A_{t+1} + B_{t+1}$  である。

この予算制約(5)式を将来方向に加えると、時点  $t$  におけるライフサイクルの予算制約を得る。

$$(6) \quad D_{t+n} = (1+r)^n \left\{ D_t + \left[ \sum_{i=1}^n \left( \frac{1}{1+r} \right)^i [Y_{t+i-1} - C_{t+i-1} - G_{t+i-1}] \right] \right\}$$

民間部門における No-Ponzi 条件と政府部門における持続可能条件を統合し、経済全体における No-Ponzi 条件  $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{(1+r)^n} D_{t+n} = 0$  が成立すると仮定する。このとき(7)式が成立する。

$$(7) \quad D_t = \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^i [C_{t+i-1} + G_{t+i-1} - Y_{t+i-1}]$$

## 1.2 関数の特定化と一階の条件の導出

(7)式の制約の下で(1)式を最大化するため、(8)式のようなラグランジュ関数を設定する。 $\lambda$  はラグランジュ乗数である。

$$(8) \quad L = E_t \left[ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i u(C_{t+i}^*) \right] \\ + \lambda_t \left\{ D_t - \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^i [C_{t+i-1} + G_{t+i-1} - Y_{t+i-1}] \right\}$$

実証分析に進むには、(1)式の効用関数の特定化が必要である。本稿では相対的危険回避度一定のCRRA型効用関数を利用することとする。さらに、政府支出と民間消費の結合の特定化((2)式の関係)に関する二つの仮定を置き、効用関数(A)と効用関数(B)の二つを用意する。以下のパラメータ $\alpha$ 、 $\nu$ 、 $\gamma$ は相対的危険回避度を表し、またこれは異時点間の代替の弾力性を表す。

$$(9-A) \quad \text{効用関数(A)} : u(C_t^*) = \frac{C_t^{1-\alpha}}{1-\alpha} \sigma_c + \frac{(\theta G_t)^{1-\nu}}{1-\nu} \sigma_g$$

$$(9-B) \quad \text{効用関数(B)} : u(C_t^*) = \frac{(C_t \sigma_c + \theta G_t \sigma_g)^{1-\gamma}}{1-\gamma}$$

効用関数(A)は政府支出と民間消費が分離した形式であり、また効用関数(B)は両者が分離されているものの、共通の相対的危険回避度を有している。また、両者には平均1で有限な分散を有する定常な確率過程に従う選好ショック $\sigma$ が含まれる<sup>(3)</sup>。

以上から、異時点間の最適化の一階条件を求める。効用関数(A)は政府支出と民間消費が分離されたオイラー方程式(10-A)式が、また効用関数(B)では両者を統合したオイラー方程式(10-B)式が得られる。

$$(10-A) \quad E_t \left[ \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} \beta(1+r) \right] = 1,$$

$$E_t \left[ \left( \frac{G_{t+1}}{G_t} \right)^{-\nu} \beta(1+r) \right] = 1$$

$$(10-B) \quad E_t \left[ \left( \frac{C_{t+1} + \theta G_{t+1}}{C_t + \theta G_t} \right)^{-\gamma} \beta (1+r) \right] = 1$$

以下、各変数を対数に変換し（以下、小文字は対数変換したことを意味する）、オイラー方程式に含まれる政府支出と民間消費の確率過程を次のように導く。

$$(11-A) \quad c_{t+1} = \delta_c + c_t + \varepsilon_{1,t}, \quad g_{t+1} = \delta_g + g_t + \varepsilon_{2,t}$$

但し、 $\delta_c = \ln[\beta(1+r)]^{1/\alpha}$ 、 $\delta_g = \ln[\beta(1+r)]^{1/\nu}$ である。また、

$$(11-B) \quad c_{t+1}^* = \delta_c^* + c_t^* + \varepsilon_t$$

但し、 $c_t^* = \ln[c_t + \theta g_t]$ 、 $\delta_c^* = \ln[\beta(1+r)]^{1/\gamma}$ である。

が得られる<sup>(4)</sup>。(11-A)式は民間消費、政府支出ともに階差定常な変数として表され、また(11-B)式は民間消費と政府支出の一次結合された変数が階差定常過程で表される<sup>(5)</sup>。以上における重要な帰結は、問題としている変数の時系列的性質として単位根が存在しているという点にある。すなわち、Hall (1978) が指摘した過剰平滑 (excess smoothing) がこの場合にも現れることであり、単位根が存在することを前提として、民間消費と政府支出の代替関係を考えていかなければならない。

次に、政府支出と民間消費の代替の程度を示すパラメータ  $\theta$  を求めるために、同時点間における最適化の一階条件を算出する。そのために、政府支出と民間消費の限界代替率が両者の価格比に等しいという仮定をおく。民間消費の価格を  $p_c$ 、政府支出の価格  $p_g$  として、(9-A)、(9-B)式から一階の条件を求めると(12-A)、(12-B)式が得られる。

$$(12-A) \quad \frac{p_g}{p_c} = \frac{\theta^{1-\nu} G_t^{-\nu} \sigma_g}{C_t^{-\alpha} \sigma_c}$$

$$(12-B) \quad \frac{p_g}{p_c} = \frac{\theta^{1-\gamma} G_t^{-\gamma} \sigma_g}{C_t^{-\gamma} \sigma_c}$$

民間消費の価格  $p_c$  をニューメレールとして、両者の相対価格  $p$  を定義し、

また(12-A), (12-B)両式の両者の対数をとって整理すると(13-A)式, (13-B)式が得られる。

$$(13-A) \quad \ln G_t - \left(\frac{1-\nu}{\nu}\right) \ln \theta + \left(\frac{1}{\nu}\right) \ln p_t - \left(\frac{\alpha}{\nu}\right) \ln C_t \\ = \left(\frac{1}{\nu}\right) (\ln \sigma_g - \ln \sigma_c)$$

$$(13-B) \quad \ln G_t - \left(\frac{1-\gamma}{\gamma}\right) \ln \theta + \left(\frac{1}{\gamma}\right) \ln p_t - \ln C_t \\ = \left(\frac{1}{\gamma}\right) (\ln \sigma_g - \ln \sigma_c)$$

