

財政不安が民間経済に与える影響

福井 将来*

【要旨】

日本の公的債務残高は深刻な水準であり、今後も財政悪化が続くと予想される。財政悪化による財政不安の高まりは、財政危機のリスクを高めるだけでなく、民間需要を抑制する可能性がある。財政不安と民間需要の関係は、予備的貯蓄や非ケインズ効果の先行研究により説明し得るが、これらの先行研究では財政不安自体の増減が民間需要に与える影響について定量的な分析がなされていない。そこで、本研究では、新聞記事のテキストデータから作成した財政不安指数を含む SVEC モデルにより財政不安ショックに対するインパルス応答分析を行った。

分析の結果は以下のとおりである。(1) 財政不安指数の高まりは実質消費と実質 GDP を抑制し、その効果は持続性があることが確認された。また(2) 財政不安指数の高まりにより、プライマリー歳出は増加しており、この結果は民間需要の抑制に対応した拡張的な財政政策と解釈できる。(3) 財政不安指数はショックの後も高止まりしており、これは拡張的な財政政策により財政状況が悪化したことに対する反応と考えられる。注目すべきは、財政変数が拡張的な反応を示しているにも関わらず、民間需要の落ち込みが回復しないという点である。このことから、財政不安の高まりは一時的に民間需要を抑制するだけでなく、拡張的な財政政策を通して民間需要を抑制するという悪循環を引き起こすといえる。

キーワード：財政不安、予備的貯蓄、非ケインズ効果

1. はじめに

日本の公的債務残高は深刻な水準である。直近では、新型コロナウイルスへの対応のため大規模な財政出動が行われ、財政悪化に拍車がかかった。また、社会保障関係費や国債費の増大により、今後も財政悪化が続くと予想される。財政悪化による財政不安の高まりは財政危機を引き起こすリスクを高めるだけでなく、民間需要を抑制させるという議論も存在する。

財政不安と民間需要の関係を説明し得る先行研究の1つには、予備的貯蓄が挙げられる。予備的貯蓄の理論では将来所得の不確実性が増加することで、家計が消費を控えて貯蓄に回す可能性を示している (Leland, 1968; Sandmo, 1970; Dreze and Modigliani, 1972)。この理論に基づけば、財政危機が起きるのではないかという懸念は、将来所得の不確実性を高め、消費を減少させる可能性が考えられる。近年では Roldan(2022)が DSGE モデルを用いて、デフ

* 関西学院大学総合政策研究科博士課程前期課程 (iyw12602@kwansei.ac.jp)

オルトリスクの増大により予備的貯蓄が行われ、消費が減少する可能性を指摘している。

また、財政不安と民間需要の直接的な関係をみているわけではないが、財政不安の有無と財政政策による需要創出効果の関係を説明し得る先行研究として、非ケインズ効果の先行研究が挙げられる。これらの研究は、財政状況が悪いにも関わらず拡張的な財政政策を行うことで、家計の予想する生涯税負担が高まり、かえって民間需要が抑制される可能性を示している(Bertola and Drazen, 1993; Sutherland, 1997; Perotti, 1999, Giavazzi et al., 2005 他)。

このように、財政危機や生涯税負担増加への懸念といった財政不安の高まりは、民間需要を抑制する可能性が存在し、これは日本において長らく景気の低迷が続く 1 つの要因の可能性がある。

しかし、先行研究では、財政不安自体の増減が民間需要に与える影響についての定量的な分析はなされていない。予備的貯蓄の実証分析では、労働所得や雇用、健康状態など様々な不安に着目し、将来所得の不確実性を指標化しているが、将来所得の不確実性測る際に財政不安に着目した実証分析は行われていない。また、非ケインズ効果の先行研究では、財政不安の有無が財政政策の効果に影響を与えるかに焦点が当てられており、財政不安自体が民間需要に与える直接的な影響は分析されていない。

そこで、本研究では、財政危機や生涯税負担増加への懸念といった財政不安の高まりが民間需要に与える影響を定量的に分析する。具体的には、プライマリー歳入・歳出や民間消費、GDP といったマクロ経済変数に財政不安を表す変数を加えた **Structural Vector Error Correction** (以後、SVEC)モデルを推定し、財政不安ショックに対するインパルス応答分析を行う。

なお、本研究では、財政不安と金利の関係を分析した Kameda(2020)にならい、新聞記事のテキストデータを用いて、財政不安を表す四半期データ（以後、財政不安指数）の構築を行った。既存の先行研究では財政不安の変化を捉える際に、**Cyclical Adjusted Primary Balance (CAPB)**アプローチや **Narrative** アプローチが用いられている。CAPB アプローチは、景気変動を取り除いた外生的な財政収支の変化が大規模で恒久的なものであるかを基準に財政不安の変化を捉える手法であり、**Narrative** アプローチは、政府の公表する財政計画やアナウンスをもとに財政不安の変化を捉える手法である。これらの手法と比較して、新聞記事を利用した財政不安の指標化には以下の利点があると考えられる。

1 つ目に、新聞記事がリアルタイムデータである点が挙げられる。CAPB アプローチでは財政不安の変化を捉える際に、政府の公表する財政収支データの確定値が利用される。しかし、これは家計が消費行動を決定する際に利用可能な情報ではないため、政府が公表する確定値に基づいて作成されたデータは当時の民間部門の財政不安を適切に反映していないといえる。これに対して新聞記事はリアルタイムデータであり、消費行動を決定する際に家計が利用可能な情報であることから、当時の財政不安を捉えるのに適していると考えられる。

2 つ目に、新聞記事を利用することで、財政不安を変化させるようなイベントをより多く統計分析に織り込むことができる点が挙げられる。既存の 2 つのアプローチでは、財政不安の変化を判断するために利用されるイベントが限定的である。CAPB アプローチで捉えられるのは、財政収支が悪化するというイベントが起きた際の財政不安の変化に限定されてい

る。また、Narrative アプローチでは、財政状況を変化させるようなアナウンスメントや財政計画が公表されるというイベントが起きた際の財政不安の変化を捉えているが、財政不安の変化が大きいと考えられるイベントを筆者自ら選定する必要がある、イベントの選定に恣意性が残る (Perotti, 2013)。これに対して、新聞記事は財政収支の変動や政府の財政計画・アナウンスメントだけでなく、国会での議論や財政運営に対する市場の反応といった情報も含まれており、これらの情報がほぼ毎日発信されているため、財政不安を変化させるようなイベントの欠落を減らすことができる。さらに、財政不安を変化させるようなイベントに関する記事を四半期ごとに集計し、記事の総数から財政不安の大きさを測定することで、イベントの選定による恣意性の問題に対処することができる。以上の理由から本研究では新聞記事を用いて、財政不安の時系列的な推移を表す指数（以後、財政不安指数とする）を構築した。

