

## マクロ財政政策の評価と課題<sup>\*1</sup>

福田 慎一<sup>\*2</sup>

相馬 尚人<sup>\*3</sup>

### 要 約

本稿の目的は、マクロ財政政策の有効性を概念的に整理すると同時に、日本経済の実証的分析を行う際の課題を再検討することである。わが国では、1990年代半ば以降、金利がゼロやマイナスに下落する「流動性のワナ」が続いてきた。他方、近年、財政赤字の累積が他の主要国に類を見ないレベルにまで達しているだけでなく、多くの構造的な問題が顕在化している。そうしたなか、これまでの実証分析では、近年の日本経済において財政政策が有効であったかどうかに関し、議論が大きく分かれてきた。本稿では、1980年以降のデータを用いることで、先行研究の議論を再考察し、その課題を検討した。誘導方程式やVARモデルを推計した場合、中長期的には財政支出の影響が低下した可能性があるものの、2010年第4四半期以降は逆に影響が上昇した可能性が示唆された。この結果は、推定手法の限界や、異常値、使用したGDPの基準年、およびサンプル期間の頑健性の点でその解釈には慎重さが求められるものの、これまで低下を続けた財政支出の影響が超低金利下で回復した可能性があることを示している。また、民間エコノミストの予測データ「ESPフォーキャスト調査」を用いた場合でも、超低金利の下で財政支出とGDPの間に有意な関係があったと民間エコノミストが考えていたことが確認できた。もっとも、本稿の結果は、推計の効率性が必ずしも高くない短いサンプル期間で導かれたものであり、今後同じような影響が続くことを必ずしも意味するものではない。また、誘導方程式やVARモデルから導かれる結果は、「グレンジャーの因果」を示すものであって、真の因果関係を必ずしも示すものではないことには留意が必要である。マクロ経済学では、財政政策が国民所得を高める上でどれだけ有効かは、長年論争がなされてきた古くて新しい問題である。本稿の結果も、そのロバストネスを確認するには、今後より一層の検証が必要である。

キーワード：財政政策、構造変化、超低金利、ESPフォーキャスト

JEL Classification：E62, H30, E3

\*1 本稿の作成にあたっては、論文検討会議に参加した方々から貴重なコメントをいただいた。記して感謝したい。

\*2 東京大学大学院経済学研究科教授

\*3 横浜国立大学国際社会科学研究院准教授

## I. はじめに

マクロ経済学において、財政政策が国民所得を高める上でどれだけ有効かという問題は、長年論争が続いている古くて新しいテーマである。本稿の目的は、マクロ財政政策の有効性を概念的に整理すると同時に、これまで日本経済に関して示されてきた実証的分析の結果を再検討することである。マクロ財政政策の有効性を考える上では、近年の日本経済には3つの大きな特徴がある。

第1の特徴は、1990年代半ば以降、金利がゼロやマイナスに下落する「流動性のワナ」が続いていることである。財政支出の拡大によって金利が上昇する場合、民間投資が減少する「クラウディング・アウト」が発生し、財政政策の国民所得の効果は小さくなる。しかし、流動性のワナのもとでは金利は下落しないため、クラウディング・アウトが発生する場合に比べて財政政策の効果は大きくなる。また、Blanchard (2019) が指摘するように、金利がゼロやマイナスのもとでは、政府債務の拡大によるコストも小さく、財政赤字の弊害は小さくなる。

第2の特徴は、財政赤字の累積が、他の主要国に類を見ないレベルにまで達していることである。このため、歴史的に低い金利水準を考慮しても、将来世代の負担が極めて重くなっている。「リカード的政府」（＝赤字の返済に責任を持つ政府）の下では、財政赤字が累積すると将来負担への懸念から「非ケインズ効果」が働き、消費性向が低下することで、財政政策の国民所得の効果は相殺される。したがって、財政運営を単年度ではなく長期的な持続可能性という観点から見た場合、非ケインズ効果が大きければ、財政支出の拡大はむしろ逆効果になる可能性す

らある。

第3の特徴は、バブル崩壊後、さまざまな構造問題が発生し、長期停滞の原因になってきたことである。たとえば、1990年代末には、バブル崩壊の影響で非製造業を中心に本来ならば市場から退出すべき「ゾンビ企業」が多数生まれた。このようなゾンビ企業への財政的な支援は、むしろ経済の回復をさらに遅らせる可能性がある<sup>1)</sup>。また、少子高齢化の進展で、社会保障関係費が増加すると、政府支出は所得移転の側面が大きくなり、ケインズ経済学が想定する財政支出（GDP上の財政支出）と大きな乖離が生まれる。

IS-LM分析など伝統的なマクロ経済学の枠組みでは、第1の特徴が重視され、財政政策は金利がゼロに下落した「流動性のワナ」のもとで非常に有効と考えてきた。しかし、第2や第3の特徴が重要である場合、財政政策の有効性は逆に低下することになる。このため、わが国のマクロ財政政策の有効性を考察する際には、これら3つの特徴を同時に考慮して再考察することが重要である。

先行研究では、Kato, Miyamoto, Nguyen and Sergeyev (2018) や Miyamoto, Nguyen, and Sergeyev (2018) が、金利がゼロに下落した「流動性のワナ」のもとで、わが国の財政政策の有効性が大きく高まったことを推計結果で示した。また、VAR（多変量自己回帰）モデルを使った分析で Bayoumi (2001), Kuttner and Posen (2001, 2002), および Morita (2015) が、都道府県別パネル・データを使った分析で Kameda, Nambaz, and Tsuruga (2021) が、それぞれ財政政策が1990年代以降も依然とし

1) ゾンビ企業の存在が日本経済に与えた影響に関しては、星 (2006), Caballero, Hoshi and Kashyap (2008), 中村・福田 (2008), Fukuda and Nakamura (2011) などを参照のこと。

て有効であったとしている。

他方、Yoshino and Miyamoto (2017) は、少子高齢化の急速な進行という構造的な問題にフォーカスを当てて、わが国の財政政策の有効性が低下したことをカリブレーションで示している。Werner (2004)、猿山 (2010)、Auerbach and Gorodnichenko (2017) など、中長期的な観点からかつて有効であった財政政策の乗数効果が近年減少傾向にあったと指摘している。また、梅田・川本・堀 (2018) は、日本のエコノミストの間では、乗数効果が低下したとする見方が一般的であるとのサーベイ結果を示している。

以上のように、これまでの実証分析では、近

年の日本経済において財政政策が有効であったかどうかに関して、議論が大きく分かれている。ただ、これらの先行研究は、研究手法だけでなく、対象とするサンプル期間も大きく異なるため、結果を単純に比較できることはできない。そこで、本稿では、これら先行研究のデータをより最新のものにアップデートし、誘導型方程式や VAR モデルの推計を通じて結果の頑健性を再検討すると同時に、わが国の代表的な民間エコノミストによる予測データ「ESP フォーキャスト調査」を用いることで、財政支出の影響に関する民間エコノミストの見方を考察する。

## II. 分析に用いる「政府支出」

### (I) 「政府支出」の概念

具体的な分析を始める前に、本節ではまず、以下の分析に用いる「政府支出」の概念を整理する。以下で用いる「政府支出」は、「国民経済計算 (GDP 統計)」（平成 23 年基準 (2008SNA)）における「政府最終消費支出」と「公的固定資本形成」である。これは、国や地方公共団体の歳出とは、2つの点で大きく異なる。

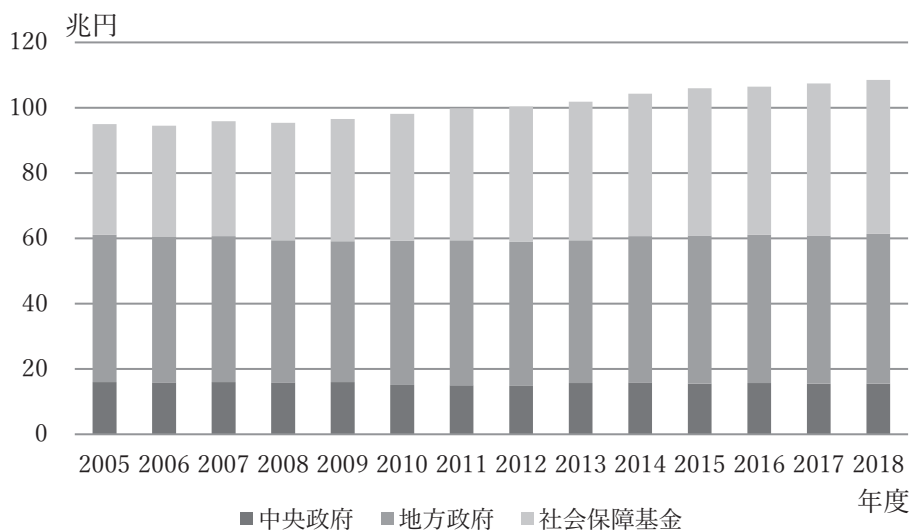
第1に、「政府支出」は、中央政府と地方政府に加えて、それらによって設定・管理される社会保障基金を含む「一般政府」の支出であることである。中央政府には、国の一般会計のほか、特別会計の一部、独立行政法人等の一部が含まれる。地方政府には、地方公共団体の普通会計のほか、公営事業会計の一部、地方独立行政法人の一部が含まれる。社会保障基金は、公的年金や雇用保険を運営する国の特別会計（保険事業特別会計）のほか、地方公共団体の公営事業会計のうち医療、介護事業、公務員年金を運営する共済組合の一部、年金積立金管理運用独立行政法人が含まれる。

図1は、2005年度から2018年度の「政府最

終消費支出」を、中央政府、地方政府、および社会保障基金に分けて表したものである。中央政府のシェアは少なく、かつ2005年度に17%であったものが2018年度には14%に減少している。一方、地方政府は常に40%を超えるシェアがある。ただし、近年では社会保障基金がシェアを徐々に高め、2005年度に36%であったものが2018年度には43%にまで増加している。その結果、2017年度以降、社会保障基金のシェアが地方政府のシェアを上回るようになった。

第2に、GDPが付加価値の合計であることに対応して、「政府支出」も付加価値を生み出すと考えられる支出のみが計上されていることである。このため、政府の歳出に含まれる公共事業関係費であっても、土地の購入は原則として「公的固定資本形成」には含まれない。また、付加価値につながらない政府から家計など民間部門への所得移転は、国や地方公共団体の歳出に含まれても、「政府最終消費支出」には含まれない。今日、国や地方公共団体から民間部門へはさまざまな所得移転が行われている。このうち、用途を限定せず現金等で支給されるもの

図1 「政府最終消費支出」の内訳



出所) 内閣府「国民経済計算 (GDP 統計)」。

は、「政府最終消費支出」には原則として含まれない。ただし、一般政府が家計に現物の形で支給することを目的として市場生産者から購入する財貨・サービス（医療や介護の保険給付分など）や、一般政府など非市場生産者が個々の家計に対して供給する財貨・サービスのうち利用者からの料金負担等で賄われない部分は、「政府最終消費支出」に含まれる。

