

# 政府支出と民間消費の代替・補完関係

— 展望とパネル分析 —

宮崎智視・大久保正勝・釣雅雄

本稿では、日本の都道府県パネルデータを用いて、政府支出、とりわけ政府消費と民間消費の代替・補完関係を検証した。特に、政府消費と民間消費の同時点間の代替の弾力性に着目し推定を試みた。実証分析の結果、標本期間の後半(1994年—2009年)と、地方圏および高齢化が進展している地域においては、代替の弾力性の推定値が有意に正になることが確認された。

JEL Classification Codes: E21, E62, H30

## 1. はじめに

政府支出が民間部門の経済活動にどのような影響を与えるのかは、従来の研究においても重要な論点であったが、高齢化による社会保障費の増大や、いわゆる「アベノミクス」における「機動的な財政出動」を踏まえ、近年の日本においてより強い関心を集めている。本研究では、政府支出のうち国民経済計算上で政府最終消費支出にあたる政府消費と民間消費の相互関係に着目する。

政府消費に着目する一つの理由は、その規模が拡大しているからである。国民経済計算(2012年度確報(93SNA, 名目))を見ると、たとえば、1995年度における一般政府・政府最終消費支出の対GDP比は15.25%であったのに対し、公的総固定資本形成は8.80%であった。それが2012年度には、それぞれ20.55%、4.45%へと変化した。高齢化に伴う社会保障費の増大と公共投資の削減により、政府支出に占める政府消費の比重が大きくなったことが分かる。

政府支出(政府消費)と民間消費の代替・補完関係については、既に多くの実証研究が行われている。海外においては、Bailey(1971)、Aschauer(1985)、Graham(1993)、Amano and Wirjanto(1997, 1998)、Chiu(2001)、Ho(2001)、Fiorito and Kollintzas(2004)、Nieh and Ho(2006)、Ganelli and Tervala(2009)、Auteri and Costantini(2010)等の研究が存在する。また、日本(および日本を含めたアジア諸国)に

ついては、Hamori and Asako(1999)、Okubo(2003)、Ho(2004)、Kwan(2006)、藤井(2011)、藤井・江口(2011)、およびEguchi and Fujii(2014)等が挙げられる。多くの研究は時系列データを用いる一方、Ho(2001)、Fiorito and Kollintzas(2004)、Nieh and Ho(2006)、Auteri and Costantini(2010)はパネルデータを用いている。

理論的には、政府消費と民間消費の間には相反する二つの関係が想定される。一つは、Barro(1981)がダイレクト・クラウディング・アウトと呼んだ政府消費と民間消費の代替関係である。これは、公立図書館で図書やCDの貸し出しをするようになると、対応する民間での消費が減少する例で説明される。もう一つは、両者が補完関係にある場合であり、このとき政府消費の拡大は民間消費を喚起することになる。しかしながら、Barro(1981)では補完関係はモデル上想定されていない。この点を踏まえ、Karras(1994)などが、政府消費と民間消費の補完関係を扱えるように、効用関数に政府消費を組み込む形で修正モデルを提示し、補完関係を含む実証分析がなされるようになった。いずれにせよ、どちらの関係が支配的であるかは実証研究上の問題となる。

上記の先行研究を実証分析の手法面から分類すると、大きく二つのアプローチに分けることができる。一つは、Kwan(2006)に代表されるように、政府消費・民間消費比率をその相対価格に回帰することで、同時点間の代替の弾力性を推定する方法である。もう一つは、Amano

and Wirjanto(1998)や、それに基づく藤井(2011)および藤井・江口(2011)のように、異時点間の代替の弾力性と同時点間の代替の弾力性を2段階で推定することで、政府消費と民間消費のEdgeworth-Pareto(以下E-P)の意味での代替性(あるいは補完性、または無関係)を計測する方法である。ただし、E-P代替・補完関係を探るにあたっては、たとえば代替の弾力性一定(CES)型効用関数を想定するならば、政府消費と民間消費の同時点間の代替の弾力性の推定結果がその判断に大きな影響を与える。そのため、まずは同時点間の代替の弾力性を推定することが必要とされる。

先に見たように、代替の弾力性を推定するにあたっては、マクロ時系列データないしはパネルデータを用いることが考えられる。日本は世界に先駆けて高齢化に直面し社会保障費が増大<sup>1)</sup>しており、それは地域間の格差にもつながっている。後述のように、過疎・高齢化が進展した地域においては社会保障関係の支出が増大するため、人口一人当たり政府支出が大きくなる。一方で、都市圏ではその傾向が弱い。地域間で政府支出の規模や変化に違いがあるにもかかわらずマクロデータにより代替の弾力性の推定を行うと、過疎・高齢化などの要因が結果に入り込んでしまう。推定値の精度を高めることを意図するならば、地域間の異質性を考慮できる地域パネルデータを用いることが必要とされよう。しかしながら、日本における既存研究はすべてマクロデータによるものであり、少なくとも本研究と比較可能な地域パネルデータを用いた実証研究は存在しない<sup>2)</sup>。

以上を踏まえ本稿では、政府消費と民間消費の代替の弾力性に焦点を絞り、日本の都道府県パネルデータをもとに、政府消費と民間消費の代替・補完関係を再検証する。まず、第2節では、本稿の位置づけを明らかにするために、関連研究の簡単なサーベイを行う。その上で、1990年代後半以降の日本を対象とした場合には、とりわけ都道府県パネルデータによる分析が必要であることを議論する。第3節は、本稿で用いる計量分析の基礎となる経済モデルを提示する。第4節では、都道府県パネルデータに基づく実証結果を報告する。第5節は本稿の結論部分である。

## 2. 関連研究の整理と本稿の位置づけ

### 2.1 政府消費の拡大と民間消費との代替・補完関係

財政政策の分析では、乗数効果や中立命題<sup>3)</sup>などが対象となることが多い。特に、従来の日本における財政政策の議論では、公共投資・社会資本や財政収支が注目されることが多かった<sup>4)</sup>。一方、本稿が分析対象とするのは政府消費と民間消費の代替・補完関係である。

第1節でも述べたように、現在、政府支出において増加が顕著であるのは社会保障費である。社会保障費は移転支出に限らないため、その拡大は政府消費を増大させる。一方、近年公共投資額は減少ないしは現状維持となっているため、政府支出に占める政府消費の比重も相対的に大きくなっている。さらに、社会保障費の増大は政府の財政赤字拡大の主要因にもなっている。2013年度の中央政府一般会計当初予算を、特例国債を発行しなかった1990年度と比較すると、公共事業関係費はおよそ9300億円減少したのに対して、社会保障関係費は約17.5兆円増加している。

政府支出の内訳の変化に伴って、その民間活動への影響は当然変化し得る。その中心が政府消費の増加であることを考えると、特に論点となるのは民間消費に与える直接的な影響である。