上の式で  $\left(\frac{1}{\nu}\right) (\ln \sigma_g - \ln \sigma_c)$  及び  $\left(\frac{1}{\gamma}\right) (\ln \sigma_g - \ln \sigma_c)$  は平均 0, 有限な分散を持つ定常な確率過程となるので, これを  $e_t$  で表し, 上記と同様に対数を取った変数を小文字で記述すると, 以下の推定のための方程式が得られる。

$$(14-A) \quad g_t - \mu + \left(\frac{1}{\nu}\right) \ln p_t - \left(\frac{\alpha}{\nu}\right) c_t = e_t, \\ \text{但し, } \mu = \left(\frac{1-\nu}{\nu}\right) \ln \theta$$

$$(14-B) \quad g_t - \mu' + \left(\frac{1}{\gamma}\right) \ln p_t - c_t = e_t, \\ \text{但し, } \mu = \left(\frac{1-\gamma}{\gamma}\right) \ln \theta$$

効用関数 (A) と効用関数 (B) の仮定の違いは結局, 民間消費  $c_t$  に係るパラメータの大きさに依存する。そのため, 統計的な検証の上でどちらを採用すべきかを客観的に判断可能となる。

動学的最適化により導出された階差定常条件 ((11-A)式, (11-B)式) と同時点間における最適化から導かれる定常性条件を組み合わせることで, (14-A)式, (14-B)式は Engle and Granger (1987) の意味での共和分関係

を示す式であると解釈できる。これを定常性制約という (Ogaki (1992) による)。なお、効用関数 (A) と (B) の採択については、それぞれの共和分方程式を推定し、(14-B)式は  $c_i$  のパラメータが1と有意に異なるかどうかの統計的な検定で判断することができる。

## 2. 実証分析

1. で設定したモデルを用いて、政府支出と民間消費の代替の程度  $\theta$  を求めるとともに、その前提となる効用関数の選好パラメータについても計測を試みる。

### 2.1 データ

#### 2.1.1 最終消費と現実消費

実証分析に用いるデータは、国民経済計算に基づく家計及び政府の消費支出である<sup>6)</sup>。国民経済計算における93SNA体系では、68SNA体系と同様に制度部門(家計、一般政府等)が実際に支出した負担額としての「最終消費支出」に加え、その制度部門が享受した便益の額としての「現実消費支出」が導入された。すなわち、最終消費支出は費用の負担面からみた支出であり、現実消費支出は財・サービスの便益の享受面からみた支出である(内閣府「SNA推計手法解説書 平成19年版」による)。

この原則に従って、家計の現実消費は、家計自身が費用負担を行ったかどうかは別にして(すなわち一般政府や対家計民間非営利団体が費用負担して)、家計に対して現実に供給される財・サービスの総額を表すものである。93SNAでは家計の現実消費支出は、家計の最終消費支出に一般政府と対家計民間非営利団体の個別消費支出を加えたものとして定義される。

一方、政府の最終消費支出は、個別の家計への便益となる「個別消費支出」

## 消費支出に基づく政府と民間の代替性の検証

(これには医療費のうち社会保障基金からの給付分や義務教育における教科書代などが含まれる)と社会全体への便益である「集合消費支出」に分けることができるが、前者の個別消費支出は家計の現実消費支出に組み込まれ、政府の現実消費支出は集合消費支出となる。

このように国民経済計算ベースで得られるマクロ統計においては、消費支出を費用負担から捉えるか、それとも便益享受の点から捉えるかによって使用するデータが異なることになる。2007年度の年間の現実消費支出(実質値、2000年基準)をみると、家計現実消費が373.3兆円、政府現実消費が42.9兆円である。一方、最終消費支出は家計が311.5兆円、政府が98.1兆円となっている。

家計消費と政府消費の代替性を検証する場合、費用負担がどうであれ、どのような水準の財・サービス消費を行ったか(享受したか)という観点から分析を進める必要がある。そのため、以下では現実消費支出を用いた分析をベースとすることとしたい。なお、以下では最終消費支出を用いた分析の結果についても参考として示しておくこととする。

### 2.1.2 データの作成方法

政府現実消費、家計現実消費についても四半期ベースの実質値を用いる。国民経済計算における家計消費については、耐久財、半耐久財、非耐久財およびサービスの四つのカテゴリーに分類される。本稿では家計消費として耐久財を除いたデータを使用する<sup>(7)</sup>。四半期ベースの現実消費支出(実質値)については、1995年基準の系列が1980年第1四半期以降2002年第1四半期まで、また2000年基準の系列は1994年第1四半期以降の値が公表されている。そのため、2000年基準の実質データを作成するため、1995年基準の系列のデフレーターを調整して、遡及推計を行った。

さらにこの四半期ベースの消費データを、総務省統計局「推計人口」から

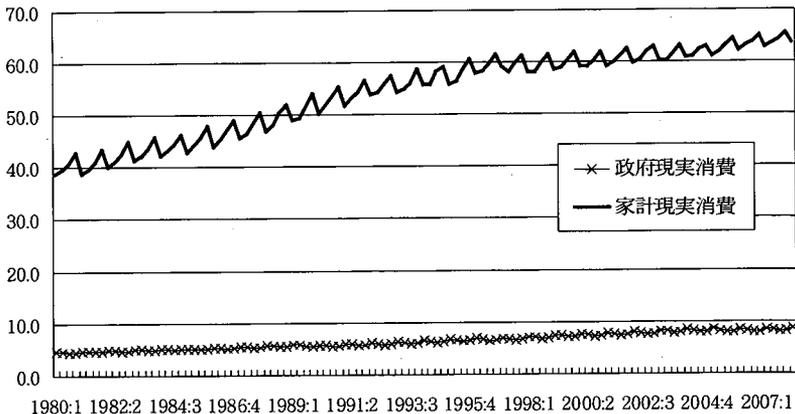
計算される総人口をもとに一人当たりの消費支出の値に変換し、その系列に関して季節調整を行っている。季節調整に関しては X-12 ARIMA 法を用いた<sup>(8)</sup>。また、政府消費と民間消費の相対価格は両者のデフレータの比によって代理する。

