

公共投資と景気動向*

宮 崎 智 視

1. はじめに

本稿では、公共投資支出が景気変動や景気動向に与える影響を計測することを通じて、公共投資政策を安定化政策の手段として採用することが適切であるのか否かを検証する。最初に、日本のマクロデータを用いて、効果ラグ(=外部ラグ)の計測と、政策効果の持続性・波及性の分析を、VARモデル(Vector Autoregressive Model)を用いて行う。次に、公共投資支出が景気動向の「予測」に有益であるのか否かを、プロビット・モデルにより明らかにする。

分析に当たっては、公共投資支出を、その事業主体によって中央政府と地方政府とに分ける。戦後の日本においては、浅子(2000)や宮崎(2007b)などが指摘するように、裁量的財政政策の手段として公共投資政策が主に用いられてきた。その公共投資については、一般

政府の公共投資のうち80%以上が地方政府によってなされてきた。すると、事業主体のほとんどを占める地方政府の公共投資の影響を抜きにしては、日本のマクロ安定化政策の議論は不可能と考えられる¹⁾。この点を踏まえて、中央政府主体の投資と地方政府主体の投資とに分けて推計を行う。同様のアプローチは、宮崎(2008)やMiyazaki(2008)でも試みられているが、本稿では、長期金利と国債残高を含めたVAR体系で推計を行う。言うまでもなく、このアプローチにより、宮崎(2008)とMiyazaki(2008)の結果が確認されるのか否かも確認する。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、政策効果の計測を行う。ここでは、中央政府の公共投資のラグが地方政府のそれよりも短く、さらに政策効果も有意でかつ持続的であるとの実証分析の結果が示される。第3節では、プロビット・モデルにより、景気動向への影響を計測した。その結果、中央政府の公共投資は景気拡大に対し有意な影響が見られるなど、予測に有用である一方、地方政府の公共投資については必ずしもそうではないことが示された。第4節は、本稿の結論部分である。

*本稿は、2007年6月に大阪学院大学で開催された日本経済学会春季大会のセッション「公共支出の実証分析」における報告論文(宮崎(2007a))を大幅に加筆・修正したものである。討論者をお引受け下さった村田治先生(関西学院大学)、セッションの座長であった中里透先生(上智大学)、ならびに出席者である赤井伸郎(大阪大学)、釣雅雄(岡山大学)および土居丈朗(慶応義塾大学)の各先生方から貴重なコメントを頂いた。記して感謝したい。なお、本稿は、2008年度の名古屋学院大学研究奨励金および科学研究費補助金・若手研究(B)(研究課題番号:19730229)の成果の一部である。

1) 以上の点については、林(2000)、小巻(2000a)、肥後・中川(2001)、宮崎(2006)や宮崎(2008)などを参照のこと。

2. VARモデルを用いた、政策効果の計測

第2節では、公共投資の政策効果の計測を行う。まず、財政政策の効果を計測する場合は、通常政策効果の持続性と波及性を計測することが試みられる。一方で、従来からある方法として、政策の「ラグ」の推計も試みられる。特に安定化政策については、外部ラグ(=効果ラグ)が発生することが知られている。両者を同時に扱う手法として、本稿ではVARモデルを用いて、ラグの計測とインパルス応答関数による政策効果の計測を試みる。

なお、本稿では、宮崎(2008)やMiyazaki(2008)に従い、マクロの月次データを用いて分析を進める。川出・伊藤・中里(2004)やBayoumi(2001)やIhori, Nakazato and Kawade(2003)など、財政政策の効果をVARモデルによって探った研究では、四半期データが用いられることが通常である。一方、Shioji(2000), 照山(2001)やMiyao(2003)など、金融政策の効果を探った研究では月次データが用いられることが多い。ここで、ラグの長さを計測する場合は、四半期データや年次データを用いる場合よりも、月次データを用いた方がより細かい期間のラグまで検出することが可能であると考えられる。この理由から、分析は月次データを用いて行われる。

2-1. 実証分析のフレームワークとデータセット

変数の組み合わせとしては、二つのケースを用いる。まず、ケース1であり、ここでは中央政府の公共投資、地方政府の公共投資、国及び地方の長期債務残高、長期金利、鉱工業生産指数、という5つの変数で分析を行う。次にケース2であり、ここではケース1の鉱工業生産指

数に代えて有効求人倍率を変数として用いる。本稿では、財政政策変数として公共投資を用い、さらに川出・伊藤・中里(2004)やFavero and Giavazzi(2007)などに従い、公債残高も変数として加える。なお、地方政府の公共投資と中央政府の公共投資との影響を比較するために、公共投資は中央と地方とに区分する。また、月次データの推計で生産の代理変数として用いられる鉱工業生産指数を用い、雇用動向への影響も見るために有効求人倍率を用いる。

分析は、以下の(1)式のようなVAR体系で行う。

$$Y_t = A(L, q)Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで、 $Y_t \equiv (G_t^C, G_t^L, D_t, r_t, X_t)$ であり、 G_t^C は中央政府の公共投資、 G_t^L は地方政府の公共投資、 D_t は公債残高、 r_t は長期金利、 X_t はケース1では鉱工業生産指数、ケース2では有効求人倍率を示し、長期金利以外の変数は対数を取っている。なお、 $A(L, q)$ はラグ多項式であり、 ε_t は誤差項である。