## (Ⅱ) 「政府支出」の推移

図2は、「政府支出」を構成する「政府最終消費支出」と「公的固定資本形成」が対GDP比で、1980年度以降どのように推移してきたかを四半期季節調整値（実質）で示したものである。1990年代末までGDPの10%前後で推移していた公的固定資本形成は、公共事業費の削減を反映して2000年代前半に大きく減少し、2007年度以降はGDPの5%前後で推移するようになっている。一方、政府最終消費支出は、1990年代以降、一貫して上昇し、1990年代初

頭はGDPの約15%であったものが、2009年度以降は20%前後で推移するようになっている<sup>2)</sup>。

図3は、「政府最終消費支出」の機能別内訳が、2005年度以降どのように推移してきたかを年度（名目値）で示したものである。その内訳をみると、行政・立法機関、財務・財政業務、対外業務や一般行政の費用を反映した「一般公共サービス」は、近年大きく削減されており、2005年度には11兆円に近かったものが2012年度以降は9兆円を下回るようになっている。これに対して、医療費等の公的負担分を反映する「保健」や生活保護など社会扶助給付を反映する「社会保護」が大きく増加している。「保健」は、2005年度は30兆円程度であったが2018年度には40兆円を超えた。また、「社会保護」は、2005年度は9.4兆円程度であったが2017年度には14兆円を超えた。社会保障関係費の増加が、「政府最終消費支出」を増加させた大きな要因であったことが読み取れる。

図4は、「政府最終消費支出」と「公的固定

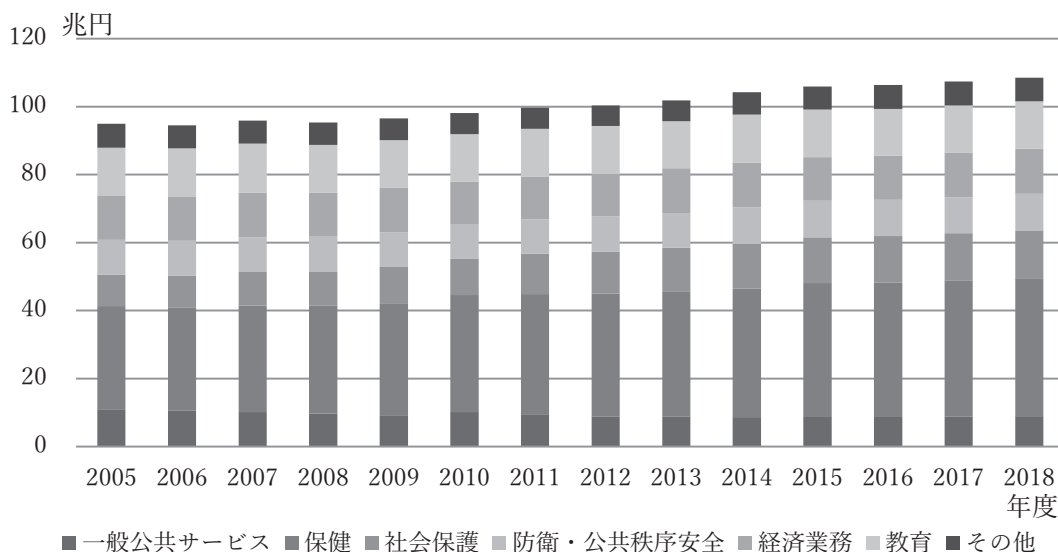
2) GDPの基準改定によって、1994年度以降（2011年基準）とそれ以前（2005年基準）は厳密には比較可能ではない。しかし、以上の結果は、それによる誤差を考慮してもおおむね成立すると考えられる。

図2 「政府最終消費支出」と「公的固定資本形成」の対 GDP 比



出所) 内閣府「国民経済計算 (GDP 統計)」。

図3 「政府最終消費支出」の機能別分類

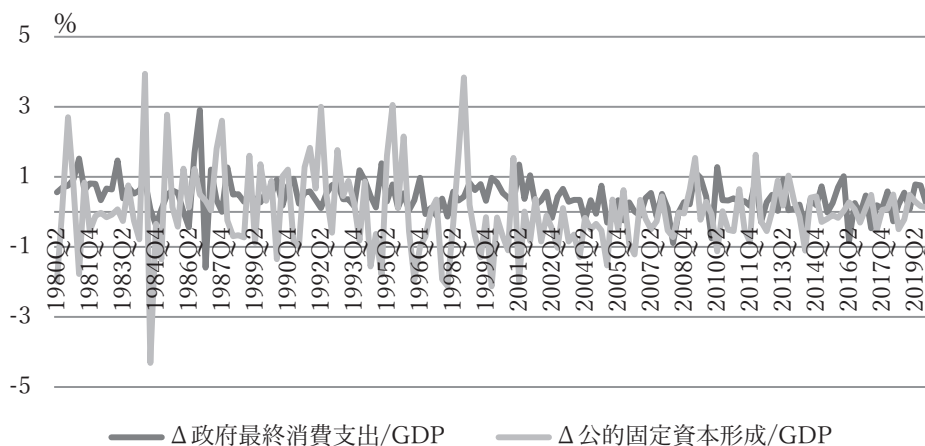


出所) 内閣府「国民経済計算 (GDP 統計)」。

資本形成」の短期的な変動が、1980 年度以降のように推移してきたかを、季節調整値 (実質) の四半期ごとの変化を GDP で除し、年率換算することで示したものである。図から、「政府最終消費支出」は 1980 年代、また「公的固定資本形成」は 1980 年代から 90 年代にかけて、短期的な変動 (ボラティリティ) が非常に大き

かったことが読み取れる。特に、「公的固定資本形成」は、当時、短期的に大きな変動がしばしばみられた。しかし、2000 年代に入って、短期的な変動は、「政府最終消費支出」と「公的固定資本形成」いずれにおいても大きく減少した。2008 年のリーマンショック後や 2011 年の東日本大震災後に短期的な変動はやや高まっ

図4 「政府最終消費支出」と「公的固定資本形成」の変化（年率）



注) サンプル期間：1980 第 2 四半期から 2019 年第 4 四半期。

出所) 内閣府「国民経済計算（GDP 統計）」（平成 27 年基準（2008SNA））。

たものの、このような短期的な変動の低下は 2000 年以降ほぼ一貫して見られた傾向である。

### Ⅲ. 先行研究の視点と課題

先行研究では、わが国の財政政策の有効性に関して、大きく分けて2つのタイプの分析が行われてきた。第1は、中長期的な観点から日本経済の構造的変化を分析するもので、そこでは長年有効であった財政政策の効果が近年減少傾向にある可能性が指摘されている。このタイプの研究の多くは、数十年という長いスパンで政策効果を評価し、その結果、1950年代から60年代の高度成長期や1970年代から80年代の安定成長期に比べて、近年の効果が小さくなった可能性を示している。第2は、近年の超低金利環境の下で政策の有効性の変化を分析するもので、超低金利下で財政政策の効果が近年高まっているとの主張がなされている。これら研究の多くは、金利がゼロないしマイナスとなった超低金利下の期間ではそれ以前の期間と比べ、効果が高まった可能性を指摘している。

もっとも、これらの分析には、いずれも政策効

果を評価する上での課題がある。まず第1のタイプの分析には、わが国で1950年代から2000年代を通じて厳密に比較可能な「国民経済計算（GDP 統計）」が存在していないという課題がある。わが国の「国民経済計算」では、統一的な基準で作成された GDP 統計の長期系列として、平成2年基準（1968SNA）で1955年第一四半期から1999年第1四半期までデータが得られる一方、平成23年基準（2008SNA）で1980年第一四半期から2020年第2四半期までデータ（含む簡易遡及）が得られる。また、期間がやや短くなるが、平成7年基準（1993SNA）で1980年第1四半期から2005年第2四半期、平成12年基準（1993SNA）で1980年第1四半期から2011年第3四半期、平成17年基準（1993SNA）で1980年第1四半期から2016年第3四半期（含む簡易遡及）、さらに平成27年基準（2008SNA）で1994年第1四半期から最新まで

の期間のデータがそれぞれ利用可能である。ただ、平成2年基準（1968SNA）のデータには近年の超低金利下の期間が含まれない一方で、それ以外のデータには高度成長期や1970年代が含まれていない。このため、多くの先行研究では、中長期的な観点から政策効果を分析する際、本来は異なる方法・基準で作成されたGDP統計を接続することで比較分析が行われてきた。

しかし、異なる方法・基準で作成されたGDP統計を用いて導かれた接続し、結果を単純に比較することは必ずしも適切でない。たとえば、表1は、平成2年基準（1968SNA）、平成12年基準（1993SNA）、平成23年基準（2008SNA）の3つのタイプの季節調整済み四半期データを用いて、共通してデータが利用可能な1980年第2四半期から1999年第1四半期に、異なる基準で作成された実質GDP、政府支出（＝政府最終消費支出＋公的固定資本形成）、および公的固定資本

形成がそれぞれどれだけ相関していたかを、変化率（対数階差）の相関係数を見ることで示したものである。表から、1993SNAと2008SNAの間では、いずれも相関係数が0.9を超える高い相関がみられた。しかし、1968SNAは、1993SNAや2008SNAとの間の相関係数が0.565から0.695と、さほど強い相関はみられなかった。

表2は、同じ3つのタイプの季節調整済み四半期データを用いて、1980年第2四半期から1999年第1四半期に、実質GDPと政府支出あるいは実質GDPと公的固定資本形成の間の相関係数がそれぞれどれだけであったかを変化率（対数階差）を用いて計算した結果を示したものである。実質GDPと政府支出の相関は、2008SNAで最も高く0.255である一方、1993SNAで最も低く0.140にとどまっている。また、実質GDPと公的固定資本形成の相関は、1968SNAで最も高く0.214である一方、1993SNAで最も低く0.088にとどまっ

表1 異なる方法・基準のGDP統計の相関係数

(1) 実質GDPの増加率

	1968SNA	1993SNA	2008SNA
1968SNA	1.000		
1993SNA	0.641	1.000	
2008SNA	0.582	0.920	1.000

(2) 政府支出の増加率

	1968SNA	1993SNA	2008SNA
1968SNA	1.000		
1993SNA	0.695	1.000	
2008SNA	0.613	0.933	1.000

(3) 公的資本形成の増加率

	1968SNA	1993SNA	2008SNA
1968SNA	1.000		
1993SNA	0.641	1.000	
2008SNA	0.582	0.920	1.000

表2 異なる方法・基準のGDP統計におけるGDPと政府支出の相関

	1968SNA	1993SNA	2008SNA
政府支出	0.175	0.140	0.255
公的固定資本形成	0.214	0.088	0.193

注) 値はいずれも増加率の相関係数。

ている。以上の結果は、異なる方法・基準で作成されたGDP統計を接続して比較分析を行うことは、深刻な問題を引き起こす可能性があることを示唆している。

一方、第2のタイプの分析においては、仮に統一の方法・基準で作成されたGDP統計を用いた場合でも、超低金利環境のサンプル期間が少ないという課題がある。わが国では、1990年代を通じて大幅に金利が低下し、1995年に公定歩合が0.5%にまで低下し、1999年2月にゼロ金利政策が開始されるなど、短期金利は1990年代半ば以降ほぼゼロの超低金利状態が続いてきた。しかし、10年物の国債利回りな

