

報告番号	甲 乙 第	号	氏 名	亀田 啓悟
主 論 文 題 名 :				
Effectiveness of Fiscal Expansion in Japan				
(内容の要旨)				
<p>本論の趣旨は日本経済における財政出動の有効性とマクロ経済に対する影響を考察することにある。1990年代初頭のいわゆるバブル崩壊後、我が国では膨大な財政拡大が実施されてきた。しかしながら、その見かけ上の効果は芳しくなく、多くの論者によってその有効性に疑義が呈されてきた。また、その結果として蓄積された GDP 比 200%程度にも上る政府債務は、それ自体が財政出動の効果を抑制するものとして見なされ始めている。</p> <p>しかしながら、各章でくわしく述べるように、こうした議論の多くは実証的な分析によって裏付けられたものではない。本論では、これまで議論が尽くされていないと考えられる3つの論点について実証分析を試みる。</p>				
Chapter 1:				
Budget Deficits, Government Debt, and Long-Term Interest Rates in Japan				
1. Introduction				
<p>伝統的な経済理論によれば、膨大な財政赤字・公的債務を抱えるわが国の長期金利は上昇させる。しかし、現実の長期金利は1990年以降一方的に下落し、低位安定を続けている。公的債務・財政赤字の増加は長期金利を上昇させないのであるか？本章の目的は、わが国における両者の関係を先行研究の知見を活用しながら再検討することである。</p> <p>この分野における研究の嚆矢は Plosser (1982) であるが、これ以降の研究は大きく2つの世代に分けられる。第1世代の研究はこの Plosser (1982) を嚆矢とし、利子の期間構造モデルを包含した VAR モデルから利率の誘導形を導出し、財政変数の有意性を検定するものである。この世代の先行研究はリカードの中立命題に依拠して、財政変数、特に減税は長期金利に影響を与えないことを主張する。しかし Mankiw and Elemendorf (1999) や Gale and Orszag (2002) によって様々な問題が指摘され、近年ではこの方法は利用されていない。</p> <p>第2世代の研究は現在ではなく将来の予想財政赤字・政府債務が現在の長期金利に有意な影響を与えることを主張する。この世代の研究は更に2つのグループに分けられる。第1のグループは、Feldstein (1986) を嚆矢とする、政府等が公表する財政赤字予想 (Published Forecasts) を市場参加者の財政赤字予想の Proxy として利用し、長期金利をこれらに回帰するものである。第2のグループは Wachtel and Young (1987) を嚆矢とするイベントスタディーを利用したもので、財政赤字予想の発表日において長期金利が有意な変化を示すか否かを検討している。先述のとおり、どちらのグループともそのほとんどが将来の予想財政赤字・政府債務が長期金利に正の影響を与えることを確認している。</p> <p>海外においてはこの他にも膨大な研究蓄積がある。しかし、わが国の先行研究は筆者の知る限り中沢 (2002)、中里他 (2003)、福田・計 (2002) 等に限定され、しかも海外先行研究を踏まえているとは言い難い。本章ではわが国の中央政府に関する時系列データを利用して、財政赤字・政府債務と長期金利の関係を第2世代</p>				

の 2 手法により実証分析した。

2 Event Studies

2-1 Main Analysis

イベントスタディーを用いた財政赤字と長期金利に関する研究の嚆矢は Wachtel and Young(1987)である。彼らは市場の効率性を仮定し、財政赤字予想の予期せざる変化（前回予想からの変化）に金利が有意な反応を示すか否かによって両者の関係を判断した。一方、これに続く Quigley and Porter-Hudak (1994)は介入分析を用い、財政予想の公表日に金利が有意な変化を示すか否かをもって両者の関係を判断した。

これらの先行研究はその手法で異なるものの、財政赤字予想に注目する点では一致する。よって本稿でも財政赤字予想について十分検討されるべきであり、例えば財務省の公表する『予算の後年度歳出・歳入への影響試算』の利用が考えられる。しかし、この『試算』は年度予算の政府案が明らかとなった後に公表されるもので、市場関係者にとって「予期せざるもの」ではない。市場の効率性を前提とするこれらの手法では、イベントは市場関係者にとって「予期せざるもの」でなくてはならない。

そこで本稿では、財政予想の公表ではなく、予算措置を伴う経済対策の公表に関するイベントスタディーを行った。経済対策は時の経済状況に応じて発動されるものであり、少なくとも『試算』の公表より予期しにくい。推計期間は研究開始時にデータが利用可能であった 1987年 2月 1日から 2009年 9月 7日までとし、故に、対象となる経済対策は 18回となった。なお、先刻説明した通り、イベントスタディーには 2つの分析手法があるが、予想財政赤字額が必要となる Wachtel and Young(1987)の手法はここでは利用できない。よって、専ら Quigley and Porter-Hudak (1994)の手法により分析を進めることにする。

イベント日には経済対策に関する首相指示日を利用した。具体的には経済対策決定日からその 3月前までの間で「首相 and 対策 and (指示 or 表明) and (経済 or 景気) and 1面」を検索語として日経テレコン 21で検索を行い、その中から首相の景気対策に関する意見表明が反映されている記事を利用した。ただし、記事中に発言時間の特定がない場合、朝刊掲載の記事は前日を、夕刊掲載の記事は当日をイベント日とした。また、この 3ヶ月間の間に総選挙、参議院議員選挙、および自由民主党総裁選挙の後に首相の変更があった場合は、指名日から後の期間のみで検索を行った。なお、ここで最初の記事を利用するのは、効率的な市場の下では情報は瞬時に金利水準に織り込まれるはずだからである。