直接効果の研究は、Bailey(1971)、Barro(1981)等が、代表的家計の効用最大化問題に政府支出を組み込んで分析したことから始まる。初期の研究では、政府支出と民間消費の直接的な代替関係、すなわち、政府支出がある一定の割合で民間消費と同じように効用の変化をもたらすことが想定されていた。たとえば、Barro(1981)は、毎期の税收と政府支出が等価であると仮定した上で、 $t$ 期における政府支出を加味した有効民間消費  $C_t^*$  を  $C_t^* = C_t + \theta G_t$  ( $0 \leq \theta \leq 1$ ) として分析を行った。ここで  $C_t$  は民間消費、 $G_t$  は政府支出であり、将来支出の割引現在価値として定義される恒常政府支出は一定とされている。パラメーター  $\theta$  が民間消費と政府支出の代替率を示し、 $\theta > 0$  である場合に、今期において政府支出が民間消費を直接的にクラウドディング・アウト(ダイレクト・クラウドディング・アウト)する<sup>5)</sup>ことになる。

ここでのパラメーター  $\theta$  の非負制約は、政

府支出が民間消費に与える補完的な効果、すなわちダイレクト・クラウディング・インが発生しないことを意味する。マイナスの場合には、政府支出による限界効用が負になってしまうからである。そこで、Karras(1994)等は、政府消費と民間消費の補完関係を扱えるように、効用関数に政府消費を組み込むことで修正モデルを提示した。Molana(1997)やAmano and Wirjanto(1998)でも、Karras(1994)と同様に補完関係が分析可能なようにCES型効用関数を用いてモデルを組み立てている。効用関数の違いに関する分析はNi(1995)が詳しく、結果が関数形に依存することを指摘している。

政府支出が代表的家計の効用関数に組み込まれているため、その民間消費との関係は、効用関数を $U(C_t, G_t)$ とすると、交差偏導関数 $U_{CG}$ の符号により決まる。この符号から得られる関係性をE-Pの意味での代替性(あるいは補完性、または無関係)という。すなわち、 $U_{CG}$ の符号が負であるときに、政府支出は民間消費に対してE-Pの意味での代替性を持ち、正であるときには補完性、ゼロであれば無関係となる。E-Pの意味での代替性を分析したものとして、Molana(1997)、Amano and Wirjanto(1998)、van Dalen(1999)等がある。同時点間の代替の弾力性が、政府支出と民間消費についての、相対価格と限界代替率の関係を示すにとどまるのに対して、E-Pの意味での分析では政府支出の変化が消費に与える影響を測ることができる。Amano and Wirjanto(1998)は、 $U_{CG}$ の符号が、異時点間の代替の弾力性から同時点間の代替の弾力性を差し引いた値の符号と一致することを示した。この分析により、これらの二つの値を計測することで、E-Pの意味での代替性や補完性の検証ができるようになった。

## 2.2 日本における分析とパネル分析への拡張

日本に関する政府支出と民間消費の代替・補完関係の分析としては、Okubo(2003)やHo(2004)がある。ただし、Ho(2004)ではE-Pの意味での関係は示されておらず、また、政府支出には政府消費だけでなく公共投資が含まれている。Ho(2004)は、1961年第1四半期から1980年第4四半期まで、および1981年第1四半期から1999年第4四半期までの期間に分けて分析し、民間消費と政府支出の同時点間の代

替の弾力性がそれぞれ1.26及び1.18との結果を得ている。Okubo(2003)は、1971年第1四半期から1997年第4四半期までの期間を対象に分析を行い、E-Pの意味で補完性を持つかあるいは無関係であるとの結果を得ている。同時点間の代替の弾力性は1.387と推定されている。直近までの期間を対象として分析したものとしては藤井(2011)が挙げられる。推定期間は1980年第2四半期から2009年第1四半期であるが、構造変化がみられたために、1991年第3四半期で期間を分けた分析も行っている。1991年第2四半期以前ではOkubo(2003)やHo(2004)とほぼ同じ同時点間の代替の弾力性が推定されるが、それ以降で大きくなったとの結果を報告している。

仮に代替の弾力性が大きくなったとすれば、なぜそのような変化が起こったのかを考察する必要がある。本稿が着目するのは、高齢化に伴う社会保障費の増大が、政府支出と民間消費の関係の推定結果に影響を与えている可能性である。海外の既存研究においては、政府支出の内訳が代替・補完関係の推定結果に影響することが指摘されている。たとえばAschauer(1985)は、政府支出と民間消費の間に代替関係があるとの結果(米国について1948年から1981年の四半期データによる推定)を得たが、Graham(1993)は、分析期間を1990年まで伸ばすと異なる結果となりAschauer(1985)の結果は頑健ではないと指摘した。Graham(1993)が問題の一つに挙げたのは、政府支出の総額で分析する点である。そして、民間消費と代替関係にないと考えられる国防費などを分けて分析することで、結果が安定的になることを示した。その他にも、Karras(1994)は代替・補完関係に財政規模が影響を与えたとの結果を得ている。そこで要因として挙げられているのは、政府支出規模が大きいほど、民間消費と補完的な財よりも代替的と考えられる財を供給する傾向が強まることである。また、Evans and Karras(1996)は、非国防支出を教育支出とそれ以外に分けて分析し、それ以外(すなわち教育支出以外)の部分は民間消費と代替性を持つとの結果を得ている。

政府支出の各項目と民間消費との代替・補完関係が異なるとすれば、政府支出の内訳が変化すると、支出合計額で推定する場合の代替・補完関係は変化する。既存研究において、社会保

障費について分析したものは見当たらないが、それが民間消費に対して他の政府支出とは異なる影響を持つことは十分考えられる。

社会保障費の増加を考慮する一つの方法は、政府消費から社会保障費を取り出すことである。しかしながら、既存研究の結果では、社会保障費のほかに教育費や国防費などの違いも論点となっているため、単に政府消費から社会保障費のみを分けるのは適切ではない。また、わが国では高齢化の進展に伴う社会保障費の増加が地域間における政府規模の違いをもたらしている可能性がある。このことから、分析において高齢化と政府規模の地域差との関係を考慮することが要請されよう。そこで、もう一つの方法として、地域(都道府県)パネルデータを用いた分析が考えられる。

パネルデータを用いた分析は近年いくつか報告されているが、既存研究ではクロス・カントリーデータをもとに分析が行われてきた。たとえば、Fiorito and Kollintzas(2004)は12のヨーロッパ諸国の1970年から1996年までの期間についてのパネル分析を行った。政府支出を国防や治安などの公共財と、健康や教育などのメリット財とに分けて分析を行っている。分析結果は、公共財はE-Pの意味で代替的であるのに対して、メリット財は補完的であるが、メリット財の方が政府支出に占める割合が大きいいため、全体では民間消費に対して補完的になるというものである。

注意が必要であるのは、クロス・カントリーデータをもとにパネル推定を行った場合、すべての国に同じ代替の弾力性を仮定したことになる点である。しかしながら、この制約は強いものであり、どちらがより正確な推定値かは解釈が難しいものとなる。

たとえば、Nieh and Ho(2006)とAuteri and Costantini(2010)を比較すると、国による違いが示唆される。Nieh and Ho(2006)は23のOECD諸国について、1981年から2000年までについて分析し、政府支出と民間消費の間にE-Pの意味で補完性があるとの結果を得た。一方で、Auteri and Costantini(2010)は15のヨーロッパ諸国について、1970年から2007年の期間についてパネル分析を行い、政府支出と民間消費の間にE-Pの意味で代替性があるとの推定結果を得た。Nieh and Ho(2006)と異なる結