ど長期金利はゼロ金利政策の下でもプラス圏で推移し、明確な下落トレンドが始まったのは日本銀行が包括的金融緩和政策を開始した2010年10月以降であった。このため、超低金利下の期間とそれ以前の期間と比べて財政政策の効果に構造変化があったかどうかを分析するには、少ないサンプル期間で分析を行わなければならないという限界がある。少ないサンプル期間での分析は、推計の効率性という点で課題があり、その結果の解釈にはさまざまな留意が必要となる。本稿の以下の節では、このような限界を認識しながら、第2のタイプの分析を再検討することにする。

## IV. 誘導方程式を用いた推計

### (I) 分析の枠組み

以下では、1980年第1四半期から2019年第4四半期までの季節調整済みデータを用いて、財政支出の影響に構造変化が見られたかどうかを分析する<sup>3)</sup>。分析に用いるデータは、平成23年基準（2008SNA）の「国民経済計算（GDP統計）」（ただし、1980年～1993年は簡易遡及）である。前節で指摘したように、このような比較的短いサンプル期間を用いて構造変化を分析することには課題も少なくない。しかし、利用可能なデータが限られるなかで、わが国では、比較的短いサンプル期間を用いて構造変化の分析を行わなければならないという限界がある。

分析では、まず誘導方程式を推計してわが国の財政支出の影響の構造変化を検証する。誘導方程式の推計は、その背後にあるメカニズムがブラックボックスとなるという限界があり、そこで示される「影響」はいわゆる「グレンジャーの因果」であって、真の因果関係を必ずしも示

すものではない。しかし、誘導方程式の推計は、外生変数の影響を最もシンプルに把握する上で有効な手法で、先行研究でも古くから用いられてきた。そこで以下では、季節調整済四半期データを用いて、ラグ付き内生変数を含む以下の式を推計した。

$$\Delta Y_t = \text{定数項} + \sum_{i=0}^2 a_i \Delta G_{t-i} + \sum_{i=1}^2 b_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^1 c_i \Delta X_{t-i}, \quad (1)$$

ここで、 $\Delta Y_t$  = 実質GDPの増加率（対数値の階差）、 $\Delta G_t$  = 実質政府支出（実質政府最終消費支出 + 実質公的固定資本形成）の増加（階差）÷前期の実質GDP、および  $X_t$  = コントロール変数である。コントロール変数は、実質輸出の増加率（対数値の階差）をベースライン推計とした。なお、推計に用いたデータは、平成23年基準（2008SNA）の「国民経済計算（GDP統計）」の長期系列で、1994年から2019年が

3) 分析では、新型コロナウイルスによるGDPの落ち込みの影響を取り除くため、サンプル期間に2020年のデータを含めなかった。



2020年11月の公表値、それ以前は2018年1月公表の簡易遡及である。

推計は、最小二乗法だけでなく、操作変数法でも行い、結果が同様に成立するかをチェックする。これは、説明変数の $\Delta G$ （＝政府支出の増加／前期の実質GDP）が内生的に決定されているときには、「同時方程式バイアス」が発生する可能性があるからである。福田（2002）やFukuda and Yamada（2011）でも明らかにしたように、政府は1990年代以降、景気の悪化が予想される場合、しばしば経済対策を策定し、財政支出を拡大してきた。このような場合、（1）式において、説明変数の財政支出（ $\Delta G$ ）は誤差項と負の相関を持つため、その係数の推計値が真の値よりも小さくなる「同時性バイアス」が生まれる可能性がある。以下の分析では、定数項と実質輸出の増加率を外生変数とし、すべての説明変数の1期から3期のラグの値を操作変数とした。また、実質民間最終消費支出の増加率、実質民間企業設備の増加率、およびGDPデフレータの変化率それぞれの1期から3期のラグの値、実質公的固定資本形成の増加÷前期の実質GDPおよび日経平均株価（四半期末値）の増加率それぞれの1期と2期のラグの値も操作変数に加えた。

## （Ⅱ）構造変化のタイミング

サンプル期間中の構造変化を検証する上では、いつ構造変化が起こったかを判別することが重要となる。先行研究では、日本銀行の政策

変更など制度的な変更でサンプル期間を分割し、それぞれのサブ・サンプル期間の推計結果から構造変化の有無を検証する研究が多かった。しかし、本稿では、構造変化のタイミングが未知の場合に使われるQuandt-Andrewsの構造変化テスト（Andrews [1993]）を使って構造変化が発生した時期を判別し、それに基づいて分割したサブ・サンプル期間の推計結果から財政支出の影響の構造変化を検証する。

分析ではまず、1980年第4四半期から2019年第4四半期までをサンプル期間として（1）式のベースライン推計を行い、その結果に対してQuandt-Andrewsの構造変化テストを当てはめた。表3-1は、その結果をまとめたものである。結果は、尤度比検定（LR）とワルド検定（Wald）いずれのF値も、1991年第3四半期に非常に有意な構造変化があったことを示した。1991年第3四半期は、バブル経済が崩壊して潜在成長率が下落し、長い停滞期に入った時期とほぼ一致する（内閣府による景気日付では、1991年2月が景気の「山」であった）。

もっとも、それによって分割されたサンプル期間の後半には、金利が有意にプラスの期間とほぼゼロにまで下落した期間の両方が含まれる。そこで次に、最初の構造変化テストで後半に判別された1991年第3四半期から2019年第4四半期までをサンプル期間として、再び（1）式のベースライン推計を行い、その結果に対してQuandt-Andrewsの構造変化テストを当てはめた。表3-2は、その結果をまとめたもの

表3 Quandt-Andrewsの構造変化テスト

3-1. 推定期間：1980Q4～2019Q4

Statistic	Value	Prob.
Maximum LR F-statistic (1991Q3)	5.497	0.000
Maximum Wald F-statistic (1991Q3)	43.977	0.000

3-2. 推定期間：1991Q3～2019Q4

Statistic	Value	Prob.
Maximum LR F-statistic (2010Q4)	2.710	0.090
Maximum Wald F-statistic (2010Q4)	21.682	0.090

である。結果は、尤度比検定（LR）とワルド検定（Wald）いずれのF値も、2010年第4四半期に10%有意水準ではあるが構造変化があったことを示した。2010年第4四半期は、日本銀行が包括的金融緩和政策を実施したことで長期金利がこれまで以上に下落トレンドを強めた時期と一致する。また、判別された後半のサンプル期間には東日本大震災後の復興需要が発生した時期や「機動的な財政政策」が実施されたアベノミクスの時期が含まれる。ただし、判別された前半のサンプル期間には短期金利がほぼゼロにまで下落した期間の両方が含まれている。先行研究とは異なり、Quandt-Andrewsの構造変化テストは、短期金利がゼロにまで下落した環境の下でも、長期金利が依然として有意にプラスであった期間と、ゼロに向けて下落トレンドを強めた期間では財政支出の影響が異なっていた可能性を示唆しているといえる。

### （Ⅲ）誘導方程式の推計結果

以下では、Quandt-Andrewsの構造変化テストによって判別された構造変化をベースにサンプル期間を分割し、財政支出の影響がどのように変化したのかを考察する。表4-1は、最初の構造変化テストの結果分割された2つのサンプル期間（1980年第4四半期～1991年第2四半期と1991年第3四半期～2019年第4四半期）における最小二乗法と操作変数法によるベースライン推計の結果をまとめたものである。コントロール変数の実質輸出の増加率は、前半のサンプルでは有意ではなかったが、プラスの影響が観察された。しかし、より注目すべき違いは、財政支出の影響が、前半と後半それぞれのサンプル期間で異なったことである。

瞬時の影響（ $a_0$ の推計値）を比較してみると、最小二乗法では前半が約0.65、後半が約0.82とそれほど極端な差は観察されなかった。しかし、操作変数法では前半が約0.96であったのに対して、後半は有意ではないがマイナスの値をとった。より注目すべき結果は、ラグを含めた影響（ $\sum_{i=0}^2 a_i$ の推計値）を比較した場合、最小二乗法と操作

変数法それぞれで、前半が約0.74と約1.24と比較的大きな値をとったのに対して、後半は約0.13と約-0.45と大幅な下落が観察されたことである。これら推計結果は有意水準が高いものではないため、そこから確定的な結論を導くことは難しい。しかし、1980年以降に限っても、中期的なトレンドでは財政支出の影響が近年減少傾向にあるとする先行研究の結果整合的な結果が得られたといえる。

一方、表4-2は、2番目の構造変化テストの結果分割された2つのサンプル期間（1991年第2四半期～2010年第3四半期と2010年第4四半期～2019年第4四半期）における最小二乗法と操作変数法によるベースライン推計の結果をまとめたものである。コントロール変数の実質輸出の増加率は、いずれのサンプルでも有意なプラスの影響が観察された。これに対して、財政支出の影響は、瞬時の影響（ $a_0$ の推計値）とラグを含めた影響（ $\sum_{i=0}^2 a_i$ の推計値）いずれにおいても、後半のサンプル期間のみで大きな値が観察された。

瞬時の影響（ $a_0$ の推計値）を比較してみると、最小二乗法と操作変数法それぞれに関して、前半が約0.54と約-0.38なのに対して、後半が約2.39と約2.34と際立った上昇がみられた。また、ラグを含めた影響（ $\sum_{i=0}^2 a_i$ の推計値）を比較した場合、最小二乗法と操作変数法それぞれに関して、前半が約0.02と約-0.41とほとんど影響がみられなかったのに対して、後半は約2.62と約2.56と大幅な増加が観察された。いずれの推計結果も、2010年第4四半期以降に財政支出の係数が大きく高まったことを示すものである。

誘導方程式の推計は、「グレンジャーの因果」を示すにすぎず、真の因果関係を必ずしも示すものではないため、この結果をそのまま受け入れて「政策効果が大きく高まった」と考えるのは早計である。しかし、前半は、バブル崩壊によって発生したゾンビ企業の存在が顕在化した時期や、小泉政権下で歳出削減に力を入れた財政改革が行われた時期を含む。小泉内閣では財