データの出所は、以下の通りである。まず、公共投資のデータは、国土交通省『建設工事受注動態統計調査』の『発注機関別・施行都道府県別請負契約額』の、国、都道府県および市町村のデータを用いる。中央政府については、国のデータを用い、地方政府については都道府県+市町村のデータを作成し用いる。ほかの公共投資のデータとしては、『県民経済計算年報』と『行政投資実績』のデータなどが存在する。しかしながら、両者とも、月次単位ないしは四半期単位でのデータが得られないため、本稿の分析では建設工事受注動態統計調査』のデータを用いる²⁾。なお、同データは、2000年基

2) 『建設工事受注動態統計調査』のデータでは、

準の建設投資デフレータで実質化している。次に、国及び地方の長期債務残高のデータは、年次データでは同様のデータが存在するものの、月次データでは国債残高のデータしか存在しない。そこで、以下のように加工することで、月次での国及び地方の長期債務残高のデータを構築した。まず、国の長期債務残高の月次データを、日本銀行のホームページよりダウンロードした。次に、国の長期債務残高のデータの、前の月の数値と当該月の数値の変化率を算出する。その上で、1984年3月から同年4月にかけての、国の長期債務残高の変化率を掛け合わせて、「1984年3月から4月にかけての、国および地方の長期債務残高変化額」を計測する。そして、この変化額を、財務省『国および地方の長期債務残高』の、1984年度末(=1985年3月)の数値に足し合わせて、「1984年4月の国および地方の長期債務残高額」を求める。その上で、

$$\begin{aligned} & \text{1984年5月の国および地方の長期債務残高} \\ & \text{額} \\ & = \text{1984年4月の同数値} \\ & + (\text{1984年4月の同数値} \times \text{1984年4月から5} \\ & \text{月までの国の長期債務残高の変化額}) \quad (2) \end{aligned}$$

を計測し、以下順次、サンプル期間最後の2001年3月まで算出した。算出したデータに関しては、消費者物価指数で実質化した。長期金利については、東証国債先物利回(10年もの)のデータを、日本銀行のホームページよりダウンロードしたものをを用いる。鉱工業生産指数に

ついては、経済産業省『鉱工業生産・出荷・在庫指数』の2000年基準のデータを、有効求人倍率については厚生労働省『職業安定業務統計』の新規学卒者を除き、パートタイムを含む有効求人倍率をそれぞれ用いた。長期金利以外のデータはいずれもX-12ARIMAで季節調整を行った。なお、サンプル期間は、1986年1月から2001年12月までの192ヶ月である。

2-2. ラグの計測結果

VARモデルの推計については、すべての変数についてレベルを用いて行う。これは、非定常な変数が含まれている場合には、変数間に共和分関係があろうがなかろうが、レベルによる推定量は一致性をもつためである³⁾。この点を踏まえ、Bernakne and Mihov (1997), Shioji (2000) や照山 (2001) などの先行研究では、レベルによる計測が試みられている。本稿でも、この点を踏まえ、レベルによるVAR体系で推定を行う。

推定に入る前に、VARモデルのラグの次数を決定する。本稿では、ラグの次数の下限を1、上限を12として尤度比検定を行い、ラグの次数を決定する。その結果、ケース1、ケース2とも11期のラグが最小となったため、ラグの次数を11として計測を行う。

VARモデルの推定結果は表1に示したとおりである。なお、実際の推定では、両方のケースとも先の5変数にトレンド項を加えて推定を行う。

まず、ケース1の推定結果から説明する。中央政府の公共投資については、1期前の投資が

『発注機関別』でのデータが得られるのみであり、費用負担別でのデータは得られなかった。このため、地方の公共投資について単独事業・補助事業に区分した上で政策効果を分析する試みはできなかった。この点は今後の課題としたい。

3) 詳細は、Sims, Stock and Watson (1990), Hamilton (1994), Bernanke and Mihov (1997), Shioji (2000) や照山 (2001) などを参照のこと。

表1 推定結果(サンプル期間=ケース1,
2とも1986年1月～2001年12月,
サンプルの大きさ=181, 被説明
変数= X_t)

	ケース1	ケース2
const	-0.2842 (0.7651)	-1.8617 (1.0476)
t	-0.0002 (0.0002)	-0.0006 (0.0003)
G_{t-1}^C	0.0447* (0.0268)	0.0422* (0.0306)
G_{t-2}^C	-0.0053 (0.0372)	-0.0046 (0.0422)
G_{t-3}^C	0.0226 (0.0371)	0.0388 (0.0424)
G_{t-4}^C	0.0041 (0.0364)	0.0134 (0.0421)
G_{t-5}^C	0.0058 (0.0361)	-0.0085 (0.0414)
G_{t-6}^C	-0.0158 (0.0359)	-0.0356 (0.0405)
G_{t-7}^C	-0.0310 (0.0360)	-0.0083 (0.0404)
G_{t-8}^C	0.0484* (0.0351)	-0.0750 (0.0396)
G_{t-9}^C	-0.0635** (0.0342)	0.0673** (0.0388)
G_{t-10}^C	0.0164 (0.0343)	-0.0141 (0.0388)
G_{t-11}^C	0.0284 (0.0253)	0.0034 (0.0285)
G_{t-1}^L	-0.0212 (0.0365)	-0.0569* (0.0411)
G_{t-2}^L	0.0007 (0.0486)	-0.0200 (0.0549)
G_{t-3}^L	0.0004 (0.0481)	0.0076 (0.0546)
G_{t-4}^L	-0.0656* (0.0476)	0.0399 (0.0541)
G_{t-5}^L	0.0398 (0.0481)	-0.0354 (0.0539)
G_{t-6}^L	-0.0123 (0.0481)	-0.0363 (0.0534)
G_{t-7}^L	-0.0095 (0.0484)	0.0294 (0.0537)
G_{t-8}^L	-0.0523 (0.0486)	0.0529 (0.0537)
G_{t-9}^L	0.0423 (0.0858)	0.0221 (0.0537)