果となったのは、ヨーロッパ諸国という比較的性質の近い国について分析したためであるとしている。また、Kwan(2006)では日本を含む9つの東アジア諸国の1960年から2002年の期間について分析を行っているが、その結果は国によって差が大きい。

すると、推定値の精度を高めるためには、一国を地域に分割した地域パネルを用いることが自然な拡張と考えられる。さらに、地域パネルであれば、社会保障費の増大が政府規模の地域差をもたらしている可能性がある日本のケースにも対応できる。

以下、日本において都道府県パネル分析を行うことの意義について、統計面からも確認する。ここでは、第4節の実証分析で用いる人口一人当たり民間消費と政府消費の比の対数値( $\ln(C_{it}/G_{it})$ )と相対価格の対数値( $\ln(P_{it}) = \ln(P_{it}^c/P_{it}^g)$ )の動きを整理した図を概観する。

図1と図2は、標本期間前半(1980年から1993年)と標本期間後半(1994年から2009年まで)における、各都道府県の $\ln(C_{it}/G_{it})$ と $\ln(P_{it})$ との散布図である。これらの図をもとに、高齢者比率(全人口に占める65歳以上人口の割合)が2009年度の全国平均値よりも低い地域(低高齢化地域)と全国平均値よりも高い地域(高齢化地域)とに分けて、地域差が見られるか否かを確認する。

図から、標本期間の前後半双方で、過疎・高齢化が進展した道県を含む地域ほど、 $\ln(C_{it}/G_{it})$ の値が相対価格に対して相対的に小さいことが分かる。すなわち、過疎・高齢化地域では、民間消費に対して相対的に政府消費の規模が大きくなっている。背景にあるのは、過疎・高齢化による当該地域における一人当たり政府消費支出の増大である。これは、高齢者が多い地域で相対的に医療・福祉など社会保障関係の支出が多くなることから生じていると考えられる。そのため、地域間で政府支出規模の違いが見られる場合にマクロデータで分析すると、地域固有の効果である一人当たり政府支出の過疎・高齢化に伴う上昇が、代替の弾力性の推定に反映されることが懸念される。

以上のことから、日本では時系列データではなく地域(都道府県)別のパネルデータを用いた推定が必要とされることが分かる。

図1.  $\ln(C_{it}/G_{it})$ と $\ln(P_{it})$ の散布図(1980年—1993年)

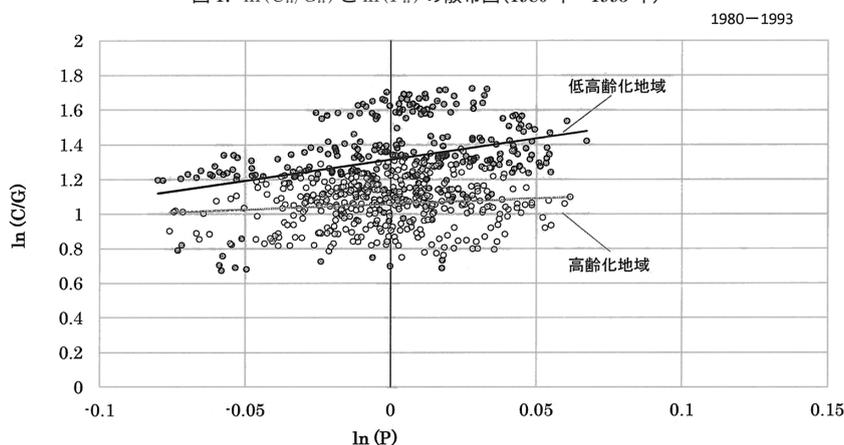
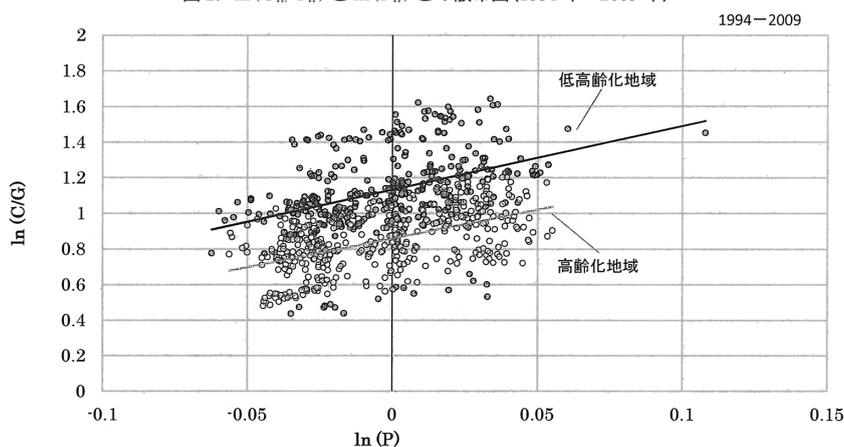


図2.  $\ln(C_{it}/G_{it})$ と $\ln(P_{it})$ との散布図(1994年—2009年)



### 3. 分析の枠組み

$N$  地域からなる経済を考える。地域  $i$  の代表的主体は第 0 期において、以下の生涯期待効用を最大化するものとする。

$$E_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_{it}, G_{it}) \right], \quad (1)$$

ここで  $\beta$  は割引因子、 $C_{it}$  は主体  $i$  の  $t$  期における民間財消費、 $G_{it}$  は主体  $i$  の  $t$  期における公的財消費、 $U(\cdot)$  は期間効用、 $E_t[\cdot]$  は  $t$  期に利用可能な情報に基づく条件付き期待値を表す。民間財消費と公的財消費の代替関係を考慮するために、期間効用は以下のように CES 型を仮定する。

$$U(C_{it}, G_{it}) = \frac{u(C_{it}, G_{it})^{1-\gamma}}{1-\gamma}, \quad (2)$$

$$u(C_{it}, G_{it}) = [\phi \exp(\theta_{it}^c) C_{it}^{-(1/\sigma)} + (1-\phi) \exp(\theta_{it}^g) G_{it}^{-(1/\sigma)}]^{1-(1/\sigma)},$$

(3)

ここで  $\gamma$  は相対的危険回避係数、 $\sigma$  は代替の弾力性、 $\phi$  は CES 効用関数における民間財消費へのウェイトを表す。通常のように、関数  $u(\cdot)$  は  $u' > 0$  および  $u'' < 0$  を満たすとする。この経済において  $\gamma, \beta, \sigma$ , および  $\phi$  といった選好パラメーターは地域間で差はないとする。選好の地域差はパラメーター  $\theta_{it}^c$  および  $\theta_{it}^g$  によって捉えられるとし、大きく三つの要素に依存すると仮定する。

$$\theta_{it}^c \equiv \eta_t^c + \zeta_i^c + \varepsilon_{it}^c,$$

$$\theta_{it}^g \equiv \eta_t^g + \zeta_i^g + \varepsilon_{it}^g.$$

(4)

第 1 の要素  $\eta_t$  は時間効果であり、すべての地域に共通なマクロショックを表す。

第 2 の要素  $\zeta_i$  は固定効果であり、地域固有の要因を表す。第 3 の要素  $\varepsilon_{it}$  は地域および時間で異なる定常な確率的なショックを表す。選好の異質性を導入するこのような方法は、個票データによる消費のオイラー方程式の実証分析で広く用いられている<sup>6)</sup>。本稿では、民間財消費と公的財消費に影響を与える時間効果、固定効果、および確率的ショックは互いに異なるものと仮定する。