表 4 財政支出が GDP に与えた影響

4-1. 最初のサンプル分割

	最小二乗法		操作変数法		最小二乗法		操作変数法	
	推計値	t 値	推計値	t 値	推計値	t 値	推計値	t 値
C	0.014	4.350***	0.013	3.695***	-0.001	-0.896	0.001	1.043
$\Delta G$	0.645	1.810*	0.961	1.719*	0.818	2.549**	-0.306	-0.561
$\Delta G(-1)$	0.171	0.448	0.251	0.616	-0.224	-0.664	0.241	0.835
$\Delta G(-2)$	-0.032	-0.087	0.026	0.067	-0.464	-1.470	-0.387	-1.553
$\Delta Y(-1)$	-0.267	-1.617	-0.292	-1.705*	0.017	0.126	-0.053	-0.485
$\Delta Y(-2)$	-0.199	-1.207	-0.163	-0.918	0.063	0.649	0.099	1.287
$\Delta EX$	0.036	0.616	0.022	0.321	0.191	9.418***	0.164	10.229***
$\Delta EX(-1)$	0.036	0.628	0.047	0.776	-0.010	-0.320	-0.020	-0.817
Adj. R <sup>2</sup>	0.019		-0.037		0.449		0.454	
DW stat	1.946		1.936		1.778		1.836	
	推計値	F-statistic	推計値	F-statistic	推計値	F-statistic	推計値	F-statistic
$\Sigma \Delta G(i)$	0.784	1.045	1.238	1.609	0.130	0.080	-0.452	0.781348

4-2. 後半のサンプル分割

	後期サンプル I : 1991Q3-2010Q3				後期サンプル II : 2010Q4-2019Q4			
	最小二乗法		操作変数法		最小二乗法		操作変数法	
	推計値	t 値	推計値	t 値	推計値	t 値	推計値	t 値
C	-0.001	-0.952	0.001	0.629	0.000	-0.125	0.000	-0.092
$\Delta G$	0.540	1.976*	-0.377	-0.767	2.391	3.369***	2.343	2.807***
$\Delta G(-1)$	-0.048	-0.168	0.372	1.284	-0.632	-0.860	-0.633	-0.861
$\Delta G(-2)$	-0.469	-1.741*	-0.406	-1.588	0.865	1.164	0.848	1.118
$\Delta Y(-1)$	-0.110	-0.814	-0.119	-0.930	0.230	1.263	0.229	1.257
$\Delta Y(-2)$	0.196	2.148**	0.187	2.160**	-0.403	-2.636**	-0.400	-2.554**
$\Delta EX$	0.198	10.956***	0.166	9.693***	0.156	3.893***	0.156	3.882***
$\Delta EX(-1)$	0.006	0.208	-0.008	-0.289	-0.064	-1.253	-0.064	-1.255
Adj. R <sup>2</sup>	0.630		0.541		0.468		0.468	
DW stat	1.965		1.902		1.704		1.705	
	推計値	F-statistic	推計値	F-statistic	推計値	F-statistic	推計値	F-statistic
$\Sigma \Delta G(i)$	0.023	0.004	-0.410	0.800	2.623	3.388*	2.559	2.737

注 1) 操作変数法は、操作変数に使用したラグの関係で、前期のサンプルは 1981Q5-2019Q4。

2) \*\*\* = 1% 有意, \*\* = 5% 有意, \* = 10% 有意。

3)  $\Sigma \Delta G(i)$  はラグを含めた影響を表す。

政出動型の経済対策はほとんど行われなかった。他方、後半は、2010 年第 4 四半期以降、日本銀行の非伝統的な金融政策の度度にわたる強化によって、長期金利がゼロに向けた下落トレンドにあった時期と一致する。このため、以上の結果は、「流動性のワナ」によって財政政策の効果が上昇したという主張や超低金利のも

とでは政府債務の拡大によるコストも小さいといった先行研究の主張とも整合的である。

もっとも、前半（1991 年第 2 四半期～2010 年第 3 四半期）のサンプルの大半でも短期金利は事実上ゼロの値をとっており、その期間では財政支出の影響が観察されなかったという結果は、超低金利政策が財政政策の効果を高めると

いう主張とは整合的ではない。長期金利も2010年第4四半期を境に非連続的に下落したわけではないので、同じ「流動性のワナ」のも

とでも、財政支出の影響は大きく異なった可能性がある。

## V. VARを使った推計

前節では、誘導方程式を推計して、1980年代以降の構造変化を判別し、わが国の財政支出の影響の変化を検証した。以下では、VAR（多変量自己回帰）モデルを使って、同じサンプル期間の財政支出の影響の違いを検証する。誘導方程式と同様に、VARは、その背後にあるメカニズムがブラックボックスなだけでなく、そこで示される「影響」はいわゆる「グレンジャーの因果」であって、真の因果関係を必ずしも示すものではない。しかし、誘導方程式が財政支出からGDPへの一方の「影響」を検証するものであるのに対して、VARは財政支出から影響を受けたさまざまなマクロ変数がお互いに影響を及ぼしながら最終的にGDPへ及ぼす総合的な「影響」を検証するものである。前節と同様に、構造変化テストで判別されたサブ・サンプルに対して、季節調整済の四半期データを用いてそれぞれVARモデルを推計した。

VARモデルでは、 $\Delta Y_t$ （≒実質GDPの対数階差）、 $\Delta G_t$ （≒実質政府支出の増加／前期の実質GDP）、および $\Delta P_t$ （≒GDPデフレータの対数階差）を内生変数、 $\Delta EX_t$  = 実質輸出の対数階差を外生変数とし、以下の式を推計した<sup>4)</sup>。

$$X_t = A(L)X_t + BZ_t \quad (4)$$

ただし、 $X_t \equiv \{\Delta G_t, \Delta Y_t, \Delta P_t\}$  および  $Z_t \equiv \{\text{定数項}, \Delta EX_t\}$ 。

図5-1は、1991年第3四半期に構造変化があったとして全サンプル期間を2つのサブ・サンプルに分割した場合の、 $\Delta Y_t$  の  $\Delta G_t$  に対す

る累積インパルス応答関数をそれぞれ示したものである。この累積インパルス応答関数の結果では、政府支出の拡大がGDPに与える持続的な影響はいずれの期間もはっきり観察されない。前半（1980年第4四半期～1991年第2四半期）では、累積インパルス応答関数の値は0.002と安定した値をとったが最初の1期以外は統計的に有意ではなかった。また、後半（1991年第3四半期～2019年第4四半期）では、累積インパルス応答関数の値は1期と2期で統計的に有意な0.002値をとったが、3期目以降は下落し、統計的に有意でなくなった。

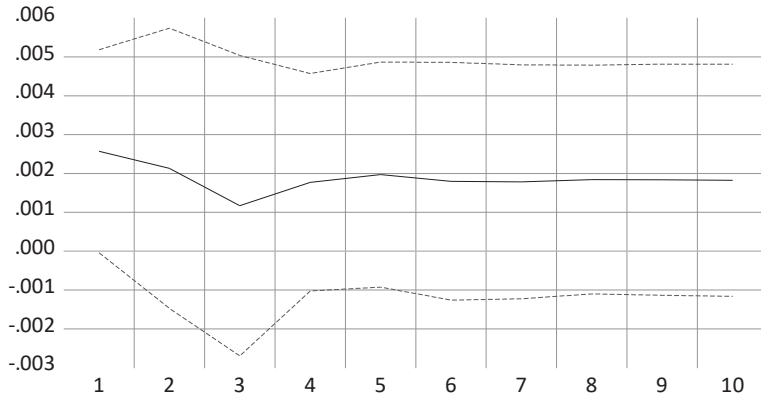
しかし、後半のサンプルをさらに2010年第4四半期を境にサンプル分割すると、累積インパルス応答関数の結果は大きく変化する。図5-2は、1991年第3四半期以降のサンプルを2010年第4四半期に構造変化があったとして分割した場合、 $\Delta Y_t$  の  $\Delta G_t$  に対する累積インパルス応答関数がどうなるかをそれぞれ示したものである。前半（1991年第2四半期～2010年第3四半期）では、累積インパルス応答関数の値は1期に統計的に有意な0.002値をとったが、2期目以降は大幅に下落し、ほぼゼロとなった。これに対して、後半（2010年第4四半期～2019年第4四半期）では、1期に統計的に有意な0.05に近い値をとっただけでなく、2期目以降も3期を除くと統計的にも有意であった。この結果は、前節の結果と同様に、2010年第3四半期以降、財政支出の影響が大きく上昇した

4) 推計では、内生変数のラグは2を選択した。また、識別はコレスキー分解によって行い、外生性の順序は  $\Delta G_t$ 、 $\Delta Y_t$ 、 $\Delta P_t$  とした。

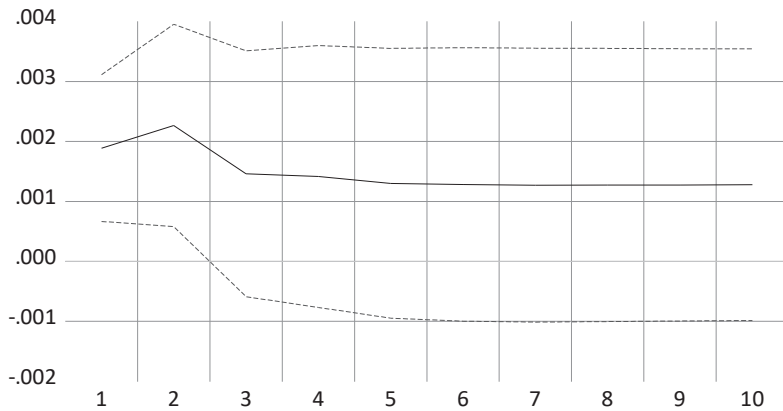
図5 GDPの財政支出に対する累積インパルス応答関数

5-1. 最初のサンプル分割

(1) 1980年第4四半期～1991年第2四半期



(2) 1991年第3四半期～2019年第4四半期



とする先行研究の主張と整合的である。

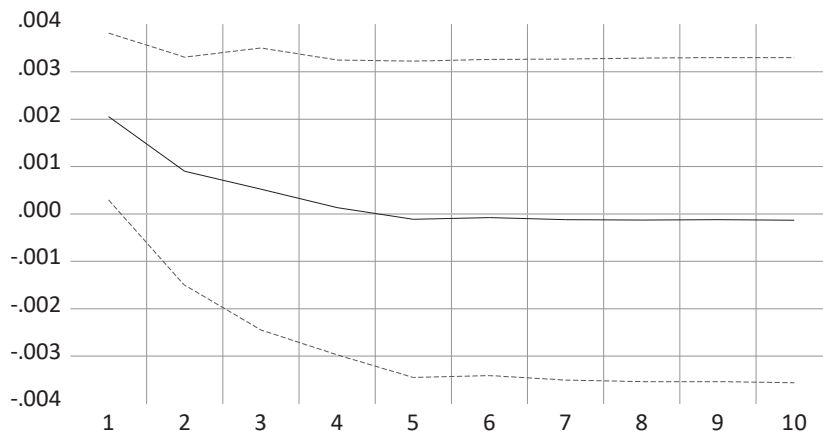
可能性があるといえる。

ただし、2010年第3四半期以降の推計においても、累積インパルス応答関数は、1期に最も大きな値をとり、2期目以降は有意ではあるがそれよりも小さな値であった。この結果は、政策効果があったとしても、その時間を通じた波及効果はほとんどなかったことを意味する。VARを推計した先行研究では、1950年代から60年代の高度成長期や1970年代から80年代の安定成長期には、累積インパルス応答関数は時間とともに増加し、さまざまな波及効果をもたらしたことが示されている。近年の財政政策では、このような波及効果がみられなくなった

