

民間消費と政府消費の代替性について*

藤 井 隆 雄

要旨

本稿は、政府消費と民間消費の代替性について、Amano and Wirjanto (1998) 等で用いられている2財の恒常所得モデルにより1980年以降の四半期データを使用して分析を行ったものである。まず Gregory and Hansen (1996b) の共和分検定の結果から1991年第2四半期での構造変化の可能性が示唆されたので、そこでサンプルを分け推計を行った。その結果、同時点間の代替の弾力性はどちらも後半期において大きくなっており、かつ異時点間の代替の弾力性との差についても後半期の方がほとんどの場合、大きくなっていることが判明した。すなわち、日本においては政府消費と民間消費は代替的である。このことは、財政政策の乗数効果を弱めた可能性があり、ダイレクト・クラウディング・アウト効果が起こっていた可能性を示唆している。通常、金融面との関係で考えた場合、財政政策の長期金利への影響を通じたクラウディング・アウト効果が議論されるが、財政政策の運営についてはダイレクト・クラウディング・アウト効果も考慮する必要がある。

1 はじめに

1990年代の日本経済は、「失われた10年」と評されるほど、深刻な景気停滞に陥っていた。そのような状況下で、景気停滞の原因を探る議論が活発に展開され、¹⁾ その内のひとつの要因として、不適切な財政政策運営ということも挙げられている。それゆえ、日本の財政政策の効果についての研究が多くなされてきた。²⁾

Evans and Karras (1996) は、財政政策の効果についての評価は政府の活動と民間消費の間の関係を理解することが必要であり、この関係は2つの要因に決定的に依存していると述べている。³⁾ 具体的には、政府消費と民間消費が代替的なのか、それとも補完的なのか、⁴⁾ また流動性制約

* 本稿は Fujii (2008) が基になっており、標本期間を延長し、再推計を行ったものである。Fujii (2008) の作成にあたっては宮尾龍藏教授 (日本銀行)、入谷純教授 (神戸大学) より懇切丁寧なご指導を賜った。また、小塩隆士教授 (一橋大学)、柴本昌彦講師 (神戸大学)、松林洋一教授 (神戸大学)、武藤一郎氏 (日本銀行) (五十音順) からも大変有益な助言をいただいた。さらに、2名の匿名のレフリーからいただいたコメントも、本稿を改善する上で大変有益であった。ここに記して謝意を表したい。ただし、言うまでもないが、残された誤りは全て筆者個人に属するものである。

1) Bayoumi (2001) では、90年代の日本の景気停滞の要因として、不適切な政策反応、流動性の罫、過剰投資、金融仲介問題を挙げている。

2) 川出・伊藤・中里 (2004) で、日本の財政政策の効果についての先行研究がまとめられている。

が存在するのかどうかということである。

もちろんこれらのことは各国において活発に研究が行われてきた。しかし、日本について考えてみた場合、公共投資については盛んに議論されるが、政府消費については公共投資ほど注意が払われていない。ところが、政府最終消費支出と公的固定資本形成の額を比べてみた場合、最近では前者は後者の4倍を超える額であり、80年代以降でも平均して約2.5倍の金額にのぼっている。⁵⁾したがって、政府消費に着目することは重要なことであり、⁶⁾本稿では政府消費と民間消費の代替性について検証することにした。もちろん日本においても代替性を検証した先行研究は少ないながらも存在するが、本稿は以下の点で異なっている。まず、これまでの先行研究では民間消費として1種類のみを使用しているが、本稿では、民間最終消費支出、家計最終消費支出、国内家計最終消費支出、家計最終消費支出（除く持ち家の帰属家賃）の4種類を用いて分析を行った。また、本稿で用いる標本期間は80年代以降であるため、財政運営方針が同一であったとは考えにくい。そのため、構造変化を考慮した検証を行っている。

本稿の結論をあらかじめ要約すると、まず Gregory and Hansen (1996b) の共和分検定の結果、1991年第2四半期での構造変化の可能性が示唆された。⁷⁾そこでサンプルを分け推計を行った結果、同時点間の代替の弾力性はどちらも後半期において大きくなっており、かつ異時点間の代替の弾力性との差についても後半期の方がほとんどの場合、大きくなっていることが判明した。このことは、日本においては政府消費と民間消費は代替的であることを示しており、Kwan (2006) 等のいうダイレクト・クラウディング・アウト効果により財政政策の乗数効果が弱められていた可能性がある。つまり、通常、財政政策の長期金利への影響を通じたクラウディング・アウト効果が議論されるが、財政政策の運営についてはダイレクト・クラウディング・アウト効果も考慮する必要があるということである。

本稿の構成は以下の通りである。まず、第2節において先行研究を振り返る。第3節ではモデルを提示し、第4節で分析に用いるデータ及び実証結果を示す。そして最後に結論を述べる。

2 先行研究

政府消費と民間消費の代替性、すなわちダイレクト・クラウディング・アウト効果について最初に議論したのは Bailey (1971) であり、⁸⁾ Barro (1981) は、この考えを有効消費 (effective consumption) として具体化した。⁹⁾

これらの議論は実証面で、Kormendi (1983)、Aschauer (1985)、Ahmed (1986) へとつながっていった。¹⁰⁾ Kormendi (1983) では、政府消費と民間消費の代替性、及び資産効果が効くかど

3) Ni (1995) でも政府支出の民間消費への影響を理解することが財政政策を運営する上で極めて重要であると述べられている。

4) Ni (1995) で述べられているように、政府消費 (g_t) と民間消費 (c_t) の代替性は、交差微分 (U_{cg}) に関係付けられる。すなわち、政府消費の増加が民間消費の限界効用を減少させるならば ($U_{cg} < 0$)、政府消費と民間消費はエッジワースの意味で代替的、 $U_{cg} > 0$ ならば、エッジワースの意味で補完的、 $U_{cg} = 0$ であれば、エッジワースの意味で独立 (無関係) ということである。なお、Fiorito and Kollintzas (2004) では、図による解釈を与えている。

5) 「Fiorito and Kollintzas (2004)」等でも指摘されているように、政府消費が政府支出の中で大きな構成要素であることは各国共通である。

6) 2008年度の名目額でみた場合、政府最終消費支出は約94兆円、公的固定資本形成は約20兆円であり、政府消費の額が4倍以上にのぼっている。なお、日本の財政政策の効果をVARで分析した先行研究についても、その多くは公共投資もしくは政府支出合計にショックを与えた場合のインパルス応答関数を分析しており、政府消費のみを分けて分析したものは藤井 (2008) や江口・平賀 (2009) 等があるものの少ない。