$P_{it}^c$  と  $P_{it}^g$  をそれぞれ民間財と公的財の購入価格とする。さらに、2 財の相対価格を  $P_{it} = P_{it}^g / P_{it}^c$  と定義する。期間効用(3)式は時間分離可能であることから、相対価格と 2 財の限界代替率が等しいことを表す 1 階条件は、次式のようになる。

$$P_{it} = \frac{\partial U / \partial G_{it}}{\partial U / \partial C_{it}} = \frac{\phi \exp(\theta_{it}^c) C_{it}^{-1/\sigma}}{(1-\phi) \exp(\theta_{it}^g) G_{it}^{-1/\sigma}}. \quad (5)$$

経済の供給サイドについては、Ogaki(1992)

表 1. パネル単位根検定の結果

検定統計量	トレンド	$\ln(C/G)$	$\ln(P)$
A. レベル			
LLC	なし	-0.666(0)	-18.155(5)***
	あり	-4.805(0)***	5.861(0)
IPS	なし	-0.522(0)	-14.249(5)***
	あり	-2.383(0)**	-0.428(0)
B. 階差			
LLC	なし	-40.199(0)***	-10.362(0)***
	あり	-35.307(0)***	-9.109(0)***
IPS	なし	-7.095(0)***	-3.312(0)***
	あり	-7.154(0)***	-3.970(0)***

注) LLC は Levin *et al.*(2002), IPS は Im *et al.*(2003)の帰無仮説を単位根とした検定統計量を表す。( )内の値は SBIC によって選択されたラグの値を示す。\*\*\*は有意水準 1%, \*\*は有意水準 5%で帰無仮説が棄却されることを表す。

表 2. パネル共和分検定の結果(Kao(1999))

検定統計量	
ADF	-2.574(5)***

注) モデルはトレンドを許容せず、定数項を考慮。( )内の値は SBIC によって選択されたラグの値を示す。\*\*\*は有意水準 1%で共和分なしの帰無仮説が棄却されることを表す。

や Ogaki and Park(1997)に従って、明示的に生産を考えず、各財の賦存量である  $C_{it}^*$  および  $G_{it}^*$  が与えられたものと仮定する。従って、均衡においては  $C_{it}=C_{it}^*$  および  $G_{it}=G_{it}^*$  が成立する。Ogaki(1992)や Ogaki and Park(1997)によって提案された共和分アプローチでは、1階の条件である(5)式から選好パラメーターを識別するために、賦存量は確率的トレンドを持つと仮定する。ただし、実証分析においては均衡条件から、実際に観察される  $C_{it}$  および  $G_{it}$  が確率的トレンドを持つかを検証することになる。以下では、記号の煩雑さを避けるため、特に断らない限り両者の記号を区別せずを用いることにする。

(5)式の両辺の自然対数を取り、整理すると以下を得る。

$$\ln(C_{it}/G_{it}) = \sigma \ln(\phi/(1-\phi)) + \sigma(\theta_{it}^C - \theta_{it}^G) + \sigma \ln P_{it}, \quad (6)$$

ここで、(6)式の右辺第2項は、(4)式から3つの要素に分解できる。

$$\sigma(\theta_{it}^C - \theta_{it}^G) = \sigma(\eta_t^C - \eta_t^G) + \sigma(\zeta_t^C - \zeta_t^G) + \sigma(\varepsilon_{it}^C - \varepsilon_{it}^G). \quad (7)$$

2財の消費に影響する固定効果、時間効果、確率的ショックが互いに打ち消さないと仮定すると、(6)式は以下のように書き表すことがで

きる。

$$\ln(C_{it}/G_{it}) = \zeta_t + \eta_t + \sigma \ln P_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (8)$$

ここで、

$$\begin{aligned} \zeta_t &= \sigma \ln(\phi/(1-\phi)) + \sigma(\zeta_t^C - \zeta_t^G), \\ \eta_t &= \sigma(\eta_t^C - \eta_t^G), \\ \varepsilon_{it} &= \sigma(\varepsilon_{it}^C - \varepsilon_{it}^G), \end{aligned} \quad (9)$$

である。以上のように1階条件(5)式から、固定効果と時間効果をコントロールした後、 $\ln(C_{it}/G_{it}) - \sigma \ln(P_{it})$  は定常であるとの制約を導くことができる。本稿では、(8)式のパネル共和分回帰をもとに代替の弾力性  $\sigma$  の推定を行う。

#### 4. 実証結果

本稿で対象とする地域は、内閣府「都道府県別経済財政モデル・データベース」においてカバーされている47都道府県すべてである。標本期間は、1980年から2009年までの30年間を対象とする<sup>7)</sup>。モデルの公的消費  $G_{it}$  と民間消費  $C_{it}$  には、それぞれ都道府県別一人当たり実質政府最終消費支出と実質民間最終消費支出を用いる。また、相対価格  $P_{it} = P_{it}^G/P_{it}^C$  には、各都道府県の政府最終消費支出と民間最終消費支出のデフレーターとの比を使用する。

表1には、Levin *et al.*(2002)および Im *et al.*(2003)のパネル単位根検定の結果を示している。表1のパネルAにはレベル変数に基づく結果を、表1のパネルBには階差変数に基づく結果をそれぞれ報告している。レベルでは  $\ln(C_{it}/G_{it})$  のトレンドありのケースと  $\ln(P_{it})$  のトレンドなしのケースを除いて単位根の帰無仮説が棄却されない一方、一階の階差を取ったケースでは単位根の帰無仮説が有意水準1%で棄却される。すなわち、 $\ln(C_{it}/G_{it})$  および  $\ln(P_{it})$  の両変数ともに階差定常過程に従うと考えられる。

表2には、Kao(1999)のパネル共和分検定の結果を報告している。表2から明らかのように、 $\ln(C_{it}/G_{it})$  と  $\ln(P_{it})$  の二変数間に共和分関係がないとの帰無仮説は有意水準1%で棄却される。以上の予備検定の結果を踏まえ、本稿では(8)式を Mark and Sul(2003)の Panel Dynamic OLS(PDOLS)により推定する。リードとラグについては、Mark and Sul(2003)が推奨する1期および2期を仮定する。

第2節において、図1と図2を基に、高齢化

図 3a.  $\ln(P_{it})$  の動き(都市部)

