

社会保障の負担と
給付の異時点間の関係

平 井 健 之

神戸学院経済学論集

第54巻 第4号 抜刷

令和5年3月発行

社会保障の負担と 給付の異時点間の関係

平 井 健 之

1. はじめに

現行の社会保障制度を維持するための支出の拡大とそれに伴う公費負担の増加は、政府の財政を悪化させる主要な要因となっている。わが国の社会保障給付費は、公的年金、医療や介護など、社会保険にかかる費用と生活保護などの福祉その他の費用からなる。一方、社会保障給付の財源としては、社会保険料、公費負担、利子や配当等の資産収入、積立金からの受入等からなる。「社会保障費用統計」（国立社会保障・人口問題研究所）によると、2019年度の社会保障給付費は123兆9,241億円に上っている。そのための主な財源は、社会保険料と公費負担であるが、とりわけ医療や介護からなる社会保険では、その給付を社会保険料だけでは賄えず、公費が投入されてきた。

小塩・田近・府川（2014、第2章）が指摘するように、ここで問題は、社会保険であるにもかかわらず保険料収入だけでは財源が大幅に不足するという事実だけではなく、医療保険や介護保険では給付の一定割合が公費負担と決められているため、高齢化の進展により給付が税収の伸び率以上に増加すれば、財政がますます悪化するということである。公費負担の増加は、必ずしも税負担の引き上げにはならず、財政赤字の拡大をもたらしている。そのため、国による公費負担は、税収だけではなく赤字国債にも依存している。赤字国債の発行は、現在世代の社会保障の受益を将来世代の負担で賄うことを意味しており、

社会保障の負担と給付の異時点間の関係

現在世代と将来世代の受益と負担に不均衡を生じさせるという問題を含んでいる。

このように、社会保障給付の増加は公費負担の増大をまねくことになるが、逆に公費負担の増加が社会保障給付の増大をもたらすことも考えられる。政府が社会保障の負担を先送りして、赤字国債により財源を確保する状態では予算制約がソフト化されるため、公費負担による財源の補填を当てにして社会保障へのさらなる需要が高まるかもしれない⁽¹⁾。もしそうであれば、これにより財政赤字が膨らみ、将来世代の負担がますます大きくなるであろう。それゆえ本稿では、「社会保障費用統計」より、社会保障をめぐる収入（社会保険料と公費負担）と支出（社会保障給付費）に関する時系列データを用いて、これら3変数間の関係を実証的に分析したい。そのためには、諸外国でこれまで多くの研究の蓄積が存在する、政府収入と政府支出の因果関係の実証研究を考慮して、3変数モデルの枠組みで変数間の因果関係を分析することが有益である。この政府収入と政府支出の因果関係の実証研究は、日本政府を分析対象とした研究例もいくつか存在する⁽²⁾。

Owoye (1995) は、G7 諸国を対象とする誤差修正モデルの推定に基づく因果関係の検定において、日本については、長期において政府収入から政府支出への因果関係（租税－支出仮説）が成立することを示している。また、Chang,

(1) 社会保障をめぐるソフトな予算制約に関係する実証研究として、田近・油井 (1999)、鈴木 (2001) は、国民健康保険財政を対象に、補助金等による財政支援措置が効率的な財政運営を阻害している可能性を検証している。

(2) 政府収入と政府支出の因果関係の実証研究は、政府の財政運営が次の4つの仮説のいずれに相当するかを分析している。第1は、収入から支出への因果関係があるという租税－支出仮説 (tax-spend hypothesis)、第2は、支出から収入への因果関係があるという支出－租税仮説 (spend-tax hypothesis)、第3は、収入と支出で双方向の因果関係があるという仮説 (fiscal synchronization hypothesis)、そして第4は、収入と支出との間に因果関係がないという仮説 (institutional separation hypothesis) である。諸外国におけるこのような実証分析の動向は、Payne (2003)、及び平井 (2020、第5章) において概観されている。

