

日本における裁量的財政政策の評価*

宮 崎 智 視

1 はじめに

日本経済はバブル崩壊後の長期低迷を脱しつつあり、「景気回復」や「デフレ脱却」などの声も聞かれる。平成18年11月には、景気の拡大期間が57カ月となり、「いざなぎ景気」を超えて戦後の景気回復期間の最長記録を更新することとなった。

この景気回復を背景に、財政状況も好転しつつある。実際に、平成17年度決算では、税収の増加が見込まれ、税収は49兆654億円と当初予算を約5兆円上回ることとなった。また、平成19年度予算では、特例国債発行額は25兆4320億円となり、平成18年度当初予算に比べ4兆5410億円の減額となった。さらに、3年ぶりに一般歳出予算が増加するなど、近年抑制傾向にあった政策経費も増加することとなった。

しかしながら、公債への依存は続いており、先に見たように19年度予算でも25兆円あまりと、依然として一般会計の30%近くを特例公債に依存せざるを得ない状況にある。政府は、平成23年度に国・地方を合わせた基礎的財政収支を確実に黒字化させる方針を打ち出してい

るものの¹⁾、当面は特例公債への依存が続くことが予想されよう。

このように、財政赤字が持続的に発生する理由については、主に政治経済学的なアプローチにより、財政再建の「先送り現象」としてAlesina and Drazen (1991) や Velasco (1998) などにおいて分析がなされている。この点については、井堀 (2000) などにおいても指摘されている。一方、財政赤字の継続的な発生の原因を、政府の反景気循環的な政策スタンスに求めた研究も少なくはない。たとえば、日本における景気循環と財政政策の評価については、主にデータを整理して歴史的な推移を観察した研究として、野口 (1983)、Asako, Ito and Sakamoto (1991)、岡崎 (1998)、浅子 (2000) や井堀・土居 (2007) などが挙げられる。これらの研究の多くは、抑制政策や財政再建策まで含めた上で、景気変動と財政政策との関連について検証し、日本では多かれ少なかれケインジアン的な裁量的財政政策が行われてきたことに言及している²⁾。また、吉田・福井 (2000) など、構造的財政収支 (= 景気調整済み財政収支) の計測を試みた研究の多くは、日本におい

* 本稿を作成するに当たり、Tsuru (2005) で使用された原データを、釣雅雄先生 (岡山大学) より快くご提供頂いた。記して感謝の意を表したい。なお、本稿は、文部科学省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) 詳しくは、経済財政諮問会議 (2007) などを参照のこと。
2) このほか、井堀・中里・川出 (2002) は、財政政策変数やマクロ変数を循環的な変動と基調的な変動とに区分した上で、1990年代の財政政策運営の評価を試みている。

て財政がマクロ経済安定化に対して積極的に介入してきたことを示している。しかしながら、過去の数度の財政再建期間を取り出して、その間に政府が反循環的な政策と、財政再建のいずれを優先させたのかについてまでは、データを整理した上で厳密な検証を試みていない。もし、財政再建を行っていたとして、その期間の削減幅がそれほど大きなものではなく、かつ財政当局が景気平準化のための政策運営スタンスを取っていたことが分かれば、財政再建を行っていたとしても、財政が景気平準化機能にある程度積極的に果たしていたと考えられる。逆に、削減幅が大きく、収支の大幅な改善が見られた場合には、財政再建が優先されていたと十分に判断されよう。一方、小渕内閣での財政構造改革法の「凍結」に象徴されるように、財政赤字削減を「放棄」した場合には、おそらく削減幅がごく小さいか、場合によっては負になっていると考えられよう。

より具体的には、財政再建の「成果」、すなわち政府が財政再建を試みている期間の財政赤字の削減幅を見ることで、政府がどこまで財政赤字の削減を進めているのかを検証する。ここで、McDermott and Wescott (1996)、Alesina and Perotti (1996) や Alesina, Perotti and Tavares (1998) など、財政再建の事例を探った先行研究においては、構造的財政収支の黒字が何年か継続したケースを「成功した」財政再建と定義し、その属性を検討する手法を採用している。これは、政府が財政赤字削減のために努力した「成果」が、景気変動による税収や政府支出の変動を除去した後での財政収支である構造的財政収支の変化に現れるものと解釈し、期間がある程度継続しており、かつその「成果」である削減幅がある程度大きいならばそれだけ政策当局が十分に努力しているとの判断が背景

にあるものと考えられる。この点を踏まえ、本稿では、日本の財政当局が特例公債の脱却目標を立てていた時期を取り出して、景気調整済み財政収支の変動幅を比較し、上記の点について検証を行う。

また、構造的財政収支を通じた検証の結果、政府が景気対策を優先していることが明らかになったとしても、実際に政府が景気に対して反循環的な政策を行ってきたのか否か、すなわち経済情勢の低迷により政府が拡張的な政策運営を行ってきたのか否かについては、費目の検討を行う必要性もあると考えられる。この点については、補正予算の中心を担ってきた公共事業予算の内訳の検証を行うことが考えられる。さらに、データを基にした整理だけでは不十分な点があると考えられるため、計量経済学的手法による検証を通じ、論点を補強する必要があると考えられる。この点について本稿では、政府の拡張的財政政策の意思決定そのものを探ることで、景気循環と財政政策との関連を探る。

本稿では、景気変動へのスタンスと財政再建とに着目して、日本における裁量的財政政策の評価を行う。最初に、構造的財政収支を通じた政策評価について示す。その上で、財政再建を行うように政府がコミットした期間を取り出し、当該期間に景気対策が策定されたのか否か、あるいはその時期の構造的財政収支の変動がどのようになっていたのかなどを探る。あわせて、公共事業関係予算の内容を検証し、当初予算と補正予算の比率や、補正予算の内訳の検証を通じて、裁量的財政政策としての役割がどの時期に求められたのかについて明らかにする。次に、拡張的な財政政策の判断に、景気情勢が影響を与えているのか否かを計量分析により探る。具体的には、被説明変数を景気対策を策定した時期を1、そうでない時期を0とする

ことで、プロビットモデルとロジットモデルを用いて、景気変数や金融政策などの要因が政府の意思決定に影響を与えるのか否かを探る。

本稿の構成は以下の通りである。第2節は、日本の景気対策と財政再建の事例を簡単に説明し、本稿の論点の整理を行う。第3節では、データの整理を元に、戦後の日本では、財政再建と景気対策のいずれが優先されてきたのかを探る。第4節は、政府の補正予算の決定に景気要因が影響を与えてきたのか否かについての計量経済学的な分析を示す。第5節は、本稿の結論部分である。

2 論点整理

図1には、対GDP比で見た場合の財政収支の、主要先進諸国間での国際比較を示した。この図からは、90年代当初は、先進諸国間で見ても、相対的に財政状況は良好であったことが分かる。しかしながら徐々に財政状況が悪化し、1996年以降は、ほとんどの年で先進諸国中でも財政赤字額が最も高い水準にあったことが分かる。フローの財政赤字の増大は、とりもなおさず、ストックである公債残高の増大につながる。

図2には、公的債務残高（対GDP比）の国際比較を示した。公債発行残高も、財政収支の悪化とほぼ機を一にして拡大をし続け、現在では対GDP比で見た場合には、160.5%という水準になっている。このように、日本の財政は、日本の過去の財政状況と比較した場合は勿論、国際比較においても最悪な状況にあることが分かる。

ここで、財政状況がここまで悪化した背景としては、長期不況による税収の低迷や、高齢化による社会保障関係費の増加などの要因もある

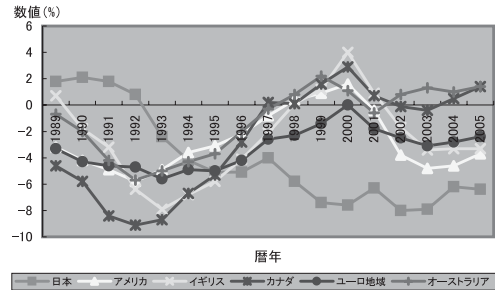


図1 一般政府財政収支（対GDP比）の国際比較
出所：OECD Economic Outlook 81 database

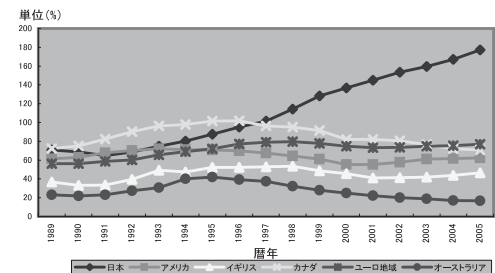


図2 一般政府粗公債残高（対GDP比）の国際比較
出所：OECD Economic Outlook 81 database

ものの、「失われた10年」といわれる1990年代における政府による「総合経済対策」と銘打った景気対策にも一因があると考えられる。表1にも示したように、低迷する民間経済の「呼び水」として、政府はほぼ毎年のように補正予算を策定し、景気対策を行った。また、民間消費の喚起のために、減税も幾度となく実施された。しかしながら、多くの実証研究は、景気対策として行われた公共投資や減税政策は効果が低かったことを示している。たとえば、VARモデルを用いたBayoumi (2001) は、財政政策のGDPに与える効果が低下したことを示している。とりわけ、GDPを除いた民間需要については、財政政策の効果が低いことを示した研究が多く、先述のBayoumi (2001) および井堀・中里・川出 (2002) は却って民間需要をクラウド・アウトすることを示しており、加