G_{t-10}^L	0.0132 (0.0483)	-0.0505 (0.0532)
G_{t-11}^L	0.0433 (0.0365)	0.0590* (0.0410)
R^2	0.9704	0.9990

(注) 表のうち、ケース1は X_t を鉱工業生産指数としたケース、ケース2は X_t を完全失業率としたケースをそれぞれ表す。なお、 D_t 、 r_t と X_t のラグ値の係数の報告と、被説明変数を他の G_{t-1}^C 、 G_{t-2}^C 、 D_t 、 r_t とした推定式の結果の報告は省略した。表中の***は1%、**は5%、*は10%の有意水準で、それぞれの帰無仮説が棄却されたことを示し、tはトレンド項、括弧内の数値は係数の標準誤差をそれぞれ示す。

はじめて有意に正に推定された。これは、1期目ではじめて、公共投資が当期の生産の向上につながる効果を持つことを示すものである。この点を踏まえ、中央政府の公共投資の効果ラグは1ヶ月であるとの解釈を行う。次に、地方府の公共投資については、有意に正の結果を得ることはできなかった。

次に、有効求人倍率を被説明変数としたケース2について説明する。中央政府については、ケース1と同様に1期前の公共投資が有意に正に推定され、地方政府については11期目の公共投資がはじめて有意に正に推定された。これは、中央政府の場合は1ヶ月前の公共投資が、地方政府の場合は11期前の公共投資が、それぞれ当期の雇用拡大に効果を持つことを示すものであり、有効求人倍率に対する効果ラグは中央政府では1ヶ月、地方政府では11ヶ月となることを示すものである。

2-3. インパルス応答関数の計測結果

本節では、先のVARモデルにより求められたイノベーション(=残差)を基に、インパルス応答関数の計測を行う。インパルス応答関数は、誘導形のイノベーションを基に構造形を識

別し、そこで得られた構造形のイノベーションが各変数の将来の値に与える影響を計測するものである。本稿では、誘導形イノベーションの識別方法として、Sims (1992)、田中 (2002)、Ihori, Nakazato and Kawade (2003) や Miyao (2003) などを用いられているコレスキー分解による識別方法を用いる。

ここで、コレスキー分解を用いることは、構造形の係数行列を下三角行列とすることであるため、変数を並べるにあたって外生性の高いものを上から順に並べる必要がある。本稿では、中央政府の公共投資、地方政府の公共投資、公債残高、長期金利、鉱工業生産指数ないしは有効求人倍率という順序で並べ、インパルス応答関数の計測を行う⁴⁾。

この並び方は、公共投資の増加が公債残高を増加させ、それが長期金利を通じて景気動向に影響を与えることを示す。ここで、中央政府の次に地方政府を置いた理由は、景気対策は最初に中央政府で策定され、地方政府がそれを執行することや、中央の政策決定を基に地方の政策が決定されるという、日本の政府間財政関係を基に考えるならば、中央政府を地方政府よりも先に置くことが適切であると考えたためである⁵⁾。

4) 景気動向から長期金利への経路も考慮するために、鉱工業生産指数ないしは有効求人倍率を長期金利の前に持ってくる定式化でも推定したが、結果はほとんど変わらなかった。

5) 地方から中央への働きかけや、国が景気対策を策定する際に事前に地方自治体に調査を行うことなど、地方自治体の動向を踏まえて中央政府が政策決定を行っている可能性も否定できない。このため、宮崎 (2008) や Miyazaki (2008) と同様に、地方政府と中央政府の順序を逆にした上でインパルス応答関数の計測を試みたが、論文で報告した結果と

計測結果は、図1と図2に示したとおりである。インパルス応答関数の図のうち、実線が推計されたインパルス応答であり、これは各変数に対する累積的なインパルスを30期先まで示している。また、点線はインパルス応答の推計値の5標準偏差の区間を示す。まず、図1に示した、ケース1の結果から示す。図1からは、中央政府の公共投資の拡大が生産を持続的に上昇させる効果が有意に検出された一方、地方政府の公共投資が生産を拡大させる効果が検出されなかったことがわかる。次に、図2を基に、雇用動向への影響を分析したケース2の結果を説明する。ここでも、ケース1同様、中央政府の公共投資は雇用を持続的に拡大させる効果が有意であったものの、地方政府については拡大効果が得られず、むしろ有意に負に計測された。尤も、中央政府の政策効果の大きさは生産および雇用動向ともに軽微なものであった。この点は、公共投資は景気の下支えこそしたものの、景気回復の決定打ではなかったとする、Bayoumi (2001) などいくつかの先行研究の結果と整合的である。