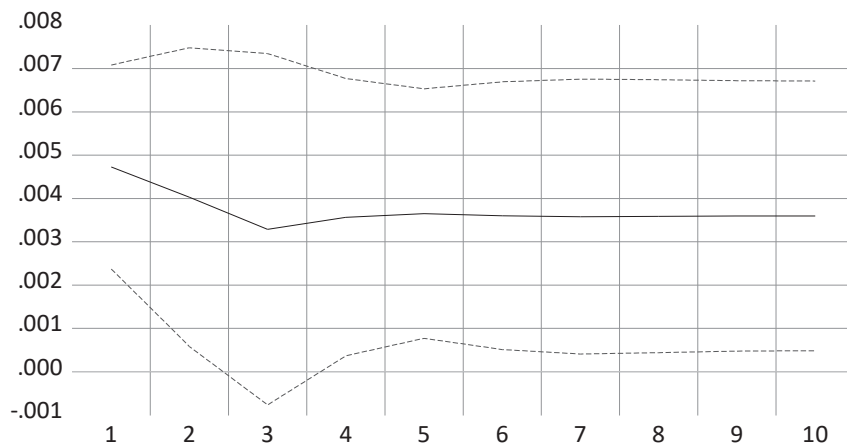
図5 GDPの財政支出に対する累積インパルス応答関数（続き）

5-2. 後半のサンプル分割

(1) 1991年第2四半期～2010年第3四半期



(2) 2010年第4四半期～2019年第4四半期



注) 点線は2σの誤差を表す。

## VI. 分析結果の留意点

### (I) 結果の頑健性

前の2つの節では、誘導方程式やVARモデルの推計を行うことで財政政策の構造変化を検証し、2010年第4四半期以降、財政支出の影響が有意に上昇した可能性があるとの結果を得

た。しかし、これらの結果がどれだけロバストであるかは慎重な検討を要する。まず真っ先に留意すべき点は、財政支出に有意なプラスの影響が観察されたサンプル期間（2010年第4四半期～2019年第4四半期）は決して長いもの

ではなく、このような限られたサンプル数での分析結果には、推計の効率性という点で課題があることである。

そこで以下では、サンプル期間として2010年第4四半期～2019年第4四半期を用いて、4つの観点から、「2010年第4四半期以降、財政支出の影響が大きく上昇した」とする前節の結果の頑健性を検証する。まず第1は、コントロール変数を追加した場合でも、結果が依然として成り立つかの検証である。これまでのベースライン推計では、外生変数として輸出の変化率のみを推計に含めた。しかし、金融政策は、通常、重要な外生的なショックである。また、株価や為替レートといった資産価格の変動も、日本経済に対する外生的なショックとなる可能性がある。特に、2012年末から始まったアベノミクスでは、異次元の金融緩和政策や株価・為替レートの変化が景気回復をもたらしたとの指摘がある（たとえば、Fukuda [2015]）。このため、これらの変数をコントロール変数に加えた場合でも結果が依然としてロバストであるかを検証することは重要である。

第2は、異常値を除いた場合でも、結果が依然として成り立つかの検証である。これまで推計してきた誘導方程式では、誤差項が正規分布に従ったランダム・ショックであることが暗黙裡に仮定されている。しかし、マクロ変数にはしばしば異常値が存在するため、この仮定が満たされない場合がある。特に、2014年4月と2020年10月の消費税の引き上げは、消費の反動減から一時的に大きなGDPの落ち込みを生み出した。このため、異常値をコントロールした場合でも結果が依然としてロバストであるかを検証することは重要である。

第3は、サンプル期間をさらに分割した場合、それぞれのサンプルで結果が依然として成り立つかの検証である。推計の効率性という観点からは、すでに短いサンプル期間をさらに分割することは好ましいアプローチではない。しかし、サンプル期間を概観してみると、アベノミクスの初期段階（2013年度）に大きく改善した

GDPは、2014年度以降アップダウンを繰り返す緩やかな改善にとどまった。このため、2014年第2四半期頃からマクロ経済環境には構造変化があった可能性がある。

第4は、異なる方法・基準で作成されたGDP統計を用いた場合、結果が依然として成り立つかの検証である。3節でみたように、異なる基準で作成されたGDP統計を用いた場合、実質GDPと政府支出（＝政府最終消費支出＋公的固定資本形成）の相関は異なる。このため、異なる方法・基準で作成されたGDP統計を用いて同じ推計を行うことは、結果の頑健性を見る上で重要である。

## （Ⅱ）追加のコントロール変数

以下ではまず、コントロール変数を追加した場合でも、結果が依然として成り立つかを検証する。分析では、コントロール変数として、これまでの実質輸出の増加率に、実質貨幣残高の増加率や株価・為替レートといった資産価格の変化率を加え、結果の頑健性を検証した。

分析に用いた実質貨幣残高は、マネーストック（M2）とマネタリーベース（いずれも月中平均）を四半期平均したものをGDPデフレーターで除したもので、推計ではそれらの変化率（対数値の階差）を使用した。また、日経平均株価（四半期末値）の増加率（対数値の階差）や円ドル為替レート（四半期末値、17時時点）の変化率（対数値の階差）を加えたケースも試みた。なお、マネーストック（M2）とマネタリーベースは日本銀行の「マネーストック統計」、また日経平均株価や円ドル為替レートは日経NEEDSからダウンロードした。

表5-1は、追加のコントロール変数を組み合わせた最小二乗法による推計結果を示したものである。追加のコントロール変数を加えなかった場合と比較してみると、約2.39であった瞬時の影響（ $a_0$ の推計値）は、約2.02から約2.22と下落した。また、約2.62であったラグを含めた影響（ $\sum_{i=0}^2 a_i$ の推計値）も、約1.94から約2.18と下落し、統計的な有意性も低下

した。追加のコントロール変数は政府支出の係数を低下させることが読み取れる。ただ、その下落幅は限定的で、2010年第4四半期以降、財政支出の影響が大きく上昇した可能性を否定するものではなかった。

また、追加したコントロール変数では、実質マネーストック（M2）の増加率が、実質マネタリーベースの増加率を加えた場合に10%水準で有意なプラスの値をとったが、他のコントロール変数は有意ではなかった。サンプル期間はいわゆる「流動性のワナ」が発生していた時期だったことで、実質貨幣残高の増加という金融政策はあまり効果がなかった可能性がある。また、株価・為替レートといった資産価格の変化は、局面によってはGDPの動きに影響を与えた可能性はあるが、短期的なボラティリティが大きいことから期間を通じた一貫した効果は検出されなかった。

### （Ⅲ）異常値ダミー

以下では、異常値を取り除いた場合でも、結果が依然として成り立つかを検証する。分析では、サンプル期間（2010年第4四半期～2019年第4四半期）に関して、 $\Delta Y_t$ （≒実質GDPの増加率）と $\Delta G_t$ （≒実質財政支出の増加／前期の実質GDP）それぞれが期間中の平均から標準偏差の2倍以上乖離した場合に「異常値」とした。その結果、 $\Delta Y_t$ については、2011年第3四半期、2014年第2四半期、および2019年第4四半期の値が異常値となった。また、 $\Delta G_t$ については、2012年第1四半期と2014年第2四半期の値が異常値となった。このうち2011年第3四半期と2012年第1四半期は、東日本大震災からの復興需要があった時期と一致する。一方、2014年第2四半期と2019年第4四半期は、消費税引き上げ直後の反動減が起こった時期である。

推計では、 $\Delta Y_t$ と $\Delta G_t$ のどちらも異常値となった2014年第2四半期のみを「異常値」としたダミー変数を加えた推計と、 $\Delta Y_t$ と $\Delta G_t$ のいずれかが異常値となった4つの四半期（2011年

第3四半期、2012年第1四半期、2014年第2四半期、および2019年第4四半期）を「異常値」としたダミー変数を加えた推計を行った。また、推計は、実質マネーストック（M2）の増加率をコントロール変数に加えない場合と加えた場合の両方を行った。

表5-2は、異常値ダミーを加えた最小二乗法による結果を示したものである。まず、2014年第2四半期のみを「異常値」とした推計では、瞬時の影響（ $a_0$ の推計値）が約1.77から約1.81、ラグを含めた影響（ $\sum_{i=0}^2 a_i$ の推計値）が約1.65から約1.73と、いずれも異常値ダミーを含めない場合に比べて大きな下落がみられた。2014年第2四半期には、駆け込み需要の反動でGDPが大きく落ち込んだだけでなく、政府支出も大きく落ち込んでいた。このことが、財政支出の影響を過大推計させていた可能性がある。ただし、値がもっとも下落したケースでも、瞬時の影響（ $a_0$ の推計値）とラグを含めた影響（ $\sum_{i=0}^2 a_i$ の推計値）は、いずれも2010年第3四半期までの推計値よりも依然として大きかった。

一方、4つの四半期（2011年第3四半期、2012年第1四半期、2014年第2四半期、および2019年第4四半期）を「異常値」とした推計でも、瞬時の影響（ $a_0$ の推計値）では同様の下落がみられた。しかし、4つの四半期を「異常値」とした推計では、2期ラグの効果（ $a_2$ の推計値）が有意なプラスをとり、その結果、ラグを含めた影響（ $\sum_{i=0}^2 a_i$ の推計値）は約3.05から約3.13と、異常値ダミーを考慮しない場合の値よりも大きく、統計的な有意性も高まった。消費税の引き上げ直後などに発生した異常値の存在は、財政支出の影響を過大推計させた可能性はあるが、その場合でも2010年第4四半期以降、財政支出の影響が有意に上昇した可能性は否定できなかったといえる。