### 2.1.3 現実消費支出の推移

図1は、季節調整前の一人当たり実質家計及び政府現実消費支出の推移を示したものである。一人当たりの実質家計現実消費支出（四半期ベース）の値をみるとおよそ60万円台を示し、政府現実消費は8万円程度となっている。図をみると、両者とも右上がりの傾向を持ち、長期トレンドを有する変数であることが疑われる。

## 2.2 変数の定常性と共和分

オイラー方程式(11-A)式から、政府消費、家計消費は単位根仮定にした



資料：国民経済計算年報（内閣府）

注：四半期ベースの実質値である。政府消費、民間消費とも現実消費支出である。

図1 一人当たり政府消費と家計消費の推移

がうことが異時点間の最適化の1階条件となる。この点が満たされているかどうかについて相対価格を示す変数を含め、単位根検定によって確認した。

近年、単位根検定の検定統計量についてはADF検定の他、さまざまな検定方法が提案されている。ここではADF検定に加え、Ng-Perron検定、DF-GLS検定を実施した。単位根検定の検定式には(15)式を用い、定数項を含む場合、および定数項と線形トレンドを含む場合の二つのケースを想定して検定を行った。(15)式で $y_t$ は対象となる時系列変数、 $x_t$ は $x_t = (1, t)'$ である外生項、 $\Delta$ はラグ・オペレータ、 $p$ は説明変数の最大ラグ次数、 $u_t$ は誤差項である。

$$(15) \quad \Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + u_t$$

各検定において選択される最大ラグ次数 $p$ については、検定ごとにSchwarzの情報量基準から判断して決定している。

表1-1および表1-2は、それぞれ現実消費支出、最終消費支出に関する単位根検定の結果を示したものである。各変数は単位根を含むという帰無仮説は、家計消費、政府消費、相対価格のいずれの変数においても棄却できないと判断される。このことから三つの変数はすべて単位根過程にしたがうと判断する<sup>9)</sup>。このことは(11-A)式及び(11-B)式が成立していることを示すものである。

次に(14-A)式及び(14-B)式に沿って、家計消費、政府消費、相対価格の三変数間に共和分関係が存在するかどうかを確認する。共和分検定には、Engle and Granger (1987) によるOLSによる二段階推定による方法とJohansen (1988) 及びJohansen and Juselius (1990) による最尤法による方法などがある。OLSによる二段階推定では誤差項の系列相関が排除できないため、ここではヨハンセンによる最尤法による検定を行った。表2はその結果を示したものである。

表 1-1 単位根検定 (現実消費)

推定式: 定数項のみ

	ADF	DF-GLS	Ng-Perron
gt	-1.303	1.893	2.274
lag 次数	1 = 1	1 = 3	1 = 3
cv(5%)	-2.888	-1.944	-1.980
ct	-3.276	1.209	1.409
lag 次数	1 = 1	1 = 3	1 = 3
cv(5%)	-2.888	-1.944	-1.980
pt	-1.551	-0.933	-0.891
lag 次数	1 = 1	1 = 1	1 = 1
cv(5%)	-2.888	-1.944	-1.980

表 1-2 単位根検定 (最終消費)

推定式: 定数項のみ

	ADF	DF-GLS	Ng-Perron
gt	-2.403	1.814	2.123
lag 次数	1 = 1	1 = 3	1 = 3
cv(5%)	-2.888	-1.944	-1.980
ct	-3.314	1.069	1.248
lag 次数	1 = 1	1 = 3	1 = 3
cv(5%)	-2.888	-1.944	-1.980
pt	-1.362	-1.374	-1.361
lag 次数	1 = 1	1 = 1	1 = 1
cv(5%)	-2.888	-1.944	-1.980

推定式: 定数項+タイムトレンド

	ADF	DF-GLS	Ng-Perron
gt	-1.803	-1.831	-1.744
lag 次数	1 = 1	1 = 1	1 = 1
cv(5%)	-3.451	-3.019	-2.910
ct	-0.435	-0.075	-0.031
lag 次数	1 = 1	1 = 1	1 = 1
cv(5%)	-3.451	-3.019	-2.910
pt	-0.716	-1.069	-1.036
lag 次数	1 = 2	1 = 1	1 = 1
cv(5%)	-3.451	-3.019	-2.910

推定式: 定数項+タイムトレンド

	ADF	DF-GLS	Ng-Perron
gt	-2.312	-0.974	-0.856
lag 次数	1 = 1	1 = 1	1 = 1
cv(5%)	-3.451	-3.019	-2.910
ct	-0.711	-0.468	-0.508
lag 次数	1 = 1	1 = 3	1 = 3
cv(5%)	-3.451	-3.021	-2.910
pt	-1.122	-1.331	-1.326
lag 次数	1 = 1	1 = 1	1 = 1
cv(5%)	-3.451	-3.019	-2.910

注: ラグ次数の決定は Schwarz 情報量基準による。

検定期間は 1980:1~2008:1 である。

表 2 のヨハンセンの最尤法による検定では、対象とする系列の標本数を考慮して小標本による修正を行っている。検定結果をみると、共和分がないとする帰無仮説はトレース検定、最大固有値検定ともにほぼ棄却され、現実消費支出、最終消費支出ともそれぞれ共和分関係が存在すると結論することができる。しかしながら、共和分ベクトルの数についてはその結果はあいまいな点が残る。ラグ次数を 4 とする現実消費を対象としたケースでは、共和分が 1 つあるとする帰無仮説は採択される一方、共和分が 2 つあるとする帰無仮説も採択されている。また、ラグ次数を 8 とする現実消費を対象としたケースでは共和分ベクトルが 1 つあるとする帰無仮説、2 つあるとする帰無仮説