本稿の分析結果は以下のように要約できる。財政不安の高まりは実質消費と実質 GDP を持続的に減少させる効果があることが明らかとなった。さらに財政不安指数はショックの後も高止まりしており、これは拡張的な財政政策により財政状況が悪化したことに対する反応であり、景気の落ち込みが継続する原因と考えられる。また、推計期間をわけて分析を行ったところ 1994 年以降のみ財政不安による民間需要の抑制効果が確認された。したがって財政状況が悪化することにより財政不安が民間需要に影響を与えるようになると考えられる。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では財政不安による民間需要の抑制を説明し得る先行研究についてまとめる。第 3 節において分析手法とデータについて説明し、第 4 節で分析結果を述べる。最後に、第 5 節でまとめを述べる。

2. 先行研究

2.1 予備的貯蓄の先行研究

財政不安による民間需要の抑制を説明する理論としてまず予備的貯蓄が挙げられる。Leland(1968)、Sandmo(1970)、Dreze and Modigliani(1972)によれば、効用関数の 3 階微分が正であるならば、家計は将来所得の不確実性が高まるにつれて貯蓄を増やし、将来の消費を安定させようとする。この理論に基づくと、財政危機や生涯税負担の増加といった財政不安の高まりは将来所得の不確実性を増加させ、消費を減少させる可能性が考えられる。近年では、Roldan(2022)が DSGE モデルを用いて、デフォルトリスクの高まりにより家計が予備的貯蓄を行うことで民間需要が抑制される可能性を理論的に説明している。

しかし、先行研究において将来所得の不確実性の指標として財政不安に着目した実証分析は行われていない。表 1 は、予備的貯蓄に関する実証分析をまとめたものである。実証分析の際に重要となるのは、将来所得の不確実性を指標化する際にどのような不安に着目するかという点であり、多くの先行研究は労働所得に対する不安に着目している。例えば、Guiso et al.(1992)は、名目所得の成長率とインフレ率の主観的な確率分布を家計に直接訪ね

たアンケートをもとに実質所得の成長率の分散を求め、これを将来所得の不確実性の指標にしている。日本のデータにおいても、小川(1991)が実質所得成長率の予測値の分散を、Zhou(2003)が所得の分散を指標として分析を行い、予備的貯蓄の存在を確認している。

また、労働所得に対する将来不安だけでなく雇用や健康などの生活不安に注目した研究も存在する。土居（2001）は家計が認識する雇用不安に着目し、有効求人倍率の逆数と完全失業率から求めた雇用環境予測の期待値と分散を将来所得の不確実性の指標としており、Starr-McCluer(1996)は健康不安に着目して健康保険制度の加入の有無を将来所得の不確実性の指標にしている。

このように、先行研究では様々な不安をもとに将来所得の不確実性を指標化しているが、財政不安に着目した先行研究は存在しない。我々の問題意識に近い先行研究としては、家計の主観的な景気見通しや公的年金制度への不安から将来所得の不確実性を測った村田（2003）があげられる。ただし、村田（2003）において指標とされている公的年金制度への不安は、あくまで将来の世代間移転政策に対する不安であり、財政危機や生涯税負担の増加といった財政不安が消費を抑制するかどうかについては分析されていない。

表 1. 予備的貯蓄に関する先行研究

先行研究	対象国	推計期間	不確実性の種類	不確実性の指標
Dardanoni(1991)	イギリス	1984	労働所得の不安	労働所得の分散
小川(1991)	日本	1971-1987		予想可処分所得成長率の分散
Guiso et al.(1992)	イタリア	1989		予想実質所得成長率の分散
Hahm(1999)	OECD 22 カ国	1960-1987		所得の条件付き分散
Zhou(2003)	日本 アメリカ	1996		所得の分散
Chamon et al. (2013)	中国	1989-2009		所得ショックの分散
土居 (2001)	日本	1974-1998	雇用の不安	家計が認識する雇用情勢の不確実性
Carroll et al. (2003)	アメリカ	1983, 1989, 1992		失業確率の推定値
Starr- McCluer(1996)	アメリカ	1989	その他の 生活不安	健康保険制度の加入の有無
村田 (2003)	日本	1994, 1996		将来不安に関する主観的指標（景気見通し及び公的年金制度への不安）
Kopecky and Koreshkova (2014)	アメリカ	2002,2004, 2006		医療・介護・寿命による所得のリスク

2.2 非ケインズ効果の先行研究

非ケインズ効果の先行研究では、拡張的な財政政策が行われた際に、家計が生涯税負担の増加を懸念することで、民間需要が抑制される可能性が指摘されている。

Feldstein (1982) は、家計が現在の財政政策を将来の財政政策に関するシグナルとして受け取っており、将来の政策に対する期待が現在の消費行動にも影響を与えると主張した。もし、家計が現在の財政政策から将来の財政政策の期待を形成するのであれば、政府が公債の発行により財政政策を実施した際に、家計は今後も財政悪化が継続すると予想し、将来的に徴収される税負担の増加を懸念するようになる。その結果、財政拡大をしているにも関わら

ず消費が減少する可能性がある。

同様に、Bertla and Drazen (1993)は継続的に政府支出の対 GDP 比が増加していくモデルを用いて、政府支出が危機的とみなされるに十分な水準に達しているにも関わらず政府が財政拡大を続けると、家計は今後も政府支出が削減されず、将来的に大規模な増税が実施されることを懸念し、消費が急落する可能性を示している。

また、Sutherland(1999)は、公的債務の負担をすべて現役世代で賄う必要はなく、その一部を将来世代に転嫁できると家計が想定していたとしても、公的債務水準が高い時期に拡張的な財政政策を実施されることで、生涯中に財政再建が実施される懸念が高まり、消費を減少させる可能性があるとしている。

さらに、Perotti(1999)は、現在の財政支出による公的債務が *distortionary tax* により徴収されるならば、公的債務の拡大に伴って家計は乗数効果により期待される恒常所得の増加よりも将来の増税と *distortion* による恒常所得の減少の方が大きくなると予想するようになり、民間消費が抑制されことを示している。

こうした非ケインズ効果の理論については実証分析による検証も行われてきた。多くの研究は CAPB アプローチにより、大規模で恒久的な財政収支の変化を財政不安の変化として捉え、財政政策の変更が消費に与える影響を推定しており (Giavazzi and Pagano, 1990; Giavazzi and Pagano, 1996; Perotti, 1999; Giavazzi et al., 2000; Giavazzi et al, 2005; Afonso, 2010)、日本でも同様の研究がなされてきた (中里, 2002; 小林・小巻, 2003; 伊藤・渡辺, 2004; 竹田他, 2005; 亀田, 2008)。また、公的債務水準の増加を財政不安の高まりと捉え、公的債務の水準によって財政政策の効果が変化するかの検証もなされている (Perotti, 1999; Kameda, 2012; Ilzetzki et al., 2013; Nickel et al., 2014)。さらに、Narrative アプローチを用いて、財政計画やアナウンスメントの内容から財政不安が高まった時期を特定し、財政政策の効果を推定した研究も存在する (Romer and Romer, 2010; Miyazaki, 2010; Devries et al., 2011; Guajardo, 2014; Kameda, 2014; Alesina et al., 2019)。