表1：主な経済対策と減税政策

アナウンス時期	経済対策の名称
1980年9月	経済の現状と経済運営の基本方針
1981年10月	当面の経済運営と経済見通し暫定試算
1982年10月	総合経済対策
1983年10月	総合経済対策
1985年10月	内需拡大に関する対策
1986年9月	総合経済対策
1987年5月	緊急経済対策
1992年8月	総合経済対策
1993年4月	新総合経済対策
1993年9月	緊急経済対策
1994年2月	総合経済対策
1995年4月	緊急・円高経済対策
1995年9月	経済対策
1998年4月	総合経済対策
1998年11月	緊急経済対策
1999年11月	経済新生対策

出所：浅子（2000）および社会資本整備関係予算研究会編（2001）。

アナウンス時期	減税の性質
1993年4月	恒久減税
1994年2月	一時減税
1994年9月	一時減税＋恒久減税
1995年12月	一時減税
1997年12月	恒久減税＋一時減税
1998年4月	一時減税

注）減税のアナウンス時期は、自由民主党税制調査会が「税制改革大綱」を政府に提出した時期を示す。但し、1997年12月は、橋本龍太郎首相（当時）の「予期せぬ」減税アナウンスメントである。

出所：Watanabe et al.（2001）

藤（2001）および鴨居・橋本（2001）は、民間需要を完全にはクラウド・アウトしないまでも、80年代以降および90年代には財政政策の民間需要を高める効果が低下したことを示している³⁾。これらの研究の指摘が正しいとするならば、1990年代に行われた拡張的な財政政策は、効果がそれほど小さくなく、また却って民間需要の抑制要因となった可能性もあるため、公債残高の累増を生むのみに終わった可能性すら考えられる。

一方、増加の一途を辿っていた公債依存度は、それまでで過去最悪であった1979年度の水準に達することは必至と考えられていた。この財政状況を踏まえ、政府は1996年度に、「2005年脱却目標」を設定し、また1997年6月には「財政構造改革会議」が発足するなど、財政再建路線への転換も試みられ、実際に同年11月には「財政構造改革の推進に関する特別措置法（以下、財政構造改革法と省略）」を成立させ、「時限立法」の形で政府が財政再建にコミットする形を整えた。尤も同年秋以降に発生したアジア通貨危機や北海道拓殖銀行や山一証券など大手金融機関の経営破たんなどが相次ぎ、再度経済情勢が悪化した。このため、表1に示したように、同年12月には減税が打ち出され、また翌98年の4月には景気対策が策定

3) このほか、Hori and Shimizutani（2002）の一連のマイクロ・データを用いた研究では、一時的減税が効果がなかったことを示している。また、宮崎（2007）では、90年代には地方府の公共投資が事前の政策意図どおりに発動されず、また地方政府の公共投資に景気拡大効果がないことを示しており、地方自治体を動員する形で試みられた景気対策のあり方に疑義を呈している。

されることとなった⁴⁾。また、景気変動に対して弾力的に対応するために、同年5月には特例公債発行枠の弾力化を図るために、財政構造改革法は改正された。橋本龍太郎内閣の後を受けた小渕恵三内閣は、同年12月に「財政構造改革の推進に関する特別措置法停止法」を成立させ、財政構造改革路線を事実上「凍結」した。また、大規模な景気対策を1998年度、1999年度と策定した。その結果、国債残高は過去最高を毎年のように更新することとなった。

その後、小泉純一郎内閣は、基本的には財政再建路線を敷き、「国債30兆円枠」を設定し、2002年度予算において国債発行額を30兆円に抑制する方針を採用した。しかしながら、現実には深刻な景気の低迷による税収の不足により、結局は決算では35兆円の国債を発行することとなった。そして翌年度以降は、ほとんどの年度で公債依存度が40%を超えるなど、財政状況は悪化の一途を辿った。このように、一旦当局が財政赤字の削減を継続しようとしても、景気情勢が悪化したために、財政赤字削減が進展しないか、あるいは財政構造改革法のように、それを履行するためのデバイスとして採用されたルールすら放棄した時期もある。そして、本格的な財政再建を先送りしたことが、冒頭に述べた現在のような財政状況をもたらした側面は否めないと考えられよう。

公債残高の累増は、将来世代の負担の増大や政策運営に対する信認の低下など、マクロ経済に悪影響を及ぼす。ことに、財政政策運営の信認に関しては、財政赤字の維持可能性の問

題とも関わる。この点に関しては、Broda and Weinstein (2005) のように、楽観シナリオを示す研究も存在するが、土居・中里 (2004) や土居 (2006) などのように、多くの研究は日本の政府債務は既に維持可能な水準ではない、ないしは政府債務の維持可能性を保つには歳出の抑制や相当程度の増税が必要であることを示している。この点を踏まえるならば、財政再建は不可避な状況になっているとも考えられる。

しかしながら、過去の事例を見る限り、たとえ財政赤字の削減を政府が行おうとしても、その削減のための「努力」がなかなか進展しないことが分かる。これまで、政府は特例公債の依存をゼロにするためのいわゆる「特例公債脱却目標」を策定し、財政赤字の削減に取り組んできた。詳細は、表2に示したとおりである。尤も、目標を達成できたものは1990年度脱却目標だけであり、ほとんどの場合には目標年次が先延ばしされたか、中には2005年度脱却目標のように頓挫したものもある⁵⁾。また、1990年度脱却目標については、バブル景気による税収の自然増の恩恵が大きいと考えられ、必ずしも政策当局の財政赤字削減努力の「成果」であるとは限らないことが指摘されている⁶⁾。財政再建目標の完全な達成が困難であった点については、政府が景気の安定化に対して積極的に介入する政策スタンスを取っていたことが一因であると考えられる。実際に、表2からも分かるように、政府は脱却目標期間であっても、ほ

4) 中里 (2003) では、98年3月の時点で山崎拓自民党政務調査会長 (当時) がこの4月の景気対策の実施をアナウンスしていたため、この時点で財政構造改革法が事実上「停止」したと指摘している。

5) 日本の財政再建の経緯については、浅子 (2000) や田中 (2004) などを参照のこと。

6) この点について、田中 (2004) は、税収の弾性値が、1975年度から1985年度は平均1.1程度であったものが、1987年度には3.33にまで高まったことを指摘している。

表2：特例公債依存の脱却目標

脱却目標の名称	導入年	目標年	期間中の補正 予算の有無	備考
1980年脱却目標	1976年	1980年	あり	
1984年脱却目標	1979年	1984年	あり	「増税なき財政再建」期間
1990年脱却目標	1984年	1990年	あり	同上
2005年脱却目標	1996年	2005年	あり	「財政構造改革路線」 1998年度に事実上「凍結」
2006年「経済財政運営と構造改革」に関する基本方針 2006	2006年	2011年		2011年度における国・地方のプライマリーバランスの黒字化

注) 2006年度の『骨太の方針』に関しては、今後補正予算が策定されるの否かわからないため、空欄とした。

ば毎年のように補正予算を策定してきた経緯がある。補正予算は、Asako, Ito and Sakamoto (1991) や浅子 (2000) でも言及されているように、裁量的財政政策のための手段として用いられた側面が否定できない。すると、景気が悪化した時期には、拡張的な政策運営を行うために、財政赤字の削減が後回しにされたり、場合によっては橋本内閣とそれを引き継いだ小渕内閣のように、財政再建のための「努力」すら放棄することを余儀なくされた可能性は十分に高いと考えられる。

次節では、構造的財政収支を基に、日本政府の景気対策へのスタンスを検証する。あわせて、特定の財政再建の時期を取り出して、その間の構造的収支の動きから、財政再建と景気対策の、いずれを政府が優先させてきたのかについて検証を試みる。また、景気対策の手段として主に用いられてきた、補正予算での公共投資について、公共事業関係予算と補正予算の内訳の検証を通じて、財政政策と景気との関連をより詳細に検証する。

3 構造的財政収支を通じた評価と景気対策の内訳の検証

3.1 構造的財政収支について

現実の財政収支は、基本的には歳入・歳出の構造を所与として景気循環により歳入・歳出が増減する部分と、歳入・歳出の構造を変化させる政策変更の両方とで変化する部分とから成り立つ。大まかに言えば、前者は循環的財政収支、後者は構造的財政収支とにそれぞれ対応する。これらの財政収支の厳密な定義は、以下のとおりである。まず、循環的財政収支とは、財政の自動安定化装置（ビルトイン・スタビライザー）による財政収支の変化分と捉えられる。具体的には、景気の良し悪しによって所得税や法人税などの直接税収が増減したり、失業給付など景気変動に応じて変化する歳出項目の変動部分と捉えられる。一方で、構造的財政収支とは、歳入・歳出の構造を所与とした上で、経済活動があたかも潜在GDPの水準にあったときの財政収支を仮想的に評価したものである。ここで、景気が悪化した場合には、直接税収が低下し、また失業給付も増加すると通常考えられ