消費支出に基づく政府と民間の代替性の検証

表2 共和分検定の結果（ヨハンセンの最尤法による検定）

現実消費：ラグ次数が4のケース

共和分ベクトルの数	固有値	Trace	5% C.V.	Max	5% C.V.
共和分はない	0.249	49.84	35.193	30.07	22.300
共和分ベクトルは1つ	0.097	19.77	20.262	10.76	15.892
共和分ベクトルは2つ	0.082	9.00	9.165	9.00	9.165

現実消費：ラグ次数が8のケース

共和分ベクトルの数	固有値	Trace	5% C.V.	Max	5% C.V.
共和分はない	0.259	61.41	35.193	30.25	22.300
共和分ベクトルは1つ	0.170	31.16	20.262	18.80	15.892
共和分ベクトルは2つ	0.115	12.35	9.165	12.35	9.165

最終消費

共和分ベクトルの数	固有値	Trace	5% C.V.	Max	5% C.V.
共和分はない	0.259	50.84	35.193	31.38	22.300
共和分ベクトルは1つ	0.109	19.46	20.262	12.06	15.892
共和分ベクトルは2つ	0.068	7.40	9.165	7.40	9.165

注：1. Traceはトレース検定，Maxは最大固有値検定の結果である。

2. 5% C.V.はcritical valueである。

ともに棄却されている。このようにあいまいな点は残るものの，共和分ベクトルの存在は肯定され，以下では共和分ベクトルの数は1つであると仮定して分析を行うこととする<sup>(10)</sup>。

### 2.3 共和分方程式の推定

共和分関係が存在し，かつ共和分ベクトルがひとつ存在するとして，(14-A)式及び(14-B)式で表される共和分方程式の推定を行った。共和分方程式の推定に関しては，Johansen and Juselius (1990) などによる最尤法を利用した推定と，Stock and Watson (1993) によるDOLS（ダイナミックOLS）推定の二つの方法に加え，OLSによる推定も行った。その結果をまとめたものが表3である。表にある定数項，家計消費，相対価格はそれぞれその係数（(14-A)式ではそれぞれ $\mu$ ， $\frac{1}{\nu}$ ， $\frac{\alpha}{\nu}$ に対応する）を示しており，これから計算される政府消費及び家計消費の異時点間の代替の弾力性と，政

表3 共和分方程式の推定

	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース5	ケース6	ケース7	ケース8
対象系列	現実消費	最終消費	現実消費	現実消費	最終消費	現実消費	現実消費	最終消費
推定方法	OLS	OLS	ML	ML	ML	DOLS	DOLS	DOLS
const.	-4.208 (0.091)	-4.294 (0.158)	-2.703 (0.394)	-3.691 (0.182)	-0.149 (1.186)	-4.140 (0.094)	-4.016 (0.099)	-4.259 (0.214)
ct	1.511 (0.023)	1.813 (0.041)	1.169 (0.095)	1.396 (0.043)	0.832 (0.298)	1.496 (0.023)	1.469 (0.023)	1.813 (0.053)
pt	-1.925 (0.105)	-2.420 (0.233)	-1.331 (0.367)	-1.986 (0.160)	-2.383 (1.429)	-1.966 (0.090)	-1.910 (0.079)	-2.989 (0.226)
$\theta$ の推定値	0.112 (0.011)	0.170 (0.019)	0.131 (0.156)	0.156 (0.029)	0.940 (0.806)	0.122 (0.012)	0.122 (0.013)	0.241 (0.026)
$\alpha$ の推定値	0.785	0.749	0.878	0.703	0.349	0.761	0.769	0.607
$v$ の推定値	0.519	0.413	0.751	0.504	0.420	0.509	0.524	0.335

注：1. ( ) 内は標準偏差である。

2. 推定期間は1980：1～2008：1である。

3. ケース3, 5の共和分方程式のラグ次数は4, ケース4の共和分方程式のラグ次数は8である。

4. ケース6, 8のラグ・リード次数は2, ケース7のラグ・リード次数は4である。

府消費と民間消費の同時点間における代替の程度を示すパラメータ $\theta$ を表の下部に示している<sup>(1)</sup>。

ケース1は現実消費に関してOLSで推定した結果である。これによると異時点間の代替の弾力性は家計消費が0.785, 政府消費が0.519であった。ケース3とケース4は現実消費を対象にヨハンセンの共和分方程式を最尤法で推定した結果である(ケース3の共和分方程式のラグ次数は4, ケース4は8である)。この場合の異時点間の代替の弾力性は家計消費がそれぞれ0.878, 0.703であり, 政府消費は0.504, 0.420となり, いずれも家計消費のほうが異時点間の代替の弾力性は高くなっている。ケース6, 7はDynamic OLS (DOLS) を用いて共和分関係を推定した結果である(ケース6はラグ・リード次数が2, ケース7は4としている)。その場合の異時点間の代替の弾力性は家計消費がそれぞれ0.761, 0.769であり, 政府消費は0.509, 0.524であった。以上から, 一般的に家計消費の異時点間の代替の弾力性の方が政

府消費よりも大きいと結論付けられる。

次に家計消費と政府消費の同時点間の代替の弾力性  $\theta$  の推定結果をみると、ケース 1 の OLS 推定では 0.112、ケース 3、4 の ML 推定ではそれぞれ 0.131、0.156、またケース 6、7 の DOLS 推定では 2 ケースとも 0.122 とほぼ安定した値が得られている。なお、 $\theta$  の標準偏差の推定値についてもおおむね有意な結果が得られている。

## 2.4 効用関数の特定化について

モデルの導出では、効用関数に関して(9-A)式で表される効用関数 (A) と(9-B)式で表される効用関数 (B) のどちらを仮定するかによって、異時点間にわたる効用最大化の解が(10-A)式もしくは(10-B)式のいずれかになる。もし、効用関数 (B) の仮定が適切であれば、共和分方程式(14-A)式の推定で  $c_t$  の係数は 1 にならなければならない。この点を確認するため、各ケースにおいて  $c_t$  の係数が 1 であるとする帰無仮説を  $t$  検定によって判定した結果、ケース 5 を除き、帰無仮説は有意に棄却され、したがって効用関数 (B) の仮定は統計的に棄却されることになる。