本章で利用する介入分析とは時系列分析の一種で、以下の式における $C(1) \leq 0$ が棄却されるか否かによってイベントの影響の有無を判断する手法である。

$$y_t = a_0 + A(L)y_{t-1} + C(L)z_{t-1} + B(L)\varepsilon_t \quad (1)$$

ここで $A(L)$ が AR 部分、 $B(L)$ が MA 部分、 $C(L)$ がダミー変数に関するラグ多項式であり、 ε_t は攪乱項を、 z_t は第 t 時点のみ 1 の値をとる時点ダミーと、第 t 時点以降 1 の値をとるレベルダミーのベクトルを表している。以下では y_t に 10 年国債利回りを利用して分析を行うこととする。

上式の推計手順は以下の通りである。まず他の経済対策の影響が混在しないように、イベント日前後 60 日（計 121 日）を推計期間とする。この上で、各推計期

間ごとに長期金利の単位根検定を行ったところ、レベル値では単位根の存在を棄却できなかったため、対前日階差データを利用する。次に AR ラグ期数、MA ラグ期数を最大 4 期として AIC 基準により決定した。その後、 $C(1) \leq 0$ を検定することになるが、経済対策の公表が市場からすぐにその実行と認識されない可能性や、一時的な過剰反応を示す可能性に配慮し、経済政策のレベルダミー、時点ダミーのそれぞれについて $C(L)$ のラグ期数を 0 から 10 まで変化させることにした。よって、各経済対策につき 121 本の (1) 式の推計を実施することになるが、ここでは最も AIC が低くなる 1 本について結果をまとめることにする。なお推計期間内で生じた他のショック（金融政策の変更・財務省原案の公表・財産要求基準の公表・経済対策の決定）はレベルダミー変数を用いてコントロールした。

推計結果は Table 1 の通りである。全 19 回の経済対策のうち 15 回で長期金利の有意な一時的な変化が確認され、6 回で恒常的な変化が確認された。よって、我が国では経済対策に関する首相の指示・表明・示唆がイベントとして認識されており、長期金利を上昇させる可能性があることが確認された。

2-2 Conditions to Raise Yields

次に確認すべきは、いつ、どのようか経済環境において長期金利は上昇するのかということであろう。そして、この問に対する一般的な答えは、(1) 予想財政赤字の規模が大きく、(2) 今後の景気回復が見込まれるとき、というものであろう。そこで、Table 1 での経済政策レベルダミーの t 値を (1) 景気動向指数（先行指数）の対前月差と、(2) その経済対策に伴う補正予算での新規公債発行額対 GDP 比に回帰した。有名な「運用部ショック」直前の経済対策の検定結果がコントロールダミーの存在によって過小評価されていたので、この点を調整して推計したところ、先行指数は 5%、予想財政赤字は 1% で有意となった (Table 3 の第 2, 3 列)。以上より、予想財政赤字の規模が大きく、今後の景気回復が見込まれるときほど、首相による経済対策の表明が長期金利の上昇を招く可能性が高まることが明らかとなった。

2-3 Good Rise or Bad Rise?

長期金利の上昇が景気の改善期待による「良い上昇」であるのか、財政リスクの高まりを反映した「悪い上昇」であるかを分析することも有意義である。そこで、Table 1 有意となった 6 つの経済対策について以下の 2 つの分析を試みた。

まず、Table 1 に記載されているラグ期数を維持したまま、日経 225 種インデックスを (1) 式の説明変数に加えて推計を行った。その結果、1990 年代半ばまでの経済政策ダミーの有意性は低下し、90 年代後半以降は変わらず有意であった (Table 4 の第 1 列)。よって、90 年代後半以降の長期金利の上昇は財政リスクを反映したものと解釈できる。

次に Cornell (1983) の手法による分析を行った。Cornell (1983) は国内資産の金利が上昇したとしても、それがリスクプレミアムの上昇を反映したものであるならば、為替レートは変化しないと主張した。なぜなら、この時には内外資金移動は発生しないはずだからである。そこで (1) 式の y_t を対米ドル名目為替レートに代えて推計したところ、すべての経済対策ダミーは有意ではなかった (Table 4 の第 2 列)。よって、これら 6 回の経済対策による長期金利の上昇はすべて財政リスクを反映したものと判断できる。

以上二つの分析の結果は残念ながら一致していない。しかし 90 年代後半以降の長期金利の上昇が財政リスクの高まりに起因するという結果は同一である。よって、もし現在、経済対策の発動によって長期金利が上昇したならば、それは市場が財政リスクに反応したと考えるべきであろう。

3 Regression Methods Using Published Forecasts

前節のイベントスタディーでは財政悪化が長期金利をどの程度上昇させるのかはわからない。以下、Published Forecasts を利用した研究である Laubach(2003) を参考にしながら、財政赤字・公的債務の対 GDP 比 1% の上昇が長期金利をどの程度上昇させるかを検討する。