る。すると、財政収支のうち循環的な部分は必然的に悪化する。しかしながら、それでもなお財政赤字が残る場合には、それは収支のうち構造的な財政赤字と解釈される。そして、構造的な財政赤字が生じている場合には、政府は自動安定化装置による収支の悪化以上に景気の平準化のために歳出の増加や減税などを行っていると考えられる。この点で、構造的財政収支は、政府の裁量的な財政政策の指標を示すものと解釈される。一方、景気による変動を除去した部分であるため、税財政構造の変更なくしては変化しない部分であるため、政府による歳出や歳入の改善努力によって変動する部分であるとの解釈もなされよう。

ここで、構造的財政収支については、筆者が吉田・福井（2000）や内閣府（2006）などの先行研究を参考に推計したものに加え、OECD（2003）のデータとTsuri（2005）で計測されたものの三者を用いる⁷⁾。図3には、これらの構造的財政収支のデータを示したものである。ところで、構造的財政収支の計測にあたっては、その如何によって誤差が生じることは不可避である⁸⁾。すると、いずれか一つだけの指標を取り出すよりは、複数の指標を用いて比較することが望ましいと考えられる。このため、本稿では、上記の三つのデータを基に、財政当局の「努力水準」について議論する。但し、Tsuri（2005）データは中央政府の一般会計を

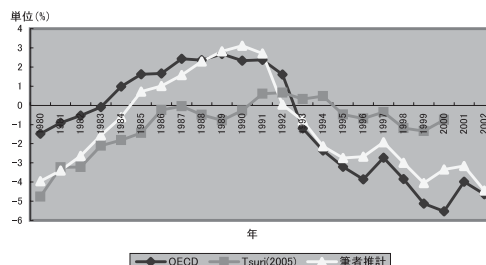


図3 構造的財政収支（対 GDP 比）の推移
 注）Tsuri（2005）では、データが2000年が終期であるため、この期間までの値を示す。また、Tsuri（2005）は、一般会計が対象である一方、ほかの二つは一般政府が対象である。

対象としているのに対し、OECDデータと筆者推計のデータは一般政府全体を対象としている点で違いがある。なお、金利は政府の操作変数ではないと考えられるため、国債費を除いた基礎的財政収支（プライマリー・バランス）で収支を見ることとする。

いずれの指標を取ったとしても、80年代の中盤までは収支がマイナスである、すなわち構造的な財政赤字が発生していたことがわかる。一方、80年代中盤から90年代前半までは収支が黒字であったことが分かる。さらに、OECDと筆者推計データでは1993年度以降、Tsuri（2005）では1995年度以降は今度は収支がマイナスとなっていることが分かる。Tsuri（2005）で、ほかのデータと違う挙動である理由は、中央政府の一般会計のみを対象としていることが影響している可能性が考えられる。尤も、Tsuri（2005）の収支の動向も、ほかのデータと同様の動きを示している。この構造的財政収支の動きからは、日本の財政政策運営が経済安定化のために積極的な役割を果たしてきた可能性が高いことが伺える。

図4には、構造的財政収支の前年からの変化分を示した。構造的財政収支は、政策当局の政

7) 筆者推計の構造的財政収支の算定の詳細は補論に示している。

8) 構造的財政収支の計測の問題点については、岩本（2002）などでも言及されている。また、推計にはGDPギャップの計測が不可欠であるが、GDPギャップの計測における問題点は鎌田・増田（2001）や宮尾（2006）などを参照のこと。

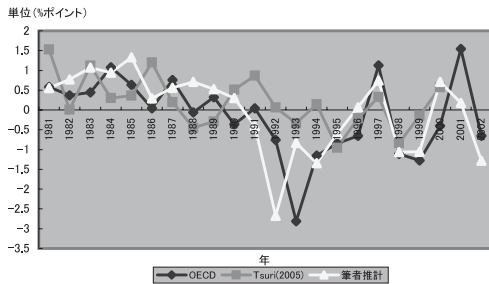


図4 構造的財政収支（対GDP比）の変化額の推移

策スタンスを示すものである。このため、前年度よりも悪化している場合には、政府が人為的に歳出の増加や減税などを行っているため、前年度と比較すると景気が悪化したために、景気回復のために政策介入を行っているとの解釈が可能となろう。一方、もし前年度よりも改善しており、かつそれがある程度持続している場合には、政府が削減のために歳出の削減や増税などを進んでいるとも解釈されよう。

図4からは、いずれの指標でも、1980年代は財政収支の変化額が正である一方、1990年代以降は、97年度に橋本龍太郎内閣の財政構造改革時に反転した以外は、ほぼ一貫して負であることが分かる。図4を踏まえるならば、1980年代は、確かに構造収支は赤字であったものの、前年度からの変化分を見る限りは、政府が赤字削減のための「努力」をしていた可能性は高いと考えられる。一方、90年代は、財政構造改革時以外は赤字額を増加させるような政策運営がなされていたと考えられ、政府のマクロ経済への介入が相当積極的になされていたと解釈される。すなわち、景気対策と財政再建という、相反する二つの政策目標のうち、80年代は財政再建に比較的重点を置いたため、積極的に財政を前年度よりも赤字にするような政策運営は基本的には行われなかった。一方、90年代は、

積極的に景気平準化のための介入を行った年代であったとの解釈がなされよう。

3.2 財政再建の「努力」水準の比較

以下では、日本政府が財政赤字の削減を、期間を定めて行っている期間を取り出し、構造的財政収支の変動幅を比較する。ここで、もし構造的財政収支ではなく、通常の政府の財政収支を基に判断を行う場合には、景気が好転して所得税や法人税などの直接収収が増加したといった、景気変動の恩恵による収支の改善分と、政府による赤字削減の努力水準の部分とを区別することが困難となる。さらに、前小節での解釈も踏まえるならば、政府の歳出ないしは歳入に関わる「成果」を判断するためには、循環的な財政収支の部分を除いた、構造的財政収支を指標として用いることが望ましいと考えられる。

財政再建の期間については、先行研究の基準を基に、ある程度の期間（2年以上）に、ある一定の水準以上に財政収支が改善した期間を「財政再建期間」とみなす方法も考えられる。これは、たとえば「2年間で構造的財政収支が1.5%ポイント以上改善した」期間を「財政再建期間」として分析を進める方法である。しかしながら、この方法では、ある年度の大幅な改善が見られた場合、その周辺の年次が影響されて、本来赤字削減の「努力」を継続的に行っていないにもかかわらず、誤って当該期間が「財政再建期間」と判断される可能性が考えられる。また、クロス・カントリーでの分析のように、個々の国の財政事情や制度的な要因が大幅に違う場合には、ある程度客観的な指標を設定した上で、期間を取り出すことも一案と考えられるものの、本稿のように単一国家のみを対象とする場合には、政府が再建を行うことを宣言している期間に着目することでも問題はないと考

えられる。より具体的には、表2に示した、「特例公債依存の脱却目標」を政府が設定している期間を取り出す。なお、データが最も古いものは1980年度、新しいものでも2002年度までのものしか整備されていないことから、1984年度脱却目標、1990年度脱却目標、そして2005年度脱却目標の三つの目標とその期間を対象とする。

表4には、政府が同目標を達成するために財政再建努力を行っている期間における一般政府および一般会計の構造的財政収支の改善幅を示した。表4から分かるように、いずれのデータでも、80年代の改善幅は正である一方、90年代のそれは負になることが示されている。まず、1984年度脱却目標については、いずれのデータでも、この期間全体ではほぼ2.5%ポイントから3%ポイント、平均でも0.6%ポイントから0.7%ポイント程度の財政収支の改善が見られたことが分かる。一方、1990年度脱却目標については、OECD（2003）とTsuru（2005）ではほぼ同じだけの改善が見られたことを示す一方、筆者推計のデータでは改善幅がやや大きく計測されている。筆者の計測したデータとOECDデータは同じ一般政府を対象としているものの、OECDデータとTsuru（2005）では、政府の範囲は違う。

一方、いずれのデータでも、1998年から1999年までの間に凍結された2005年度脱却目標においては、大きさに多少の違いは見られるものの、財政収支の赤字幅がこの期間に却って拡大したとの結果が得られた。基本的には、1996年から1997年にかけては財政収支が改善しているものの、1997年以降は赤字が拡大したことを示している。