しかし、これらの実証分析で焦点が当てられているのは、財政不安の高まりによって財政政策の効果がケインズ経済学と逆向きに変化するかという点である。したがって、民間部門の財政不安の増減そのものが民間需要に与える直接的な影響はこれまで分析されていないといえる。

3. 分析手法

3.1 財政不安指数

本研究では、新聞記事を用いて、財政危機や生涯税負担増加への懸念のように財政悪化により生じる不安を測定する。具体的な指数の作成方法は以下のとおりである。まず初めに 1986 年第 1 四半期から 2017 年第 1 四半期の日本経済新聞の記事の中で「財政」という単語を含む記事 (総数 117986) に形態素解析を施した。次に、これらの記事の中から無作為に 500 の記事を抽出し、記事の内容を財政不安が高まるようなネガティブな記事、財政不安が

抑えられるようなポジティブな記事、財政不安と関係のない記事の3種類に分類を行った。なお、本研究では財政が悪化するほど財政不安も高まると仮定して記事の内容が財政悪化の予想につながるかを基準に記事の分類を行っている。例えば、国債の発行による財政拡大に関する記事は財政状況の悪化につながるイベントであるため、財政不安を高めるネガティブな記事に分類する。一方で、増税が実施されるという記事は、財政の健全化につながると考えられるためポジティブな記事に分類する。最後に、これら500記事を教師データとして、残りの記事をナイーブベイズ分類法により分類する。

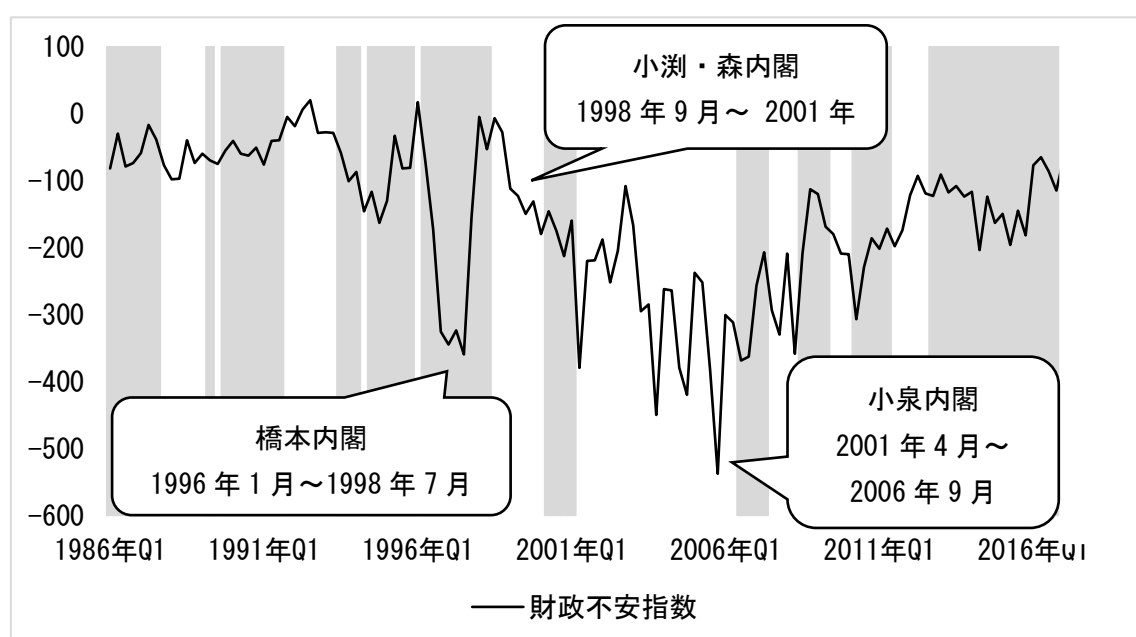
本分析では、各記事の内容が民間需要に与える影響の大きさは同一であると仮定し、以下の式のように新聞記事の四半期集計値を財政不安指数とする(Eq.1)。

$$s_t = \sum_{i=1}^N \text{negative}_{it} - \sum_{j=1}^K \text{positive}_{jt} \quad (\text{Eq.1})$$

$\text{negative}_{it}, \text{positive}_{jt}$ はそれぞれ、 t 期におけるネガティブな記事とポジティブな記事を表しており、 N と K は四半期におけるネガティブな記事集計値とポジティブな記事の集計値である。そのため、財政不安指数は、四半期間のネガティブな記事の総数からポジティブな記事の総数を引いた値になっている。

図1は財政不安指数の推移を表している。財政不安指数は消費税率の引き上げや、特別減税の廃止など財政構造改革が行われた橋本内閣時代には、財政不安指数が一時的に低くなっており、その後、大規模な財政出動に路線を転じた森内閣時代には不安指数ももとの水準に戻っている。また、プライマリーバランスの黒字化と債務残高のGDPの引き下げが目指された小泉内閣時代には再び指数が低下しており、作成した財政不安指数は当時の政府の政策方針とも整合的な動きをしているといえる。

図1. 財政不安指数の推移



3.2 推定モデル

本研究では、予備的貯蓄や非ケインズ効果の理論で説明されるように財政不安の高まりが民間需要を抑制するかどうかを明らかにするため、財政不安指数(s_t)の高まりが実質消費(c_t)、実質GDP (y_t) に与える影響を定量的に分析する。

ただし、プライマリー歳入(t_t)やプライマリー歳出 (g_t) といった財政変数は財政不安と民間需要の両方に影響を与えると考えられるため、これらの 2 変数をモデルに加えた 5 変数の同時方程式を推定し、財政不安ショックに対するインパルス応答分析を行う。

インパルス応答分析の際に重要となるのはこれらの変数の定常性である。Phillips(1998)ではモデルに含まれる変数が非定常であった場合、レベル VAR モデルの OLS 推定量を用いたインパルス応答が一致性を持たないことを指摘している。そのため、変数が単位根を持つ場合はレベルの VAR モデルからインパルス応答を推定することはできない。

表 2 は 5 変数の単位根検定の結果を表している。どの変数もレベル値では単位根を持つという帰無仮説は棄却されなかったが、1 階階差をとることで帰無仮説が棄却された。そのため、これらの変数はすべて I(1)変数であると解釈される。次に、表 3 は Johansen のトレース検定を行った結果である。共和分関係の数が 0 であるという帰無仮説は棄却されたが、1 以下であるという帰無仮説は棄却されたため、変数間には 1 つの共和分関係が存在すると考えられる。そのため、本分析では階差 VAR モデルではなく以下の誘導形の VEC モデルを OLS により推定し、インパルス応答分析を行う(Eq.2)。

$$\Delta Y_t = C_0 + \alpha \beta' Y_{t-1} + \sum_{i=1}^4 C_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (\text{Eq.2})$$