3-1 Estimation equation

本章では、Laubach(2003)に倣い、CES 型の効用関数を仮定した Ramsey Model での均衡式 $r = \sigma g + \theta$ (r …実質金利、 σ …相対的リスク回避度、 g …技術進歩率、 θ …時間選好率)をベースとする以下の推計式を利用した。

$$r_t = \beta_0 + \beta_1 f_t + \beta_2 g_t + \beta_3 e_t + \beta_4 Z_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

f_t は財政変数を意味し、 e_t は相対的危険回避度 σ の Proxy として利用される株式のリスクプレミアムである。また Z_t は短期的な影響を表すコントロール変数のベクトルである。

3-2 Recent topics to be considered for estimation

推定を行う前に、今なお議論の収束していない 2 つの論点を説明しておく。

『政府債務の妖精の寓話(Parable of Debt Fairy)』

財政変数が長期金利に与える影響の大きさ(Magnitude)に関する先行研究での推計結果は大きなばらつきがある。この状況に対して、近年 Ball and Mankiw(1995) の『政府債務の妖精の寓話』と呼ばれる経済モデルが標準となりつつある。いま「政府債務の妖精」が現れて、政府債務を民間資本ストックにたちどころに変えてしまう状況を考える。新古典派マクロ経済学を前提とし、コブダグラス型生産関数 $Y = AK^\alpha L^{1-\alpha}$ を仮定すると、資本の限界生産性は実質金利に一致する ($r = \alpha A(L/K)^{1-\alpha}$)。この式の対数をとって全微分し、 $d \log L = 0$ を仮定した上で、「妖精」の魔術は $dK/dD = -1$ と表現できることを利用すると、

$$\frac{\partial r}{\partial D} = \frac{\partial r}{\partial K} \frac{\partial K}{\partial D} = \alpha(1-\alpha) \frac{Y}{K^2} > 0 \quad (4)$$

を得ることができる。この式を日本経済の 2008 暦年データで計算すると、GDP1% 相当の政府債務の増加が実質金利を 2.54 ベーシスポイント上昇させることになる。

この『寓話』の成立には、政府債務の増加が民間貯蓄に影響しない等の仮定が必要である。しかし、多くの研究がこの『寓話』をベンチマークとしており、日本での妥当性も重要な関心事である。

財政赤字か公的債務か？

上記(4)式を念頭に財政が金利に与える影響を考えれば、金利の上昇をもたらすのは公的債務であるということになる。Engen and Hubbard(2004)はこの『寓話』に基づき、財政赤字より政府債務のほうが金利に大きな影響を与えると主張した。

一方、Feldstein(1986)は、(1) 財政赤字は総需要の拡大を通じて利子率を上昇

させる、(2) 政府債務は過去からの蓄積に過ぎないが、財政赤字の拡大は更なる金融緩和期待を発生させ得る、等の理由から財政赤字を公的債務より重視した。このように財政赤字と公的債務のどちらが金利に大きな影響を与えるかについては議論が分かれている。

3-3 Data and statistical methodology

財政赤字には『予算の後年度歳出・歳入への影響試算』（財務省）の予想値を利用した。ただし、比較のためにその現在値や基礎的財政収支も用いた。公的債務残高には、財務省『財政金融統計月報』の「国債および借入金現在高」表に掲載されている「国債計」の四半期データから『試算』公表直前の四半期末値（多くの場合 12 月末）を抽出して利用した。

長期金利には『試算』の衆議院予算委員会提出日における 10 年利付国債流通債最長期物最終利回（複利）を利用した。トレンド成長率には『試算』と整合的になるように、経済計画等における想定実質経済成長率を加工して利用した。期待インフレ率はカールソン＝パーキン法を改良した加納(2006)の方法で独自に作成した。最後に相対的危険回避度の代理データには Laubach(2002)と同様にリスクプレミアムを用いることとし、「危険資産収益率－安全利子率＋トレンド実質経済成長率」で計算した。なお、サンプル期間は『試算』公表開始時の昭和 56 年度(1981 年度)から 2008 年度までの 28 である。

単位根検定と共和分検定の結果、変数間に 1 つの共和分関係が存在することが確認された (Table 5,6)。よって以下では FM-OLS を用いて (2) 式を推計することにする。

3-4 Estimation results

推計結果は以下の 3 点に要約できる (Table 7)。第 1 に、財政赤字対 GDP 比予想値 1% の増加は長期金利 (10 年物国債の最長期物利回り) を 0.26%、現在値は 0.27% 上昇させる。また、基礎財政赤字対 GDP 比予想値 1% の上昇は 0.34%、現在値は 0.33% 上昇させる。この一方、政府債務残高対 GDP 比現在値 1% の上昇は、同金利を最大でも 0.012% しか上昇させない。よって公的債務より財政赤字のほうが長期金利に与える影響は大きいといえる。第 2 に t 値で比較したところ、Feldstein (1986) によるアメリカでの分析結果と同様に、日本でも財政赤字対 GDP 比は現在値より将来予想値のほうが現在の長期金利を上昇させる可能性が高い。第 3 に『寓話』成立のための諸仮定を鑑みると、公的債務と長期金利の関係を議論する際にこの『寓話』をベンチマークとして利用することは、日本においても妥当であると思われる。