表4のまとめからは、1980年代の財政赤字の削減努力は、期間を通じてある程度の成果を

表4：財政再建期間中のGDPあたり構造収支変化

1984年度脱却目標時

	OECD	Tsuru (2005)	筆者推計
1980-1981	0.5798	1.5289	0.4179
1981-1982	0.3699	0.0103	0.7867
1982-1983	0.4426	1.1180	0.7355
1983-1984	1.0812	0.2998	0.9868
合計	2.4735	2.9570	2.9269
期間平均	0.6184	0.7393	0.7317

1990年度脱却目標時

	OECD	Tsuru (2005)	筆者推計
1984-1985	0.6362	0.3627	1.1181
1985-1986	0.0441	1.2007	0.4280
1986-1987	0.7591	0.2013	0.7957
1987-1988	-0.0626	-0.4484	0.8875
1988-1989	0.3202	-0.2961	0.3711
1989-1990	-0.3592	0.5137	0.0747
合計	1.3378	1.5348	3.6750
期間平均	0.2230	0.2564	0.6125

2005年度脱却目標時

	OECD	Tsuru (2005)	筆者推計
1996-1997	1.1260	0.3304	0.6644
1997-1998	-1.1129	-0.8390	-0.9310
1998-1999	-1.2770	-0.1400	-0.6443
合計	-1.2639	-0.6485	-0.9110
期間平均	-0.4213	-0.2162	-0.3037

挙げており、期間平均でもその幅は正である一方、90年代の財政赤字削減努力は、わずか1年間改善したのみであったことが分かった。前節では、1980年代には財政再建を行っていた一

方、補正予算の策定が幾度となく行われたことを示した。しかしながら、ある程度は政府も赤字削減の努力の「成果」が見られていたことが分かる。一方で、90年代については、「努力」すら放棄していた様子が、政府の再建努力の水準が現れるであろう構造的財政収支の動きからも観察されたことが伺えよう。

ところで、80年代はレベルでは構造収支が赤字であり、また補正予算もほぼ毎年のように策定されていたことに注意が必要である。また、いずれの推計によるとしても、1984年度脱却目標および1990年度脱却目標とも、1年間で財政収支が1%ポイント以上改善したケースはほとんどなく、必ずしも努力の「成果」は大きいとは言えない。以上の事実からは、構造的財政収支の水準そのものは赤字であり、また財政が景気に対してまったく中立的であったわけではないことが分かる。さらに、単年度で大幅に赤字の削減がなされた年度は見られない。確かに、景気への配慮を優先して、財政再建の試みすら途中放棄することとなった90年代と比較すると、80年代は政策当局が財政再建を優先した年代であることは否定できないかも知れない。しかしながら、財政赤字の削減幅や、同時期の構造財政収支そのものの影響、さらに景気対策が毎年のように策定されたという事実を踏まえるならば、この時期に財政再建を優先させるための「政策転換」が行われたとまでは言えないと考えられる。むしろ、安定化のための積極的な介入スタンスを維持しつつ、財政赤字の削減を漸進的に進めたとの解釈が、この時期の財政運営のスタンスであると言えよう。

3.3 景気対策の内訳の検証

3.1節と3.2節では、景気調整済み財政収支を通じた政策評価によって、80年代には財政再

建に対してある程度配慮はしたものの、景気動向へのスタンスは基本的に維持した財政運営を行った一方、90年代はより財政当局が景気に対して積極的に介入した可能性が示唆された。この点を踏まえ、以下では、主に公共事業関係費を対象として、日本の景気対策の検証を行う。

前小節までの議論で、日本では多かれ少なかれ財政政策が景気平準化の手段として用いられてきたことが整理された。とりわけ、公共投資が裁量的財政政策の主たる手段として用いられてきたことは、Asako, Ito and Sakamoto(1991)、浅子(2000)や宮崎(2007)などでも示されている。一方、野口(1983)は、70年代以前のデータを用いて、狭義のケインズ政策を国内均衡と捉え、公共事業関係費の整理などを基に戦後日本においては1965年の財投追加以外は狭義のケインズ政策は行われてこなかったと指摘した。野口(1983)のような反論はいくつかあるものの、多くの研究は、多かれ少なかれ公共投資が裁量的財政政策の手段として用いられてきたことを示している。

とりわけ、Asako, Ito and Sakamoto(1991)、浅子(2000)や宮崎(2007)などでは、前節でも見たように、補正予算での公共投資の拡大を通じて景気の平準化を測ってきたことを示している。確かに、図5にも示したように、一般

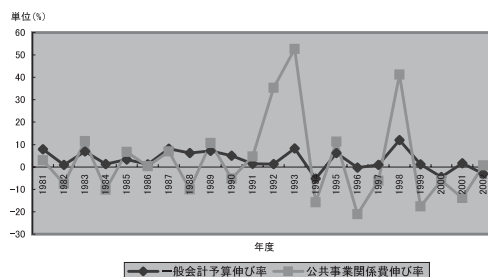


図5 一般会計と同公共事業関係予算の前年度からの伸び率

出所：財務省『財政統計』

会計予算全体の伸び率と其中的の公共事業関係費の伸び率（いずれも補正後）の関係を見てみると、補正予算が策定された年度には、前年度と比較した場合に予算全体ではそれほど拡大しているというわけではないものの、公共事業関係費が拡大していることが分かる。

特に90年代ほどその傾向が顕著であり、1991年度から1992年度、および1992年度から1993年度と、1997年度から1998年度はその幅が大きい。1992年度は、1990年代に初めて補正予算が策定された年度であり、また1993年度は補正予算が複数策定されたことが影響していると考えられる。一方、1998年度は地方単独事業も含めて、2回の補正予算で総額15兆8000億円程度の大規模な公共事業関係費が策定されている。以上の事実からは、補正予算での公共投資の増額が、一年を通じた公共事業関係予算の増加に影響を与える可能性が示唆されよう。

この点を踏まえ、図6では、公共事業関係予算のうち、当初予算と補正予算の比率を示した。この図からは、1980年代中盤までの補正予算での公共事業関係費は1兆円を超えることがなく、比率でもそれほど多くなかったことが分かる。円高不況時とバブルの一時には1兆円を超えた場合があるものの、その後90年代の初頭まではそれほど多く追加されることはなかった。しかしながら、92年度に最初の補正予算が策定された以降は、補正予算での公共事業費は大幅に伸びており、特に複数策定された93年度、95年度、そして98年度の三つの年度の比率は相当大きいように思われる。

ところで、この公共事業関係予算には、災害復旧事業費も含まれている。野口（1984）では、昭和30年代で見た場合、昭和34年から昭和36年間の間に補正で当初予算の一割を超

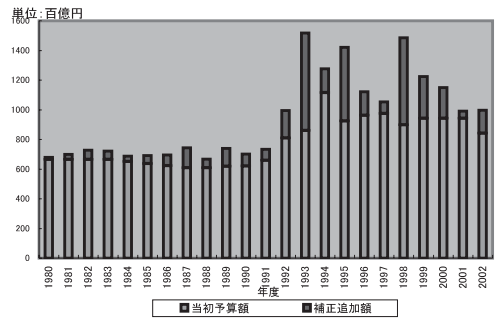


図6 公共事業関係予算に占める当初予算と補正予算額

出所：財務省『財政統計』

える追加がなされたことを示している。しかしながら、経費の内容を検討した場合には、大部分が災害復旧事業費であったとして、需要拡大のための補正予算ではなかったことを示している⁹⁾。この点を踏まえて、図7では、公共事業関係予算の補正追加額を、災害復旧事業費とそれ以外とに分けて、公共事業補正追加額に占めるおのこの比率を示した。まず、80年代は、82年度と87年度および89年度は災害復旧事業費以外の用途が50%以上を占めているほかは、91年度までは災害復旧事業費が60%以上を占めていたことが分かる。一方、92年代以降から2000年度までは、ほとんどの期間で災害復旧事業費以外の予算が大半を占めていたことが分かる。95年度は、阪神・淡路大震災の復旧を主目的とした補正予算が4月に策定されたものの、比率で見た場合にはそれが中心となるであろう災害復旧関係は20%程度であったことから分かる。

3.1節と3.2節では、90年代には政府がより景気に対して積極的になっていた可能性を示し

9) たとえば、昭和34年度には伊勢湾台風、昭和36年度は第二室戸台風など、大型の台風災害が発生していた

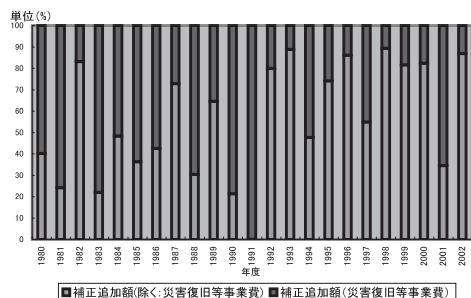


図7 補正予算の構成比の推移

出所：財務省『財政統計』

た。あわせて、景気を優先しすぎたために財政再建の「努力」を放棄した可能性についても示した。補正予算の費目で見ただけの場合にも、90年代は、80年代と比較すると、ほとんどの年度で災害復旧事業費以外の費目の比率が高まっていることが分かる。すると、補正予算を通じた公共事業関係費の増額も、やはり80年代と比較するとより景気に対して反循環的な側面が強くなっている可能性が十分に考えられよう。