このモデルでは $Y_t = [t_t, g_t, s_t, c_t, y_t]'$ であり、 C_0 は定数項、 u_t は誤差項を表している。また、 5×1 ベクトルの α と 1×5 ベクトルの β' はそれぞれ、長期均衡への調整速度をあらわすパラメータと共和分ベクトルである。

表 2. 単位根検定 (Augmented Dickey-Fuller 検定) の結果

変数	レベル値		1 階階差	
	定数項あり	トレンドあり	定数項あり	トレンドあり
プライマリー歳入	-3.407(7)	-3.400(7)	-5.732(3)***	-5.709(3)***
プライマリー歳出	-2.883(1)	-2.772(1)	-9.603(1)***	-9.727(1)***
財政不安指数	-2.003(3)	-1.998(3)	-10.561(2)***	-10.516(2)***
民間消費	-3.952(1)	-3.405(1)	-8.932(1)***	-9.364(1)***
国内総生産	-3.436(1)	-3.720(1)	-6.595(1)***	-6.637(1)***

1. 各列は t 統計量の値を表しており、() 内は BIC により決定したラグの長さを表している。

2. ***は有意水準 1% で単位根を持つという帰無仮説が棄却されたことを表す。なお、臨界値には Fuller(1976) のサンプルサイズ=250 における値を利用した。

表 3. 共和分検定 (Johansen のトレース検定)

帰無仮説	対立仮説	
$r = 0$	$r > 0$	91.03***
$r \geq 1$	$r > 1$	53.65

1. トレース検定統計量の値を表している。

2. ***は有意水準 1%で共和分の数 r であるという帰無仮説が棄却されたことを表す。

3.3 構造ショックの識別

財政不安が民間需要に与える影響を推定する際には、同時点で他の変数と相関を持たない財政不安の構造形ショックの識別を行う必要がある。上記の VEC モデルにおける誘導形ショックと構造形ショックの関係は以下のように表すことができる(Eq.3)。

$$\begin{bmatrix} 1 & -b_{tg} & -a_{ts} & -a_{tc} & -a_{ty} & u_t^t & \varepsilon_t^t \\ -b_{gt} & 1 & -a_{gs} & -a_{gc} & -a_{gy} & u_t^g & \varepsilon_t^g \\ -\gamma_{st} & -\gamma_{sg} & 1 & -a_{sc} & -a_{sy} & u_t^s & \varepsilon_t^s \\ -\gamma_{ct} & -\gamma_{cg} & -\gamma_{cs} & 1 & -a_{cy} & u_t^c & \varepsilon_t^c \\ -\gamma_{yt} & -\gamma_{yg} & -\gamma_{ys} & -\gamma_{yc} & 1 & u_t^y & \varepsilon_t^y \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^t \\ u_t^g \\ u_t^s \\ u_t^c \\ u_t^y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^t \\ \varepsilon_t^g \\ \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^c \\ \varepsilon_t^y \end{bmatrix} \quad (\text{Eq.3})$$

5 変数の VEC モデルにおいて構造ショックの識別を行うためには、上式のうち 10 個のパラメータに係数制約を課す必要がある。本研究では先行研究をもとに、はじめに $a_{ts}, a_{tc}, a_{ty}, a_{gs}, a_{gc}, a_{gy}, a_{sc}, a_{sy}, a_{cy}$ の 9 個のパラメータに、以下の制約を課した。

第 1 に、 a_{ts} と a_{gs} に関しては財政不安がプライマリー歳入・歳出に与える影響は財政不安による景気抑制を通じた間接的な効果しかないと仮定し、 $a_{ts} = a_{gs} = 0$ と設定した。

次に、 a_{tc} と a_{ty} の推計の際には税收と民間需要の同時性の問題に対処する必要がある。Blanchard and Perotti(2002)では、予期せぬイベントに対する裁量的な税制の変更には少なくとも 1 四半期以上のラグを要する点に注目し、 a_{ty} は景気の自動安定化機能を通じた税收の変化のみを表していると仮定し、税制の制度情報を用いて推定を行っている。そこで、本研究でも同様の手法で、 a_{tc} と a_{ty} の推計を行い、 $a_{tc}=0.33, a_{ty}=0.83$ と設定した¹。また、税收と同様の政府支出の実施にも 1 四半期以上のラグが生じると仮定して、 $a_{gc} = a_{gy} = 0$ と設定した。

さらに、 a_{sc} と a_{sy} に関しては、消費や GDP の変化は同時点の財政不安には影響を与えないと仮定し、 $a_{sc} = a_{sy}=0$ と設定しており、一時的な所得の消費弾性値は流動性制約下にある非リカーディアン家計の割合であると仮定し、Hara et al. (2016)をもとに $a_{cy} = 0.129$ と設定した。

¹ a_{tc} と a_{ty} の推計方法の詳細に関しては補論 A を参照されたい。

最後に、 b_{tg}, b_{gt} のどちらかを 0 とおけば次数条件を満たし構造ショックを識別することができる。分析の結果、どちらを 0 とおいても大きな差異は確認されなかったため、本研究では $b_{tg} = 0$ を仮定した際の結果を載せている。

ここで注意が必要となるのは同時性の問題より、 $\gamma_{ct}, \gamma_{yt}, \gamma_{yc}$ が一致性を持たない点である。この問題に対処するため、 γ_{ct}, γ_{yt} の操作変数には $u_t^t - a_{tc}u_t^c - a_{ty}u_t^y$ を利用し、 γ_{yc} の操作変数には $u_t^c - a_{cy}u_t^y$ を利用して二段階最小二乗法により推計を行った。

3.4 利用データ

プライマリー歳入、プライマリー歳出、実質 GDP、実質消費は、『2009 年度国民経済計算』と『2019 年度国民経済計算』のデータを利用して作成した。推計期間は 1986 年の第 1 四半期から 2017 年の第 1 四半期までとなっている。

プライマリー歳入・プライマリー歳出のデータは Kameda(2012)に倣い作成しており、年度・暦年データのみ存在する勘定に関しては、年度データを 4 等分した値を利用した。その後、各勘定の値を総人口で除し、1 人当たりのプライマリー歳入・歳出額を算出している。また、これらの変数は 1986 年から 1993 年までは『2009 年度国民経済計算』、それ以降は『2019 年度国民経済計算』を用いて作成している。そのため、1994 年第 1 四半期における後系列の前系列に対する比を求め、前系列に乗じることで 2 つの系列の接続を行った。