7) 後でも触れるように、Gregory and Hansen (1996a,b) の検定自体は純粋な構造変化の検定ではない。

うかをアメリカの1931年から1976年のデータを用いて恒常所得アプローチにより検証しており、その結果、民間消費と政府消費との間に有意な代替関係があることを発見した。Aschauer (1985) では、政府消費と民間消費の代替性を考慮するために Hall (1978) のオイラー方程式を有効消費について考えることで修正し、1948年第1四半期から1981年第4四半期のデータを用いて消費関数の推計を行った。その結果、両消費間には有意な代替関係があることを示した。¹¹⁾ Ahmed (1986) では、Barro (1981) の閉鎖経済での分析を小国解放経済に拡張し、イギリスのデータにより総需要と総供給の同時方程式を推計した。その結果、政府消費と民間消費は代替的であると結論付けている。

一方、Karras (1994) では、同様のアプローチを用いて、1950年から1987年までの30ヶ国のデータにより、実証分析を行った。その結果、パナマを除いた全ての国では、Kormendi (1983) や Aschauer (1985) とは逆に政府消費と民間消費は補完的、もしくは独立（無関係）であるとしている。¹²⁾ つまり、政府消費がダイレクト・クラウディング・アウト効果ではなく、むしろクラウディング・イン効果を有していることを示している。また、政府の規模と代替性には関係があるはずであるとの仮説から、それらの関係を検証している。すなわち、政府規模が拡大するほど、政府は民間消費と補完的である財（国防等）よりむしろ代替的である財（学校給食等）を供給するという考えである。実証分析の結果、国ごとの代替性の程度と政府の規模¹³⁾の間には正の相関がみられ、そこから仮説が成り立っていると結論付けている。

Evans and Karras (1996) では、政府消費と民間消費の関係、そして流動性制約を考慮するために Hayashi (1982) や Campbell and Mankiw (1989) と Aschauer (1985) の議論を統合した消費関数を1950年から1990年の54ヶ国のデータを用いて推計した。その結果、民間消費と政府消費は補完的な傾向があり、代替の程度は防衛支出に向けられる政府支出の割合と負の関係があるが、政府の規模は代替性の規模に明確な影響は与えていないと結論付けた。¹⁴⁾

このような代替性の実証分析は、最近の時系列分析やパネル分析の手法を適用して、さらに分析が進められてきた。Fiorito and Kollintzas (2004) では、1970年から1996年のヨーロッパ12ヶ国のデータを用いて、オイラー方程式をダイナミックパネル法により推定し、代替性の検証を行った。彼らは政府消費を公共財（public goods）と価値財（merit goods）に分けて分析を行い、その結果、公共財は民間消費と代替的だが、価値財は補完的であり、民間消費との関係は価値財の方が強

8) ダイレクト・クラウディング・アウト効果 (direct crowding out) という用語は、Barro (1981), Kwan (2006) 等において用いられている。なお、Bailey (1971) では次のように記述されている。“Government expenditures on consumption goods and services add to the welfare of private households. (中略) This point has been overlooked by most authors as if private households ignored the goods and services supplied by government.”

9) Feldstein (1982) も代替性について触れているが、そこでの目的は代替性の検証ではなく、リカードの等価定理の検証である。

10) この点はKarras (1994), Ho (2004) 等でも言及されている通りである。

11) ただし、Graham (1993) では、Aschauer (1985) での結論が頑健であるのかを検証しており、その結果、政府消費を集計データではなく、非防衛支出、防衛支出に分けて推計を行った場合、非防衛支出は民間消費と代替的となるが、それ以外の支出は補完的になり、このどちらの効果が大きいかが集計データを用いた結果に反映されると指摘している。

12) 分析対象国としてアメリカは含まれていない。アメリカを含めていない理由としては、アメリカについてはIFSのデータが政府消費ではなく、政府支出であるからとしている。

13) 政府の規模として、ここでは標本期間中の政府消費の合計/GDPの合計としている。

14) 政府サービスの高い質は、より代替的關係にすると述べている。また、非防衛支出を教育支出とそれ以外で分けた場合、教育支出以外の部分が代替性に貢献していることを見出している。

いと結論付けた。つまり、政府消費全体と民間消費をみた場合は、補完的であるということである。¹⁵⁾

Amano and Wirjanto (1997) は、アメリカにおける代替性を検証するため、2財の恒常所得モデルを用いた分析を行い、アメリカにおいては政府消費と民間消費の同時点間の代替性が重要であると主張した。また、Amano and Wirjanto (1998) では、同時点間と異時点間の代替性を比較することにより、アメリカの政府消費と民間消費が代替関係にあるかどうかを分析し、その結果は両者には関係がないことを示した。これは Karras (1994) を支持するものである。

Esteve and Sanchis (2005) は、Amano and Wirjanto (1998) の手法を用いて、1960年から2003年のスペインのデータを用いて実証を行った。その結果、政府消費と民間消費は代替関係にあり、そのことは Giavazzi and Pagano (1996) や Barry and Devereux (2003) 等によって議論された緊縮財政の拡張効果 (expansionary effects of fiscal contractions) を支持するものであると結論付けた。

Chiu (2001) は、1961年第1四半期から1999年第3四半期の台湾のデータを用いて、政府消費と民間消費の間に共和分関係があるかどうかを検証し、その結果、台湾では同時点間の代替性が重要であると述べている。

Ho (2001) は、政府消費と民間消費の代替性を検証するためにパネル共和分アプローチを適用した。24ヶ国のデータを用いた分析から、政府消費と民間消費は実質可処分所得が含まれる時、代替的關係にあり、恒常所得仮説は棄却されるとした。そして代替的關係にあることから、政府支出の乗数効果は、ダイレクト・クラウディング・アウト効果により小さくなると結論付けている。

Kwan (2006) は、1960年から2002年までの東アジア9ヶ国のデータを用いてパネル共和分分析を行った。その結果、平均して政府消費と民間消費は代替関係にあり、ダイレクト・クラウディング・アウト効果が働いていると結論付けている。¹⁶⁾

さて、日本においても政府消費と民間消費の代替性についての計測は行われた。まず、Hamori and Asako (1999) では、1971年第1四半期から1994年第4四半期までのデータを用いて分析が行われている。その結果、政府消費と民間消費は代替的であり、その程度はアメリカよりも高いことが示されている。

一方、Okubo (2003) は、1971年第1四半期から1997年第4四半期までのデータを用いて共和分分析を行った。その結果、両者は補完的かもしくは独立（無関係）であり、日本においては、ダイレクト・クラウディング・アウト効果は深刻ではないと結論付けている。

Ho (2004) では、1961年第1四半期から1999年第4四半期までのデータを用いて分析が行われ、日本においては同時点間の代替性が重要であり、その関係は比較的安定していると述べられている。