4 実証分析

第3節では、構造的財政収支の変化を見ると、1980年代は財政再建にある程度配慮していたものの、財政当局は景気に対して基本的には積極的に介入する政策スタンスを取ってきたことを示した。一方、1990年代には財政当局は完全に景気対策を優先してきたことが否定できないことを示した。また、補正予算の内訳を見た場合、90年代には災害復旧事業費の比率が80年代と比較すると低下しており、補正予算の、マクロ経済安定化のための手段としての性質がより強くなっていた可能性を示唆した。

第2節の論点整理と第3節のファクト・ファインディングから、1980年代は財政再建のための赤字削減の「努力」が少なからずなされそ

の成果が得られたものの、基本的には景気に対して反循環的な政策スタンスを取ってきた側面が否定できないことが分かった。さらに、1990年代には、財政当局がマクロ経済の安定化に対してより積極的に政策介入を行ってきた可能性が高いと考えられる。しかしながら、「財政が積極的にマクロ安定化に関与した」との主張をサポートするためには、データや政府の公式資料の整理だけではなく、計量経済学的手法を用いた検証が不可欠と考えられる。

財政当局が、景気の変動に対してどのような政策スタンスを取ったのかについては、政策反応関数を計測する方法が挙げられる。日本を対象とした分析は、地主（2000）、吉田・福井（2000）、岩本（2002）とTsuru（2005）が挙げられ、またアメリカを対象とした分析としては、Taylor（2000）やAuerbach（2006）などが挙げられる。この中で、地主（2000）は、金融政策などで用いられる政策反応関数の計測を財政政策に適用したものである。具体的には、被説明変数である政策手段を政府投資や政府消費として、それをGDPギャップや為替などの政策目標に回帰して計測している。また、それ以外の研究は、基本的には構造的財政収支をGDPギャップのラグ値や階差に回帰して、GDPギャップが負の値を取るならば、GDPギャップが負である、すなわち一国全体の経済活動が潜在的な水準を達成していない状況では構造的財政収支が赤字であるのか否かを探っている。

しかしながら、構造的収支とGDPギャップの関係を回帰分析で探る場合には、GDPギャップの値如何で結果が変わりうると考えられる。この点は、本稿同様に、複数の指標を用いて検証した岩本（2002）などでも指摘されている。もし、本稿で用いた三つのデータで計測を行っ

た場合に結果がまったく違うものであった場合には、解釈の問題が生じよう。

さらに、従来の方法では、年次データによる分析がほとんどである。Auerbach (2004) や Auerbach (2006) では、一年を半期ずつに分けて計測を試みているものの、四半期や月次単位での政策変更まで扱った研究は、筆者が確認する限り存在しない。言うまでもなく、政府の景気判断や政策判断は、時々刻々変わりうるものである。景気判断は、景気ウォッチャー調査や日銀短観など、主として月次の指標を元になされる。また、いわゆる「秋の景気対策」は、通常その年の第2四半期のGDP速報値を踏まえて策定される。すると、年次データや半年に区分したデータでは、政府の反応が厳密に計測できない可能性が考えられる。

以上の点を踏まえて、本稿の実証分析では、月次のデータセットを用いて分析を進める。具体的には、政府が景気対策をアナウンスした時点を、政府の裁量的財政政策への反応と解釈して、その意思決定に鉱工業生産指数や株価などの景気指標が影響を与えたのか否かについて、プロビットモデルとロジットモデルを用いて計測を試みる¹⁰⁾。

4.1 分析のフレームワークとデータセット

以下では、被説明変数は拡張的財政政策をアナウンスした時期を示す変数とする。具体的な

推定式は、以下の (1) 式である。

$$y_t^* = \beta_0 + x_t' \beta + \mu_t \quad (1)$$

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(ここでは政策アナウンスメント)であり、次のように定義されたダミー変数 y_t である。

$$y_t = \begin{cases} 1, & \text{政策アナウンスメントあり} \\ 0, & \text{政策アナウンスメントなし} \end{cases}$$

ここで、説明変数 x_t には、景気要因を示す変数、および金融政策を示す変数、そして海外要因を示す変数をそれぞれ用いる。まず、景気対策のアナウンスメントについては、補正予算のアナウンスがされた月を1、それ以外を0とした。また、財政政策の決定に金融政策が影響を与える可能性についても考慮するために、浅子・上田・加納 (2003) の金融政策変数を用いた。これは、金融の緩和を公定歩合の変化と捉え、公定歩合が引き下げられた月を1、引き締められた月を-1、それ以外を0とする変数である。そして、景気要因としては、鉱工業生産指数、消費者物価指数、長短金利差、株価変化額の四変数を用いる。また、いわゆる「機関車論」に象徴される議論を踏まえるならば、「外圧」が財政政策に与えた影響は否定できないと考えられるため、海外要因として純輸出の変化率を用いる¹¹⁾。符号条件については、景気要因を

10) マクロデータを用いた場合のプロビットモデルとロジットモデルによる推計は、Estrella and Mishkin (1998) や浅子・上田・加納 (2003) などで、景気の転換点の予測に用いられている。また、Auerbach (2004) では、投資政策の変更にGDPギャップや構造収支が与えた影響を、順序プロビットモデルで計測を試みている。

11) この点については、地主 (2000) が、公共投資政策が貿易収支を政策目標としていたとの結果を示している。

表5：相関行列

	財政政策 変数	鉱工業 生産指数	純輸出 変化率	金融政策 変数	消費者 物価指数	長短金利差	株価 変化額
財政政策変数	1						
鉱工業生産指数	-0.0747	1					
純輸出変化率	0.1223	-0.0013	1				
金融政策変数	0.1883	-0.1309	0.1867	1			
消費者物価指数	0.0256	0.8794	0.2073	0.0030	1		
長短金利差	0.0104	0.2345	0.1368	0.0886	0.4932	1	
株価変化額	0.0781	0.1368	0.0189	0.1318	-0.0926	-0.0294	1

示す変数は、すべての変数が低い値を取ったときに政策のアナウンスがなされると考えられるために、これらの変数は負を仮定する。金融政策については、両方を考慮し、純輸出変化率については、貿易収支が黒字の場合には財政支出を増加させて財政収支を赤字にするとの圧力が強まると解釈されるため、正を想定する。推定期間は、全体で1980年1月から2001年5月までの255ヶ月である。

ここで、分析を行うまでもなく、補正予算は景気悪化時に策定されるものであるから、計量経済学的手法を用いた検証は無意味ではないか、との批判が起こるとも考えられる。ここで、表5の相関行列から分かるように、補正予算の意思決定を示す「財政政策変数」と、それ以外の指標との相関は、非常に低いことが分かる。特に、政策決定に最も影響を与えと考えられる鉱工業生産指数は非常に低い負の相関を示し、それ以外の変数は概ね低い正の相関を示している。補正予算の決定と、ほかの変数との相関はむしろ低いため、上記の批判は少なくとも統計的には適切ではないことが分かる。

また、データの出所は、鉱工業生産指数は経済産業省『鉱工業生産・出荷・在庫指数』の1995年基準のデータを、消費者物価指数は1995年基準のデータを、長短金利差は内閣府

のデータをそれぞれ用いた。純輸出は、日本銀行のサイトからダウンロードし、株価は日経225種の月中平均値を用いた。なお、鉱工業生産指数と純輸出変化率はX-12ARIMAで季節調整を行っている。

4.2 推定結果

推定にあたっては、いずれの変数もラグを用いた。これは、当期の値を説明変数とした場合には、各変数の動向が景気対策の決定に影響を与えるという(1)式で捉えられる因果関係だけではなく、景気対策のアナウンスメントで鉱工業生産指数や株価が変化するという逆方向への因果関係があると考えられるためである。すると、今度は上記の変数の符号が期待されたものと逆に計測される可能性すら生じる。一方で、基本的には景気対策は直近の景気指標を基に決定されることから、ラグの値が長すぎる場合には、却って変数の値が有意に計測されない可能性が生じる。以上の点を踏まえて、ラグはすべての変数について1期前、3期前、4期前のケースを想定して、推定を行う。

最初に、全期間を対象として推定を行う。表6にはプロビットモデル、表7にはロジットモデルの計測結果をそれぞれ示した。最初に、鉱工業指数については、すべてのラグ値が有意に

負の結果を得た。これは、おおよそ1期前から4期前の景気動向が補正予算での景気対策に影響を与えることを示唆するものである。通常、9月ないしは10月にアナウンスされる「秋の景気対策」は、その年の第2四半期のGDP速報値を基に決定される。この点を踏まえるならば、本稿の推定結果は1ヶ月前だけではなく3から4ヶ月前までの景気指標が影響を与えることを示しており、現実の政策決定とも整合的であると考えられる。