実質 GDP には 4 半期データにおける国内総生産の値をそのまま利用している。また、実質消費には家計部門の最終消費支出の値を利用している。なお、プライマリー歳入・歳出データと同様に 1 人当たりの値を求めた後、系列の接続を行っている。なお、これら 4 変数は X11 による季節調整を施した上で、『人口推計』の長期時系列データの総人口で除し 1 人当たりの対数値に変換している。

4. 分析結果

4.1 ベンチマークケース

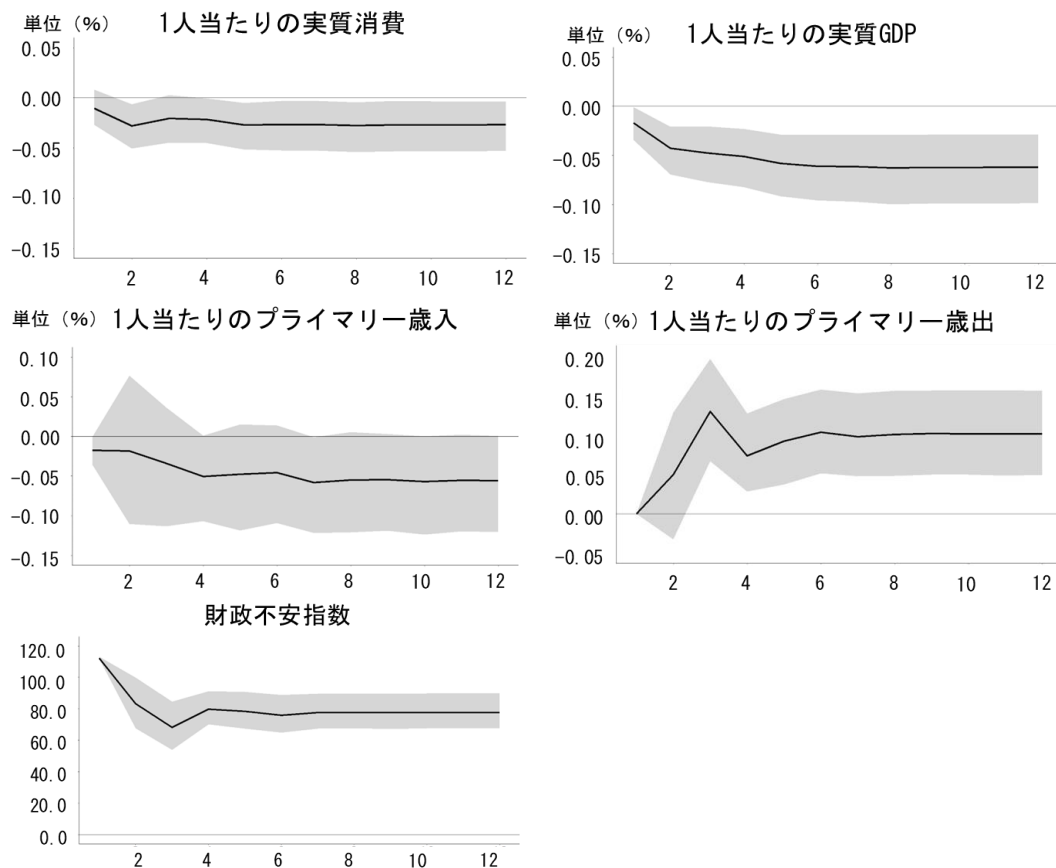
図 2 は財政不安指数に 1 標準偏差分のショックを与えた場合のインパルス応答の累積値を表している。90%信頼区間は 1000 回のブートストラップにより導出した。図 2 からわかるとおり、財政不安の高まりは実質消費と実質 GDP に対して有意に負の影響をもたらしており、その影響は 12 四半期にわたって維持されることが明らかとなった。実質消費は累積で、約 0.02%減少しており、GDP は約 0.06%減少している。

次に、財政変数へのインパルス応答を確認すると、プライマリー歳入には有意な変化は見られなかった一方で、プライマリー歳出は増加している。プライマリー歳出の反応は需要の減少を受けた拡張的な財政政策の実施をあらわしていると解釈できる。注目すべきは、プライマリー歳出が拡張的な反応を見せているにも関わらず、実質消費と実質 GDP は回復していない点である。これらの結果は、非ケインズ効果の先行研究が示す通り、財政不安の高ま

りにより財政政策の効果が抑制されている可能性を示唆している。

また、財政不安指数は高止まりしており、これは民間需要の減少や拡張的な財政政策により財政状況が悪化したことへの反応であると考えられる。これらの結果より、財政不安の高まりは民間需要を抑制するとともに、拡張的な財政政策による財政悪化を通してさらに財政不安を上昇させるという悪循環をもたらすことがわかる。

図2. 財政不安ショックに対するインパルス応答の累積値



4.2 頑健性

ベンチマークケースでは、構造ショックを識別する際に、 $a_{sy}=0$ という係数制約を課している。しかし、景気の悪化により拡張的な財政政策が計画されることにより、景気悪化と同時点で財政不安が高まる可能性も考えられる。そこで、本節では a_{sy} の代わりに $a_{ys}=0$ という設定したモデルの推定を行った。図3は、係数制約を変更した際のインパルス応答の累積値を表している。実質消費は約0.03%、実質GDPは約0.06%減少しており、プライマリー歳出は拡大、財政不安指数は高止まりしている。以上より、係数制約を変更してもインパルス応答の結果はベンチマークケースと大きく変わらないことが確認された。

次に、推計期間を分けた際に分析結果が変わるかの確認を行う。ベンチマークケースでは、

記事の内容が民間需要に与える影響は同一と仮定してすべての期間のデータを用いて分析を行っている。しかし、財政状況の悪化につれてネガティブな記事の内容が財政不安をより高めるものに変化している可能性も考えられる。そこで、本分析では、所得税等の先行減税のために再び赤字国債の発行が開始された 1994 年以降とそれ以前に推計期間をわけて分析を行った。

図 4 は、推計期間別のインパルス応答関数の累積値を表している。ベンチマークケースとは異なり、1994 年以前の推計期間では財政不安ショックによる民間需要の減少は確認されなかった。一方で、1994 年以降の推計期間では、実質消費が約 0.03%、実質 GDP が約 0.06% 減少する結果となった。したがって、財政不安による民間需要抑制は財政状況が悪化している近年のみ発生しているといえる。また、プライマリー歳入は推計期間を分けることで 1994 年以降有意に減少しており、近年のほうで財政不安ショックによる景気悪化を受けて税収が反応しやすくなっている。このように、近年のほうで民間需要の減少に反応して財政が悪化しやすくなっていることも、財政不安ショックの効果が 1994 年以降に確認された理由の 1 つであると考えられる。