このように、日本についても先行研究は存在するが、その数は少なく、構造変化が考慮されていない。したがって、本稿では、構造変化を考慮して検証を行う。また、民間消費として4種類、政府消費として2種類のデータを用いることにより結果の頑健性も確認する。

15) 価値財と民間消費が補完的であるという結果は、直感的には逆のように思われる。しかし、Fiorito and Kollintzas (2004) では、補完的になる2つの理由を挙げている。まず第1点は価値財が非効率であるということである。例えば、公立学校の質が低いと、家庭教師を雇わなければならない。2点目としては、価値財が他の財の需要を誘発するということである。例えば、公立学校での教育は人々をより教育熱心にさせ、参考書等の需要を増加させる。また、公的医療費の増大は、民間の非医療支出を増加させるという可能性もある。

16) ただし、国別の分析でみた場合、インドネシアやシンガポールでは補完的であることが示されている。

3 モデル

代表的個人は民間消費財と政府消費財の2財を消費するとする.¹⁷⁾ C_t , G_t をそれぞれ t 期の実質民間消費, 実質政府消費とすると, 有効消費 (effective consumption, $C^*(t)$) は $C^*(t) = (C_t, G_t)$ と記述できる. ここで E_t を期待値オペレーター, β は, $0 \leq \beta \leq 1$ を満たす割引因子, $U(\cdot)$ は各時点における効用関数であり, 通常の仮定を満たすものとする, 代表的個人の通時的期待効用関数は次の通りとなる.

$$U = E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C^*(t)) \right] = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{u(C_t, G_t)^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right], \quad 1/\gamma > 0, 1/\gamma \neq 1 \quad (1)$$

ここで $1/\gamma$ は, 異時点間の代替の弾力性である.¹⁸⁾ また, $u(C_t, G_t)$ について CES 型の効用関数を仮定すると

$$u(C_t, G_t) = [\phi C_t^{1-\alpha} + (1-\phi) G_t^{1-\alpha}]^{1/(1-\alpha)}, \quad 1/\alpha > 0, 1/\alpha \neq 1 \quad (2)$$

となり, $1/\alpha$ は政府消費と民間消費の同時点間の代替の弾力性を表すこととなる.¹⁹⁾

Amano and Wirjanto (1998) ではこの定式化により, $U_{CG,t} = \partial[\partial U(C_t, G_t)/\partial C_t]/\partial G_t$ の符号条件が異時点間と同時点間の代替の弾力性によって決定されることを示した. すなわち,

$$\text{sign}[U_{CG,t}] = \text{sign}[1/\gamma - 1/\alpha] \quad (3)$$

となる.²⁰⁾

さて, P_t^G を政府消費の価格, P_t^C を民間消費の価格とすると, 各期の予算制約式は

$$A_{t+1} = (1+r_t)A_t + Y_t - P_t^C C_t - P_t^G G_t \quad (4)$$

となる. ここで, A は資産であり, Y は所得, r は利子率であり, 家計は(4)式の制約の下で, (1)を最大化する. よって, ラグランジュ関数を構築し1階の条件を求めると, そこから

$$P_t^G/P_t^C = (\partial U/\partial G_t)/(\partial U/\partial C_t) \quad (5)$$

が導かれる. ここで, 相対価格, 政府消費, 民間消費ともに I(1)変数であるとすると, (5)式は次のような共積分回帰式となる.

$$\ln P_t^G/P_t^C = \mu + \alpha \ln(C_t/G_t) + \epsilon_t \quad (6)$$

ここで $\mu = \ln[(1-\phi)/\phi]$, ϵ_t は誤差項である. この式を推計することにより, 同時点間の代替の弾力性 ($1/\alpha$) 及び ϕ が求められ, これらの推計値を下記のオイラー方程式に代入し GMM 推計を行うことにより, 異時点間の代替の弾力性 ($1/\gamma$) も求めることができる.

$$E_t \beta [(\partial U/\partial C_{t+1})/(\partial U/\partial C_t)] R_{t+1} = 1 \quad (7)$$

具体的には

$$E_t \left[\beta \left[\frac{\phi C_{t+1}^{1-\alpha} + (1-\phi) G_{t+1}^{1-\alpha}}{\phi C_t^{1-\alpha} + (1-\phi) G_t^{1-\alpha}} \right]^{\frac{\alpha-\gamma}{1-\alpha}} \left[\frac{C_{t+1}}{C_t} \right] R_{t+1} \right] = 1 \quad (8)$$

ここで R_{t+1} は t 期と $t+1$ 期の間における任意の資産の実質利子率 $\left((1+r_{t+1}) \frac{P_t^C}{P_{t+1}^C} \right)$ である.

4 データと分析結果

標本期間は1980年第2四半期から2009年第1四半期までであり, 名目金利以外はデータに季節性が確認されるため, X12により先行研究同様, 季節調整を行っている. 政府消費, 民間消費ともに

17) 本節の説明は Amano and Wirjanto (1998) と Esteve and Sanchis (2005) に依っている.

18) $1/\gamma = 1$ の場合は, $U(C_t, G_t) = \ln[u(C_t, G_t)]$ となる.

19) $1/\alpha = 1$ の場合は, $u(C_t, G_t)$ はコブ・ダグラス型となる.

20) この導出については, Amano and Wirjanto (1998, pp.728-729) を参照のこと.

内閣府の国民経済計算（平成20年度確報）からの実質データであり、それを人口（日経 NEEDS（系列コード：NR））で割ることによって一人当たりには換算している。民間消費については、民間最終消費支出（ C^1 ）、家計最終消費支出（ C^2 ）、国内家計最終消費支出（ C^3 ）、家計最終消費支出（除く持ち家の帰属家賃）（ C^4 ）の4種類を考えることにした。一方、政府最終消費支出については、以前の68SNAとは異なり、93SNAにおいては、一般政府の所有する社会資本に係る固定資本の減耗分が、その社会資本のサービスの対価とみなされ政府最終消費支出に計上されている。したがって本稿では、政府最終消費支出として2種類を考えることにする。1つは、93SNAの定義通りのものであり、社会資本に係る固定資本の減耗分を含んでいる G^1 である。もうひとつは社会資本に係る固定資本の減耗分を控除したものであり G^2 と表記する。ただし、固定資本減耗額については固定基準年方式による年次（年度）データしかとれないため、まず、固定資本減耗額を線形補間により四半期データに変換し、それを固定基準年方式による93SNA基準の政府最終消費支出から控除するという形でデータを構築した。したがって、政府最終消費支出として G^1 を用いる場合は、民間消費とともに平成12暦年連鎖方式での実質額を用い、 G^2 を用いる場合は、民間消費とともに平成12暦年固定基準年方式でのものを用いている。