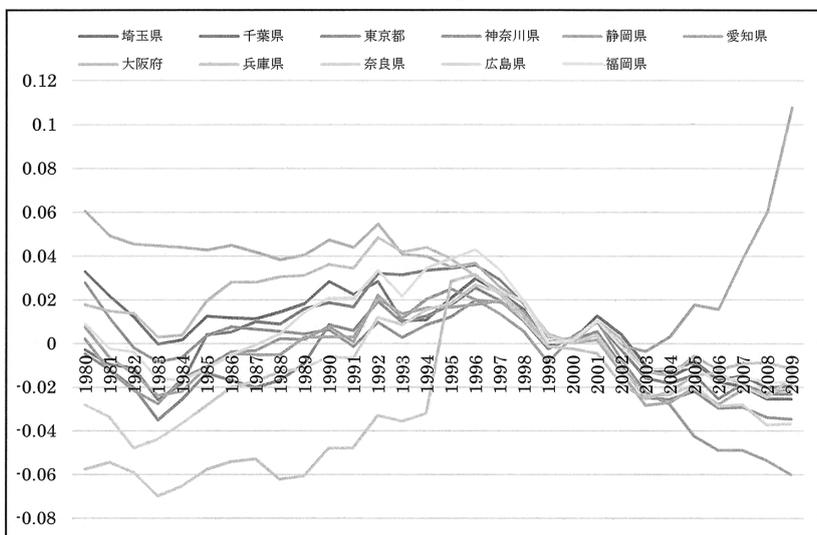
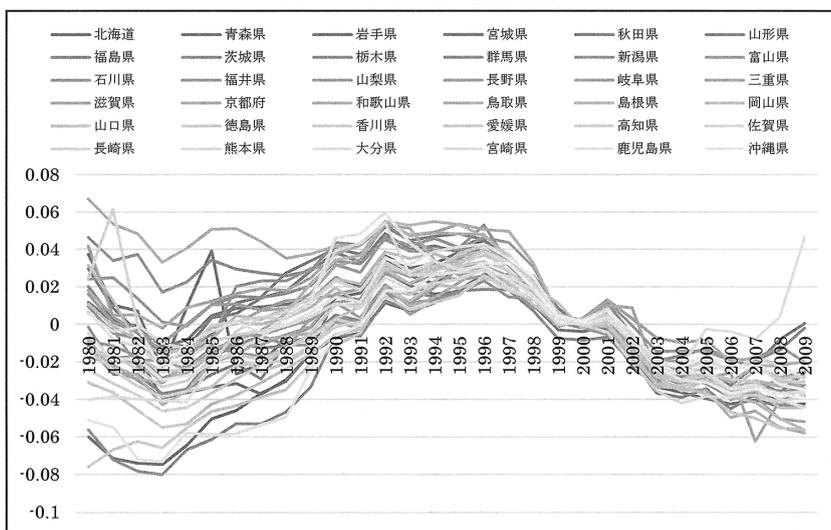


図 3b.  $\ln(P_{it})$  の動き(非都市部)



が進展している地域は(そうでない地域と比較すると相対的に)政府消費の規模が大きく、 $\ln(C_{it}/G_{it})$ の値が小さくなることを確認した。これに加え、近年の高齢化の進行に伴い、標本期間後半において全体的に $\ln(C_{it}/G_{it})$ の値が低下していることが分かる。他方、図 3a から図 4b までに示したように、地域を都市部と非都市部、低高齢化地域と高齢化地域に分割した場合<sup>8)</sup>、 $\ln(P_{it})$ の動きは1994年あたりから、それまでの上昇傾向から低下傾向に転じていることが分かる<sup>9)</sup>。

以上の $\ln(C_{it}/G_{it})$ と $\ln(P_{it})$ の特徴を踏まえ、本稿では標本期間全体および全都道府県を対象

とした分析に加え、標本期間を前半(1980年—1993年)と後半(1994年—2009年)に分けた推定<sup>10)</sup>、および地域を都市部と非都市部、低高齢化地域と高齢化地域に分割した推定も試みる。また、結果の頑健性を見るため、時間効果がない、つまり $\eta_i^c = \eta_i^c$ とした定式化の推定も合わせて行う。

表3には、全標本期間(1980年—2009年)を対象とした推定結果、および標本期間を前半(1980年—1993年)と後半(1994年—2009年)に分割して推定した結果を示している。表3のパネルAには、時間効果がないとした場合、パネルBには、時間効果があるとした場合の結果をそれぞれ報告している。なお、以下では特に断らない限り、標準誤差は通常

の方法で計算したものに加え、Andrews(1991)の長期分散推定法(以下、QSPWと表記)を用いて計算したものも報告している。

代替の弾力性の推定値は、最小で0.221(標本期間前半、時間効果なし、リード・ラグ=1期のケース)、最大で3.487(標本期間後半、時間効果なし、リード・ラグ=2期のケース)となるなど、対象期間により差が見られる。しかしながら、リード・ラグの次数の選択により推定値の大きさは大幅に変化しない。また、「時間効果なし、リード・ラグ=1期」のケースで、全標本期間を対象とした場合や、「時間効果あり、リード・ラグ=2期」のケースで、標本期

図 4a.  $\ln(P_{it})$  の動き (低高齢化地域)

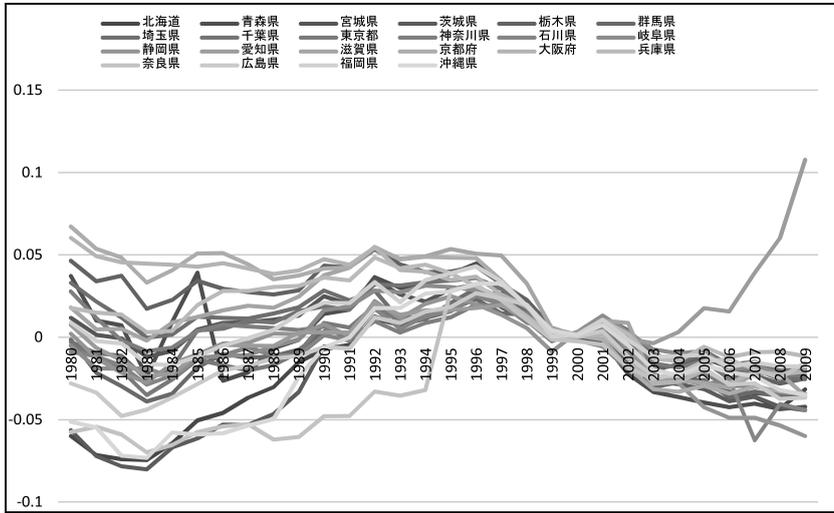
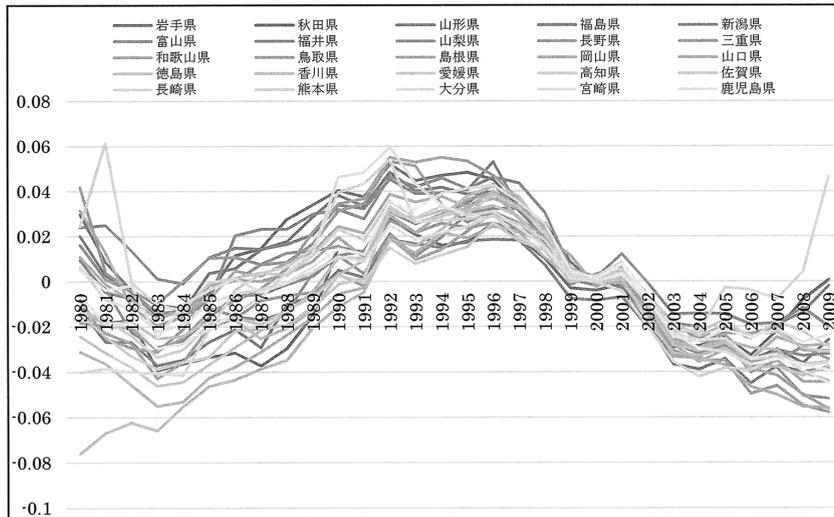