図 3. 財政不安ショックに対するインパルス応答の累積値（係数制約変更）

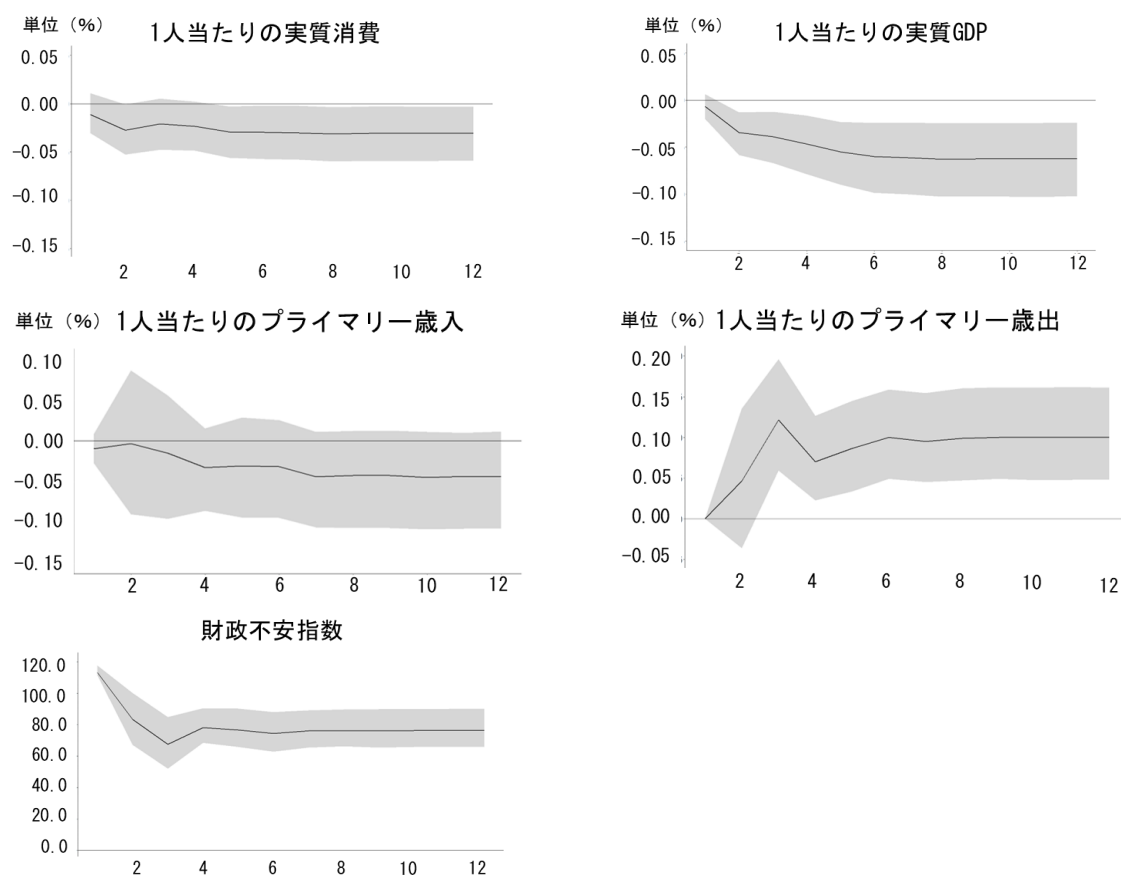
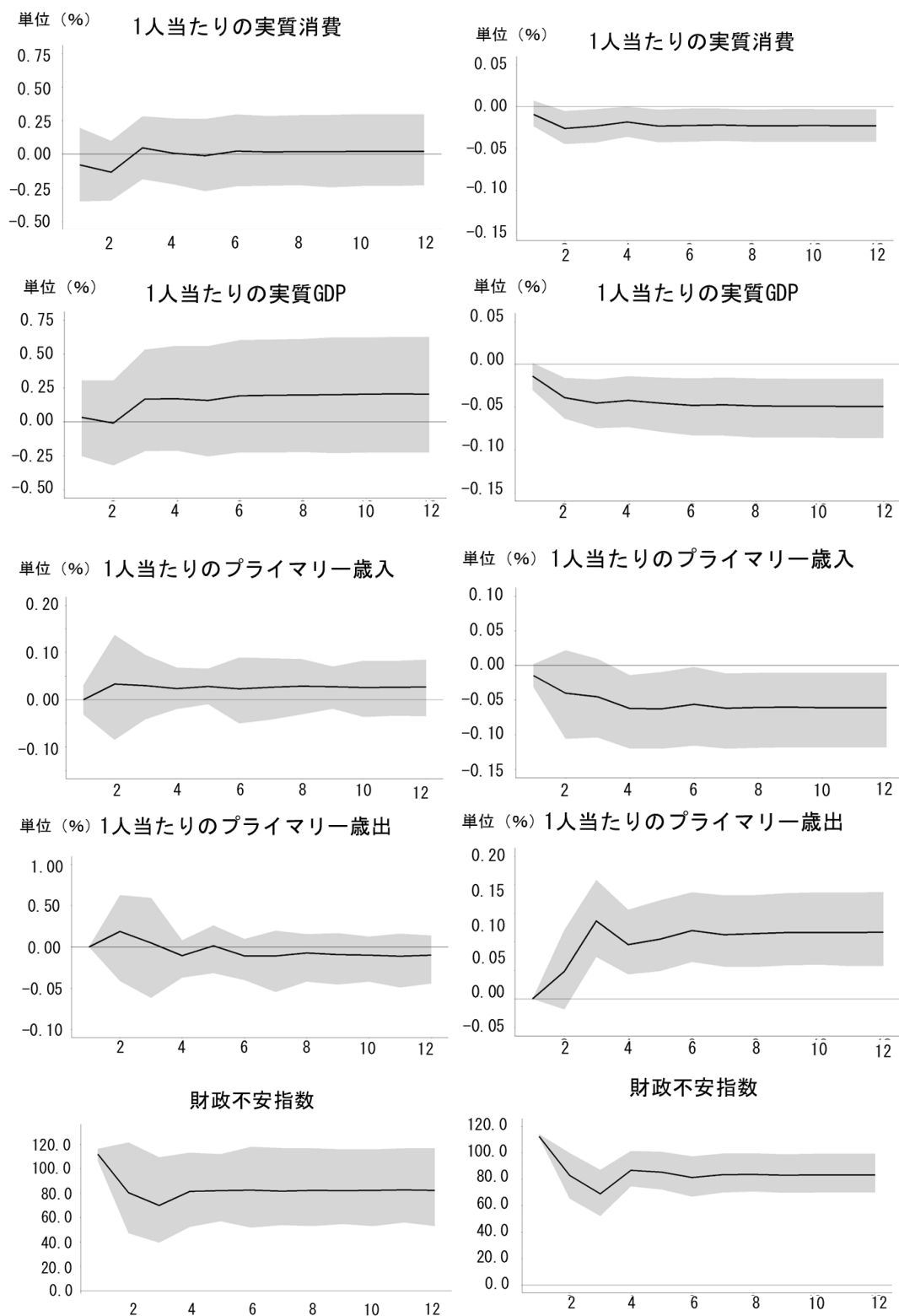