一方、株価については、1期前の値は有意に正、3期前の値は有意に負に、そして4期前は有意でない正に計測された。1期前の値については、景気対策が策定される場合にはその前月から議論がなされた場合もあるとの福田（2002）のケース・スタディを踏まえるならば、次の月での景気対策策定への「期待」が株価を上昇させた効果もあると考えられる。また、貿易収支変化率については、いずれのケースでも有意に推定されなかった。いわゆる外圧による「内需拡大」のための公共投資の追加とは、より長い期間のデータを用いた場合には検出される可能性は残されるが、本稿の結果は、直近の貿易収支の値が景気対策には影響を与えない可能性を示唆するものである。長短金利差は1ヶ月前と3ヶ月前の値が有意でかつ予想された符号条件が得られ、消費者物価指数は有意ではあるものの期待された符号条件とは逆に推定された。最後に、金融政策の変数は、いずれの値も有意に計測されなかった。

また、期間を前半（1980年代）と後半（1990年代以降）とに二分割して推定を行った。結果は表8と表9にそれぞれ示したとおりである。まず、サンプル期間前半については、1期前の値が有意に負に推定された以外は、鉱工業生産指数は有意な結果を得ることができなかった。

ほかの変数については、1期前と3期前の長短金利差が有意に負、4期前の貿易収支が有意に正に推定されたのみである。

次に、サンプル期間後半については、1期前の鉱工業生産指数に加え、3期前の同数値も有意に負に計測された。また、株価も、3期前の値が有意に負に計測された。鉱工業生産指数については、1期前だけではなく3期前の数値についても有意な結果が得られた。これは、1980年代同様に1990年代も、景気動向を基に政府が補正予算の決定を行っていたことを示唆するものであり、政府が裁量的な財政政策を積極的に行ってきたことを統計的にも示すものである。

また、株価も有意な効果が検出された。ほかの変数については、4期前の金融政策の変数が有意に計測されたのみである。株価の係数が有意に計測された理由は、政策当局が株価などの資産価格も考慮して政策決定を行っていた可能性を示唆するものである¹²⁾。

但し、1980年代については、1期前の値が有意に推定されただけである。先に見たように、「秋の景気対策」が第2四半期のGDP速報値を基に決定されるという景気対策の実際との整合性という観点からは、3期前から4期前の鉱工業生産指数が有意であることも必要と考えられる。一方、80年代と90年代を比較した場合には、80年代は直近の数値を重視し、ある程度前の月の数値はそれほど重要ではなかったとの解釈も可能となろう。しかしながら、むしろサンプル期間の後半ほど、9月以外の時期に補正予算が策定されていることから、政策への

12) 1990年代に、株価が安定化政策のための政策目標となった可能性については、福田（2002）や福田・計（2002）などを参照のこと。

表6：推定結果（サンプル期間＝1980年1月～2001年5月，被説明変数＝ Y_t ，推定方法＝プロビットモデル）

説明変数			
const	−7.5975*** (2.4669)	−5.5400** (2.3493)	−4.8445** (2.3253)
1期前の鉱工業 生産指数	−0.0959*** (0.0351)		
1期前の貿易収支 変化率	0.0096 (0.0074)		
1期前の金融政策 変数	0.1955 (0.3274)		
1期前の消費者 物価指数	0.1521*** (0.0576)		
1期前の長短金利差	−0.2430* (0.1616)		
1期前の株価変化額	0.0002* (0.0001)		
3期前の鉱工業 生産指数		−0.0770*** (0.0325)	
3期前の貿易収支 変化率		0.0071 (0.0071)	
3期前の金融政策 変数		−0.0457 (0.3304)	
3期前の消費者 物価指数		0.1144** (0.0540)	
3期前の長短金利差		−0.2004* (0.1502)	
3期前の株価変化額		−0.0002** (0.0001)	
4期前の鉱工業 生産指数			−0.0581** (0.0315)
4期前の貿易収支 変化率			0.0080 (0.0069)
4期前の金融政策 変数			0.2808 (0.3028)
4期前の消費者 物価指数			0.0872* (0.0532)
4期前の長短金利差			−0.1321 (0.1468)
4期前の株価変化額			−0.0001 (0.0001)
観測数	254	252	251
log likelihood	−57.4829	−61.0830	−62.4938
Pseudo R^2	0.1489	0.0935	0.0714

表中の*は10%，**は5%，***は1%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，括弧内の数値は係数の標準誤差をそれぞれ示す。

表7：推定結果（サンプル期間＝1980年1月～2001年5月，被説明変数＝ Y_t ，推定方法＝プロビットモデル）説明変数

説明変数			
const	－14.3901*** (4.6234)	－10.0141** (4.3744)	－9.0082** (4.4380)
1期前の鉱工業 生産指数	－0.1917*** (0.0691)		
1期前の貿易収支 変化率	0.0096* (0.0148)		
1期前の金融政策 変数	0.3503 (0.6246)		
1期前の消費者 物価指数	0.2980*** (0.1087)		
1期前の長短金利差	－0.5126* (0.3214)		
1期前の株価変化額	0.0005** (0.0003)		
3期前の鉱工業 生産指数		－0.1513*** (0.0629)	
3期前の貿易収支 変化率		0.0141 (0.0143)	
3期前の金融政策 変数		－0.0550 (0.6415)	
3期前の消費者 物価指数		0.2181** (0.1017)	
3期前の長短金利差		－0.3778 (0.2993)	
3期前の株価変化額		－0.0005** (0.0002)	
4期前の鉱工業 生産指数			－0.1096** (0.0618)
4期前の貿易収支 変化率			0.0168 (0.0142)
4期前の金融政策 変数			0.5842 (0.5875)
4期前の消費者 物価指数			0.1635* (0.1021)
4期前の長短金利差			－0.2391 (0.3124)
4期前の株価変化額			－0.0002 (0.0002)
観測数	254	252	251
log likelihood	－57.3370	－61.1334	－62.6810
Pseudo R^2	0.1510	0.0927	0.0687

表中の*は10%，**は5%，***は1%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，括弧内の数値は係数の標準誤差をそれぞれ示す。

表8：推定結果(サンプル期間＝前半は1980年1月～1989年12月, 後半は1990年1月～2001年5月。
被説明変数＝ Y_t , 推定方法＝プロビットモデル)

説明変数	前半	前半	前半	後半	後半	後半
const	-6.4768 (11.7458)	-1.3078 (9.6554)	0.6297 (10.2129)	-8.8518 (15.8141)	-9.9747 (12.5260)	-10.4412 (14.7285)
1期前の鉱工業 生産指数	-0.1864** (0.1012)			-0.0758* (0.0524)		
1期前の貿易収支 変化率	0.0235 (0.0235)			0.0147 (0.0119)		
1期前の金融政策 変数	-0.2547 (0.4898)			0.5254 (0.5435)		
1期前の消費者 物価指数	0.2086 (0.1997)			0.1349 (0.1542)		
1期前の長短金利差	-0.5376** (0.2628)			0.1373 (0.3432)		
1期前の株価変化額	0.0006 (0.0004)			0.0002 (0.0002)		
3期前の鉱工業 生産指数		-0.0613 (0.0779)			-0.0745* (0.0488)	
3期前の貿易収支 変化率		0.0214 (0.0171)			0.0015 (0.0115)	
3期前の金融政策 変数		0.0921 (0.4346)			-0.5014 (0.6508)	
3期前の消費者 物価指数		0.0375 (0.1802)			0.1575 (0.1263)	
3期前の長短金利差		-0.3225* (0.2158)			0.0247 (0.2827)	
3期前の株価変化額		-0.0002 (0.0003)			-0.0003** (0.0001)	
4期前の鉱工業 生産指数			-0.0863 (0.0761)			-0.0405 (0.0486)
4期前の貿易収支 変化率			0.0241* (0.0183)			0.0108 0.0117
4期前の金融政策 変数			-0.4638 (0.4941)			0.8822** (0.4812)
4期前の消費者 物価指数			0.0340 (0.1763)			0.1180 (0.1460)
4期前の長短金利差			-0.2731 (0.2187)			0.1554 (0.3098)
4期前の株価変化額			0.0005 (0.0004)			-0.0002 (0.0002)
観測数	118	116	115	136	136	136
log likelihood	-25.0568	-27.9060	-27.4888	-30.0570	-31.3195	-30.9982
Pseudo R^2	0.2123	0.1183	0.1292	0.1586	0.1233	0.1323

表中の*は10%, **は5%, ***は1%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, 括弧内の数値は係数の標準誤差をそれぞれ示す。