P_t^C , P_t^G については、内閣府の国民経済計算（平成20年度確報）でのデフレーターを用いており、そこから相対価格（ P_t^C/P_t^G ）を計算している。また GMM 推計に用いる実質粗利子率については、長期金利を用いた場合と短期金利を用いた場合の2種類を考えることとした。まず、名目長期金利として10年物国債金利を、短期金利としては、譲渡性預金平均金利（新規発行分）²¹⁾を採用し、月次データであるので四半期に変換した。そして、その名目金利より前年同期比のインフレ率を引くことにより実質金利を算定している。²²⁾

さて、分析を始める前に、共和分分析で用いる変数が I(1)であるのかどうかを確認しなければならない。そこで単位根検定を行った。結果は表1の通りであり、全ての変数について I(1)変数であることが支持された。次に(6)式について共和分関係があるかどうかを調べることにする。ここでは残差に基づく共和分検定を行うが通常のエングル・グレンジャーの2段階回帰による検定（EG検定）に加え、帰無仮説はエングル・グレンジャー検定と同じであるものの、対立仮説が「1回の構造変化を含む共和分関係あり」となっている Gregory and Hansen (1996b) による検定（GH検定）²³⁾も行った。結果は表2の通りであり、エングル・グレンジャー検定においても帰無仮説が棄却されている場合があるが、構造変化を考慮したグレゴリー・ハンセンにおいても帰無仮説が棄却されており1991年第2四半期で構造変化があったことがうかがえる。したがって標本を分割し、推計を行うこととする。²⁴⁾ただし、説明変数の内生性は考慮しなければならないので、ここでは、最小自乗法ではなく、Stock and Watson (1993) によるダイナミック OLS により推計を行うことにする。推計式は下記(9)式の通りである。

$$\ln P_t^C / P_t^G = \mu + \delta \text{trend} + a \ln(C_t / G_t) + \sum_{j=-k}^k \beta_j \ln(C_{t-j} / G_{t-j}) + \epsilon_t \quad (9)$$

21) 短期金利としては、有担保翌日物コールレートの平均値も考えられるが、その場合、量的緩和政策実施時の実質金利が GDP デフレーターの変化のみを反映することになってしまう。したがってここでは譲渡性預金平均金利（新規発行分）を採用している。ただし、有担保翌日物コールレートを用いた場合でも以下の定性的結論を変えるものではない。

22) インフレ率は、民間消費としてどれを採用するかによって変わる。例えば、民間消費として民間最終消費支出を採用した場合は、民間最終消費支出のデフレーターを用いてインフレ率を計算している。

23) ただし、グレゴリー・ハンセンの検定における対立仮説は、特殊ケースとして、エングル・グレンジャー検定における対立仮説、すなわち、「構造変化がない共和分関係」を含んでいる。

表1 単位根検定

水準	ADF	階差	ADF
$\ln C_t^1/G_t^1$	0.265 (1)	$\Delta \ln C_t^1/G_t^1$	-14.290 (0)**
$\ln C_t^2/G_t^1$	0.295 (1)	$\Delta \ln C_t^2/G_t^1$	-14.115 (0)**
$\ln C_t^3/G_t^1$	0.184 (1)	$\Delta \ln C_t^3/G_t^1$	-14.183 (0)**
$\ln C_t^4/G_t^1$	0.554 (1)	$\Delta \ln C_t^4/G_t^1$	-14.065 (0)**
$\ln C_t^1/G_t^2$	-0.812 (1)	$\Delta \ln C_t^1/G_t^2$	-13.909 (0)**
$\ln C_t^2/G_t^2$	-0.779 (1)	$\Delta \ln C_t^2/G_t^2$	-13.873 (0)**
$\ln C_t^3/G_t^2$	-0.852 (1)	$\Delta \ln C_t^3/G_t^2$	-13.960 (0)**
$\ln C_t^4/G_t^2$	-0.653 (1)	$\Delta \ln C_t^4/G_t^2$	-13.906 (0)**
$\ln P_t^{C1}/P_t^{C1}$	-1.258 (1)	$\Delta \ln P_t^{C1}/P_t^{C1}$	-9.418 (2)**
$\ln P_t^{C1}/P_t^{C2}$	-0.558 (3)	$\Delta \ln P_t^{C1}/P_t^{C2}$	-9.486 (2)**
$\ln P_t^{C1}/P_t^{C3}$	-1.159 (1)	$\Delta \ln P_t^{C1}/P_t^{C3}$	-9.257 (2)**
$\ln P_t^{C1}/P_t^{C4}$	-0.668 (1)	$\Delta \ln P_t^{C1}/P_t^{C4}$	-17.271 (0)**
$\ln P_t^{C2}/P_t^{C1}$	0.627 (3)	$\Delta \ln P_t^{C2}/P_t^{C1}$	-9.288 (2)**
$\ln P_t^{C2}/P_t^{C2}$	-0.463 (1)	$\Delta \ln P_t^{C2}/P_t^{C2}$	-9.279 (2)**
$\ln P_t^{C2}/P_t^{C3}$	-0.342 (1)	$\Delta \ln P_t^{C2}/P_t^{C3}$	-16.526 (0)**
$\ln P_t^{C2}/P_t^{C4}$	0.194 (1)	$\Delta \ln P_t^{C2}/P_t^{C4}$	-15.982 (0)**

(注) 1 **は有意水準1%で帰無仮説が棄却されたことを示す。臨界値は-2.58 (10%), -2.89 (5%), -3.51 (1%)である。

2 定数項を含み、ラグ次数は最大次数を12としてSBICにより選択した。()内の数字が選択されたラグ次数である。

3 Cの右上の添え数字1, 2, 3, 4はそれぞれ民間最終消費支出, 家計最終消費支出, 国内家計最終消費支出, 家計最終消費支出(除く持ち家の帰属家賃)に対応している。また, Gの右上の添え数字1, 2はそれぞれ政府最終消費支出(固定資本減耗含む), 政府最終消費支出(固定資本減耗除く)に対応している。

表3が推計結果である。後半期において、政府最終消費支出(固定資本減耗含む)(G^1)と家計最終消費支出(除く持ち家の帰属家賃)(C^4)を用いている場合は推定値が有意でないため、信頼性がおけないが、その他については後半期において政府消費と民間消費の同時点間の代替の弾力性($1/\alpha$)が大きくなっていることがわかる。特に政府最終消費支出(固定資本減耗含む)(G^1)を用いた場合は、後半期においてかなり大きくなっている。

さて、(3)式から明らかなように、同時点間の弾力性からだけでは、政府消費と民間消費がエッジワースの意味で代替的かどうかは判断できない。そこで、次に異時点間の代替の弾力性を(8)式のオイラー方程式を用いてGMM推計により求めることにする。なお、GMM推計にあたっては、共和分回帰から求めた α 及び定数項から逆算した ϕ を代入して推計を行うことにする。結果は表4の通りであり、推計値はいずれも有意である。