図4：財政不安ショックに対するインパルス応答の累積値（推計期間変更）

1986年Q1～1993年Q4

1994年Q1～2017年Q1



5. まとめ

本研究では、新聞記事から作成した財政不安指数を用いて、予備的貯蓄や非ケインズ効果の先行研究で説明されるような財政不安による需要抑制効果が存在するかを検証した。実質消費や実質 GDP といった民間需要を表す変数とプライマリー歳入やプライマリー歳出などの財政変数に財政不安指数を加えた 5 変数 SVEC モデルを推定し、インパルス応答分析を行った結果、財政不安の高まりが実質消費と実質 GDP を抑制し、その効果は 12 四半期にわたって継続することが確認された。

また、財政不安による民間需要の抑制に反応して、プライマリー歳出が増加しており、これにより財政不安指数が高止まりする結果となった。注目すべきは、財政拡大しているにも関わらず実質消費と実質 GDP は回復していない点である。これは、財政不安の高まりにより財政政策の需要創出効果が抑制されるという非ケインズの理論とも整合的な結果といえる。さらに、推計期間を分割して分析を行ったところ財政不安の高まりによる需要抑制効果は 1994 年以降のみ確認された。このことから、財政状況が悪化して初めて財政不安による需要抑制効果がうまれると考えられる。

したがって、財政不安の高まりは財政危機の可能性を高めるだけでなく、景気の悪化にもつながるという観点からも、政府は財政再建に向けた道筋を示し、財政不安を抑制する必要があるといえる。

最後に、本研究の分析の留意点を述べる。第 1 に、財政不安の高まりは金融市場を通して実体経済に影響を与える可能性が考えられる。本研究では、財政不安の高まりによる需要抑制効果を予備的貯蓄や非ケインズ効果で説明されるような、将来所得の減少への懸念による消費の減少によるものと解釈したが、財政不安の高まりは金利や為替の影響を通して民間需要に影響を与えている可能性が考えられるため、これらを考慮した分析も行う必要があるといえる。

第 2 に、本研究では日本経済新聞の記事のみを用いて財政不安指数の構築を行っている。新聞によって記事の内容が異なることから複数の新聞記事を用いて財政不安の定量化を行うことが今後の課題である。

【参考文献】

- Afonso, A. (2010) “Expansionary Fiscal Consolidations in Europe: New Evidence.” *Applied Economic Letters*, vol. 37, pp. 255-270.
- Alesina, A., Favero, C. & Giavazzi, F. (2019) “Effects of Austerity: Expenditure- and Tax-Based Approaches.” *Journal of Economic Perspectives*, vol. 33, no. 2, pp. 141-162.
- Bertola G. B. & Drazen A. (1993) “Trigger points and budget cuts: Explaining the effects of austerity,” *American Economic Review*, vol.83, no.1, pp.11-26.
- Blanchard O. J. & Perotti, R. (2002) “An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output,” *Quarterly Journal of Economics*, vol.117, no.4, pp.1329-1368.
- Carroll, D.C., Dynan, E.K., & Krane, D.E. (2003) “Unemployment Risk and Precautionary Wealth: Evidence from Households’ Balance Sheets,” *The Review of Economics and Statistics*, vol.85, no.3, pp.586-604.
- Chamon, M., Liu, K. & Prasad, E. (2013) “Income uncertainty and household savings in China,” *Journal of Development Economics*, vol. 105, pp.164-177.
- Dardanoni, V. (1991) “Precautionary savings under income uncertainty: A cross-sectional analysis,” *Applied Economics* 23: 153-160.
- Devries, P., Guajardo, J., Leigh, D. & Pescatori, A. (2011) “An action-based analysis of fiscal consolidation in OECD countries.” *IMF Working Paper Series*. No. 11/128.
- Dreze, H.J., & Modigliani, F. (1972) “Consumption Decisions under Uncertainty,” *Journal of Economic Theory*, vol.5, pp.308-335.
- Feldstein, M. (1982) “Government Deficits and Aggregate Demand,” *Journal of Monetary Economics*, vol.9, pp.1-20.
- Fuller, W.A. (1976) *Introduction To Statistical Time Series*. John Wiley & Sons, New York.
- Giavazzi F. & Pagano M. (1990) “Can severe fiscal contraction be expansionary? Tales of two small European countries,” In: Blanchard O J & Fischer S, eds., *NBER Macroeconomics Annual*. Cambridge, MIT: MIT Press.
- Giavazzi F. & Pagano M. (1996) “Non-Keynesian effects of fiscal policy changes: International evidence and the Swedish experience”, *Swedish Economic Policy Review*, vol.3, no.1, pp.67-103.
- Giavazzi F., Jappelli T. & Pagano M. (2000) “Searching for non-Keynesian effects of fiscal policy: Evidence from industrial and developing countries”, *European Economic Review*, vol.44, no.7, pp.1259-1289.
- Giavazzi F., Jappelli T., Pagano M. & Benedetti M. (2005) “Searching for non-monotonic effects of fiscal policy: New evidence”, *Monetary and Economic Studies*, vol.23, No.S-1, pp.197-217.
- Guajardo, J., Leigh, D., & Pescatori, A. (2014) “Expansionary austerity? International Evidence.” *Journal of the European Economic Association*, vol. 12, no. 4, pp. 949-968.
- Guiso, L., Jappeli, T., & Terlizzese, D. (1992) “Earnings Uncertainty and Precautionary Saving,” *Journal of Monetary Economics*, vol.47, pp. 307-337.
- Hahn, J.H. (1999) “Consumption growth, income growth and earnings uncertainty: Simple cross-country evidence.” *International Economic Journal*, vol.13, no.2, pp.39-58.
- Hara, R., Unayama, T., & Weidner, J. (2016) , “The wealthy hand to mouth in Japan”, *Economics Letters*, vol. 141, pp. 52-54.
- Ilzetzki, E., Mendoza, E.G. & Végh, C.A. (2013) “How Big (Small) Are Fiscal Multipliers?” *Journal of Monetary*