表9：推定結果（サンプル期間＝前半は1980年1月～1989年12月，後半は1990年1月～2001年5月。被説明変数＝ Y_t ，推定方法＝ロジットモデル）

説明変数	前半	前半	前半	後半	後半	後半
const	-14.9161 (23.6616)	-3.8282 (19.0133)	4.6930 (20.7269)	-18.2501 (31.4582)	-18.6210 (26.1317)	-20.4640 (29.8944)
1期前の鉱工業 生産指数	-0.3687** (0.1933)			-0.1554* (0.1030)		
1期前の貿易収支 変化率	0.0423 (0.0424)			0.0284 (0.0228)		
1期前の金融政策 変数	-0.4888 (0.9169)			1.0171 (1.0148)		
1期前の消費者 物価指数	0.4441 (0.4088)			0.2834 (0.3021)		
1期前の長短金利差	-1.1140** (0.5380)			0.2425 (0.6639)		
1期前の株価変化額	0.0011* (0.0008)			0.0004 (0.0003)		
3期前の鉱工業 生産指数		-0.1311 (0.01558)			-0.1571* (0.0997)	
3期前の貿易収支 変化率		0.0393 (0.0324)			0.0020 (0.0225)	
3期前の金融政策 変数		0.1581 (0.8359)			-0.8911 (1.2712)	
3期前の消費者 物価指数		0.1041 (0.3552)			0.3118 (0.2526)	
3期前の長短金利差		-0.6402* (0.4355)			0.1549 (0.5594)	
3期前の株価変化額		-0.0005 (0.0007)			-0.0006** (0.0003)	
4期前の鉱工業 生産指数			-0.1500 (0.1504)			-0.0810 (0.0964)
4期前の貿易収支 変化率			0.0541* (0.0376)			0.0200 0.0224
4期前の金融政策 変数			-0.8667 (0.9448)			1.7624** (0.8815)
4期前の消費者 物価指数			0.0055 (0.3571)			0.2363 (0.2867)
4期前の長短金利差			-0.5255 (0.4427)			0.3050 (0.6052)
4期前の株価変化額			0.0009 (0.0008)			-0.0004* (0.0003)
観測数	118	116	115	136	136	136
log likelihood	-24.8317	-27.9823	-27.4906	-30.0105	-31.1108	-31.0153
Pseudo R^2	0.2193	0.1158	0.1292	0.1599	0.1291	0.1318

表中の*は10%，**は5%，***は1%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，括弧内の数値は係数の標準誤差をそれぞれ示す。

反応が早くなったとの解釈は1990年代の方がより適切であると考えられる。いずれにせよ、1980年代のケースについては、少し解釈に注意が必要であろう。

5 結論

本稿では、日本における裁量的な財政政策運営について、データの整理と、計量経済学的な分析を通じて検証した。

最初に、構造的財政収支の観察を通じて、ほとんどの期間に構造的財政収支が負になっており、裁量的な財政政策が行われてきた可能性が高いことを示した。一方で、その変化額を見た場合には、80年代にはプラスになる一方、90年代はマイナスであることが分かった。すると、前年度からの変化を見た場合には、年代によっては景気に対しては反循環的なスタンスを取ったとしても、ある程度は財政の健全化にも配慮していた可能性が考えられる。この点を踏まえて、各年代で景気対策と財政再建のいずれが優先されたのかについて、政府が財政再建を行っている期間の構造的財政収支の変動幅を比較した。その結果、80年代には構造的財政収支が毎年改善している一方、90年代には96年から97年までの財政構造改革時以外は負になっていることが分かった。尤も、80年代であっても毎年の変化分はそれほど大きなものではなく、「努力の成果」は必ずしも大きなものではなかった。さらに、レベルでは構造的財政収支は負であり、年度によっては特例公債の発行も行われている。これらの点を踏まえるならば、財政再建を「優先した」とまでは言えず、マクロ経済環境に対する配慮の中で、財政再建を漸進的に進めてきたことが分かった。また、主に補正予算を主に構成してきた公共投資の内

訳を見ると、90年代には災害復旧事業費以外の費目が増加しており、90年代にはより景気に配慮した政策運営を行ってきたことが、費目の検証からも裏付けられた。

次に、実証分析の結果、景気動向を基に補正予算の策定を進めてきたことが明らかとなった。これは、日本の財政当局が、マクロ経済の安定化に対して積極的な介入をしてきたことを統計的に検証するものである。また、補正予算が、裁量的財政政策の手段として用いられてきたという、Asako, Ito and Sakamoto (1991) や浅子 (2000) などの指摘を統計的に裏付けられるものとも言えよう。

これまで、多くの研究で、日本ではケインジアン的な裁量的財政政策が行われてきたことが指摘されてきた。本稿は、先行研究で用いられた指標や、その手段である公共投資に関する予算の検証と実証分析を通じて、上記の点を整理・再検証した。その結果、基本的には景気に対して配慮した政策運営が行われてきた可能性を示した。さらに、財政再建にある程度努力した時期であっても依然として構造的財政収支は赤字であったことから、基本的には景気動向への配慮をしており、さらにそのために財政赤字削減の「成果」が少なかったことを示した。これは、財政健全化のための努力を行い、かつそれが継続しているときであっても、財政当局が当面の景気への配慮をしていた可能性を示唆するものである。

しかしながら、財政赤字削減の「成果」が小さかったり、また途中で頓挫した点については、景気動向への配慮という側面からだけではなく、政治経済学的な側面による部分も否定できないと考えられる¹³⁾。また、景気対策の

13) Miyazaki (2007) では、OECD各国を対象

策定に関しても同様であり、政治的景気循環などとの関わりも否定できないかも知れない。政治的な要因と裁量的財政政策スタンスの関連については、いくつか検証がなされているものの¹⁴⁾、第4節での実証分析のタイプでは検証が試みられていないように考えられる。以上の点は、今後の課題としたい。

補論

A 景気調整済み財政指標の計算方法

雇用保険のデータ(UNE), GDP, 政府支出(政府消費+政府投資+社会保障給付, G)そして税金(TAX)と社会保障負担(現実社会負担, SS)のデータは、いずれも『国民経済計算年報(以下SNAと省略)』から取り出した。詳細は以下のとおりである。

まず、TAXは、68SNAの「直接税」は93SNAでは「所得・富等に課される経常税(INCTAX)」、 「間接税」は「生産・輸入品等に課される税」にそれぞれ改められている。TAXについては、この二つのデータを用いる¹⁵⁾。さらに、SSには、現実社会負担を用いる。次に、Gは政府最終消費支出と公的固定資本形成と社会保障給付を用いることになる。ここで政府最終消費には、

として、財政再建時の「成果」(＝財政赤字削減水準)と政治的要因および予算制度上の要因との関連を分析している。

14) たとえば、Ito and Park (1988) などが挙げられる。

15) 一般会計予算の場合には、直接税は所得税と法人税、間接税の場合も消費税とそれ以外とに区分が可能である。しかしながら、SNAではそれぞれの区分が不可能であるため、一括して推計するほかは方法がなかった。税金を区分した上での弾性値の推計などは、今後の課題としたい。

社会資本の固定資産減耗が含まれている。このため、政府最終消費の名目値から、「一般政府所得支出勘定」の固定資産減耗を差し引くことで政府最終消費のデータセットを修正する。また、社会保障給付については、現物社会移転以外の社会給付のデータを用いた。最後に、雇用保険のデータは、「一般政府から家計への移転明細票」を用いた¹⁶⁾。各データは、それぞれGDPデフレーターにより実質化した。

さらに、景気調整済みのデータセットについては、Alesina et al. (2002)を参考に、以下の手続で構築した。まず、Hodrick and Prescottフィルタ(以下、H-Pフィルタと省略)により潜在GDPを計測した¹⁷⁾¹⁸⁾。次に、TAXの各項目およびUNEの実質GDP弾性値をそれぞれ求めた。以上を基に、次の(1)式から景気調整済み税金を、各税項目について算出する。

16) 同データは、93SNAでは1990年以降しか入手できない。このため、89年以前のデータに関しては、数値がほとんど同じであったため、89年以前の68SNAのデータを93SNAのデータに接続した。

17) 潜在GDPの作成には、フィルタを用いた方法以外に生産関数を推計した上で作成する方法も考えられる。この点について、OECD諸国を対象にフィルタをかけたGDPあるいは潜在GDPに関する様々な方法を適用したGiorno et al. (1995)では、H-PフィルタをかけたGDPと潜在GDPとが近年類似してきていることが明らかにされている。このため、本稿ではH-PフィルタをかけたGDPを潜在GDPとして用いる。

18) 日本の裁量的財政政策の特性に鑑みるならば、釜田・河村・竹内・水野(1994)のように、社会資本の生産力効果まで考慮してGDPギャップと構造収支を計測する方法も必要と考えられる。この点は今後の課題としたい。

$$TAX_{it}^{CA} = TAX_{it}^{NCA} (GDP_i^*/GDP_i)^{a_i} \quad (2)$$

ここで、添え字の*i*は税収の各項目、*t*は時点を示す。変数のうち TAX_{it}^{CA} は景気調整済み税収、 TAX_{it}^{NCA} は景気調整なしの実質税収、 GDP_i^* は実質潜在GDP、 GDP_i は実質GDP、 a_i は各税収の実質GDP弾性値をそれぞれ示す。また、社会保障負担については、

$$SS_i^{CA} = SS_i^{NCA} (GDP_i^*/GDP_i)^b \quad (3)$$

で算出する。税収同様、*t*は時点を示し、 UNE_{it}^{CA} は景気調整済み社会保障負担、 UNE_{it}^{NCA} は景気調整なしの社会保障負担の実質値、*b* は社会保障負担の実質GDP弾性値をそれぞれ示す。