中央政府については、公共投資の効果がいずれの場合でも有意かつ正に計測された。一方、地方政府については、ケース1では有意でない負、ケース2では有意な負にそれぞれ計測された。政府支出の効果が負に計測されることの理論的根拠としては、宮崎 (2008) でも整理したように、①公共投資の内容に無駄なものが多いこと、②公共投資の増加が金利の上昇を通じて民間需要を減少させる効果、③政府支出の増加が民間消費を代替する効果などが考えられる。

ここで、少なくとも第二点目の理由について

ほぼ同じであった。

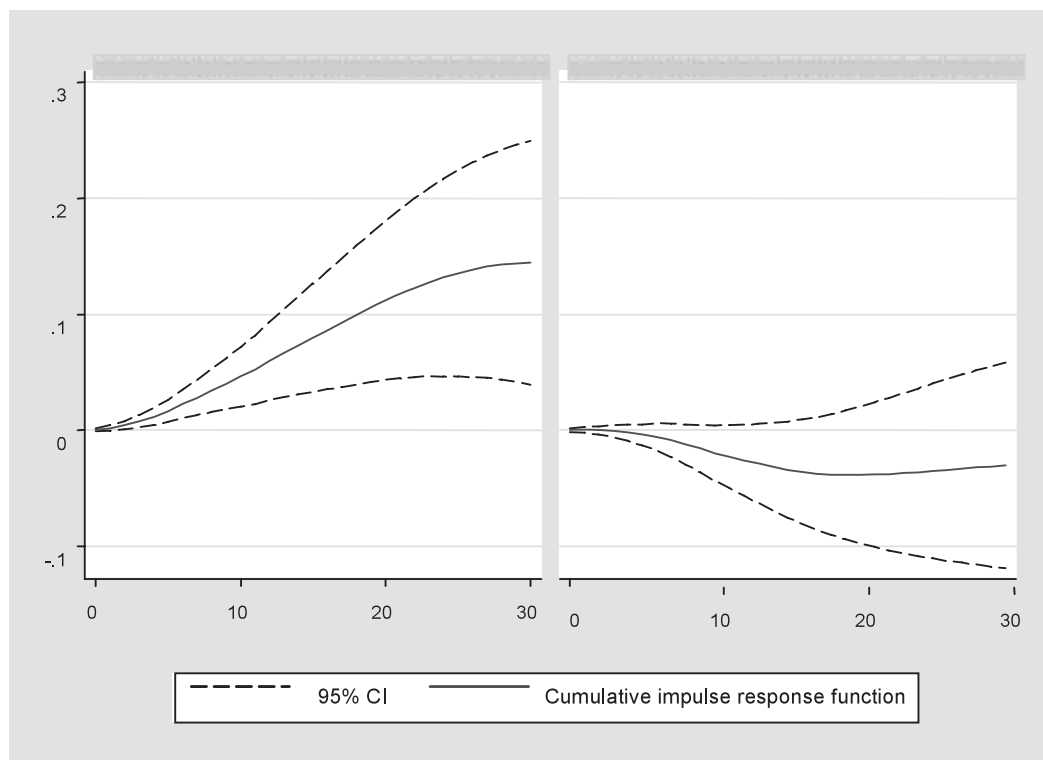


図1 公共投資の鉱工業生産指数に対するインパルス応答関数の計測結果

注) 図の左側が中央政府の公共投資，右側が地方政府の公共投資の影響をそれぞれ表し，図の実線は累積インパルス応答関数，破線は5標準偏差の区間を示す。

は、本稿の推計から確認することができる。すなわち、新古典派のフレームワークに従う場合、一時的な政府支出の増加は金利の上昇をもたらし、その結果消費や投資の異時点間代替が起り現在の民間需要が減少することが考えられる。特に、民間の経済主体が政府支出の変化を一時的なものと捉えている場合には十分起こりうると考えられる。そこで、図3と図4に各ケースでの中央政府および民間政府の公共投資の長期金利への効果を示した。ここからは、地方政府の公共投資の長期金利への効果は、有意とならず、また負にもならなかったことがわかる。すると、長期金利を通じた効果は否定されることとなる。

ほかの二つの理由のうち、いずれが適切であ

るのかについては、本稿の分析のフレームワークのみでは明確にすることが困難である。しかしながら、地方政府の公共投資の内容そのものが問題であるのか（第一点目）、あるいは民間経済主体の行動を反映しているのか否かについては（第三点目）、十分に注意が必要である。