3-5 Factorial decomposition

推計結果から長期金利の要因分解をしたところ (Fig 1)、長期金利に対する財政の影響は 1999 年度以降に急上昇しており、最も影響の低かった 92 年度と比べ、財政赤字が 1-2% 程度、公的債務が 1% 程度、近年の長期金利を高めていることがわかった。清水谷・寺井(2004)によれば、実質資本コスト 1% の上昇は民間設備投資を 1.2-2.1% ポイント減少させる。民間設備投資の対 GDP 比を 15% として経済成長率に換算すれば、これは年率 0.195-0.21% の経済成長率の低下を意味する。よって、近年の財政の悪化は、我が国の GDP をおおよそ 0.39-0.63% 低下させていると推計できる。

4 Concluding Remarks

本稿で明らかとなった実証分析結果は学術的に興味深い。特に、実際の市場では無関係に見えるにも関わらず、財政悪化が実質長期金利を上昇させている事実を統計的に確認した点は、経済理論の現実説明力を考えるうえで意義深い。しかし、今後の経済運営を考える上で重要なのは、公的債務と長期金利の関係であろう。

3.4 節で述べたように、公的債務対 GDP 比 1 % の上昇は実質長期金利をわずか 1.2 ベースポイントしか上昇させない。しかし、我が国の公的債務残高は GDP 比で 200% を超え、今後まだ上昇することが予想されている。3.5 節で述べたように、この巨額の公的債務の存在は 2008 年時点で既に実質長期金利を 1% 前後上昇させており、実質 GDP を 0.19% から 0.21% 程度減少させている。そして、この効果は基礎的財政収支が黒字に転ずるまで減じることはなく、我が国の長期的な経済運営に強い制約を与えることになる。一刻も早い財政再建が必要といえる。

Chapter 2:

Estimating non-Keynesian Effects for Japan.

1 Introduction

リーマンショック以降、ケインズ政策の有効性について多くの注目が集まった。当然のことながら、その答えは分析手法 (VAR、DSGE 等) や、サンプル期間、財政ショックの識別方法、研究対象国によって異なり得る。しかし、いくつかの例外を除き、VAR を利用した分析はケインズ的な乗数効果の存在を主張している。

しかしその一方で、非ケインズ効果の研究も進んでいる。この研究の嚆矢である Giavazzi and Pagano (1990) は、デンマークとアイルランドの財政再建がその後の経済成長を導いたと主張した。また多国間年次パネルデータによって、この効果の存在を確認している先行研究も多数存在する。この見方に立てば、財政再建、言い換えれば緊縮財政が経済を成長させることになる。

これら二つの議論は両立するのだろうか？ 先行研究によれば非ケインズ効果は極端な財政状況にあるときに発生する。よって平時にはケインズ効果が生じ、大幅な財政赤字の下では非ケインズ効果が検出されると考えても特に問題はない。事実、上記のパネルデータを使った非ケインズ効果の研究では平時にケインズ効果が検出されている。しかし、これらの研究では消費関数のみが推定されており、主に VAR をベースに議論が進むケインズ効果研究と比較することが難しい。二つの効果が検出されるのは、単に手法や対象データの違いに起因するのかもしれない。

本章では、これら二つの議論の橋渡しを行うことを目指す。具体的には、財政乗数の研究でよく用いられる単純な VAR を拡張し、政府債務・基礎的財政赤字と財政支出の拡大・減税とのクロス項を説明変数に加える。また、政府債務・基礎的財政赤字の予算制約に配慮するために Favero and Giavazzi (2007) に倣い、これを明示的に VAR システムに加える。その上で、この near-VAR から財政支出・税のインパルス反応関数を日本のデータにより推計し、需要拡大効果が政府債務・基礎的財政赤字の水準によってどう変化するかを分析する。

2 Literature on Non-Keynesian Effects

Giavazzi and Pagano (1990)は1980年代に財政再建を成功させたデンマークとアイルランドの消費関数を推計し、両国の財政再建後にケインズ経済学では説明しえない予想誤差が存在することを発見した。Giavazzi and Pagano (1990)はこの予期せざる消費の増加は財政再建による期待恒常所得によるものと解釈し、これを財政再建の効果の expectation view、あるいは非ケインズ効果と呼んだ。これが非ケインズ効果研究の始まりである。

Giavazzi and Pagano (1990)以後、非ケインズ効果の理論的基礎の探求と、非ケインズ効果の一般性（上記2か国以外でも存在するのか）に関する研究が進んだ。そして、後者においては多くの先行研究が財政再建の規模が大きいほど非ケインズ効果は発生しやすいことを主張した (Table 3)。

我が国における非ケインズ効果研究の嚆矢は中里(2002)であり、日本でも1980年代の財政再建期に非ケインズ効果が発生したと主張した。また伊藤・渡辺(2004)は独自の消費関数を都道府県パネルデータで推計し、いくつかの条件下で非ケインズ効果が発生することを主張している。なお、この他の研究を含め、日本での研究は亀田(2009)にまとめられている。

3 Methodology and Data

政府債務・基礎的財政赤字とプライマリー歳出・歳入とのクロス項を説明変数を加えた以下の2種類の near-VAR システムを推計する。

システム1：政府債務対GDP比率を導入したシステム

$$Y_t = C_0 + \sum_{i=1}^k C_i Y_{t-i} + \gamma_G d_{t-1} g_{t-1} + \gamma_T d_{t-1} t_{t-1} + u_t \quad (1)$$

$$d_t = \frac{1+r_t}{(1+\Delta y_t)(1+\Delta p_t)} d_{t-1} + \frac{\exp(g_t) - \exp(t_t)}{\exp(y_t)} \quad (2)$$