### （Ⅴ）サンプル期間の再分割

以下では、サンプル期間（2010年第4四半期～2019年第4四半期）をさらに分割した場合、それぞれのサンプルで結果が依然として成



表5 頑健性のテスト

5-1. コントロール変数を追加した推計

	X = ベースマネー		X = 日経平均株価		X = 円ドルレート	
	推計値	t 値	推計値	t 値	推計値	t 値
C	-0.004	-1.634	-0.003	-1.238	-0.003	-1.204
$\Delta G$	2.151	2.945***	2.217	2.729**	2.022	2.512**
$\Delta G(-1)$	-0.824	-1.126	-0.742	-0.907	-0.806	-1.039
$\Delta G(-2)$	0.748	0.994	0.703	0.906	0.724	0.907
$\Delta Y(-1)$	0.255	1.292	0.242	1.184	0.228	1.143
$\Delta Y(-2)$	-0.325	-2.109**	-0.347	-2.097**	-0.342	-2.093**
$\Delta EX$	0.142	3.424***	0.162	3.573***	0.154	3.461***
$\Delta EX(-1)$	-0.026	-0.444	-0.050	-0.935	-0.055	-1.008
$\Delta M2$	0.496	2.033*	0.351	1.456	0.325	1.422
$\Delta M2(-1)$	-0.009	-0.036	0.099	0.406	0.126	0.526
$\Delta X$	-0.068	-1.192	-0.004	-0.276	0.001	0.059
$\Delta X(-1)$	0.084	1.543	-0.004	-0.240	0.009	0.345
Adj. R <sup>2</sup>	0.493		0.448		0.448	
DW stat	1.881		1.801		1.877	
	推計値	F-statistic	推計値	F-statistic	推計値	F-statistic
$\Sigma \Delta G(i)$	2.075	1.963	2.178	2.092	1.940	1.483

5-2. 異常値ダミーを加えた推計

	$\Delta Y$ と $\Delta G$ が同時に異常値 ( $\pm 2s$ )				$\Delta Y$ と $\Delta G$ のどちらかが異常値 ( $\pm 2s$ )			
	推計値	t 値	推計値	t 値	推計値	t 値	推計値	t 値
C	0.001	0.498	-0.001	-0.256	0.000	0.313	0.002	0.679
$\Delta G$	1.774	2.464**	1.805	2.441**	1.814	2.757**	1.813	2.665**
$\Delta G(-1)$	-0.807	-1.162	-0.837	-1.174	-0.191	-0.347	-0.157	-0.273
$\Delta G(-2)$	0.761	1.089	0.683	0.945	1.425	2.495**	1.469	2.450**
$\Delta Y(-1)$	0.209	1.225	0.169	0.881	0.111	0.825	0.109	0.723
$\Delta Y(-2)$	-0.396	-2.758**	-0.371	-2.453**	-0.421	-3.208***	-0.435	-3.161***
$\Delta EX$	0.169	4.445***	0.164	4.168***	0.156	4.749***	0.157	4.599***
$\Delta EX(-1)$	-0.040	-0.827	-0.032	-0.621	-0.019	-0.456	-0.018	-0.428
$\Delta M2$			0.046	0.159			-0.112	-0.501
$\Delta M2(-1)$			0.161	0.716			-0.046	-0.250
D11Q3					0.006	0.784	0.006	0.789
D12Q1					0.006	0.824	0.006	0.798
D14Q2	-0.016	-2.238**	-0.015	-1.495	-0.016	-2.916***	-0.019	-2.439**
D19Q4					-0.023	-4.681***	-0.024	-4.525***
Adj. R <sup>2</sup>	0.533		0.509		0.736		0.718	
DW stat	1.676		1.727		2.056		2.047	
	推計値	F-statistic	推計値	F-statistic	推計値	F-statistic	推計値	F-statistic
$\Sigma \Delta G(i)$	1.728	1.535	1.652	1.328	3.048	7.871***	3.126	7.595**

注1) \*\*\* = 1%有意, \*\* = 5%有意, \* = 10%有意。

2)  $\Sigma \Delta G(i)$  はラグを含めた影響を表す。

り立つかを検証する。分析では、サンプル期間を2010年第4四半期～2014年第1四半期と2014年第2四半期～2019年第4四半期に分割してこれまでと同様の推計を行い、結果の頑健性をチェックした。

表5-3は、再分割した2つの期間に対して、それぞれの最小二乗法による推計結果を示したものである。推計は、 $\Delta Y_t$ と $\Delta G_t$ の「異常値」ダミーを加えないケースと加えたケースの両方で行った。推計結果から顕著に読み取れる特徴は、瞬時の影響（ $a_0$ の推計値）とラグを含めた影響（ $\sum_{i=0}^2 a_i$ の推計値）いずれも、前半（2010年第4四半期～2014年第1四半期）で、全期間（2010年第4四半期から2019年第4四半期）の推計値を上回る統計的に有意な大きな値が計測されたことである。一方、後半（2014年第2四半期～2019年第4四半期）では、「異常値」ダミーを加えないケースではラグを含めた影響（ $\sum_{i=0}^2 a_i$ の推計値）が、「異常値」ダミーを加えたケースでは瞬時の影響（ $a_0$ の推計値）が大きく下落した。また、「異常値」ダミーの有無にかかわらず、後半は統計的な有意性は大きく低下した。

サンプル数が非常に小さいため、これらの結果から確定的な結論を導き出すのは早計である。しかし、以上の結果を文字通り解釈すると、2010年第4四半期以降に財政支出の影響が有意に上昇した結果は、主に2014年第1四半期以前から生まれており、2014年第2四半期頃からはその関係が必ずしもはっきりしなくなった可能性があることが示唆される。このことは、「2010年第4四半期以降に財政支出の影響が大きく上昇した」という結果は、必ずしも先行研究が主張したような超低金利環境だけが原因ではないことを示している。なぜなら、仮に超低金利環境が財政支出の影響を高めたのであれば、非伝統的金融政策の強化で長期金利がより顕著に下落した2014年第2四半期以降でより大きな値が計測されたはずだからである。

## （Ⅵ）異なる方法・基準のGDP

以下では、異なる方法・基準のGDPを使用し

た場合でも、結果が依然として成り立つかを検証する。これまでの分析では、2020年11月16日に公表された平成23年基準（2008SNA）のデータを用いて推計を行ってきた。これは、平成23年基準（2008SNA）が、1980年第一四半期から2020年第2四半期を通して得られる最新のデータだからである。しかし、2020年12月8日に平成27年基準（2008SNA）が新たに公表され、1994年第1四半期から最新までの期間であれば最新データが利用可能となった。そこで以下では、平成27年基準（2008SNA）を使って、これまでの結果が頑健であるかどうかを検証する。

平成27年基準のGDP統計は平成23年基準と同じ2008SNAを使ってはいるが、改装・改修の総固定資本形成への計上、分譲住宅販売マージン等の反映、建設業の産出額推計のベンチマークの更新など、大幅な改訂がなされている。その結果、GDPの水準が1.3%程度押し上げられただけでなく、GDPの支出項目の短期的な変動も大きく変化するようになった。たとえば、サンプル期間（2010年第4四半期～2019年第4四半期）に対して、 $\Delta Y_t$ （≒実質GDPの増加率）と $\Delta G_t$ （≒実質財政支出の増加／前期の実質GDP）それぞれについて平成23年基準の値と平成27年基準の値の相関係数を見ると、 $\Delta Y_t$ は0.975と高い値を示したが、 $\Delta G_t$ は0.836と必ずしも高いものではなかった。また、 $\Delta Y_t$ と $\Delta G_t$ の相関係数は、平成23年基準では0.421であったが、平成27年基準では0.221へと大幅に下落した。

表5-4は、サンプル期間（2010年第4四半期から2019年第4四半期）について、平成27年基準（2008SNA）を使ってこれまでと同様の推計を、最小二乗法と操作変数法の両方で行った結果をまとめたものである。推計は、 $\Delta Y_t$ と $\Delta G_t$ の「異常値」ダミーを加えないケースと加えたケースで行った。操作変数法では、定数項と実質輸出の増加率を外生変数とし、実質GDPの増加率、実質政府支出の増加／前期の実質GDPの増加率、実質民間最終消費支出の増加率、実質民間企業設備の増加率、および実質公的固定資本形成の増加／前期の実質GDPの増加率

表 5 頑健性のテスト (続き)

5-3. サンプル期間の再分割

	2010Q4-2014Q1				2014Q2-2019Q4			
	推計値	t 値	推計値	t 値	推計値	t 値	推計値	t 値
C	0.000	-0.091	-0.001	-0.424	-0.001	-0.204	0.000	-0.264
$\Delta G$	2.649	4.011***	2.461	2.555*	2.660	1.871*	1.197	1.239
$\Delta G(-1)$	-0.230	-0.352	0.020	0.026	-1.038	-0.658	0.378	0.377
$\Delta G(-2)$	1.559	2.340*	1.758	2.205*	-0.437	-0.270	1.732	1.652
$\Delta Y(-1)$	0.147	0.691	0.130	0.539	0.333	0.952	0.120	0.564
$\Delta Y(-2)$	-0.527	-4.097***	-0.547	-2.758**	-0.116	-0.327	-0.206	-0.981
$\Delta EX$	0.165	4.219***	0.147	2.832**	0.097	0.808	0.190	2.578**
$\Delta EX(-1)$	-0.056	-0.847	-0.042	-0.578	-0.029	-0.266	0.079	1.097
D11Q3			0.004	0.473				
D12Q1			0.006	0.653				
D14Q2							-0.024	-3.410***
D19Q4							-0.024	-4.212***
Adj. R <sup>2</sup>	0.846		0.816		-0.037		0.634	
DW stat	2.449		3.011		1.597		2.000	
	推計値	F-statistic	推計値	F-statistic	推計値	F-statistic	推計値	F-statistic
$\Sigma \Delta G(i)$	3.978	7.453**	4.239	6.869*	1.185	0.185	3.306	3.237*

5-4. 異なる GDP の方法・基準を使った推計

	最小二乗法				操作変数法			
	推計値	t 値	推計値	t 値	推計値	t 値	推計値	t 値
C	0.000	-0.093	0.001	0.619	-0.002	-0.938	0.000	-0.160
$\Delta G$	1.551	1.976*	0.985	1.612	3.451	2.447**	2.047	1.870*
$\Delta G(-1)$	-0.227	-0.304	-0.054	-0.099	-0.263	-0.320	-0.079	-0.137
$\Delta G(-2)$	0.668	0.831	0.933	1.612	1.412	1.436	1.212	1.849*
$\Delta Y(-1)$	0.161	0.832	0.056	0.403	0.212	0.991	0.103	0.671
$\Delta Y(-2)$	-0.206	-1.343	-0.284	-2.275**	-0.328	-1.791*	-0.307	-2.302**
$\Delta EX$	0.166	3.773***	0.165	4.693***	0.179	3.667***	0.166	4.451***
$\Delta EX(-1)$	-0.086	-1.548	-0.023	-0.497	-0.083	-1.351	-0.030	-0.613
D11Q3			0.005	0.677			0.006	0.817
D12Q1			0.010	1.669			0.007	1.008
D14Q2			-0.020	-3.384***			-0.016	-2.449**
D19Q4			-0.022	-4.268***			-0.023	-4.148***
Adj. R <sup>2</sup>	0.343		0.675		0.210		0.636	
DW stat	1.622		1.913		1.776		2.149	
	推計値	F-statistic	推計値	F-statistic	推計値	F-statistic	推計値	F-statistic
$\Sigma \Delta G(i)$	1.991	1.705	1.864	2.814	4.601	4.111*	3.179	3.919*