- Economics, vol. 60, pp. 239-254.
- Kameda, K. (2012) "Estimating Non-Keynesian Effects for Japan." *Asian Economic Policy Review*, vol. 7, pp. 227-243.
- Kameda, K. (2014) "What Causes Changes in the Effects of Fiscal Policy?" *Japan and the World Economy*, vol. 31, pp. 14-31.
- Kameda, K. (2020) "Fiscal Sentiment and Long-Term Interest Rates," 2020 Japanese Economic Association Spring Meeting in KYUSHU UNIVERSITY.
- Kopecky K. A. & Koreshkova, T. (2014) "The Impact of Medical and Nursing Home Expenses on Savings," *American Economic Journal*, vol. 6, no.3, pp.29-72.
- Leland, E.H. (1968) "Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving." *Quarterly Journal of Economics*, vol.82pp.465-473.
- Miyazaki, T (2010) "The effects of fiscal policy in the 1990s in Japan: A VAR analysis with event studies." *Japan and the World Economy*, vol. 22, pp.80-87.
- Nickel, C. & Tudyka, A. (2014) "Fiscal Stimulus in Times of High Debt: Reconsidering Multipliers and Twin Deficits." *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 46, no. 7, pp. 1313-1344.
- Phillips Peter. C. B. (1998) "Impulse Response and Forecast Error Variance Asymptotics in Nonstationary VARs," *Journal of Econometrics* vol.83, pp.21-56.
- Perotti R. (1999). "Fiscal policy in good times and bad", *Quarterly Journal of Economics*, vol.114, no.4, pp.1399-1439.
- Perotti, R. (2013). "The 'Austerity Myth': Gain without Pain?" In: Alesina, A. & Giavazzi, F. (eds.), *Fiscal Policy after the Financial Crisis*. Elsevier.
- Roldan, F. (2022) "The Aggregate-Demand Doom Loop: Precautionary Motives and the Welfare Costs of Sovereign Risk." *Working Papers 58*, Red Nacional de Investigadores en Economia.
- Romer, C.D., & Romer, D.H., (2010) "The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks." *American Economic Review*, vol.100, no. 3, pp. 763-801.
- Sandmo, A. (1970) "The Effect of Uncertainty on Saving Decisions," *Review of Economic Studies*, vol.37, pp.353-360.
- Starr-McCluer, M. (1996) "Health Insurance and Precautionary Saving," *American Economic Review*, vol.86, no.1, pp.285-295.
- Sutherland, A. (1997) "Fiscal crises and aggregate demand: Can high public debt reverse the effects of fiscal policy?" *Journal of Public Economics*, vol.65, no.2, pp.147-162.
- Zhou, Y. (2003) "Precautionary Saving and Earnings Uncertainty in Japan: A household-Level Analysis," *Journal of Japanese and International Economics*, vol.17, pp.192-212.
- 伊藤新・渡辺努 (2004) 「財政政策の非ケインジアン効果」『経済研究』第 55 巻 4 号, 313-327 頁.
- 小川一夫 (1991) 「所得リスクと予備的貯蓄」、『経済研究』第 42 巻、139-152 頁.
- 亀田啓悟 (2008) 「わが国の民間消費に対する非ケインズ効果の実証分析」、『Working Paper』、38 号、関西学院総合政策学部研究会.
- 小林慎也・小巻泰之 (2003) 「財政の非ケインズ効果について」『国民経済』No.166、127-147 頁.
- 竹田陽介・小牧泰之・矢嶋浩次(2005) 「非ケインズ効果と rule-of-thumb な家計」、竹田陽介・小牧泰之・矢

- 嶋浩次著『期待形成の異質性とマクロ経済政策』東洋経済新報社.
- 土居丈朗（2001）「貯蓄関数に基づく予備的貯蓄仮説の検証」、『ESRI Discussion Paper Series』No.1.
- 中里透（2002）「財政再建の非ケインズ効果をめぐる論点整理」『経済分析』第 163 号、内閣府経済社会総合研究所.
- 村田啓子（2003）「ミクロ・データによる家計行動分析：将来不安と予備的貯蓄」、『金融研究』第 22 巻 3 号、23-58 頁.

補論 A 税収の自動安定化機能の推定

自動安定化機能の大きさを把握するためには税目別に産出量弾性値を計測する必要がある。本研究では、Kameda(2012)に倣い、個人所得税、法人所得税、間接税、移転支出の4種類について税収の産出量弾性値を求め、各税目の税収額で加重平均を取ることで a_{ty} を推計した(A.1)。

$$a_{ty} = \sum_i \eta_{TiBi} \eta_{Biy} \frac{\tilde{T}_i}{\tilde{T}} \quad (\text{A.1})$$

η_{TiBi} は税収の課税ベース弾性値、 η_{Biy} は課税ベースの産出量弾性値、 \tilde{T}_i は税目別の税収額である。Kameda(2012)では、個人所得税および、移転支出の産出量弾性値は0と設定されており、法人税の課税ベースの産出量弾性値は4.47、法人税の税収の課税ベース弾性値には0.79、間接税の産出量弾性値は1とされている。これらのパラメータを参考に、推計期間における平均税収額により加重平均を求めた結果、 a_{ty} は0.83と推計された。次に、四半期データにおける a_{tc} の値であるが、これは消費にかかる税収の自動安定化機能を通じた変化と考えることができる。そのため、本研究では、税収の消費量弾性値を a_{tc} とし、以下のように推計した(A.2)。

$$a_{tc} = \eta_{TBi} \eta_{Bic} \quad (\text{A.2})$$

η_{TBi} は税収の間接税弾性値であり、 η_{Bic} は間接税の消費量弾性値である。間接税の消費量弾性値は産出量弾性値と同じく1と設定した。また、税収の間接税弾性値は間接税がプライマリー歳入に占める割合と等しくなることを用いた結果、 a_{tc} は0.33と推計された。

The Impact of the Fiscal Anxiety on the Private Economy

Masaki FUKUI*

In Japan, outstanding public debt is at a serious level and is expected to continue to deteriorate. Rising fiscal anxiety due to deteriorating public finances will not only increase the risk of a fiscal crisis, but may also suppress private demand. The relationship between fiscal anxiety and private demand can be explained by previous studies of precautionary saving and Non-Keynesian effects, but these previous studies have not quantitatively analyzed the impact of an increase in fiscal anxiety itself on private demand. Therefore, in this study, an impulse response analysis to fiscal anxiety shock was conducted using an SVEC model that includes a fiscal anxiety index created from text data of newspaper articles.

The results of the analysis are as follows. (1) An increase in the fiscal anxiety index suppressed real consumption and real GDP, and the effect was confirmed to be persistent. (2) The increase in the fiscal anxiety index increases primary expenditures, which can be interpreted as an expansionary fiscal policy in response to the suppression of private demand. (3) The fiscal anxiety index remained high after the shock, which can be interpreted as a response to the deterioration in the fiscal situation caused by expansionary fiscal policy. It is noteworthy that the decline in private demand has not recovered despite the expansionary response of the fiscal variables. Thus, it can be said that rising fiscal anxiety causes a vicious cycle that not only temporarily suppresses private demand, but also suppresses private demand through expansionary fiscal policy.

Key words and phrases: Fiscal Anxiety, Precautionary Saving, Non-Keynesian Effect

* Graduate School of Policy Studies Kwansei Gakuin University (iyw12602@kwansei.ac.jp)