3. 公共投資と景気予測

第2節では、VARモデルにより、政策のラグと、政策効果の波及性・持続性を計測した。本節では、景気予測への影響を分析する。

景気動向や、景気予測への影響を計測する場合、プロビット・モデルやロジット・モデル、ないしはマルコフ・レジーム・スイッチング・

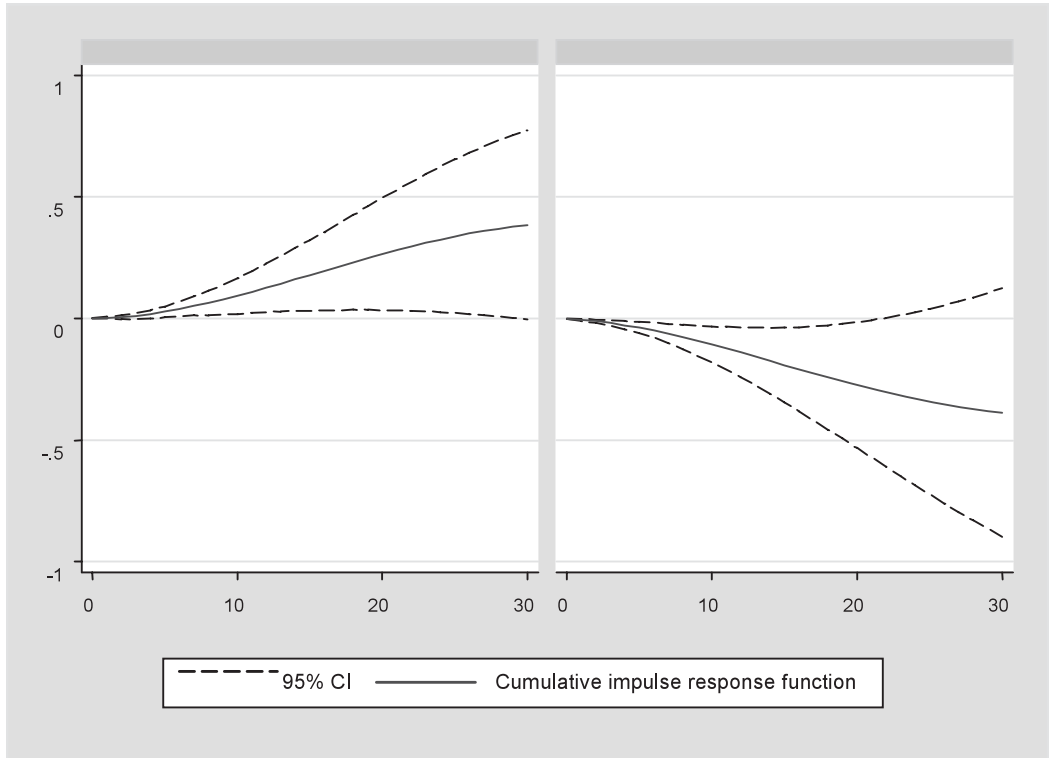


図2 公共投資の有効求人倍率に対するインパルス応答関数の計測結果

注) 図の左側が中央政府の公共投資，右側が地方政府の公共投資の影響をそれぞれ表し，図の実線は累積インパルス応答関数，破線は5標準偏差の区間を示す。

モデル，さらに第2節でも用いたVARモデルなども手法として挙げられる⁶⁾。このうち，本稿ではプロビット・モデルを用いる。

3-1. 実証分析のフレームワークとデータセット

以下では，被説明変数は景気動向を示す変数とする。具体的な推定式は，以下の(3)式である。

$$y_t^* = \beta_0 + x_t \beta + \mu_t \quad (3)$$

ここで，添え字のtは期間（ここでは月）を

示す。 β_0 は定数項， β は説明変数の係数パラメーターであり， x_t は説明変数ベクトル， μ_t は平均がゼロの正規分布に従う攪乱項をそれぞれ示す。 y_t^* は潜在変数（ここでは景気局面）であり，次のように定義されたダミー変数である。

$$y_t = \begin{cases} 1, & \text{(景気後退期)} \\ 0, & \text{(景気拡張期)} \end{cases}$$

説明変数 x_t は，財政政策に関する変数と，景気の先行指数を示す変数とを用いる。まず，政策に関する説明変数としては，前小節でも用いた中央政府の公共投資と地方政府の公共投資に加え，コールレートを用いる。また，先行指数として，M2 + CDを用い，さらにEstrella and Mishkin (1998)，小巻 (2001) や浅子・上田・