さらに最尤法で推定したケース 3 とケース 4 について尤度比検定を行った。ケース 3 の場合、制約を課さない場合の対数尤度は 1144.3、制約を課した場合の対数尤度は 711.4 であり、またケース 4 では制約を課さない場合の対数尤度は 1122.9、制約を課した場合の対数尤度は 696.0 であった。このことから、尤度比検定によっても制約の存在は棄却され、したがって効用関数 (B) の仮定は統計的に棄却されることになる。

以下では、効用関数 (A) を前提として、また共和分方程式についても(14-A)式をもとに議論をすすめることとする。

### 3. 推定結果に関する議論

前章における共和分方程式の推定結果を踏まえ、1) 家計消費と政府消費の代替性の指標  $\theta$  に関する議論、2) 推定期間を分割した場合の  $\theta$  の値の変化、3)  $\theta$  の推定結果を利用した場合のオイラー方程式の推定、4)  $\theta$  の値の政策的インプリケーション、に関する検討を行う。

#### 3.1 $\theta$ の推定結果に関する解釈

##### 3.1.1 先行研究との比較

前章の実証分析から、現実消費を対象にした場合、政府消費と家計消費の同時点間における代替の程度を示すパラメータ  $\theta$  はおよそ 0.1~0.2 程度であることが示された。この値を先行研究の結果と比べてみよう。

Aschauer (1985) は 1948 年第 1 四半期から 1981 年第 4 四半期を対象に、アメリカにおける政府支出と民間消費の代替の程度を、完全情報最尤法を利用して推定している。その結果によれば  $\theta$  の値はほぼ 0.23 であり、また推定に用いるラグ次数を変更させてもほぼ 0.3~0.4 程度の値が報告されている。Aschauer (1985) はこの結果をもとに、政府支出の増加は民間消費を代替させることからクラウド・アウトが存在するとしながらも、リカード中立性も弱いながらも一部認められるという議論を行っている。一方、Graham (1993) は、Aschauer (1985) の方法・データをもとに追試を行い、Aschauer (1985) の結果はほぼ再現できるものの、しかしながらサンプル期間を変更すると計測結果が大きく変更されることを紹介している。Graham (1993) によれば、サンプル期間を 1990 年第 4 四半期まで延長すると  $\theta$  の値は 0.17 程度に低下し、また、サンプル期間を 1969 年第 1 四半期から 1990 年第 4 四半期に変更すると  $\theta$  の値は -2.0 となり、政府支出は民間消費

と補完的な関係であるという結論が導かれる。 $\theta$ の値はこのようにサンプル期間に依存することが考えられる。

わが国を対象とした研究で報告されている $\theta$ の値をみておこう。井堀(1986)は1965年第1四半期から1983年第4四半期までの四半期データでAschauer(1985)に沿った方法で $\theta$ を推定しているがその値は1.86であり、サンプル期間を前半(1974年第4四半期まで)と後半(1975年第1四半期以降)に分けた場合には、前半が5.66、後半が0.29と報告している。また、本間他(1987)では1957年から1982年までの26年間の年次データを対象に推定を行っているが、 $\theta$ の推定値は-7.06と報告されており、さらにサンプル期間を前半(1957年~1970年)と後半(1966年~1982年)に分けた推計ではそれぞれ2.41、-2.99という値が計測されている。加藤(1998)は同じ方法によって、データ期間を変更して推計を行っているが、1967年~1994年の全期間では $\theta$ の値は-1.51、前半期間(1967年~1980年)では-2.03、後半期間(1981年~1994年)では-2.56という推定結果になっている。

以上のわが国を対象とした実証分析はAschauer(1985)の方法を踏襲しているが、推定結果をみると概ね $\theta$ の推定値はマイナスであり、民間消費と政府支出は補完的な関係にあるということになる。また、その絶対値の水準もGraham(1993)の結果と比較しても大きい値が報告されており、アメリカにおける実証結果と大きく異なるものである。一方、Hamori and Asako(1999)は、オイラー方程式を直接推定する方法によって、わが国を対象とした、民間消費と政府支出の代替の弾力性( $\theta$ )の推定を試みているが、その結果得られた推定値はほぼ0.64~0.78であった。これはAschauer(1985)などによるアメリカにおける推定値よりも若干高いものとなっている。こうした点を考慮すると、今回の推定結果における $\theta$ の推定値の水準を比べると、Hamori and Asako(1999)と比較するとこれよりも低く、

Aschauer (1985) によるアメリカでの実証結果に近い水準となっている。

なお、68SNA データを対象に本研究と同様な手法で  $\theta$  を計測した加藤 (2003) では、 $\theta$  は 0.43 程度であった。今回の検証結果と比べると、 $\theta$  の値は 1 より小さい正の値を示しているものの、0.1~0.2 程度の値を得た上記の結果と比べるとやや大きな値となっている。その違いとしては、1) データの系列が 68SNA から 93SNA に変更されたこと、2) 主たる分析対象を現実消費としていること、3) 分析の対象期間が異なること、などがあげられる。

### 3.1.2 推定期間の変更と $\theta$ の推定値

Graham (1993) や井堀 (1986) などの検証結果を参考にすれば、推定期間によって  $\theta$  の値は影響を受けることが考えられる。そのため、政府消費と家計消費の代替の弾力性を示す  $\theta$  が、推定期間によってどのような値をとるのかについては、検証を行う。