システム2：財政赤字対GDP比率を導入したシステム

$$Y_t = C_0 + \sum_{i=1}^k C_i Y_{t-i} + \gamma_G PB_{t-1} g_{t-1} + \gamma_T PB_{t-1} t_{t-1} + u_t \quad (3)$$

$$PB_t = \frac{\exp(g_t) - \exp(t_t)}{\exp(y_t)} \quad (4)$$

ここで $Y_t' = [g_t, t_t, y_t, p_t, r_t]$ であり、 t_t と g_t はプライマリー財政支出とプライマリー歳入の一人当たり対数値、 r_t は名目金利、 y_t は一人当たり実質GDPの対数値、 p_t はGDPデフレーター対数値である。なお、この変数選択・変数順序は Perotti (2004), Favero and Giavazzi (2007) と同様である。 d_t は政府債務対GDP比率、 PB_t は基礎的財政赤字対GDP比率、 u_t は攪乱項である。なお、このシステムにおいて推定すべきパラメータは 5×5 係数行列 C_j ($j=0, 1, \dots, k$) と 5×1 ベクトル γ_G と γ_T である。

このシステムにおいて、非ケインズ効果は(1)式、あるいは(3)式の第3、第4項の存在を通じて g_t の増加あるいは t_t の減少が y_t を減少させることによって表現される。よって、今後、検討すべき課題は(1) γ_G と γ_T が有意か、(2) 有意だったとして、外生的に $d_t=0$ あるいは $PB_t=0$ を代入したときにケインズ効果が観察されるか、(3) d_t ある

いは PB_t の初期値を増加させたときに g_t の増加あるいは t_t の減少が y_t を減少させるかの 3 点となる。

このシステムを推計するに当たり、政府債務以外のデータには 93SNA データを利用した。政府債務データは川出・伊藤・中里 (2004) を参考に構築した。名目金利には中央・地方政府の支払利子を、作成した政府債務残高の前期値で除した値を 400 倍した百分率を利用した。また、実質 GDP とプライマリー歳出・歳入は総人口により一人当たりで換算した。サンプル期間は 1980 年第 1 四半期から 2008 年第 2 四半期までであり、すべてのデータは 1997 年第 1 四半期と第 2 四半期の消費税導入の影響を別々の additive outlier で除去した X12-ARIMA により季節調整を施した。

4 Empirical Analysis

4-1 Preliminary Analysis

単位根検定と共和分検定の結果、変数間に 1 つの共和分関係が存在することが確認された。よって、ここでは (1) 式、(3) 式を階差レベルに入れ替え、誤差修正項を加えた near-Vector Error Correction Model (VECM) を推計した。この結果、基礎的財政収支の影響を加味したシステム 2 には有意となるパラメータが存在する一方、政府債務を利用したシステム 1 には有意となるパラメータは存在しなかった (Table 3)。よって、以後、基礎的財政収支を利用したシステム 2 のみに注目して分析を進めることにする

4-2 Impulse Response Functions

政府の予算制約式を明示的に織り込んだ VECM からインパルス反応関数を導出するために、本稿では Favero and Giavazzi (2007) の手法を応用した。まずベンチマークとして、期初時点における基礎的財政収支対 GDP 比を 0 として導出したインパルス反応関数を求めたところ、プライマリー歳出ショックを与えた場合のインパルス反応はすべての変数でケインズ的な反応 (GDP の上昇、税収の増加、金利の上昇、物価の上昇) を示した。一方、プライマリー歳入ショックは、どちらかというトリカード的な反応 (GDP および金利の金利の無反応) を示した。ただし、Hebous (2011) にあるように、歳入の変化に対してマクロ経済が反応を示さないのは、財政政策の効果測定を目的とした VAR (いわゆる fiscal VAR) ではしばしば観察される結果である。

さて、本稿にとって重要な結果は、初期時点の基礎的財政収支を変化させたときに GDP のインパルス反応が負値に転じるかどうかにある。そこで、初期時点の基礎的財政収支対 GDP 比率を 0% (0.000) から 1.5% (0.015)、3% (0.030) に変化させて GDP のインパルス反応を導出したところ、同比率が 0% のときはプライマリー歳出の増加は安定的に GDP を増加させているのに対し、3% の時には有意ではないもののインパルス反応は低下傾向を示すようになった (Fig 4) である。プライマリー歳入についても同様の傾向が見て取れる。こうした変化は非ケインズ効果の存在を示唆するものといえる。

5 Discussion

本章から得られる政策インプリケーションは以下の通りである。第 1 に今後予定されている消費増税を実行する際に、その負の影響を不安視する必要はない。2010 年の基礎的財政収支対 GDP 比は -6.7% であり、四半期ベースで見れば約 -

1.7%である。よって前節の分析から判断すれば景気には中立的なはずである。第2に経済対策と銘打って政府支出を増加させることは肯定できない。いま見たように、現状において財政拡大は景気中立的であり、これ以上、政府支出を拡大させれば非ケインズ効果を通じてかえって景気を悪化させる。第3に、消費税の増税は経済環境と無関係に断行すべきである。増税法案の付則第18号には、名目成長率3%、実質成長率2%をターゲットとする経済環境の好転が消費税増税の条件となっている。しかし、上記の理由からこうした付則に配慮する必要はないといえる。