注 1) \*\*\* = 1% 有意, \*\* = 5% 有意, \* = 10% 有意。

2)  $\Sigma \Delta G(i)$  はラグを含めた影響を表す。

それぞれの1期から2期のラグの値を操作変数とした。また、日経平均株価の変化率および円ドル為替レートの変化率の1期と2期のラグの値、実質輸出の増加率の1期のラグの値もそれぞれ操作変数に加えた。

まず最小二乗法の結果をみると、瞬時の影響（ $a_0$ の推計値）とラグを含めた影響（ $\sum_{i=0}^2 a_i$ の推計値）いずれも、平成27年基準を用いた場合、平成23年基準を用いた場合に比べてその値が大きく下落し、かつ統計的な有意性も低下した。これに対して、操作変数法の結果をみると、瞬

時の影響（ $a_0$ の推計値）とラグを含めた影響（ $\sum_{i=0}^2 a_i$ の推計値）いずれも、平成27年基準を用いた場合、平成23年基準を用いた場合に比べてその値は逆に上昇した。平成27年基準では $\Delta G_t$ と誤差項の間に負の相関があり、それが最小二乗法では瞬時の影響（ $a_0$ の推計値）とラグを含めた影響（ $\sum_{i=0}^2 a_i$ の推計値）いずれの推計値も小さくした可能性がある。しかし、これらの結果は、財政支出の影響を評価する際、どのようなGDPの方法・基準を用いるかで結果が大きく異なる課題があることを示している。

## Ⅶ. 民間エコノミストの予測データを用いた分析

### （Ⅰ）実質GDPの成長率の予想への影響

これまでの節では、誘導方程式やVARモデルを推計した場合、中長期的には財政支出の影響が低下した可能性があるものの、2010年第4四半期以降は逆に影響が上昇した可能性が示唆された。以下では、この見方が正しいかどうかを、民間エコノミストの予測データを用いることで再検討する。民間エコノミストが考える財政支出の影響が、真の財政政策の効果と一致するとは限らない。しかし、民間エコノミストが超低金利下で考える財政支出の影響を知るとは、1つの有益な参考情報となると考えられる。

以下の分析で用いる民間エコノミストの予測データは、「ESPフォーキャスト調査」である。

「ESPフォーキャスト調査」とは、日本経済の将来予測を行っている民間エコノミスト約40名から、日本経済の株価・円相場を含む重要な指標の予測値や総合景気判断等についての質問票に毎月回答をもらい、その結果から、今後の経済動向、景気の持続性などについてのコンセン

サスを明らかにするものである<sup>5)</sup>。T年度の実質GDPの成長率、実質政府最終消費支出の成長率、実質公的固定資本形成の成長率に関しても、T-2年10月からT+1年5月にそれらの予測者レベルの予測値が毎月公表されている<sup>6)</sup>。

以下では、政府支出の予測値を変化させた個々の予測者が、同時にGDPの予測値をどれだけ変化させたかをみることで、財政支出の「影響」を計測する。具体的には、その個々の予測者レベルの月次パネル・データを用いて、定数項を含む以下の式を推計した。

$$\begin{aligned} dE_{j,t}\Delta Y_T = & \sum_{i=0}^1 a_i dE_{j,t-i}\Delta G1_T \\ & + \sum_{i=0}^1 \beta_i dE_{j,t-i}\Delta G2_T \\ & + \gamma dE_{j,t}\Delta EX_{T,j,t} + v_j + \mu_T, \end{aligned} \quad (5)$$

ここで、 $dE_{j,t}$ は、t-1期からt期にかけての予測者jの予測値の変化を表すオペレータである。また、 $\Delta Y_T$ 、 $\Delta G1_T$ 、 $\Delta G2_T$ 、および $\Delta EX_T$ は、それぞれT年度の実質GDPの成長率、T年度の実

5) 経済企画協会が2004年から実施してきた「ESPフォーキャスト調査」事業を2012年4月より日本経済研究センターが引き継いだ。Fukuda and Soma (2019)は、この調査の個票データを用いて、アベノミクスのもとでのインフレ期待の変化を分析した。

6) ただし、2009年度および2010年度の成長率に関しては、予測値が公表されるのはT-1年の6月からである。

質政府最終消費支出の成長率、T年度の実質公的固定資本形成の成長率、およびT年度の実質輸出等の成長率である（したがって、たとえば  $dE_{j,t} \Delta Y_T$  は、t-1期からt期にかけて予測者jがT年度の実質GDPの成長率の予測値をどれだけ変化させたかを表す）。 $v_j$  と  $\mu_T$  は、それぞれ予測者と予測対象年度に関する固定効果である。

分析の対象とした期間は、超低金利下にあった2009年度から2019年度の変数に関する予測値である<sup>7)</sup>。推計は、全期間（2009年度から2019年度の予測値）をプールしたケースと、東日本大震災後に形成された予測値（2013年度から2019年度の予測値）に限定したケースを行った。また、全期間をプールしたケースでは、東日本大震災の影響をコントロールするため、

2011年度の  $\Delta G1_T$ 、 $\Delta G2_T$ 、および  $\Delta EX_T$  の予測値に係数ダミーを加えた推計も行った。

表6が、利用可能なすべての予測値を用いた推計結果をまとめたものである。まず全期間をプールしたケースでは、2011年の係数ダミーの有無にかかわらず、実質公的固定資本形成の成長率と実質輸出等の成長率が実質GDPの成長率に対して有意なプラスの相関をもつことが観察された。また、実質政府最終消費支出の成長率も、2011年の係数ダミーを加えた場合、実質GDPの成長率に対して有意なプラスに有意な相関が観察された。この結果は、東日本大震災が発生した2011年を除けば、民間エコノミストが財政支出の拡大に一定の影響があると予想していたことを示唆している。特にその関

表6 財政支出の予測変化がGDPの予測変化に与えた影響

	全期間				震災後の予測値	
	推計値	t 値	推計値	t 値	推計値	t 値
constant	0.004	0.24	0.003	0.21	-0.009	-0.64
$dE_{j,t} \Delta G1_T$	0.002	0.93	0.051	2.54**	0.086	4.03***
$dE_{j,t-1} \Delta G1_T$	0.011	1.08	0.018	1.48	0.011	0.71
$dE_{j,t} \Delta G2_T$	0.017	6.63***	0.029	10.95***	0.022	8.44***
$dE_{j,t-1} \Delta G2_T$	0.001	1.01	0.002	1.46	0.001	0.82
$dE_{j,t} \Delta EX_T$	0.102	20.25***	0.088	20.75***	0.092	23.67***
$dE_{j,t-1} \Delta EX_T$	0.011	3.52***	0.013	4.67***	0.019	7.21***
$dE_{j,t} \Delta G1 \cdot Dummy11$			-0.101	-2.83***		
$dE_{j,t-1} \Delta G1 \cdot Dummy11$			-0.014	-0.59		
$dE_{j,t} \Delta G2 \cdot Dummy11$			-0.044	-8.33***		
$dE_{j,t-1} \Delta G2 \cdot Dummy11$			-0.005	-1.19		
$dE_{j,t} \Delta EX \cdot Dummy11$			0.04	2.69***		
$dE_{j,t-1} \Delta EX \cdot Dummy11$			-0.01	-0.99		
サンプル数	9055		9055		8131	
Adj.R2	0.239		0.282		0.189	

注1) *Dummy11* ≡ 2011年度の係数ダミー。

注2) \*\*\* = 1%有意, \*\* = 5%有意, \* = 10%有意。

注3)  $dE_{j,t-j} \Delta G1_T$  ≡ T年度の実質政府最終消費支出の成長率の予測値の前月からの変化。

$dE_{j,t-j} \Delta G2_T$  ≡ 実質公的固定資本形成の成長率の予測値の前月からの変化。

$dE_{j,t-j} \Delta C_T$  ≡ T年度の実質民間最終消費支出の成長率の予測値の前月からの変化。

$dE_{j,t-j} \Delta I_T$  ≡ 実質民間企業設備の成長率の予測値の前月からの変化。

注4) \*\*\* = 1%有意, \*\* = 5%有意, \* = 10%有意。

7) サンプル期間が2009年度以降なのは、ESPフォーキャスト調査で政府最終消費支出の成長率や実質公的固定資本形成の成長率が質問票に加わったのが2009年度以降だからである。

係は、公共投資（＝実質公的固定資本形成）の拡大でよりロバストに観察された。

一方、東日本大震災後に形成された予測値に限定したケースでは、実質政府最終消費支出、実質公的固定資本形成、および実質輸出等いずれの成長率でも、プラスに有意な影響が観察された。東日本大震災後に形成された予測値で、民間エコノミストは、政府最終消費支出、公共投資（＝実質公的固定資本形成）の拡大がよりロバストにGDPと相関があると予想していたことを示唆している。この結果は、超低金利下で財政政策が一定の影響を与えたとしたこれまでの節の推計結果とおおむね整合的である。特に、実質政府最終消費支出の成長率は、東日本大震災後に形成された予測値で、実質公的固定資本形成の成長率よりも大きな係数をとるようになった。

## （Ⅱ）予想の内生性をコントロールした推計

これまでは、利用可能なすべての予測値を用いた推計結果をもとに、わが国の民間エコノミストが、超低金利下で財政支出とGDPに正の相関があると考えてきたことを明らかにした。もっとも、以上の推計方法では、説明変数に「内生性」の問題がある可能性がある。なぜなら、民間エコノミストの予測形成の過程では、財政支出に関する予想の変化がGDPに関する予想の変化をもたらすだけでなく、GDPに関する予想の変化が財政支出に関する予想の変化をもたらすという逆の因果性が存在する可能性を否定できないからである。とくに、景気の悪化が予想される場合、政府は経済対策を策定し、財政支出の拡大を決定することが少なくないため、GDPの低下が予想されれば、民間エコノミストは、財政支出の変化も同時に予想する可能性がある。このような場合、説明変数の実質政府最終消費支出の成長率や実質公的固定資本形成の成長率に関する予想の変化は誤差項と負の相関を持つため、その係数の推計値が真の値よりも小さくなる「同時性バイアス」が生まれる。

そこで、以下ではまず、T年度の成長率に関

してT-1年12月までの予測値のみを用いて同様の推計を行い、結果がロバストであるかどうかを検証する。分析の対象とした2009年度から2019年度においても、政府はしばしば経済対策を策定し、財政支出を拡大してきた。ただ、T年度の経済対策が策定され、臨時国会で補正予算が成立するのはT年度に入ってからである。したがって、T-1年12月までの財政支出の予測値では、T年度の経済対策に関する予想はあまり反映されていない可能性がある。