共和分回帰、GMM推計から同時点間、異時点間の代替の弾力性の値を得ることができたので、それらを比較し、エッジワースの意味での代替性をみることにする。結果は表4の最右列の通りである。異時点間の代替の弾力性($1/\gamma$)から同時点間の代替の弾力性($1/\alpha$)を引いた符号は負と

24) 注23)で述べたことからわかる通り、グレゴリー・ハンセンの検定は構造変化の検定ではない。したがって、 D_t を $t \geq 1991:Q3$ の時に1、それ以外で0となるダミー変数とし、

$$\ln P_t^C/P_t^C = \mu + \gamma \mu D_t + \alpha \ln(C_t/G_t) + \gamma \alpha D_t \ln(C_t/G_t) + \delta \text{trend} + \gamma \delta D_t \text{trend} + \sum_{j=-k}^k \beta_j \ln(C_{t-j}/G_{t-j}) + \epsilon_t$$

を推計し、ダミー部分が0($\gamma \mu = \gamma \alpha = \gamma \delta = 0$)のF検定を行った。その結果、帰無仮説は棄却され、構造変化があったことが支持された。

表2 共和分検定

被説明変数	EG 検定	GH 検定
$\ln P_t^{C1}/P_t^{C1}$	-3.2674(3)†	-5.586(1991Q2)*
$\ln P_t^{C1}/P_t^{C2}$	-3.2808(3)†	-5.529(1991Q2)*
$\ln P_t^{C1}/P_t^{C3}$	-3.3403(3)†	-5.397(1991Q2)†
$\ln P_t^{C1}/P_t^{C4}$	-2.7631(3)	-5.839(1991Q2)*
$\ln P_t^{C2}/P_t^{C1}$	-3.1537(3)†	-5.755(1991Q2)*
$\ln P_t^{C2}/P_t^{C2}$	-3.1131(3)	-5.797(1991Q2)*
$\ln P_t^{C2}/P_t^{C3}$	-3.0912(3)	-5.819(1991Q2)*
$\ln P_t^{C2}/P_t^{C4}$	-3.1862(3)†	-5.370(1991Q2)†

- (注) 1 †, *はそれぞれ有意水準10%, 5%で帰無仮説が棄却されたことを示す。臨界値はEG検定についてはMacKinnon (1991)の計算式より標本数(n=113)として計算し、-3.15(10%), -3.45(5%), -4.04(1%)である。GH検定については、Gregory and Hansen (1996b)によるC/S/Tモデルであり、-5.24(10%), -5.50(5%), -6.02(1%)である。
- 2 共和分回帰式は、 $\ln P_t^C/P_t^C = \mu + \delta trend + \alpha \ln(C_t/G_t) + \epsilon_t$ である。
- 3 Pの右上の添え字は政府消費(G)の価格か民間消費(C)の価格であるのかを表している。なお、Cの右上の添え数字1, 2, 3, 4はそれぞれ民間最終消費支出、家計最終消費支出、国内家計最終消費支出、家計最終消費支出(除く持ち家の帰属家賃)に対応している。また、Gの右上の添え数字1, 2はそれぞれ政府最終消費支出(固定資本減耗含む)、政府最終消費支出(固定資本減耗除く)に対応している。

なっており政府消費と民間消費は代替関係にある。また、その絶対値については、政府消費として政府最終消費支出(固定資本減耗除く)(G^2)を採用し、短期金利を用いた場合には、後半期が前半期より大きくなったとは判断し難いが、それ以外では大きくなっている。このことは90年代以降において代替性が強まったことを示している。

ここでの結果はOkubo (2003)での補完的もしくは無関係とする結論とは対照的である。しかし、Okubo (2003)での標本期間(1971Q1~1997Q4)に完全に含まれる本稿の前半期(1980Q2~1991Q2)での同時点間の代替の弾力性($1/\alpha$)の推計結果は、1.17~1.35となっておりOkubo (2003)での1.38と近い推計値となっている。結果の違いが生じているのは異時点間の代替の弾力性($1/\gamma$)であり、Okubo (2003)では、1.64~5.29の値をとっているのに対し、本稿では、0.23~0.73とOkubo (2003)より低い推計値を得ている。このことが異時点間の代替の弾力性($1/\gamma$)から同時点間の代替の弾力性($1/\alpha$)を引いた符号に違いをもたらす補完的であるか代替的であるかの結論に違いを生じさせている。Hall (2005)等でも述べられているようにGMM推計は、小標本バイアスを生じやすい。その点では、本稿でのGMM推計値はバイアスの影響を受けている可能性がある。しかし、仮にOkubo (2003)でのGMM推計値の平均値である3.043を採用した場合でも、本稿での結論、すなわち後半期において代替性が強まったということに変わりはない。むしろ前半期はOkubo (2003)と同様、補完的関係であったものが後半期において代替的關係に転換したというより強い結果になる。

さて、後半期において代替性はなぜ強まったのであろうか。Karras (1994)では、政府規模²⁵⁾が拡大するほど、政府は民間消費と補完的である財(国防等)よりむしろ代替的である財を供給すると指摘している。また、Evans and Karras (1996)は防衛支出が高まるほど、代替性の程度は

25) 政府規模として、標本期間中の政府消費の合計/GDPの合計をKarras (1994)では採用している。

表3 共和分回帰の結果 (DOLS)