Chapter 3:

What Changes the Effects of Fiscal Policy? A Case Study of Japan

1 Introduction

日本における財政拡大の需要創出効果は90年代後半より様々な疑念が投げかけられ、多くの先行研究が乗数効果の低下を指摘している。例えば、経済企画庁(1998)や川出・伊藤・中里(2002)は、(1)生産⇒企業収益⇒設備投資⇒生産の循環が①過剰設備のストック調整、②資本効率の低下、③バランスシート調整、④資産市場の低迷、⑤期待成長率の低下、といった要因により弱まったこと、(2)財政赤字の悪化に基づく非ケインズ効果が家計消費を抑制させたこと等により、90年前後を境として乗数が低下したと主張している。しかし、これらの先行研究は90年前後でサンプルを分割し、乗数が低下する推計結果と各変数のインパルス反応関数の形状から要因を類推しているに過ぎず、原因とされる経済現象と乗数との関係を統計的に分析したわけではない。

本章ではThreshold VARを利用することにより、原因とされる経済現象と乗数低下の関係を統計的に分析する。具体的には、乗数低下の要因の代理変数をThreshold変数とする無制約VARを推計し、Threshold変数に基づいて分割される2つのサンプル期間の間でVARの係数が有意に異なるかをHansen(1996,2000)の手法により検定する。そしてこれらの係数が有意に異なる場合には、それぞれの期間のインパルス反応関数を比較し、公的総資本形成の増加が民間需要に与える影響の差異を分析することにする。

2 Brief History of Fiscal Stimuli after Bubble Burst in the Early 1990s

わが国では、バブル崩壊以降21回もの財政出動を伴う経済対策が実施され、債務保証等も含めた事業費レベルで合計348兆円にも上る巨額の対応がなされてきた(Table 1, Fig 1)。しかし、こうした努力にもかかわらず我が国の経済成長は低迷し(Fig 2)、財政拡大の需要創出効果に疑念が生じている。一般に、1980年代まではこの需要創出効果は有効だったと考えられており、90年代以降にどのような要因によってこの効果が低下したのかを考察することは非常に重要といえる。

3 Statistical Methodology and Data

3-1 Threshold VAR

非線形時系列分析の手法には様々なものがあるが、本稿では閾値多変量自己相関モデル(以後、TVAR)を利用する。

$$\begin{aligned}
 Y_t &= A_1 + B_1(L)Y_{t-1} + V_{1,t} && \text{if } s_t \leq \gamma \\
 &= A_2 + B_2(L)Y_{t-1} + V_{2,t} && \text{otherwise}
 \end{aligned} \tag{1}$$

ここで $Y_t = (Y_t^1, Y_t^2, \dots, Y_t^k)$ は k 変数ベクトル、 L はラグオペレーター、 $V_{i,t} = (u_{i,t}^1, u_{i,t}^2, \dots, u_{i,t}^k)$ はレジーム $i(i=1, 2)$ における $k \times 1$ 攪乱項ベクトル、 s_t は Threshold 変数、 γ は Threshold パラメータである。またレジーム 1 は $s_t \leq \gamma$ が満たされるサブサンプル期間、レジーム 2 は残りの期間である。よって係数行列 A_i 、 B_i は s_t に依存しており、故に γ と同時に推計される。 $V_{i,t}$ は時間に関して i.i.d であり、レジームについて互いに独立と仮定する。この TVAR の推計にあたり、本章では先行研究に倣い以下の尤度関数をグリッドサーチにより最大化する。

$$\begin{aligned}
 l(A, B, \Sigma_{V_i}, \gamma) &= -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 N_i \ln |\Sigma_{V_i}| \\
 &\quad - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \{ [Y^i - \iota_{N_i} \otimes A_i - (I_{N_i} \otimes B_i(L))Y_{-1}^i] [I_{N_i} \otimes \Sigma_{V_i}]^{-1} [Y^i - \iota_{N_i} \otimes A_i - (I_{N_i} \otimes B_i(L))Y_{-1}^i] \}
 \end{aligned} \tag{2}$$

ここで Y^i とレジームごとに抽出された kN_i 変数ベクトルであり、 Y_{-1}^i はこのラグ変数を列方向に並べた kN_i 変数ベクトルである。ここで N_i はレジーム i における観測度数、 l はラグ期数である。 ι_{N_i} はすべての要素が 1 となる N_i ベクトル、 I_{N_i} は $N_i \times N_i$ 単位行列である。

ところで本研究にとっての関心事は本当に非線形な効果が存在するのか、すなわち $H_0: B_1 = B_2$ を検定をすることにある。しかしこの検定には Davies Problem、あるいは局外変数問題 (Nuisance Parameter Problem) と呼ばれる困難が伴う (Davies (1978))。

この問題は帰無仮説 H_0 の下では閾値 γ が特定できないことに起因する。もし真の値 γ が何らかの方法で事前にわかっているならば、 H_0 の下で Wald 統計量、あるいはラグランジュ乗数統計量は漸近的にカイ 2 乗分布に従う。しかし閾値 γ の値は一般には未知であり、 H_0 の下でこれらの統計量はこの局外パラメータ γ に依存する。よって通常の意味での Wald 検定、LM 検定は不可能である。