図 4b.  $\ln(P_{it})$  の動き (高齢化地域)



間前半を対象とした場合は有意に推定されないものの、標本期間後半を対象とした場合には有意な結果が頑健に得られることが分かる<sup>11)</sup>。

表 4 には、地域を都市部と非都市部に分割した場合の推定結果を報告している。都市部の推定結果を見ると、「時間効果なし」のケースではリード・ラグの次数の選択に関わらず有意な結果が得られないことが分かる。一方、非都市部については、時間効果の有無、およびリード・ラグの次数の選択に関わらず、有意に正となることが分かる。

表 5 には、高齢化率で地域を分割した場合の推定結果を報告している。表から分かるように、

高齢化地域では有意に正の結果が頑健に得られる一方、低高齢化地域では、たとえば「時間効果なし、リード・ラグ=1 期間」のケースにあるように、有意な結果が得られないケースもあることが分かる。高齢化地域のほとんどの道県は表 4 の非都市部に相当し、低高齢化地域のほとんどの都府県は表 4 の都市部に相当する。このため、過疎・高齢化が進んでいる地域では代替の弾力性が有意に正に推定されることが分かる。また、表 3 と表 4 同様、リード・ラグの次数を変更したことにより推定値は大幅に変化しない。

本稿の主要な結果を整理すると以下のようになる。第 1 に、都市部と非都市部、および高齢化地域と低高齢化地域との間で、推定値にほとん

ど統計的に差が見られない。これは、地域間の異質性を考慮したパネル推定を行った結果、代替の弾力性の推定値に差異が見られなくなったことを意味する。第 2 に、標本期間の前半と後半で、推定値が大きく異なる点が挙げられる。たとえば、表 3 で、有意性の高い「時間効果あり、リード・ラグ=1 期」のケースを見ると、1980 年から 2009 年の全期間では 1.320 であるのに対して、標本期間前半では 0.496、後半期では 2.645 となっている。すなわち、1990 年代中盤を境に代替の弾力性が上昇したことが認められる。本稿とほぼ同じ期間を対象とした藤井 (2011) (1980 年第 2 四半期から 2009 年第 1 四

表3. パネル共和分帰による代替の弾力性の推定結果(期間分割)

リード・ラグ	標本期間		
	1980-2009	1980-1993	1994-2009
A. 時間効果なし			
1	2.004 [6.374] (9.421)	0.221 [0.457] (0.216)	3.236 [0.234] (0.120)
2	2.234 [0.385] (0.686)	0.954 [0.993] (0.659)	3.487 [0.397] (0.136)
B. 時間効果あり			
1	1.320 [0.303] (0.255)	0.496 [0.771] (0.443)	2.645 [0.485] (0.197)
2	1.299 [0.355] (0.321)	0.848 [1.428] (1.100)	2.953 [0.606] (0.156)
	$N=47,$ $T=30$	$N=47,$ $T=14$	$N=47,$ $T=16$

注) 上段の[ ]内は標準誤差, 下段の( )内は Andrews(1991)のQSPWによる長期分散の推定法を用いた標準誤差,  $N$ と $T$ はそれぞれ推定に用いられたパネルデータのクロスセクションと時系列の数を表す。

表4. パネル共和分帰による代替の弾力性の推定結果(都市部・非都市部別)

リード・ラグ	都市部	非都市部
A. 時間効果なし		
1	2.182 [7.920] (10.078)	1.968 [0.324] (0.411)
2	2.080 [1.419] (4.101)	2.268 [0.340] (0.350)
B. 時間効果あり		
1	1.325 [0.481] (0.583)	1.395 [0.380] (0.259)
2	1.277 [0.820] (0.795)	1.322 [0.350] (0.272)
	$N=11,$ $T=30$	$N=36,$ $T=30$

注) 上段の[ ]内は標準誤差, 下段の( )内の数値は Andrews(1991)のQSPWによる長期分散の推定法を用いた標準誤差,  $N$ と $T$ はそれぞれ推定に用いられたパネルデータのクロスセクションと時系列の数を表す。

半期)においても, 後半に推定値が上昇したとの結果が得られている<sup>12)</sup>。この原因としては, 標本期間後半に, 政府消費の中でも現物社会給付が増加していることを挙げることができる。

現物社会給付の内訳は医療や介護であり, これらの財は, 該当する民間財と代替性が強いであろう。つまり, 標本期間後半に, 代替性の強い財の比重が増加したことにより, 代替の弾力性がより大きくなったと考えられる。

## 5. まとめと今後の課題

本稿では, 日本の都道府県パネルデータを用い, 政府消費と民間消費の代替の弾力性の推定を試みた。実証分析の結果, 標本期間の後半において, 時間効果の有無に関わらず, 代替の弾力性が有意に正に推定された。

しかしながら, 本稿ではE-P代替・補完については判断をしていない。クラウドニング・アウトないしはクラウドニング・インといったマクロ経済学的なインプリケーションを得るためには, 本稿の枠組みを基に異時点間の代替の弾力性を推定する必要がある。また, 後半に代替の弾力性が大きくなった理由を政府消費の内訳の変化に求めたものの, 財を分割した分析は試みていない。たとえばメリット財のように強制的に与えられる財もあれば, そうでない財もあるなど, 政府消費の中には性質の異なる財が含まれている。この点をより厳密に分析するには, 政府消費の内容を区分する, ないしはモデルを3財以上に拡張することなどが考えられる。以上の点は今後の課題である。

## 補論 データの説明

都道府県別一人当たり実質政府最終消費支出と一人当たり実質民間最終消費支出は, 内閣府「都道府県別経済財政モデル・データベース」の「4. データ推計結果(県民経済計算)」および「7. データ推計結果(人口)」をもとに作成している<sup>13)</sup>。本稿の執筆時点(2014年9月)において, 最新版(平成25年(2013)年5月31日公表, ファイル名: 0531database04.xls, 0531database07.xls)は, <http://www5.cao.go.jp/keizai3/database.html> から入手可能である。都道府県別の実質政府最終消費支出と実質民間最終消費支出は, エクセル・ファイル 0531database04.xls のシート「政府最終消費支出」とシート「民間最終消費支出」の値(単位: 百万円, 平成12年(2000年)基準)を用いている。都道府県別の人口はエクセル・ファイル 0531database07.xls のシート「人口」の値(単位: 人)を

表 5. パネル共和分帰による代替の弾力性の推定結果(高齢化率別)

リード・ラグ	高い地域	低い地域
A. 時間効果なし		
	2.115	1.864
1	[0.414]	[3.096]
	(0.541)	(22.427)
	2.456	1.980
2	[0.411]	[0.656]
	(0.431)	(1.872)
B. 時間効果あり		
	1.724	1.074
1	[0.498]	[0.375]
	(0.375)	(0.346)
	1.465	1.158
2	[0.484]	[0.502]
	(0.378)	(0.462)
	$N=25,$	$N=22,$
	$T=30$	$T=30$

注) 上段の[ ]内は標準誤差, 下段の( )内の数値は Andrews(1991)の QSPW による長期分散の推定法を用いた標準誤差,  $N$  と  $T$  はそれぞれ推定に用いられたパネルデータのクロスセクションと時系列の数を表す。