表 4 は、表 3 と同じく共和分方程式を推定した結果であるが、しかし対象とする期間を前半 (1980 年第 1 四半期~1993 年第 4 四半期) と後半 (1994 年第 1 四半期~2008 年第 1 四半期) に分けて推定したものである。おおむね前半はバブル景気まで、後半はバブル景気崩壊から現在までとなっている。ML 推定によると前半期間の  $\theta$  の値は 0.086、後半期間では 0.464 と後半期間における  $\theta$  の値の方が大きくなっている。また、DOLS 推定でも同様であり、前半が 0.060 であるのに対し、後半は 0.356 であった。 $\theta$  の値が 1 に近いほど、政府支出による民間消費のクラウディング・アウトが生じると解釈するならば、近年になるほどリカード中立的な状況となっていると推測することもできよう。なお、 $\theta$  の標準誤差をみると、ML 推定による場合には  $\theta$  がゼロであるという帰無仮説を有意に棄却することはできなかった。

消費支出に基づく政府と民間の代替性の検証

表 4 共和分方程式の推定（期間の分割）

	ケース 1	ケース 2	ケース 3	ケース 4
期 間	前半	後半	前半	後半
推定方法	ML	ML	DOLS	DOLS
const.	-2.349 (0.163)	-1.799 (0.714)	-2.213 (0.125)	-2.372 (0.383)
ct	1.039 (0.042)	0.928 (0.174)	0.999 (0.032)	1.065 (0.093)
pt	-0.956 (0.143)	-2.341 (0.210)	-0.787 (0.106)	-2.299 (0.112)
$\theta$ の推定値	0.086 (0.317)	0.464 (0.247)	0.060 (0.035)	0.356 (0.105)
$\alpha$ の推定値	1.087	0.396	1.269	0.463
$v$ の推定値	1.046	0.427	1.271	0.435

- 注：1. ( ) 内は標準偏差である。  
 2. 対象の系列は現実消費である。  
 3. 推定期間は前半が 1980：1～1993：4 まで、後半が 1994：1～2008：1 まで。  
 4. ケース 1, 2 の共和分方程式のラグ次数は 4 である。  
 5. ケース 3, 4 のラグ・リード次数は 2 である。

### 3.2 政府と家計の代替性を考慮したオイラー方程式の推定

推定された  $\theta$  の値をもとにして、CRRA 型効用関数を前提とした C-CAPM モデルによるオイラー方程式の推定を試みる<sup>(12)</sup>。

#### 3.2.1 オイラー方程式の推定

オイラー方程式の推定に関しては、Hansen and Singleton (1982) 以来、資本資産価格モデル (C-CAPM モデル) を用いて GMM (一般化積率法) による推定がさかに行われている。わが国における先行研究の事例としては、羽森 (1996)、堀 (1996)、北村・藤木 (1997) などがある。推定にあたっては本稿と同じく CRRA 型の効用関数を仮定し、相対的危険回避度のパラメータや時間選好率の推定を試みている。しかしながら、多くの実証研究では相対的危険回避度のパラメータがマイナス、あるいはゼロに近い値を取る

といった結果が報告されている。一方、北村・藤木（1997）では、資本収益率を実物資本に置き換えることで、相対的危険回避度が有意にプラスになることを示している。

本研究ではOgaki（1992）の定常性制約を利用して共和分方程式からオイラー方程式のパラメータの推定を行ったが、その場合の家計消費の相対的危険回避度パラメータは0.7～0.8と計算され、有意に正の値が得られた。

以下では前章までの推定結果を利用し、家計消費と政府消費の代替性を考慮して、C-CAPMモデルによるオイラー方程式をGMMによって推定する。推定に関しては、以下の二つの方法を用いる。

- ① (10-A)式をもとに、家計消費と政府消費のオイラー方程式を別々に推定する。
- ② (10-B)式をもとに、家計消費と政府消費が統合されたオイラー方程式を推定する。なお、その際の代替の指標 $\theta$ の値は、表3におけるケース3の0.131を用いた。さらに、推定期間の違いが与える影響を確認するため、前半期間と後半期間に分けた推定を行った。その場合の $\theta$ の値は表4のケース1、2の結果を利用し、それぞれ0.086、0.464とした。

表5はその結果を示したものである<sup>(13)</sup>。①の条件における家計消費、政府

表5 オイラー方程式の推定

	①家計消費	①政府消費	②全期間	②前半	②後半
相対的危険回避度	-0.049 (0.049)	-0.005 (0.019)	-0.049 (0.050)	-0.065 (0.045)	0.029 (0.037)
時間選好率	0.986 (0.000)	0.986 (0.000)	0.986 (0.000)	0.986 (0.000)	0.987 (0.000)
J統計量	0.046	0.051	0.046	0.092	0.046
p値	0.824	0.860	0.825	0.804	0.534

注：1. ( )内は標準偏差である。

2. ②の $\theta$ は全期間が0.131、前半が0.086、後半が0.464とした。

3. 推定期間は前半が1980：1～1993：4まで、後半が1994：1～2008：1までである。

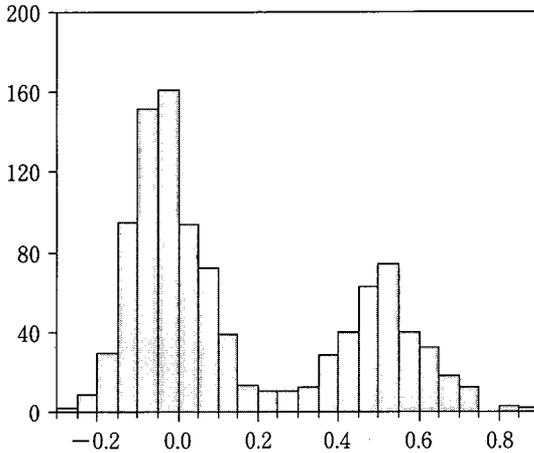
消費の相対的危険回避度のパラメータはいずれもマイナスであり、また有意にゼロとは異ならないという結果となった。この結果は、C-CAPM モデルを GMM で推定する場合にしばしば見られるものであり、 $\alpha$  について 0.7~0.8 の値が、 $\nu$  については 0.5~0.6 の値が得られた前章の表 3 における相対的危険回避度の推定結果とは整合的ではない。一方、時間選好率については家計消費、政府消費とも 0.986 という結果が得られている。