同様に、雇用保険支出額についても、

$$UNE_{it}^{CA} = UNE_{it}^{NCA} (GDP_i^*/GDP_i)^c \quad (4)$$

で算出する。*t*は時点を示し、 UNE_{it}^{CA} は景気調整済み雇用保険支出額、 UNE_{it}^{NCA} は景気調整なしの雇用保険支出額の実質値、*b* は雇用保険支出額の実質GDP弾性値をそれぞれ示す。以上の手続きで、税収の各項目と雇用保険支出額について、景気調整済みのデータセットを構築する。

最初に、循環的財政収支を、吉田・福井(2000)や内閣府(2006)などを参考に、以下の(4)式から求める。

$$S = \{(\sum TAX_i^{NCA} - \sum TAX_i^{CA}) + (SS^{NCA} - SS^{CA})\} - (UNE^{NCA} - UNE^{CA}) \quad (5)$$

但し、*S*は循環的財政収支である。最後に、(4)式で求めた循環的財政収支から、構造的財政収支(*B*^{*})を求める。

$$B^* = B - S \quad (6)$$

ここで、*B*は現実の財政収支であり、本稿では

上記のT-Gで単純に求めた。これは、参考にした吉田・福井(2000)と内閣府(2006)では、一般政府貯蓄投資差額を用いているものの、SNAの場合98年度の差額が非常に大きくなっており、推計で問題が生じることを懸念したため、税収および社会保障負担と、社会保障給付を含めた政府支出との差額を単純に財政収支とした。

参考文献

- [1] 浅子和美(2000)『マクロ安定化政策と日本経済』岩波書店
- [2] 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、157-177
- [3] 井堀利宏(2000)『財政赤字の正しい考え方』東洋経済新報社
- [4] 井堀利宏・土居丈朗(2007)「財政政策の評価」林文夫編『経済制度の実証分析と設計：第3巻 経済制度設計』勁草書房、3-50
- [5] 井堀利宏・中里透・川出真清(2002)「90年代の財政運営：評価と課題」『フィナンシャル・レビュー』第63号、36-68
- [6] 岩本康志(2002)「財政政策の役割に関する理論的整理」『フィナンシャル・レビュー』第63号、8-28
- [7] 岡崎哲二(1998)「日本の財政政策とマクロ経済—歴史的パースペクティブからの再評価—」『フィナンシャル・レビュー』第47号、56-75
- [8] 加藤久和(2001)「政府支出は民間需要および税収を刺激したか？」日本経済学会2001年度秋季大会報告論文
- [9] 釜田公良、河村真、竹内信仁、水野晶夫(1994)「公共投資と財政収支—高雇用余剰の実証分析—」『経済研究』第45巻1号、31-40
- [10] 鎌田康一郎、増田宗人(2001)「統計の計測誤差がわが国のGDPギャップ計測に与える影響」『金融研究』第20巻2号、123-170

- [11] 鴨居慶太・橋本俊詔 (2001)「財政政策が民間需要に与えた影響について—Structural VARによる検証—」『フィナンシャル・レビュー』第55号, 165-185
- [12] 経済財政諮問会議 (2007)『経済財政運営と構造改革に関する基本方針2007』(<http://www.keizai-shimon.go.jp/cabinet/2007/decision0620.html>)
- [13] 地主敏樹 (2000)「日本の財政政策反応関数—バブル生成前と以後の比較—」『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, 75-86
- [14] 社会資本整備関係予算研究会編 (2002)『公共事業と予算 (平成14年度版)』大成出版社
- [15] 田中秀明 (2004)「財政ルール・目標と予算マネジメントの改革」青木・鶴編, 295-363
- [16] 土居丈朗 (2006)「政府債務の持続可能性を担保する今後の財政運営のあり方に関するシミュレーション分析—Broda and Weinstein 論文の再検証—」RIETI Discussion Paper Series, 06-J-032
- [17] 土居丈朗・中里透 (2004)「公債の維持可能性」井堀利宏編『日本の財政赤字』, 岩波書店, 53-83
- [18] 内閣府 (2006)『平成18年度年次経済財政報告 一成長条件が復元し, 新たな成長を目指す日本経済—』
- [19] 中里透 (2003)「財政運営における「失われた10年」」岩田規久男・宮川努編『「エコノミクス」シリーズ: 失われた10年の真因は何か』東洋経済新報社, 115-132
- [20] 野口悠紀雄 (1983)「日本でケインズ政策は行われたか—虚構だった「ケインズの時代」—」『季刊 現代経済』臨時増刊, No. 52, 163-182
- [21] 福田慎一 (2002)「なぜ日本の財政赤字は拡大したか? —90年代の「ニュース」からの視点—」『フィナンシャル・レビュー』第63号, 83-106
- [22] 福田慎一・計聡 (2002)「日本における財政政策のインパクト—1990年代のイベント・ストーリー—」『金融研究』第21巻第3号, 55-101
- [23] 宮尾龍蔵 (2006)「日本の長期停滞と経済の供給サイド」『マクロ金融政策の時系列分析』日本経済新聞社, 209-245
- [24] 宮崎智視 (2007)「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88号掲載予定
- [25] 吉田和男・福井唯嗣 (2000)「日本財政における構造赤字の推計—構造的財政収支を基準とした政策評価—」『フィナンシャル・レビュー』第53号, 162-184
- [26] Alesina, A., Drazen, A., 1991. Why Are Stabilizations Delayed? American Economic Review 81 (5), 1170-1188.
- [27] Alesina, A., Perotti, R., 1996. Fiscal Adjustments in OECD Countries: Composition and Macroeconomic Effects. NBER Working Paper 5730.
- [28] Alesina, A., Perotti, R., Tavares, J., 1998. The Political Economy of Fiscal Adjustments. Brookings Papers on Economic Activity 1, 197-248.
- [29] Alesina, A. Ardagna, F. S., Perotti, R., Schiantarelli, F., 2002. Fiscal Policy, Profits and Investment. American Economic Review 92 (3), 571-589.
- [30] Asako, K., Ito, T., Sakamoto, K., 1991. The Rise and Fall of Deficit in Japan. Journal of the Japanese and International Economies 5, 16-25.
- [31] Auerbach, A. J., 2004. Fiscal Policy, Past and Present. NBER Working Paper No. 10023.
- [32] Auerbach, A. J., 2006. American Fiscal Policy in the Post-War Era: An Interpretive History, in Kopcke, R. W. Tootell, G. M. B. Triest, R. K. Eds. The Macroeconomics of Fiscal Policy, MIT Press, pp. 77-100.
- [33] Bayoumi, T., 2001. The Morning After: Explaining the Slowdown in Japanese Growth in the 1990s. Journal of International Economics 53 (2), 241-259.
- [34] Broda C. and D. E. Weinstein, 2005, Happy

- News from the Dismal Science: Reassessing the Japanese Fiscal Policy and Sustainability, in Ito, T., Patrick, H., Weinstein E. D., eds., *Reviving Japan's Economy*, MIT Press, 39-78.
- [35] 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.
- [36] Giorno C., Richardson, P., Roseveare, D., van den Noord, P., 1995. Estimating Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balance. *OECD Economic Department Working Papers*, No. 152.
- [37] Hori, M., Shimizutani, S., 2002. Micro Data Studies on Japanese Tax Policy and Consumption in the 1990s. *ESRI Discussion Paper Series* No. 14.
- [38] Ito, T., Park, J. H., 1988. Political Business Cycles in the Parliamentary System. *Economics Letters* 27, 233-238.
- [39] McDermott, J. C., Wescott, R. F., 1996. An Empirical Analysis of Fiscal Adjustments. *International Monetary Fund Staff Papers* 43 (4), 725-753.
- [40] Miyazaki, T., 2007. Political and Institutional Determinants of Fiscal Adjustments: Evidence from OECD Countries. *Nagoya Gakuin University Discussion Paper* No. 69.
- [41] OECD, 2003. *OECD Economic Outlook*, Vol. 74.
- [42] Taylor, J., 2000. Reassessing Discretionary Fiscal Policy. *Journal of Economic Perspectives*, 14(3), 21-36.
- [43] Tsuru, M., 2005. Discretionary Deficit and Its Effects on Japanese Economy. *Applied Economics*, 37(19), 2239-2249.
- [44] Velasco, A., 1999. A model of endogenous fiscal deficits and delayed fiscal reforms, in Poterba, J. M., von Hagen, J. Eds., *Fiscal Institutions and Fiscal Performance*, University of Chicago Press, pp. 37-57.
- [45] Watanabe, K., Watanabe, T., Watanabe, T., 2001. Tax Policy and Consumer Spending: Evidence from Japanese Fiscal Experiments. *Journal of International Economics* 53(2), 261-81.