6) 景気動向の分析のモデルの比較については，小巻 (2000b)，加納 (2002) や加納・小巻 (2003) を参照のこと。

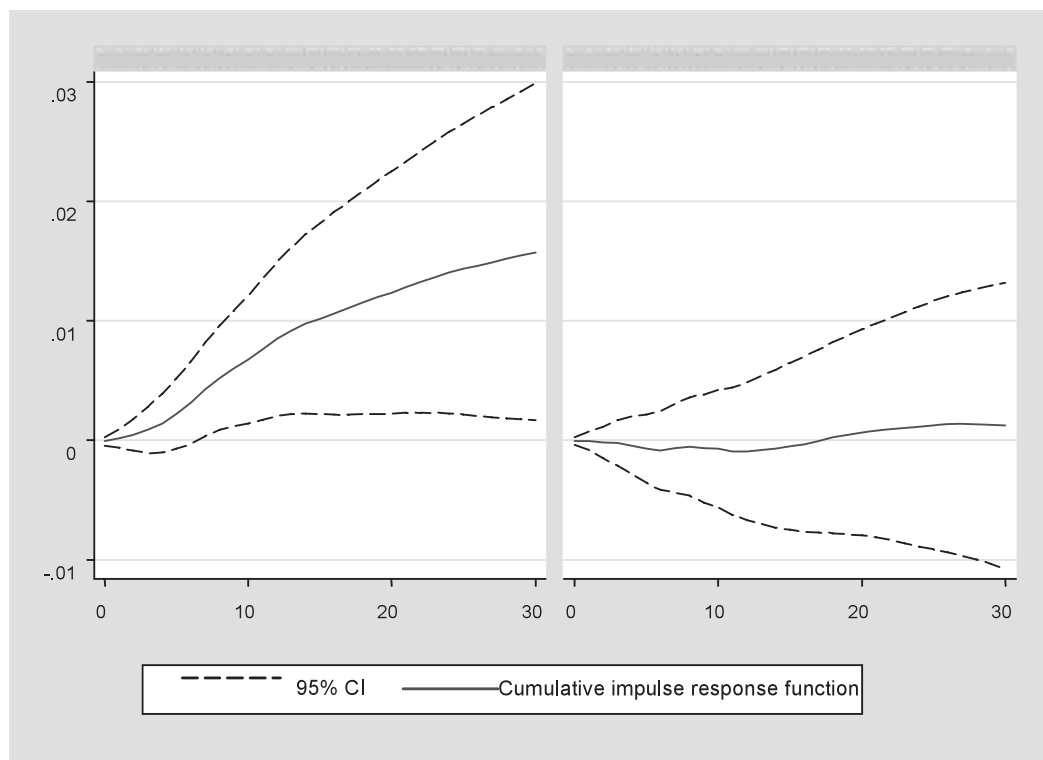


図3 ケース1における，公共投資の長期金利に対するインパルス応答関数の計測結果
 注) 図の左側が中央政府の公共投資，右側が地方政府の公共投資の影響をそれぞれ表し，図の実線は累積インパルス応答関数，破線は5標準偏差の区間を示す。

加納（2003）などに従い，内閣府の景気動向指数の先行系列に採用されている長短金利差と株価を加えて推定を行う。さらに，景気の先行指標として，小巻（2001）に従い，先行CI（composite index）を加えて推定を行う。CIは，景気の「浸透度」を捉えるDIでは把握できない景気の「強弱」を示すものである。本稿では，先の先行指数に加え，このCI景気の先行指数を捉える変数として加えて推定を行う。このうち，中央政府の公共投資と地方政府の公共投資，そしてM2 + CDについては，浅子・加納・上田（2003）のM2 + CDの変数加工の一つの方法を参考に，対前月からの変化率を用いる。最後に符号条件については，すべての変数とも景気の拡大に寄与する（＝景気後退を解消する）

と考えられるため，負を仮定する。

なお，被説明変数として用いる景気循環の指標については，内閣府の『景気基準日付』のサイトの同日付を基に，後退期とされた期間を1，拡張期とされた期間を0として「景気循環」を示す変数として用いる⁷⁾。また，株価については，日経平均225種の月中央値を用いる。先行CIは内閣府の『景気動向指数』のサイトからダウンロードしたデータをそれぞれ用いる。推定期間は，1986年1月から2001年3月までの183ヶ月である。

7) 詳細については，<http://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/di/041112hiduke/041112hiduke.html>を参照のこと。

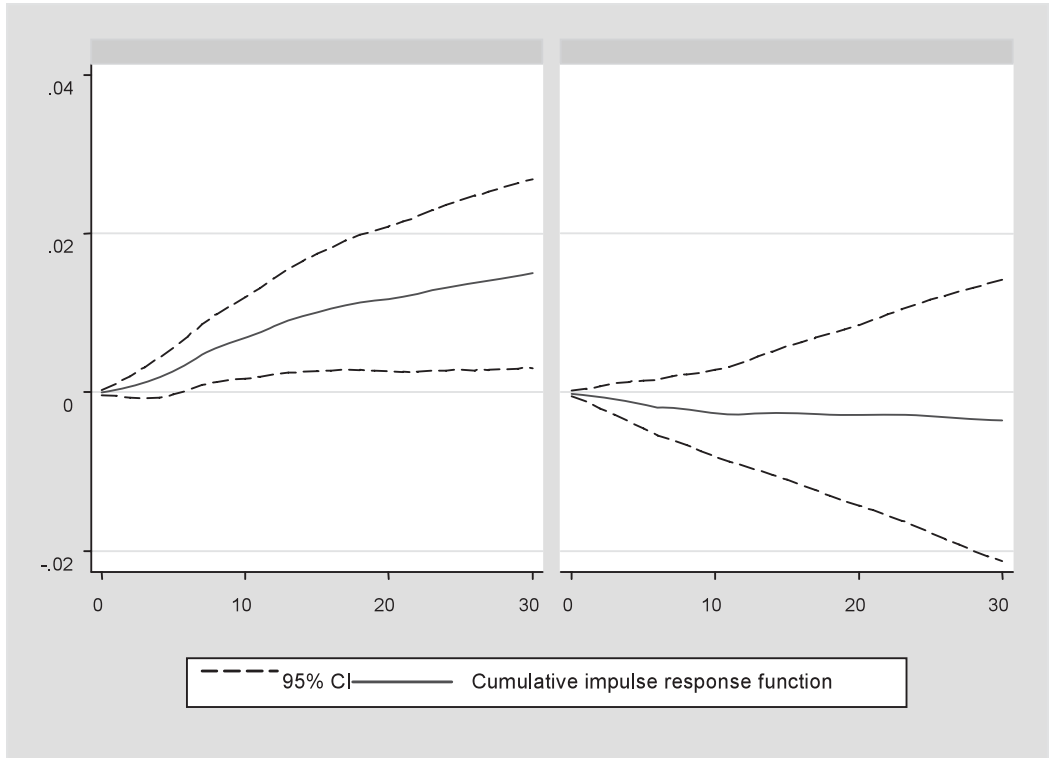


図4 ケース2における、公共投資の長期金利に対するインパルス応答関数の計測結果
 注) 図の左側が中央政府の公共投資，右側が地方政府の公共投資の影響をそれぞれ表し，図の実線は累積インパルス応答関数，破線は5標準偏差の区間を示す。