政府消費支出 (固定資本減耗含む) (G^1)				政府消費支出 (固定資本減耗除く) (G^2)					
被説明変数	推計値			同時点間	被説明変数	推計値			同時点間
	μ	δ	α			$1/\alpha$	μ	δ	
全標本 (1980Q2-2009Q1)									
$\ln P_t^{G^1}/P_t^{C^1}$	-0.2799** (0.0728)	0.0008** (0.0001)	0.1744** (0.0527)	5.73	$\ln P_t^{G^2}/P_t^{C^1}$	-0.2507** (0.0945)	0.0007** (0.0001)	0.1439* (0.0630)	6.95
$\ln P_t^{G^1}/P_t^{C^2}$	-0.2783** (0.0715)	0.0008** (0.0001)	0.1747** (0.0522)	5.73	$\ln P_t^{G^2}/P_t^{C^2}$	-0.2511** (0.0934)	0.0007** (0.0001)	0.1454* (0.0628)	6.88
$\ln P_t^{G^1}/P_t^{C^3}$	-0.2591** (0.0797)	0.0008** (0.0001)	0.1601** (0.0585)	6.25	$\ln P_t^{G^2}/P_t^{C^3}$	-0.2366* (0.1015)	0.0007** (0.0001)	0.1356* (0.0685)	7.37
$\ln P_t^{G^1}/P_t^{C^4}$	-0.3504** (0.0787)	0.0015** (0.0002)	0.2183** (0.0648)	4.58	$\ln P_t^{G^2}/P_t^{C^4}$	-0.3028** (0.0726)	0.0013** (0.0001)	0.1697** (0.0542)	5.89
前半期 (1980Q2-1991Q2)									
$\ln P_t^{G^1}/P_t^{C^1}$	-1.0551** (0.1149)	-0.0006** (0.0002)	0.7831** (0.0889)	1.28	$\ln P_t^{G^2}/P_t^{C^1}$	-1.0932** (0.1645)	-0.0012** (0.0003)	0.7489** (0.1161)	1.34
$\ln P_t^{G^1}/P_t^{C^2}$	-1.0438** (0.1174)	-0.0006** (0.0002)	0.7829** (0.0919)	1.28	$\ln P_t^{G^2}/P_t^{C^2}$	-1.0720** (0.1617)	-0.0011** (0.0003)	0.7414** (0.1152)	1.35
$\ln P_t^{G^1}/P_t^{C^3}$	-1.1346** (0.1214)	-0.0005** (0.0002)	0.8542** (0.0950)	1.17	$\ln P_t^{G^2}/P_t^{C^3}$	-1.1704** (0.1670)	-0.0011** (0.0003)	0.8118** (0.1189)	1.23
$\ln P_t^{G^1}/P_t^{C^4}$	-0.9498** (0.1022)	-0.0002 (0.0002)	0.7714** (0.0925)	1.30	$\ln P_t^{G^2}/P_t^{C^4}$	-1.0009** (0.1458)	-0.0008* (0.0003)	0.7453** (0.1178)	1.34
後半期 (1991Q3-2009Q1)									
$\ln P_t^{G^1}/P_t^{C^1}$	-0.2350* (0.1130)	0.0006* (0.0003)	0.1524* (0.0747)	6.56	$\ln P_t^{G^2}/P_t^{C^1}$	-0.5124** (0.1289)	0.0011** (0.0002)	0.3066** (0.0795)	3.26
$\ln P_t^{G^1}/P_t^{C^2}$	-0.2447* (0.1086)	0.0007** (0.0003)	0.1600** (0.0724)	6.25	$\ln P_t^{G^2}/P_t^{C^2}$	-0.5254** (0.1214)	0.0012** (0.0002)	0.3172** (0.0754)	3.15
$\ln P_t^{G^1}/P_t^{C^3}$	-0.2629** (0.1059)	0.0008** (0.0003)	0.1701* (0.0715)	5.88	$\ln P_t^{G^2}/P_t^{C^3}$	-0.5085** (0.1152)	0.0012** (0.0002)	0.3065** (0.0724)	3.26
$\ln P_t^{G^1}/P_t^{C^4}$	-0.1162 (0.1611)	0.0006† (0.0005)	0.0617 (0.1174)	16.21	$\ln P_t^{G^2}/P_t^{C^4}$	-0.4541** (0.1189)	0.0015** (0.0003)	0.2765** (0.0801)	3.62

- (注) 1 推計法はダイナミック OLS (DOLS) であり、リード・ラグ次数が1の場合をここでは表記している。
2 () 内は標準誤差であり、Newey and West (1987) の共分散行列を用いて求めている。
3 P の右上の添え字は政府消費 (G) の価格か民間消費 (C) の価格であるのかを表している。なお、 C の右上の添え数字 1, 2, 3, 4 はそれぞれ民間最終消費支出、家計最終消費支出、国内家計最終消費支出、家計最終消費支出 (除く持ち家の帰属家賃) に対応している。また、 G の右上の添え数字 1, 2 はそれぞれ政府最終消費支出 (固定資本減耗含む)、政府最終消費支出 (固定資本減耗除く) に対応している。
4 †, *, ** はそれぞれ有意水準 10%, 5%, 1% で帰無仮説が棄却されたことを示す。

弱まること、さらに非防衛支出を教育支出とそれ以外で分けた場合、教育支出以外の部分が代替性に貢献していることをみいだしている。理論的な根拠はさらに検証する必要があるが、日本においても Karras (1994) や Evans and Karras (1996) が指摘した点と同様の傾向がみられることは表 5 から確かである。Karras (1994) の定義する政府規模 (G/GDP) で考えた場合、本稿での後半期に該当する 1991 年度から 2008 年度は前半期である 1980 年度から 1990 年度の政府規模よりも大きくなっている。²⁶⁾ また、防衛支出の割合 (Def/G) についても後半期において低下していること、教育費以外の部分の割合 ($(G-Def-Edu)/G$) が大きくなっていることは Evans and Karras (1996) が代替性に貢献するとした傾向と整合的である。

26) 政府最終消費支出の目的別分けは年度データでしか入手できないため、本稿での後半期 (1991 年第 3 四半期から 2009 年第 1 四半期) を 1991 年度から 2008 年度とみなした。