②の家計消費と政府消費が統合されたオイラー方程式の推定においても、相対的危険回避度は（標準偏差を考慮しても）ほぼゼロとなっている。これは推定期間を変えても結論は変わらず、また時間選好率に関しては 0.986 ~0.987 と①とほぼ同じ値を得ている。

### 3.2.2 相対的危険回避度はゼロか？

一般に経済学では相対的危険回避度は正の値をとると想定されている。オイラー方程式の推定を行った先行研究においても、本研究と同様にゼロかもしくはマイナスの値が報告されている。この点に関しては、得られたデータの制約も疑われる。そこで、(10-B)式のオイラー方程式の推定を通じて得られた残差と実績データを組み合わせ、これをリサンプリングしてブートストラップ推定を試み、相対的危険回避度の推定値の分布を求めてみた（表 5、②全期間の結果を利用したものである）。リサンプリングの回数は 1,000 回である。その結果が図 2 である。

1,000 回のブートストラップ推定の相対的危険回避度の推定値の平均は 0.1522、標準偏差は 0.268 であり、これだけをとると表 5 と同様に相対的危険回避度はゼロと有意に異ならないとする結果になる。しかしながら、その分布を図示すると図 2 のように双峰型の分布となって、明らかに正規分布とはかけはなれている。その分布をみると、左側の峰はおおむねゼロの値となりその周りに推定値が散布しているが、右側の峰は 0.5 程度を中心に推定値



注：1,000回のリサンプリングの結果であり、縦軸は度数を示す。

図2 相対的危険回避度の推定値の分布

がちらばっている。この結果の解釈は容易ではないが、相対的危険回避度が正の値をとる可能性も完全に棄却されたわけではないとも考えられる。

### 3.3 政策的インプリケーション——政府と民間の代替性をめぐって——

本研究の実証分析から、 $\theta$ の値が0.131と正の値を得たことを解釈するとともに、政策的な意味合いについて議論しておきたい。

既に述べたように、 $\theta$ の値が正であることは、すなわち政府消費と家計消費の間に代替の関係が存在するということである。この点を解釈するならば、政府支出のうちの一定程度は民間支出によってまかなうことができるということの意味している。その点、医療や教育といった私的財と公共財の混合的な分野が想起されるが、しかし現実消費を分析対象としていることから、政府と民間の代替の可能性はこれらとは異なる分野であると考えられる。政府と民間の役割分担を考える際には、両者の間に代替性が存在するという視点が重要であろう。その一方で、代替性があるにせよ、その値は0.1~0.2と小

さなものであって、政府支出が民間支出を大きくクラウド・アウトするものではないということもあわせて考えておくべきであろう。

また、期間を分割して $\theta$ の値を推定した場合、後半期間ほど $\theta$ の値が大きいう結果も得られている。このことを解釈すれば、バブル経済崩壊以降、政府支出の拡大が民間分野を圧迫しているとみることができる。 $\theta$ の値が1に近いほどリカード中立的な行動が観測されるとするならば、後半期間ほど財政赤字の拡大がみられ、そのことが消費者にとって将来の増税・負担増とともにライフサイクルを通じた予算制約を意識させ始めたとも考えられる。逆に、財政赤字が比較的小さかった前半期間ではケインズ的な財政出動が効果的な時代であったとも言えよう。これらの点に関しては非ケインズ効果の存在とともにさらに実証研究を積み重ねていくべき分野であろう。さらに、近年では小泉政権の登場もあって民営化など市場を重視する経済構造が生じたかに見えたが、しかしバブル景気崩壊から現在までを包含すればそれは限定された時期の現象にすぎず、全体としては政府によるクラウド・アウトの圧力が高まった期間と解釈できるのかもしれない。

金融危機を景気とした2008年後半以降の景気後退期にあっては再び財政出動がみられるようになった。民間支出の落ち込みを政府支出がどこまで支えられるかという点を再度考慮すれば、 $\theta$ の値がより1に近いほどクラウド・アウトの圧力が高まり、財政出動による需要創出効果がマクロ経済全体の需要増を促す程度は低下し、その意味では景気対策は限定的な効果しか発揮できないと考えることができよう。

## 結論と要約

本論文はCRRA型効用関数の選好パラメータの推定を通じて、政府消費と家計消費の間の代替について検討し、政府と民間支出の関係性を検証した

ものである。分析対象の変数（家計消費，政府消費，相対価格）の確率過程は非定常な性質を有しており，その時系列的性質を利用してOgaki（1992）による定常性制約の下で共和分ベクトルの推定を行った。その計測結果をもとに効率的消費におけるパラメータ $\theta$ を求めると，ほぼ0.1～0.2程度の正の値が得られた。このことは家計消費と政府消費の間には弱いながらも代替関係があるということの意味する。すなわち，経済が完全にリカード中立的な状況にはないものの，政府支出が民間支出をクラウド・アウトするということを否定できないということになる。さらに，観測期間を前半と後半の二期間に分けて $\theta$ の値を求めると，後半期間における $\theta$ の値は前半期間のそれよりも大きく，近年になるほどクラウド・アウトの可能性は高まっている。

計測された選好パラメータの値と，C-CAPMモデルをもとにしたオイラー方程式の推定結果とを比較すると，必ずしも整合的な結論を得ることができなかった。とりわけ，相対的危険回避度のパラメータは共和分制約をかけた推定では0.7～0.8という値が得られたが，オイラー方程式の推定では有意にゼロとは異ならず，今後の課題となっている。

政府と民間の役割を議論するにあたっては，旧来のケインズ経済学の立場のように両者が補完的な関係にあるのか，それとも新古典派的に完全に代替的な関係であるのかを検証することは重要である。今後，景気対策等のための財政出動が見られるようになると，その効果を明らかにするためにもこうした試みは不可欠なものであると考える。