3-2. 推定結果

ここで、長短金利差、M2 + CD、株価の三変数については、「株価、金利差とも3～4ヶ月程度先の当てはまりが最も良い」との小巻(2001)の指摘を踏まえ、三ヶ月前の値を説明変数とする。また、景気対策は景気後退期に策定されるため、当期の値を加えた場合には同時性が発生するために符号が条件と逆になるとも考えられる。この点を踏まえ、浅子・上田・加納(2003)では、財政政策のアナウンスメントがあった時期をダミー変数として、「財政政策変数」としている。しかしながら、本稿は公共投資「額」という、執行後のデータを用いている。さらに、浅子(2000)や宮崎(2006)などでは、財政政策の行動ラグは国だけで約

2ヶ月、地方議会での審議まで含めると約6ヶ月になると指摘している。以上の点を踏まえるならば、一見すると当期の公共投資の値をそのまま説明変数に用いたとしてもそれほど問題は生じないと考えられる。しかしながら、第2節のVAR分析の結果も踏まえるならば、公共投資の「効果ラグ」は、とりわけ地方政府のそれに対して大きいと考えられる。この点も考慮し、公共投資についても、それぞれ1ヶ月前、6ヶ月前、12ヶ月前のラグを加えて推計を試みる。

推定結果は、表2に示したとおりである。まず、いずれのモデルでも、当期および1ヶ月前の地方政府の公共投資は、有意に正に推定されるなど符号条件とは逆に推定された。また、1年前の地方政府の公共投資については、負に

表2 プロビット・モデルによる推定結果

被説明変数：景気循環，推定方法：プロビット・モデル

説明変数				
定数項	11.7300*** (1.8105)	11.8967*** (1.8810)	11.3574*** (1.8213)	13.9650*** (2.1693)
先行 CI	-0.0941*** (0.0230)	-0.0957*** (0.0235)	-0.0921*** (0.0239)	-0.1243*** (0.0267)
M2+CD 変化率 (3ヶ月前)	-10.8783*** (3.9020)	-10.0606** (3.9668)	-9.5410** (4.0565)	-9.5000** (4.0809)
長短金利差 (3ヶ月前)	-0.6716*** (0.0113)	-0.6774*** (0.1734)	-0.6517*** (0.1875)	-0.7147*** (0.0570)
株価 (3ヶ月前)	-0.0001** (0.00004)	-0.0001** (0.00005)	-0.0001** (0.00004)	-0.0001* (0.00005)
中央政府の公共投資 (当期)	-3.1839 (2.6340)			
中央政府の公共投資 (1ヶ月前)		-4.9331* (3.2119)		
中央政府の公共投資 (6ヶ月前)			-0.1527 (3.3598)	
中央政府の公共投資 (12ヶ月前)				-8.1439** (4.4963)
地方政府の公共投資 (当期)	10.3302** (4.7500)			
地方政府の公共投資 (1ヶ月前)		8.8646** (4.4950)		
地方政府の公共投資 (6ヶ月前)			3.1353 (5.3302)	
地方政府の公共投資 (12ヶ月前)				-4.3606 (6.1917)
Log pseudo-likelihood	-61.6161	-62.1274	-63.2252	-54.6367
サンプルの大きさ	179	179	176	170
Pseudo R^2	0.4720	0.4677	0.4433	0.4961

注：*** は 1%，** は 5%，* は 10%の有意水準で帰無仮説が棄却されたことを示す。

推定されたものの有意な結果を得ることができなかった。次に、中央政府の公共投資については、1ヶ月前の値と、12ヶ月前の値が有意に負に推定され、1ヶ月前ないしは12ヶ月前の

中央政府の公共投資が景気拡張期の予測に有用であるとの結果を得た。それ以外の変数に関しては、すべてのケースについて有意に負に推定されるなど、景気拡張の予測について有意な結

果が得られた。

4. まとめと今後の課題

本稿では、公共投資政策を安定化政策の手段として用いることが適切であるのか否かについて、政策効果の計測と景気予測への有用性との二つの側面から分析を行った。その際、公共投資の事業主体を、中央政府と地方政府とに区分したことが分析の特徴である。具体的には、効果ラグの計測と波及性・持続性の計測と、プロビット・モデルを用いた景気予測への有効性の検証を行った。

まず、政策効果については、効果ラグが中央政府のほうが地方政府よりも短く、また拡張的政策の政策効果およびその持続性も、中央政府の公共投資については正の効果が検出される一方、地方政府の公共投資についてはそれが確認されなかった。地方政府の公共投資の効果が有意に計測されなかった点は、宮崎（2008）およびMiyazaki（2008）の結果と整合的である。ただし、Miyazaki（2008）は、中央政府の鉱工業生産指数への影響は「直接」得られず、建設業活動指数の影響を通じて「間接的に」得られると結論づけている点で、本稿および宮崎（2008）と違う結果となっていることに注意が必要である⁸⁾。次に、景気予測の点からも、中央政府の公共投資は景気拡張期の転換点の予測には有効である一方、地方政府の公共投資についてはその有効性について疑問があるとの結果が得られた。