表7は、T年度の実質政府最終消費支出の成長率の予測値の前月からの変化（ $dE_{j,t-j}\Delta G1_T$ ）と実質公的固定資本形成の成長率の予測値の前月からの変化（ $dE_{j,t-j}\Delta G2_T$ ）が、T年度の実質民間最終消費支出の成長率の予測値の前月からの変化（ $dE_{j,t-j}\Delta C_T$ ）や実質民間企業設備の成長率の予測値の前月からの変化（ $dE_{j,t-j}\Delta I_T$ ）とそれぞれどれだけ相関していたかを示したものである。表では、全期間（2009年度から2019年度の予測値）に関して、「T年1月以降の予測値を用いたケース」と「T-1年12月までの予測値を用いたケース」それぞれについて、個々の予測者レベルの月次パネル・データを用いて計算した各変数間の相関係数とその有意水準を示している。

まず「T年1月以降の予測値を用いたケース」では、 $dE_{j,t-j}\Delta G1_T$ と $dE_{j,t-j}\Delta G2_T$ いずれも、 $dE_{j,t-j}\Delta C_T$ と $dE_{j,t-j}\Delta I_T$ それぞれと有意な負の相関をもっていたことが確認できる。この結果は、個人消費や民間投資の下落によってその年に経済対策が見込まれる場合、民間エコノミストはその年の政府消費や公共投資が増加すると予想する傾向があったことを示唆している。

これに対して、「T-1年12月までの予測値を用いたケース」では、 $dE_{j,t-j}\Delta G1_T$ は $dE_{j,t-j}\Delta C_T$ と、また $dE_{j,t-j}\Delta G2_T$ は $dE_{j,t-j}\Delta C_T$ および $dE_{j,t-j}\Delta I_T$ と有意な相関が確認できない。加えて、 $dE_{j,t-j}\Delta G1_T$ と $dE_{j,t-j}\Delta I_T$ の間には、有意な負の相関はみられるが、その相関係数は-0.08程度と非常に弱い相関である。これらの結果は、来年度に個人消費や民間投資の下落が見込まれる場

合でも、民間エコノミストは、前年の12月までは、来年度の政府消費や公共投資の予想に反映しない傾向があったことを示唆している。すなわち、利用可能なすべての予測値を用いた推計では「同時性バイアス」が発生する可能性があるものの、T年度の成長率に関してT-1年12月までの予測値のみを用いて推計を行った場合には「同時性バイアス」が発生する可能性は小さいといえる。

表8は、T年度の成長率に関してT-1年12月までの予測値のみを用いた推計結果をまとめたものである<sup>8)</sup>。推計結果は、全期間（2009年度から2019年度の予測値）をプールしたケースと東日本大震災後に形成された予測値（2013

年度から2019年度の予測値）に限定したケースいずれにおいても、利用可能なすべての予測値を用いた結果と本質的には変わらない。ただ、実質政府最終消費支出と実質公的固定資本形成いずれも、政府支出が実質GDPに対してより大きなプラスの影響をもつことが観察された。特に、実質政府最終消費支出は、利用可能なすべての予測値を用いた場合よりも、プラスの影響がかなり大きくなった。「同時性バイアス」の可能性をコントロールした場合でも、民間エコノミストは、超低金利下で財政支出がGDPとプラスの相関があると考えていた可能性があることが示唆されたといえる。

表7 民間エコノミストの予測値の相関係数

(A) T-1年12月までの予測値を用いたケース

	$dE_{jt} \Delta GI_T$	$dE_{jt} \Delta G2_T$
$dE_{jt} \Delta C_T$	0.023	-0.019
$dE_{jt} \Delta I_T$	-0.082***	0.016

(B) T年1月以降の予測値を用いたケース

	$dE_{jt} \Delta GI_T$	$dE_{jt} \Delta G2_T$
$dE_{jt} \Delta C_T$	-0.150***	-0.139***
$dE_{jt} \Delta I_T$	-0.116***	-0.188***

表8 T-1年12月までの予測値のみを用いた推計

	全期間		震災後の予測値	
	推計値	t 値	推計値	t 値
constant	0.014	0.69	0.015	0.71
$dE_{jt} \Delta GI_T$	0.110	2.87***	0.153	3.40***
$dE_{jt-1} \Delta GI_T$	-0.003	-0.17	-0.011	-0.37
$dE_{jt} \Delta G2_T$	0.031	7.59***	0.027	5.98***
$dE_{jt-1} \Delta G2_T$	0.002	1.09	-0.002	-0.59
$dE_{jt} \Delta EX_T$	0.091	9.67***	0.084	10.25***
$dE_{jt-1} \Delta EX_T$	0.018	3.37***	0.012	2.57***
サンプル数	3982		3180	
Adj.R2	0.2253		0.174	

注) \*\*\* = 1%有意, \*\* = 5%有意, \* = 10%有意。

8) 利用可能なすべての予測値を用いた場合とは異なり、T-1年12月までの予測値のみを用いたケースでは、2011年度の予測値はすべて東日本大震災が発生する前に形成されたものとなる。このため、全期間をプールしたケースとは異なり、 $\Delta GI_T$ と $\Delta G2_T$ の予測値に係数ダミーを加えた推計は行わなかった。

## VIII. おわりに

本稿では、マクロ財政政策の有効性を概念的に整理すると同時に、1980年以降のデータを用いることで、マクロ財政政策の有効性を再考察し、その課題を検討した。分析に用いたサンプル期間は、金利がゼロやマイナスに転じた「流動性のワナ」や大胆な経済政策が実施されたアベノミクス期を含む。推計の結果、中長期的には財政支出の影響が低下した可能性があるものの、2010年第4四半期以降は逆に影響が上昇した可能性が示唆された。また、民間エコノミストの予測データを用いた場合でも、民間エコノミストは超低金利下で財政支出がGDPと有意な相関をもつと考えていたことが確認できた。もっとも、本稿で行ったような誘導方程式や

VARモデルの推計は、「グレンジャーの因果」を示すものであって、真の因果関係を必ずしも示すものではないことには留意が必要である。また、本稿の結果は、異常値、使用したGDPの基準年、推計期間の選択によって変動する傾向があるため、わが国で今後も超低金利環境が続く場合でも財政支出が同じような影響を持つことを必ずしも意味しない。先行研究においても、わが国で財政政策が有効であったかどうかに関して議論が分かれているのはこのためである。その意味で本稿の結果は留意しながら解釈する必要があり、そのロバストネスを確認するには今後より一層の検証が必要であることはいうまでもない。

## 参 考 文 献

- 梅田政徳・川本琢磨・堀雅博 (2018). 「『日本経済と経済政策に係る国民一般及び専門家の認識と背景に関する調査』について—調査の概要と簡易集計結果の紹介—」『経済分析』第197号, pp. 144-185.
- 猿山純夫 (2010). 「マクロモデルからみた財政政策の効果: 「政府支出乗数」に関する整理と考察」『産業連関』Vol. 18, No. 1, 2, pp. 53-62.
- 中村純一・福田慎一 (2008). 「いわゆる『ゾンビ企業』はいかにして健全化したのか」『経済経営研究』VOL. 28-1, 日本政策投資銀行.
- 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』pp. 83-106.
- 星岳雄 (2006). 「ゾンビの経済学」, 岩本康志・太田誠・二神孝一・松井彰彦編『現代経済学の潮流 2006』, 東洋経済新報社, pp. 41-68.
- Andrews, D., (1993), “Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point,” *Econometrica*, volume 61, issue 4, pp. 821-856.
- Auerbach, A.J. and Y. Gorodnichenko (2017). “Fiscal Multipliers in Japan,” *Research in Economics*, 71 (3), pp. 411-421.
- Bessho, S., (2016). “Case Study of Central and Local Government Finance in Japan,” Asian Development Bank Institute Working Paper Series No. 599.
- Blanchard, O., (2019). “Public Debt and Low Interest Rates,” *American Economic Review* 109(4), pp. 1197-1229.
- Bayoumi, T., (2001), “The morning after: explaining the slowdown in Japanese growth in the 1990s,” *Journal of International Economics*, 53(2), pp. 241-259.
- Brückner, M. and A. Tuladhar (2014). “Local



- Government Spending Multipliers and Financial Distress: Evidence from Japanese Prefectures,” *The Economic Journal*, 124 (581), pp. 1279-1316.
- Caballero, R., T. Hoshi and A. Kashyap (2008), ‘Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan’, *American Economic Review*, 98(5), 1943-1977.
- Fukuda, S., (2015), “Abenomics: Why was it so successful in changing market expectations?” *Journal of the Japanese and International Economies*, 37, pp. 1-20.
- Fukuda, S., and J. Nakamura, (2011), “Why Did “Zombie” Firms Recover in Japan?” *The World Economy*, 34(7), pp. 1124-1137.
- Fukuda, S., and J. Yamada, (2011), “Stock Price Targeting and Fiscal Deficit in Japan: Why Did the Fiscal Deficit Increase during Japan’s Lost Decades?” *Journal of the Japanese and International Economies*, 25(4), pp. 447-464.
- Fukuda, S., and N. Soma, (2019), “Inflation Target and Anchor of Inflation Forecasts in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Volume 52, pp. 154-170.
- Iwata, Y., (2011). “The Government Spending Multiplier and Fiscal Financing: Insights from Japan,” *International Finance*, 14(2), pp. 231-264.
- Kameda, T., R. Nambaz, and T. Tsuruga (2021). “Decomposing Local Fiscal Multipliers: Evidence from Japan” *Japan and the World Economy*, 57, Article 101053.
- Kato, A., W. Miyamoto, T.L. Nguyen, and D. Sergeyev (2018). “The Effects of Tax Changes at the Zero Lower Bound: Evidence from Japan,” *AEA Papers and Proceedings*, 108, pp. 513-518.
- Kuttner, K.N., and A.S. Posen (2001). “The Great Recession: Lessons for Macroeconomic Policy from Japan,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 93-156.
- Kuttner, K.N., and A.S. Posen (2002). “Fiscal Policy Effectiveness in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 16 (4), pp. 536-558.
- Miyamoto, W., T.L. Nguyen, and D. Sergeyev (2018). “Government Spending Multipliers under the Zero Lower Bound: Evidence from Japan,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 10(3), pp. 247-277.
- Morita, H. (2015). “Japanese Fiscal Policy under the Zero Lower Bound of Nominal Interest Rates: Time-varying Parameters Vector Autoregression,” IER Discussion Paper A No. 627, Hitotsubashi University.
- Werner, R., (2004). “Why has Fiscal Policy Disappointed in Japan?,” Money Macro and Finance (MMF) Research Group Conference 2004 9, Money Macro and Finance Research Group.
- Yoshino, N., and H. Miyamoto (2017). “Declined effectiveness of fiscal and monetary policies faced with aging population in Japan” *Japan and the World Economy*, 42, pp. 32-44.