表4 GMM の推計結果と代替性の判定

消費使用変数		推計値		異時点間代替弾力性		同時点間代替弾力性	代替性の判定	
		γ		$1/\gamma$		$1/\alpha$	$1/\gamma-1/\alpha$	
		長期金利	短期金利	長期金利	短期金利		長期金利	短期金利
全標本 (1980Q2-2009Q1)								
G^1	C^1	4.6415** (0.3620)	0.4710** (0.1409)	0.22	2.12	5.73	-5.51	-3.61
	C^2	4.6567** (0.3712**)	0.4804** (0.1455)	0.21	2.08	5.73	-5.52	-3.65
	C^3	4.7267** (0.3598**)	0.5776** (0.1461)	0.21	1.73	6.25	-6.04	-4.52
	C^4	4.7875** (0.3980)	0.5086** (0.1429)	0.21	1.97	4.58	-4.37	-2.61
G^2	C^1	4.2029** (0.3898)	0.7269** (0.1512)	0.24	1.38	6.95	-6.71	-5.57
	C^2	4.1334** (0.3884)	0.7787** (0.1530)	0.24	1.28	6.88	-6.64	-5.60
	C^3	4.3168** (0.3965)	0.8839** (0.1559)	0.23	1.13	7.37	-7.14	-6.24
	C^4	4.0523** (0.3963)	1.2738** (0.1710)	0.25	0.79	5.89	-5.64	-5.10
前半期 (1980Q2-1991Q2)								
G^1	C^1	1.6933** (0.1160)	1.5876** (0.1105)	0.59	0.63	1.28	-0.69	-0.65
	C^2	1.7045** (0.1195)	1.5855** (0.1103)	0.59	0.63	1.28	-0.69	-0.65
	C^3	1.4694** (0.0839)	1.3721** (0.0726)	0.68	0.73	1.17	-0.49	-0.44
	C^4	1.8964** (0.1439)	1.7548** (0.1319)	0.53	0.57	1.3	-0.77	-0.73
G^2	C^1	4.1351** (0.5087)	2.8776** (0.3098)	0.24	0.35	1.34	-1.10	-0.99
	C^2	4.0728** (0.5247)	2.8569** (0.3213)	0.25	0.35	1.35	-1.10	-1.00
	C^3	4.3391** (0.5307)	3.0159** (0.3348)	0.23	0.33	1.23	-1.00	-0.90
	C^4	4.1273** (0.5314)	2.9841** (0.3516)	0.24	0.34	1.34	-1.10	-1.00
後半期 (1991Q3-2009Q1)								
G^1	C^1	3.1422** (0.3045)	0.3717** (0.0778)	0.32	2.69	6.56	-6.24	-3.87
	C^2	3.1220** (0.3025)	0.3862** (0.0796)	0.32	2.59	6.25	-5.93	-3.66
	C^3	3.1640** (0.3066)	0.4084** (0.0772)	0.32	2.45	5.88	-5.56	-3.43
	C^4	3.1085** (0.3411)	0.3460** (0.0801)	0.32	2.89	16.21	-15.89	-13.32
G^2	C^1	3.4474** (0.3481)	0.5421** (0.1318)	0.29	1.84	3.26	-2.97	-1.42
	C^2	3.4267** (0.3458)	0.5217** (0.1361)	0.29	1.92	3.15	-2.86	-1.23
	C^3	3.5253** (0.3594)	0.4685** (0.1337)	0.28	2.13	3.26	-2.98	-1.13
	C^4	3.3001** (0.3690)	0.4423** (0.1254)	0.3	2.26	3.62	-3.32	-1.36

(注) 1 長期金利, 短期金利とは, オイラー方程式を推計する際にどちらの金利を用いたのかを示している。
 2 $1/\alpha$ の値は表3から転記したものである。
 3 ()内は標準誤差であり, Newey and West (1987)の共分散行列を用いて求めている。
 4 オイラー方程式を推計するにあたり, β の値はOkubo (2003)での0.995を採用し, 固定した。
 5 操作変数は, 定数項, C_{t-1}/C_{t-2} , G_{t-1}/G_{t-2} , C_{t-2}/C_{t-3} , G_{t-2}/G_{t-3} , R_{t-1} , R_{t-2} 使用。
 6 過剰識別検定を行った結果, どの消費変数を使用した場合でも1%有意水準で帰無仮説は棄却されなかった。なお, 有意水準を1%としているのは, 非線形形式の場合J検定が棄却されやすくなるからである。
 7 **は有意水準1%で帰無仮説が棄却されたことを示す。

表5 政府最終消費支出の構成比 (平均)

年度	$\frac{G^1}{GDP}$	$\frac{Def}{G^1}$	$\frac{Edu}{G^1}$	$\frac{G-Def-Edu}{G^1}$
FY1980-FY2008	0.157 (0.013)	0.052 (0.004)	0.222 (0.025)	0.726 (0.029)
FY1980-FY1990	0.147 (0.005)	0.056 (0.002)	0.248 (0.008)	0.696 (0.006)
FY1991-FY2008	0.163 (0.013)	0.050 (0.004)	0.206 (0.017)	0.745 (0.021)
年度	$\frac{G^2}{GDP}$	$\frac{Def}{G^2}$	$\frac{Edu}{G^2}$	$\frac{G-Def-Edu}{G^2}$
FY1980-FY2008	0.135 (0.008)	0.059 (0.004)	0.225 (0.026)	0.716 (0.029)
FY1980-FY1990	0.130 (0.005)	0.062 (0.003)	0.252 (0.009)	0.686 (0.006)
FY1991-FY2008	0.138 (0.009)	0.058 (0.004)	0.208 (0.017)	0.734 (0.020)

- (注) 1 平成20年度国民経済計算 (93SNA) における一般政府の目的別最終消費支出より (実質値, 平成12年基準). () 内は標準偏差.
 2 上段は政府消費として政府最終消費支出 (固定資本減耗含む) (G^1) を使用した場合, 下段は政府最終消費支出 (固定資本減耗除く) (G^2) を使用した場合である.
 3 Def は一般政府最終消費支出の目的別内訳の内の防衛を Edu は教育を指す. $G-Def-Edu$ は非防衛支出の内教育支出以外の部分である.

5 結 論

本稿は、政府消費と民間消費の代替性について、Amano and Wirjanto (1998) 及び Esteve and Sanchis (2005) 等で使われている 2 財の恒常所得モデルにより 1980 年第 2 四半期から 2009 年第 1 四半期までのデータを使用して分析を行ったものである。分析を行うにあたって、民間消費について民間最終消費支出、家計最終消費支出、国内家計最終消費支出、家計最終消費支出 (除く持ち家の帰属家賃) の 4 種類を考え、政府最終消費支出についても、93SNA 定義通りのものと、以前の 68SNA と同様に、一般政府の所有する社会資本に係る固定資本の減耗分を控除した政府消費の 2 種類を考え、結果の頑健性を検証している。まず Gregory and Hansen (1996b) の共和分検定の結果から 1991 年第 2 四半期での構造変化の可能性が示唆されたので、そこでサンプルを分け推計を行った。その結果、同時点間の代替の弾力性はどちらも後半期において大きくなっており、かつ異時点間の代替の弾力性との差についても後半期の方がほとんどの場合、大きくなっていることが判明した。すなわち、日本においては政府消費と民間消費は代替的である。このことは、財政政策の乗数効果を弱めた可能性があり、ダイレクト・クラウディング・アウト効果が起こっていた可能性を示唆している。

通常、金融面との関係で考えた場合、原田・大西 (2002) 等にみられるように長期金利への影響を通じたクラウディング・アウト効果が議論されることが多く、日本では設備投資に対するクラウディング・アウト効果は大きくないとされている。しかし、財政政策について考える場合は、長期金利を通じたクラウディング・アウト効果だけではなく、本稿で論じたダイレクト・クラウディング・アウト効果も考慮する必要がある。

(神戸大学)

投稿受付2009年12月14日, 最終稿受理2010年 8月 4日

[参考文献]