Hansen (1996) はこの問題に対し、ARMA などの通常の時系列プロセスが満たす条件の下で、 H_0 の下で各 γ について算出される Wald 統計量あるいはラグランジュ乗数統計量 $T_n(\gamma)$ が漸近的にカイ 2 乗分布に従うことを示した。ここで、帰無仮説が正しいとき p 値が一様分布 $[0, 1]$ に従うことを利用すれば、これらの統計量から算出されるべき p 値も漸近的に一様分布 $[0, 1]$ に従う。Hansen (1996) は先行研究により提案されていた検定統計量 $g_n = g(T_n(\gamma))$ の J 個の標本 g_n^J を正規乱数シミュレーションにより構築し、これらの標本の値が実際の検定統計量の値 g_n を上回る割合 $(1/J) \sum_{j=1}^J \{g_n^J \geq g_n\}$ が漸近 p 値となることを利用して検定を行った。なお、 g_n には $SupT_n = Sup_{\gamma \in \Gamma} T_n(\gamma)$ 、 $aveT_n = \int_{\Gamma} T_n(\gamma) dW(\gamma)$ 、 $\exp T_n = \ln(\int_{\Gamma} \exp(1/2Z(\gamma) dW(\gamma))$ の 3 つが提案されているが、本章では g_n として、Davies (1978) が推薦した $SupT_n = Sup_{\gamma \in \Gamma} T_n(\gamma)$ を利用して検討を進めることにする。

3-2 Variables in VAR

VAR により財政政策の需要創出効果を検討する場合、重要なポイントとなるの

が変数の選択とラグ期数の選択である。本研究では後述のように観測数が 115 個とそれほど多くはなく、また推計期間をレジームごとに 2 分割するので、利用する変数を絞り込む必要がある。

本研究の目的を鑑みると、公共投資・税収の政策変数と民間消費・民間投資の目的変数を除外すべきではない。また、民間投資のクラウドディング・アウトのパスを考察するために実質長期金利も加えるべきであろう。そこで以下では $Y_t' = [G_t, T_t, r_t, I_t, C_t]$ (G_t : 公的総資本形成、 T_t : 税収、 r_t : 実質長期金利、 I_t : 民間総固定資本形成、 C_t : 民間最終消費支出) として分析を進めることにする。

3-3 Data

このシステムを推計するに当たり、 Y_t' に含まれる実質長期金利以外のデータには 93SNA データを利用した。実質長期金利には 10 年国債利回りから加納(2006)の方法で推計した期待インフレ率を控除して作成した。推計期間は 1980 年第 1 四半期から 2008 年第 2 四半期までであり(観測数は 115)、1997 年第 1 四半期と第 2 四半期の消費税導入の影響を別々の additive outlier で除去した X12-ARIMA により季節調整を施した。

第 1 節で述べた財政拡大の需要創出効果の低下要因は以下の代理変数で表現した。

- ① 過剰設備のストック調整と資本効率の低下: 生産設備 DI(製造業)
- ② バランスシート調整: 貸出態度 DI
- ③ 資産市場の低迷: 日経平均株価
- ④ 期待成長率の低下: 業況判断 DI (予測)
- ⑤ 非ケインズ効果: 構造的基礎的財政収支対潜在 GDP 比および政府債務対潜在 GDP 比

3-4 Estimation Procedure

レジームごとのインパルス反応関数は以下のように導出した。まず、ここでは比較のために 2 つのレジームで共通のラグ期数を利用することとし、全サンプルを利用して AIC 基準によりラグ期数 = 1 を決定した。次に、次節で説明する Threshold 閾値推計値を利用して推計期間を 2 つのレジームに分割し、VAR を推計した。その後、Blanchard and Perotti (2002) の手順により構造ショックを求め、インパルス反応関数を導出した。ただし、多くの先行研究と異なり、ここでは 1 期におけるショック発生後に政策変数(公共投資あるいは税収)が内生的に変化しないように、関連するパラメータを 0 に入れ替えてインパルス反応関数を導出している。これは例えば、概ね不況期に対応する Bad レジームでは公共投資の累積インパルス反応が多くなり、このことが Bad レジームにおける需要創出効果を過大推定させる可能性を防ぐためである。またこの結果、2 期目以降の政策変数のインパルス反応は 0 を示すのみとなるため、ここでは掲載しなかった。なお、ここでは財政政策の発動後のレジームスイッチングはないと仮定しており、いわゆる一般化インパルス反応関数を求めたわけではないので注意されたい。

4 Empirical Results

4-1 Test for Structural Change

2 節で触れた Threshold 変数に関する Hansen (1996) の検定を実施した結果、銀行の貸出判断 DI の 1 期ラグと構造的基礎的財政収支対 GDP 比の 3 期ラグのみ

が有意となった。よって、以後、この二つの変数の閾値推定値 (Table 4) を利用してレジームを分割し、インパルス反応関数を推計することにする (Table 5)。