用いている。都道府県別一人当たり実質政府最終消費支出と一人当たり実質民間最終消費支出は、実質政府最終消費支出と実質民間最終消費支出を人口で除すことで求めている。

政府最終消費支出のデフレーター ( $P_{it}^G$ ) は名目政府最終消費支出を実質政府最終消費支出で除すことで、民間最終消費支出のデフレーター ( $P_{it}^C$ ) は名目民間最終消費支出を実質民間最終消費支出で除すことで、それぞれ求めている。名目政府最終消費支出と名目政府最終消費支出は、上述のエクセル・ファイル 0531database04.xls のシート「名目政府最終消費支出」とシート「名目民間最終消費支出」の値をそれぞれ用いている。

(神戸大学大学院経済学研究科・筑波大学システム情報系・岡山大学大学院社会文化科学研究科)

## 注

**謝辞** 本稿を作成するに当たり、担当編集委員である後藤玲子先生(一橋大学)と、一橋大学経済研究所定例研究会において討論者の労を取って頂いた畑農鋭矢先生(明治大学)から論文の改善について有益なコメントを頂いた。また、浅子和美、祝迫得夫(ともに一橋大学)、恩地和樹(大阪大学)、國崎稔(愛知大学)、塩路悦朗(一橋大学)、田中宏樹(同志社大学)、外木暁幸(一橋大学)、古川雄一、増田淳矢(ともに中京大学)、

吉原直毅(一橋大学)の各先生方、一橋大学経済研究所定例研究会、中京大学経済研究所セミナーならびに関西公共経済学研究会の参加者の方々より貴重なコメントを頂いた。記して感謝の意を表したい。なお、本研究は宮崎が受給している科学研究費補助金(基盤研究(C)(研究課題番号:26380361))の成果の一部である。

1) 中央政府の社会保障関係費は公的年金や健康保険等に関する特別会計への移転である。そのため、社会保障関係費はそのまま政府消費になっているわけではない。しかしながら、一般政府ベースでも社会保障費が政府消費の中で大きな割合を占めている。国民経済計算上の一般政府の機能別最終消費支出で支出割合(対政府最終消費支出総額, 2012年度実質値)が大きいのは、保険(病院、外来サービスなど)の約33%や社会保護(老齢、遺族など)の約12%であり、これらは一般公共サービスの約10%を上回っている。なお、保険や社会保護では、現物社会給付が占める割合が大きい。

2) 藤井・江口(2011)は都道府県データを使用しており、予備検定の段階ではパネル分析を行っているものの、実証分析の段階では都道府県別に代替の弾力性を推定している。このため、本稿では藤井・江口(2011)をパネルデータによる先行研究に区分していない。

3) 中立命題の実証分析の結果は、期間の違いや分析手法によって結論の違いが大きくなる。この点について、畑農(2009)は先行研究の整理を行い、日本の実証分析については、中立命題が成立する(中立命題の成立を棄却できない)との点で概ね一致していると結論付けている。

4) とりわけ公共投資については、社会資本の生産力効果について多くの研究がなされてきた。日本における分析は、Mera(1973)により研究が始められ、その後も Asako and Wakasugi(1984)、岩本(1990)、浅子・坂本(1993)、三井・太田編(1995)、畑農(1998)、吉野・中島編(1999)、宮崎(2004)、Okubo(2008)、および畑農(2008)等の研究がなされてきた。直近の研究では、宮川・川崎・枝村(2013)は社会資本の生産力効果のサーベイを行うとともに再検討を行い、1990年代からの公共投資削減が効率的な公共投資の選択につながり、むしろ生産性効果を高めたと指摘している。

5) 浅子(2000)では、クラウドディング・アウトを、(1)直接的なクラウドディング・アウト、(2)取引に基づくクラウドディング・アウト、(3)ポートフォリオ・クラウドディング・アウト、の三者に区分している。(1)は今まで民間で供給されていた財・サービスを政府が代わって供給する場合に生じ、(2)と(3)は金利を通じた間接的な経路を指す((2)はケインズモデル、(3)は古典派モデルで説明)。また、政府支出のクラウドディング・アウト効果については、小塚・平賀・藤井(2012)がサーベイを行っており、日本の研究についてもまとめられている。

6) 本稿では、 $\exp(\theta_{it}^G)$  と  $\exp(\theta_{it}^C)$  は全体として選好ショックを表すものとする。この解釈のもとで、(3)式は Zeldes(1989)、Ogaki and Park(1997)および Kwan(2006)の拡張と見なすことができる。

7) 本稿で用いた「都道府県別経済財政モデル・デ

ータベース」では、68SNA と 93SNA の接続が行われている。具体的には、重なる期間の乖離の平均を係数として、それを 68SNA データに乗ずる方法が取られている。このような乖離の平均を用いた接続は、少なくとも本分析では大きな問題とはならないと考えられる。政府消費の値そのものは 68SNA より 93SNA で大きく増加したが、そのほとんどは社会資本の減耗分である。この減耗は社会資本ストックの一定率として求められているため、乖離の平均を用いた調整は社会資本ストックが大きく変化しない限り、適切な方法となっている。一方で、本稿で分析対象とする政府消費支出の内訳の変更は、民間消費と政府消費における医療給付の計上替えがあるものの額は小さく、接続によって受ける影響は限られる。

8) 都市部と非都市部の分割は、林(2003)の分類方法に従った。

9) これは、 $P_{it}^g$  以上に  $P_{it}^g$  が低下してきたことを意味する。高齢化の進展等もあって、実質政府消費支出の「量」はコンスタントに増加している一方、特にこの時期に  $P_{it}^g$  の内訳の一つである人件費(公務員給与)デフレーターが抑制ないしは下落している。政府最終消費支出は(人件費がかかる)公的サービスの占める割合が大きく、名目支出額が相対的に抑えられた結果、事後的なデフレーター、すなわち  $\ln(P_{it})$  が低下したと考えられる。

10) 1994 年で期間を分割した理由は、多くの地域でその時期に消費・政府支出比のトレンド変化が見られることに加え、生産年齢人口(15~64 歳)のピークがこの時期に重なっていることも挙げられる。

11) 念のため、2000 年代中盤以降に  $\ln(P_{it})$  が急激に上昇している愛知県と熊本県を除いた推定も行った。数値の範囲がわずかに狭くなるものの、本質的な結果に変化は見られなかった。

12) ただし、藤井(2011)は本稿とは異なり、トレンドを考慮したモデルをもとに代替の弾力性の推定を行っている。この点を踏まえ、トレンドを考慮した推定も試みた。その結果、表 3 と同様、時間効果の有無やリード・ラグの次数の如何に関わらず、後半に推定値が上昇することが確認された。

13) 詳しくは、<http://www5.cao.go.jp/keizai3/database.html> を参照のこと。

### 参考文献

浅子和美(2000)『マクロ安定化政策と日本経済』岩波書店。  
 浅子和美・坂本和典(1993)「政府資本の生産力効果」『フィナンシャルレビュー』第 26 号, pp. 97-102。  
 岩本康志(1990)「日本の公共投資政策の評価について」『経済研究』第 41 巻第 3 号, pp. 250-261。  
 小塚匡文・平賀一希・藤井隆雄(2012)「財政政策とクラウドファンディング・アウトに関する実証研究: 展望」『国民経済雑誌』第 205 巻第 4 号, pp. 71-82。  
 畑農鋭矢(1998)「社会資本とマクロ経済の生産能力」『一橋論叢』第 119 巻 6 号, pp. 106-124。  
 畑農鋭矢(2008)「公共投資の民間投資誘発効果——ストック均衡を考慮した誤差修正モデルによる検証——」『フィナンシャルレビュー』第 89 号, pp.