- 井堀利宏編 (2004) 『日本の財政赤字』 岩波書店。
- 江口允崇・平賀一希 (2009) 「政府消費, 公共投資, 政府雇用の違いに着目した財政政策の効果」 『財政研究』 第5号, 141-156頁。
- 川出真清・伊藤新・中里透 (2004) 「1990年以降の財政政策の効果とその変化」 井堀利宏編 『日本の財政赤字』 岩波書店, 105-123頁。
- 原田泰・大西茂樹 (2002) 「90年代の財政金融政策と景気動向」, PRI Discussion Paper Series, No.02A-01.
- 藤井隆雄 (2008) 「財政政策の効果について——構造変化を考慮した検証」 『金融経済研究』 第26号, 63-86頁。
- Ahmed, S. (1986) “Temporary and permanent government spending in an open economy: Some evidence for the United Kingdom,” *Journal of Monetary Economics* 17, pp.197-224.
- Amano, R. A., and Wirjanto, T. S. (1997) “Intratemporal Substitution and Government Spending,” *Review of Economics and Statistics* 79, pp.605-609.
- Amano, R. A., and Wirjanto, T. S. (1998) “Government Expenditures and the Permanent-income model,” *Review of Economic Dynamics* 1, pp.719-730.
- Aschauer, D. A. (1985) “Fiscal Policy and Aggregate demand,” *American Economic Review* 75, pp. 117-127.
- Aschauer, D. A. (1993) “Fiscal Policy and Aggregate Demand: Reply,” *American Economic Review* 83, pp.667-669.
- Bailey, M. J. (1971) *National Income and the Price Level: A Study in Macroeconomic Theory*, McGraw-Hill.
- Barro, R. J. (1981) “Output Effects of Government Purchases,” *Journal of Political Economy* 89, pp. 1086-1121.
- Barry, F., and Devereux, M. B. (2003) “Expansionary fiscal contraction: A theoretical exploration,” *Journal of Macroeconomics* 25, pp.1-23.
- Bayoumi, T. (2001) “The Morning After: Explaining the Slowdown in Japanese Growth in the 1990s,” *Journal of International Economics* 53, pp.241-259.
- Campbell, J. Y., and Mankiw, N. G. (1989) “Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence,” Blanchard, O. J. and Fisher, S. eds, *NBER Macroeconomic Annual 1989*, Vol.4, MIT Press.
- Chiu, R-L. (2001) “The Intratemporal Substitution between Government Spending and Private Consumption: Empirical Evidence from Taiwan,” *Asian Economic Journal* 15, pp.313-323.
- Dickey, D., and Fuller, W. (1979) “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association* 74, pp.427-731.
- Engel, E., and Granger, J. (1987) “Cointegration and Error-correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica* 55, pp.251-276.
- Esteve, V., and Sanchis, J. (2005) “Estimating the Substitutability between Private and Public Consumption: The Case of Spain, 1960-2003,” *Applied Economics* 37, pp.2327-2334.
- Evans, P., and Karras, G. (1996) “Private and Government Consumption with Liquidity Constraints,” *Journal of International Money and Finance* 15, pp.255-266.
- Favero, C. A. (2001) *Applied Macroeconometrics*, Oxford University Press.
- Feldstein, M. (1982) “Government Deficits and Aggregate Demand,” *Journal of Monetary Economics* 9, pp.1-20.
- Fiorito, R., and Kollintzas, T. (2004) “Public Goods, Merit Goods, and the Relation between Private and Government Consumption,” *European Economic Review* 48, pp.1367-1398.
- Fujii, T. (2008) “The Substitutability between Private and Government Consumption Revisited in Japan,” Kobe University Working Paper, FY2007, No.223, pp.1-18.

- Giavazzi, F., and Pagano, M. (1996) "Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and the Swedish Experience," *Swedish Economic Review* 3, pp.67-103.
- Graham, F. (1993) "Fiscal Policy and Aggregate Demand: Comment," *American Economic Review* 83, pp.659-666.
- Gregory, A. W., and Hansen, B. E. (1996a) "Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts," *Journal of Econometrics* 70, pp.99-126.
- Gregory, A. W., and Hansen, B. E. (1996b) "Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 58, pp.555-560.
- Hall, R. (1978) "Stochastic Implications of the Life Cycle-permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy* 86, pp.971-987.
- Hall, A. R. (2005) *Generalized Method of Moments*, Oxford University Press.
- Hamori, S., and Asako, K. (1999) "Government Consumption and Fiscal Policy: Some Evidence from Japan," *Applied Economics Letters* 6, pp.551-555.
- Hansen, L. P. (1982) "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica* 50, pp.1029-1054.
- Hansen, L. P., and Singleton, K. J. (1982) "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models," *Econometrica* 50, pp.1269-1286.
- Hayashi, F. (1982) "The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables," *Journal of Political Economy* 90, pp.895-916.
- Ho, T-W. (2001) "The Government Spending and Private Consumption: A Panel Cointegration Analysis," *International Review of Economics and Finance* 10, pp.95-108.
- Ho, T-W. (2004) "Cointegration, Government Spending and Private Consumption: Evidence from Japan," *Japanese Economic Review* 55, pp.162-174.
- Karras, G. (1994) "Government Spending and Private Consumption: Some International Evidence," *Journal of Money, Credit and Banking* 26, pp.9-22.
- Kormendi, R. C. (1983) "Government Debt, Government Spending and Private Sector Behavior," *American Economic Review* 73, pp.994-1010.
- Kwan, Y. K. (2006) "The Direct Substitution between Government and Private Consumption in East Asia," NBER working paper series 12431.
- Newey, W., and West, K. (1987) "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica* 55, pp.703-708.
- Ni, S. (1995) "An Empirical Analysis on the Substitutability between Private Consumption and Government Purchases," *Journal of Monetary Economics* 36, pp.593-605.
- MacKinnon, J. G. (1991) "Critical Values for Cointegration Tests," *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, eds., Engle, R. F. and Granger, C. W. J., Oxford University Press.
- Okubo, M. (2003) "Intratemporal Substitution between Private and Government Consumption: The Case of Japan," *Economics Letters* 79, pp.75-81.
- Phillips, P., and Ouliaris, S. (1990) "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration," *Econometrica* 58, pp.165-193.
- Stock, M., and Watson, M. (1993) "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica* 61, pp.783-820.

《SUMMARY》

THE SUBSTITUTABILITY BETWEEN PRIVATE AND
GOVERNMENT CONSUMPTION*By* TAKAO FUJII

In this paper we examine the relationship between private and government consumption in Japan. We begin by estimating a two-good permanent-income model using Japanese data over the period 1980Q2-2009Q1. Our empirical results show the long-run relationship exists between private and government consumption. A structural shift in that relation around 1991Q2 appears. The estimated intratemporal and intertemporal elasticities of substitution between the two types of expenditure indicate that private and government consumption in Japan are substitutes through the sample period. The substitutability becomes significantly higher, however, from 1991 onward. This suggests that the weak effectiveness of fiscal policy in recent years may be at least partly attributed to the direct crowding-out effect resulting from the high substitution.

(Kobe University)