4-2 Benchmark: Full-Sample Estimation

レジーム別の結果を見る前に、全期間のデータを利用したときの結果を見ておく。Fig 3 の第 1 列は公共投資を 1 % 増加させたときのインパルス反応関数である。民間消費と実質長期金利は増加し、民間投資は最初クラウドアウトされたのち、増加に転じる。よって全体的な動きは IS-LM 分析と民間投資の加速度原理で説明できそうである。次に税収の 1 % 相当の減税を行った時の結果をみる (Fig 4 の第 1 列)。こちらの変化も概ね IS-LM 分析と整合的であるが、ショックを与えた次の期にはすべての反応が有意ではなくなる。減税の効果は短期的と考えるべきであろう。

4-3 Lending Attitudes of Financial Institutions

以下、4-1 節の結果に基づき、貸出態度 DI の 1 期ラグが 2 以上のサンプル期間 (good time) とそれ以下の期間 (bad time) で別々に求めたインパルス反応関数について、それぞれ論じる。

公共投資の効果：まず good time でのインパルス反応関数の形状は全サンプルを利用した場合と大きな差異はなく、公共投資の需要誘発効果は十分存在している (Fig 3)。一方、bad time には民間投資がクラウドアウトされるなど、その効果は小さい。実質長期金利がほぼ不変であることを勘案すると、このクラウドアウトは Alesia et al. (2002) の提案した労働市場チャネルのような非利子チャネルを通じたものと考えられる。また民間消費の伸びも低迷するが、これは借入制約下にある家計は、銀行の貸出態度が厳格である時に消費を増加させることができないためであろう。

減税の効果：good time に消費が増加するが、bad time には消費・民間投資とも有意な増減を示さなかった。よって、公共投資同様、bad time での需要誘発効果は小さいといえる (Fig 4)。

考察：こうした結論はリーマンショック後に公表された先行研究のものと異なる。例えば Baldacci et. al. (2009) は財政拡大をした国の方が早く金融危機から脱却できることを示し、Spilimbergo et. al. (2009) は減税より財政支出の方が有効と主張した。しかし、これらは財政政策の効果を正常期と金融危機時の間で比べているわけではない。また、Fernández-Villaverde (2010) は金融摩擦が存在する下では財政政策の効果が大きくなること、Carrilo and Poilly (2012) はこの効果はゼロ金利政策の下で更に大きなものになると主張した。しかし、実際の日本のデータを見てみると、本節の bad times において日本企業の純資産価値は増加しておらず、こうした議論は適用できない。本節の結果は、少なくとも日本経済においては、これらの先行研究が考慮しなかった民間投資の非利子チャネルや家計の借入制約の効果が大きく作用したことを示しているといえる。

まとめ：財政拡大の需要創出効果は銀行の貸出態度によって変化する。この変化を引き起こす主要な原因は民間投資の非利子チャネルと家計の借入制約の影響である。

4-4 The Ratio of Structural-Primary-Budget Surplus to Potential GDP

4-1 節の結果に基づき、構造的基礎的財政収支対潜在 GDP 比 0.00176 以上とそれ未満の期間にサンプルを分割して求めたインパルス反応関数について論じる。

公共投資の効果：消費のインパルス反応を見ると(Fig 6)、good time における増加が bad time でのそれを上回っている。非ケインズ効果とは財政拡大に伴って民間消費が減少する効果である。よってこの反応は非ケインズ効果の存在を意味しないが、その作用は存在するといえる。

民間投資は good time にはクラウドインし、bad time にはクラウドアウトする。実質長期金利の上昇は good time の時により大きいので、これは民間投資に対する利子チャンネルが作用していないことを意味する。前節で説明した非利子チャンネルを通じたクラウドアウトがベースとして存在し、これに加速度原理を通じたクラウドイン効果が加わって、こうした差異が生じていると解釈すべきであろう。

減税の効果：公共投資の場合と異なり、減税では民間消費の反応は good time と bad time で顕著な差が観察される(Fig 7)。もっとも民間消費が bad time に減少するわけではないので、非ケインズ効果の存在を意味しないが、その作用は公共投資のケースより大きい。

民間投資の動きは消費のそれと大変よく似ており、加速度原理を通じたクラウドイン効果の存在が示唆される。実質長期金利の動きは民間投資の動きと不整合的であり、やはり民間投資に対する利子チャンネルの存在を否定している。

考察：本章での bad time の定義は非ケインズ効果関連の先行研究のものとは比べ緩い。そこで、構造的基礎的財政収支対潜在 GDP 比が -0.003 未満を bad time として公共投資に関するインパルス反応関数を導出したところ、非ケインズ効果の影響が顕著に観察された。

まとめ：財政拡大の需要創出効果は政府の財政状況によって変化する。この変化を引き起こす主要な原因は非ケインズ効果の存在にある。

5 Conclusions

本章では Threshold VAR を用いてレジーム別のインパルス反応関数を推計した。まず、どのような要因がマクロ経済構造に影響するかを検定したところ、貸出態度 DI と構造的基礎的財政収支対潜在 GDP 比の 2 要因が有意な影響を持つことがわかった。そこで、これらの指数を用いてサンプル期間を分割し、インパルス反応関数を推計したところ、両指数の悪化期、すなわち銀行の貸出態度が厳しいか、財政状況が悪いときには財政拡大の需要創出効果が弱くなることが確認された。なお、インパルス反応関数の形状の考察結果から、この背景には (1) 民間投資の非利子チャンネルと (2) 家計の借入制約の影響、そして (3) 非ケインズ効果の存在があると考えられる。