30-42。

畑農鋭矢(2009)『財政赤字と財政運営の経済分析—持続可能性と国民負担の視点—』有斐閣。

林正義(2003)「社会資本と地方公共サービス——資本化仮説による地域別社会資本水準の評価——」『経済分析』第 171 号, pp. 30-48。

藤井隆雄(2011)「民間消費と政府消費の代替性について」『金融経済研究』第 33 号, pp. 46-59。

藤井隆雄・江口允崇(2011)「政府消費と民間消費の代替性: 都道府県別データを用いた検証」神戸大学大学院経済学研究科 *Discussion paper*, No. 1017。

三井清・太田清編(1995)『社会資本の生産性と公的金融』日本評論社。

宮川努・川崎一泰・枝村一磨(2013)「社会資本の生産力効果の再検討」『経済研究』第 64 巻第 3 号, pp. 240-255。

宮崎智視(2004)「財政移転、公共投資と地域経済の効率性」『日本経済研究』第 48 号, pp. 58-75。

吉野直行・中島隆信編(1999)『公共投資の経済効果』日本評論社。

Amano, Robert A. and Tony S. Wirjanto (1997) "Intratemporal Substitution and Government Spending," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 4, pp. 605-609.

Amano, Robert A. and Tony S. Wirjanto (1998) "Government Expenditures and the Permanent-income Model," *Review of Economic Dynamics*, Vol. 1, No. 3, pp. 719-730.

Andrews, Donald W. K. (1991) "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation," *Econometrica*, Vol. 59, No. 3, pp. 817-858.

Asako, Kazumi and Ryuhei, Wakasugi (1984) "Government Capital, Income Distribution, and Optimal Taxation," *Economia*, No. 80, pp. 36-51.

Aschauer, David A. (1985) "Fiscal Policy and Aggregate Demand," *American Economic Review*, Vol. 75, No. 1, pp. 117-127.

Auteri, Monica and Mauro Costantini (2010) "A Panel Cointegration Approach in Estimating Substitution Elasticities in Consumption," *Economic Modelling*, Vol. 27, No. 3, pp. 782-787.

Bailey, Martin J. (1971) *National Income and the Price Level: A Study in Macroeconomic Theory*, McGraw-Hill.

Barro, Robert J. (1981) "Output Effects of Government Purchases," *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 6, pp. 1086-1121.

Chiu, Ru-Lin (2001) "The Intratemporal Substitution between Government Spending and Private Consumption: Empirical Evidence from Taiwan," *Asian Economic Journal*, Vol. 15, No. 3, pp. 313-323.

Eguchi, Masataka and Takao Fujii (2014) "The Role of Complementarity between Government Spending and Labor in Government Spending Multiplier: Evidence from Japan," T. Nakamura eds., *Studies in Medium-Run Macroeconomics*, World Science Pub-

- lishing, forthcoming.
- Evans, Paul and Georgios Karras (1996) "Private and Government Consumption with Liquidity Constraints," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 15, No. 2, pp. 255-266.
- Fiorito, Riccardo and Tryphon Kollintzas (2004) "Public Goods, Merit Goods, and the Relation between Private and Government Consumption," *European Economic Review*, Vol. 48, No. 6, pp. 1367-1398.
- Ganelli, Giovanni and Juha Tervala (2009) "Can Government Spending Increase Private Consumption? The Role of Complementarity," *Economics Letters*, Vol. 103, No. 1, pp. 5-7.
- Graham, Fred C. (1993) "Fiscal Policy and Aggregate Demand: Comment," *American Economic Review*, Vol. 83, No. 3, pp. 659-666.
- Hamori, Shigeyuki and Kazumi Asako (1999) "Government Consumption and Fiscal Policy: Some Evidence from Japan," *Applied Economics Letters*, Vol. 6, No. 9, pp. 551-555.
- Ho, Tsung-wu (2001) "The Government Spending and Private Consumption: A Panel Cointegration Analysis," *International Review of Economics & Finance*, Vol. 10, No. 1, pp. 95-108.
- Ho, Tsung-wu (2004) "Cointegration, Government Spending and Private Consumption: Evidence from Japan," *Japanese Economic Review*, Vol. 55, No. 2, pp. 162-174.
- Im, K. So, M. Hashem Pesaran, and Yongcheol Shin (2003) "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, Vol. 115, No. 1, pp. 53-74.
- Kao, Chihwa (1999) "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data," *Journal of Econometrics*, Vol. 90, No. 1, pp. 1-44.
- Karras, Georgios (1994) "Government Spending and Private Consumption: Some International Evidence," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 26, No. 1, pp. 9-22.
- Kwan, Yum K. (2006) "The Direct Substitution between Government and Private Consumption in East Asia," *NBER working paper series*, No. 12431.
- Levin, Andrew, Chien-Fu Lin and Chia-Shang James Chu (2002) "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties," *Journal of Econometrics*, Vol. 108, No. 1, pp. 1-25.
- Mark, Nelson C. and Donggyu Sul (2003) "Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-Run Money Demand," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 65, No. 5, pp. 655-680.
- Mera, Koichi (1973) "Regional Production Functions and Social Overhead Capital: An Analysis of the Japanese Case," *Regional and Urban Economics*, Vol. 3, No. 2, pp. 157-186.
- Molana, Hassan (1997) "Consumption and Fiscal Policy: UK Evidence from a Cointegration Approach between Private and Public Spending on Goods and Services," *Empirical Economics*, Vol. 22, No. 1, pp. 63-81.
- Ni, Shawn (1995) "An Empirical Analysis on the Substitutability between Private Consumption and Government Purchases," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 36, No. 3, pp. 593-605.
- Nieh, Chien-Chung and Tsung-wu Ho (2006) "Does the Expansionary Government Spending Crowd Out the Private Consumption? Cointegration Analysis in Panel Data," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 46, No. 1, pp. 133-148.
- Ogaki, Masao (1992) "Engel's Law and Cointegration," *Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 5, pp. 1027-1046.
- Ogaki, Masao and Joon Y. Park (1997) "A Cointegration Approach to Estimating Preference Parameters," *Journal of Econometrics*, Vol. 82, No. 1, pp. 107-134.
- Okubo, Masakatsu (2003) "Intratemporal Substitution between Private and Government Consumption: The Case of Japan," *Economics Letters*, Vol. 79, No. 1, pp. 75-81.
- Okubo, Masakatsu (2008), "Public Capital and Productivity: A Nonstationary Panel Analysis," *Applied Economics Letters*, Vol. 15, pp. 95-99.
- van Dalen, Hendrik P. (1999) "Intertemporal Substitution in Public and Private Consumption: Long-run Evidence from the US and the UK," *Economic Modeling*, Vol. 16, No. 3, pp. 355-370.
- Zeldes, Stephen P. (1989) "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 2, pp. 305-346.