#### 《注》

- (1) こうした議論に関しては，例えば井堀・中本（2004）など参照。
- (2) この仮定は，後述するような  $C_t^i = C_t + \theta G_t$  の関数を効用関数に取り込むCRRA型効用関数を仮定するために必要なものである。
- (3) 消費者の選好に及ぼす外生的ショックを指す。一般にRBCモデルなどにおいて，消費者に与える外部からのショックは技術ショック，労働供給ショックそれに選好ショックの三つであると考えられる。なおここでの定式化について

## 消費支出に基づく政府と民間の代替性の検証

は Ogaki (1992), Garber and King (1983) にしたがった。

- (4)  $\delta_c$  などはドリフトであるとみなせる。このとき、 $\beta = 1/(1+r)$  であるときドリフトはゼロになる。一人当たり消費のトレンド増加はドリフトが非ゼロであることによると解釈可能である。
- (5) マーティンゲール過程にしたがう確率変数であり、そのひとつのケースが単位根過程である。
- (6) 民間消費ではなく家計消費を用いた理由として、本論文で考察するのは家計の効用最大化問題であり、民間であっても家計以外の経済主体（対家計民間非営利団体等）の選択を排除するためである。
- (7) この点については木村 (1997) など参照。
- (8) X-12 ARIMA 法はアメリカ商務省センサス局が開発した手法で、ARIMA モデルを用いた予測値と移動平均を組み合わせて季節調整を行っている。
- (9) 1階の階差変数に対して同様な単位根検定（外生項は定数項のみ）を行った結果、三つの変数とも単位根過程に従うという帰無仮説は棄却された。
- (10) 共和分ベクトルの数が二つあるとした場合、その解釈が経済学的に難しいため、このような仮定をした。
- (11)  $\theta$  の標準偏差については、 $\theta$  を  $\mu$  の関数とみなして、デルタ・メソッドを利用し  $\frac{\partial \theta}{\partial \mu} \text{var}(\mu) \frac{\partial \theta}{\partial \mu}$  から分散を算出して計算した。
- (12) 家計消費のパラメータは有意に 1 と異なるため、本来は家計消費と政府消費を分割したオイラー方程式の推定が統計的には選択されるが、ここでは家計と政府を統合したオイラー方程式を推定するため、(10-B) 式の効用関数も推定の対象とした。
- (13) GMM 推定を行うにあたって安全資産の利子率  $r$  は、国債の最長期物の利回りをを用いた。

### 参考文献

- Ahmed, S. (1986), "Temporary and Permanent Government Spending in an Open Economy: Some Evidence for the United Kingdom," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 17, pp. 197-224.
- Amano, R. A. and T. S. Wirjanto (1997), "Intratemporal Substitution and Government Spending," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, pp. 605-609.
- Aschhauer, D. A. (1985), "Fiscal Policy and Aggregate Demand," *The American Economic Review*, Vol. 75, pp. 117-127.
- Barro, R. J. (1974), "Are Government Bonds Net Weakth?" *Journal of Political*

- Economy*, Vol. 85, pp. 1095-1117.
- Cookey, T. F. and M. Ogaki (1996), "A Time Series Analysis of Real Eages, Consumption, and Asset Returns," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, pp. 119-134.
- Eisner, R. (1989), "Budget Deficits: Rhetoric and Reality," *Journal of Economic Perspective*, Vol. 3, pp. 73-93.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987). "Cointegration and Error Correction Representation, Estimating and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251-276.
- Hall, R. E. (1978), "Stochastic Implications of the Life Cycle - Permanent Income hypothesis," *Journal of Political Economy*, Vol. 86, pp. 971-987.
- Garber, P. M., and R. G. King (1983), "Deep Structural Excavation? A Critique of Euler Equation Methods," *Technical Working Paper* 31, NBER.
- Graham, F. C. (1993), "Fiscal Policy and Aggregate Demand: Comment," *American Economic Review*, Vol. 83, pp. 659-666.
- Hamori, S. and K. Asako (1999), "Government consumption and fiscal policy some evidence from Japan," *Applied Econimics Letters*, Vol. 6, pp. 551-555.
- Hansen, L. P. and K. J. Singleton (1982), "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Model," *Econometrica*, Vol. 50, pp. 1269-1286.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-254.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration - with application to the demand for money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, pp. 169-210.
- Kormendi, R. C. (1983), "Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior," *American Economic Review*, Vol. 73, pp. 994-1010.
- Ogaki, M. (1992), "Engel's Law and Cointegration," *Journal of Political Economy*, Vol. 100, pp. 1027-1046.
- Stock, J. H. and W. Watson (1993), "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in High Order Integrated Systems," *Econometrica*, Vol. 61, pp. 783-820.
- 井堀利宏 (1986), 『日本の財政赤字構造』, 東洋経済新報社
- 井堀利宏・中本淳 (2004), 「財政構造改革とマクロ経済」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第74号, pp. 23-38.

## 消費支出に基づく政府と民間の代替性の検証

- 加藤久和 (1998), 「財政政策は有効か? — マクロ経済と財政赤字について —」, 『電力経済研究』, 第 39 巻, pp. 13-24.
- 加藤久和 (2003), 「非リカード中立下における政府支出と民間消費の代替性」, 2003 年度日本経済学会秋季大会提出論文
- 北村行伸・藤木裕 (1997), 「サプライ・サイド情報を利用した消費に基づく資本資産価格モデルの推計」, 『金融研究』, pp. 137-153.
- 木村武 (1997), 「消費の季節性と中立命題」, 『日本統計学会誌』, 第 27 巻, pp. 243-261.
- 羽森茂之 (1996), 『消費者行動と日本の資産行動』, 東洋経済新報社
- 堀敬一 (1996), 「日本の資産市場における消費資産価格モデルの再検証」, 『大阪大学経済学』, 第 45 巻, pp. 76-89.
- 本間正明 (1996), 「財政赤字の経済分析 — 中立命題の再検証 —」, 『公共債をめぐる諸問題』, 金融調査研究会
- 本間正明・武藤恭彦・井堀利宏・阿部楊夫・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』, 経済分析第 106 号, 経済企画庁経済研究所