8) この点は、Miyazaki（2008）で、2000年基準の建設業活動指数の数値が1993年以降しか得られないことから、サンプルの大きさが本稿や宮崎（2008）などと比較して著しく小さくなったためと考えられる。

今後は、マクロ全体ではなく、地域データを用いて分析をする必要がある。一つの方向性は、第2節の研究の拡張である。供給面については、社会資本の生産性分析などで多数の研究が蓄積されている一方、需要面への効果を検証した研究は少ない。地域データを用いるため、パネルVAR分析やパネル共和分分析など、より洗練された方法を用いることや、Fatás and Mihov（2003）などのように、VARモデルのイノベーションを「政策」の方向と捉えて、それが地域の景気変動や成長に与える影響を分析することなども考えられる。もう一つは、第3節で試みたように、景気の転換点の予測を行うことが考えられる。ここでは、パネル・プロビットモデルなどを用いることが考えられる。

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・上田貴子・加納悟（2003）「政策と景気局面」浅子和美・福田慎一編『景気循環と景気予測』東京大学出版会，pp. 157-177.
- 加納悟（2002）「景気動向のモデル分析—そのフロンティア—」『経済研究』第53巻2号，pp. 173-187.
- 加納悟・小巻泰之（2003）「景気動向のモデル分析—バブル崩壊後の景気変動—」浅子和美・福田慎一編『景気循環と景気予測』東京大学出版会，pp. 75-102.
- 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』pp. 105-123.
- 経済企画庁（1999）『平成11年度 年次経済報告』
- 小巻泰之（2000a）「公共事業量の定量的把握に向けた課題」『日本経済の構造変化と財政政策に関する調査研究』報告書，pp. 75-105.
- 小巻泰之（2000b）「景気転換点の予測—景気後退確

- 率モデルの日本経済への適用」、『日本経済の景気循環』に関する委託調査研究』報告書, pp. 23-42.
- 小巻泰之 (2001) 「景気の転換点予測モデルの有効性—日本経済への適用—」『フィナンシャル・レビュー』第57号, pp. 42-69.
- 田中秀明・北野祐一郎 (2002) 「欧米諸国における財政政策のマクロ経済的效果」『フィナンシャル・レビュー』第63号, pp. 114-147.
- 照山博司 (2001) 「VARによる金融政策の分析: 展望」『フィナンシャル・レビュー』第47号, pp. 74-140.
- 土居丈朗・芦谷政浩 (1997) 「国庫支出金分配と政権与党の関係」『日本経済研究』第34号, pp. 180-195.
- 林健久 (2000) 「景気対策と地方財政」、『都市問題研究』第52巻第7号, pp. 44-54.
- 肥後雅博・中川裕希子 (2001) 「地方単独事業と地方交付税制度が抱える諸問題—地方交付税を用いた地方自治体への財政支援策の効果と弊害—」日本銀行調査統計局ワーキングペーパー, 01-9
- 宮崎智視 (2006) 「地方財政と景気対策—財政政策の「内部ラグ」を中心に—」『研究年報』名古屋学院大学 19, pp. 45-53.
- 宮崎智視 (2007a) 「地方政府の公共投資と景気対策・景気動向」日本経済学会2007年度春季大会報告論文
- 宮崎智視 (2007b) 「日本における裁量的財政政策の評価」『名古屋学院大学論集社会科学編』Vol44 No. 2, pp. 207-230.
- 宮崎智視 (2008) 「地方政府の公共投資と景気対策」『フィナンシャル・レビュー』第89号, pp. 118-136.
- Bayoumi, T., 2001. The Morning After: Explaining the Slowdown in Japanese Growth in the 1990s. *Journal of International Economics* 53(2), 241-259.
- Bernanke, B. S., Mihov, I., 1997. What Does the Bundesbank Target? *European Economic Review* 41, 1025-1054.
- Estrella, A., Mishkin, F. S., 1998. Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators. *Review of Economics and Statistics*, 80(2), pp. 45-61.
- Fatás, A., Mihov, I., 2003. The Case for Restricting Fiscal Policy Direction. *Quarterly Journal of Economics* 118(4), pp. 1419-1447.
- Favero, C., Giavazzi, F., 2007. Debt and the Effects of Fiscal Policy. *NBER Working Paper* No. 12822.
- Hamilton, J. D., 1994. *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton.
- Ihori, T., T. Nakazato., M. Kwade., 2003. Japan's Fiscal Policies in the 1990s. *The World Economy* 26(3), 325-338.
- Miyao, R., 2003. The Effects of Monetary Policy in Japan. *Journal of Money, Credit and Banking* 34, 376-392.
- Miyazaki, T., 2008. Public Investment and Business Cycles: The Case of Japan. Papers presented at the 64th Congress of the International Institute of Public Finance.
- Shioji, E., 2000. Identifying Monetary Policy Shocks in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies* 14, 22-42.
- Sims, C., 1992. Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy. *European Economic Review* 36, 975-1000.
- Sims, C., J. H. Stock., M. M. Watson., 1990. Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. *Econometrica* 58(1), 113-144.
- Toda, Y., T. Yamamoto., 1995. Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrate Processes. *Journal of Econometrics* 66, 225-250.