Liu and Caudill (2002) は、日本を含めた10ヵ国の政府を分析対象とし、日本については、収入と支出の2変数間で共和分関係は存在せず、短期において収入から支出への因果関係を示す結果を導いている。これに対して、Owoye and Onafowora (2011) は、日本を含む22の OECD 諸国を対象としているが、日本については収入と支出の2変数間で共和分関係が存在せず、短期においても2変数間での因果関係は存在しないという結果を得ている。さらに、野村・平井 (2011) は、政府（国）の一般会計を分析対象にして、収入と支出、GDPの3変数間で因果関係の分析を行い、短期において Granger の意味で支出から収入への因果関係（支出－租税仮説）が成立することを示している。

ところが、社会保障をめぐる収入と支出の因果関係に関する実証研究は、諸外国においてもほとんど存在しない。その数少ない研究として、Palaios and Papapetrou (2019) は、ギリシャの社会保障財政を分析対象とし、TAR (Threshold Autoregressive) モデルと MTAR (Momentum Threshold Autoregressive) モデルを適用して、収入（負担）と支出（給付）の2変数間の長期均衡に向けた非対称な調整過程を考慮に入れ、負担と給付に関する因果関係を分析している。これより、財政の不均衡における非対称的な調整を考慮した誤差修正モデルの推定による分析結果からは、財政が悪化する状態において社会保障給付から社会保障負担への因果関係の存在が示されている。

そのため、本稿においても、社会保障をめぐる収入（社会保険料と公費負担）と支出（社会保障給付費）の因果関係を分析する。しかしここで、収入（負担）と支出（給付）の因果関係の有無や方向が確認されても、各変数が他の変数に及ぼす効果がプラスであるかマイナスであるか、さらにその効果の大きさや継続期間については明確にされていない。平井・野村 (2012) は、わが国政府の一般会計を対象として、政府収入と政府支出の因果関係の分析の枠組みの下で、政府の収入と支出、GDPの関係について、インパルス反応関数と予測誤差の分散分解の分析を通じて各変数が他の変数に及ぼす効果を検討している。一方、わが国における社会保障をめぐる収入（負担）と支出（給付）を分析対象とし

社会保障の負担と給付の異時点間の関係

て、収入と支出の因果関係の研究に基づき、インパルス反応関数や予測誤差の分散分解を適用して、社会保障負担と社会保障給付の異時点間の関係を分析した研究例は見られない。

そこで、本稿の目的は、1960年度から2019年度までの社会保障をめぐる収入と支出の時系列データを使用して、次の2点について分析することである。その第1は、Toda and Yamamoto (1995) による Granger の因果関係の検定方法を適用して、社会保険料、公費負担、及び社会保障給付費の3変数間の因果関係を分析することである。ここで、Toda and Yamamoto (1995) の検定方法は、各変数の和分の次数や3変数間で共和分関係が存在するかどうかにかかわらず有効である⁽³⁾。第2は、インパルス反応関数と予測誤差の分散分解を適用して、改めて社会保険料、公費負担、及び社会保障給付費の3変数間の異時点間の関係を検討することである。なお、上記の分析では、収入と支出の関係だけではなく、社会保険料と公費負担の2つの収入項目間での関係も分析する。

本稿の構成は、次の通りである。まず、第Ⅱ節では、実証分析で使用するデータと、Toda and Yamamoto (1995) による Granger の因果関係の検定方法を解説し、社会保険料、公費負担、及び社会保障給付の3変数間の因果関係の検定結果を提示する。続いて、第Ⅲ節では、インパルス反応関数と予測誤差の分散分解の分析方法を解説し、その分析結果を示すことにする。最後に、第Ⅳ節において結論を述べる。

Ⅱ. 社会保障の負担と給付の因果関係

1. データ

本節では、社会保障をめぐる収入と支出の因果関係を分析する。そのため、

(3) 政府の収入と支出の因果関係の実証分析において、Toda and Yamamoto (1995) の検定方法を用いた研究例として、Narayan and Narayan (2006) 等がある。Narayan and Narayan (2006) は、12の途上国を対象に、各国政府の収入と支出の因果関係を分析している。

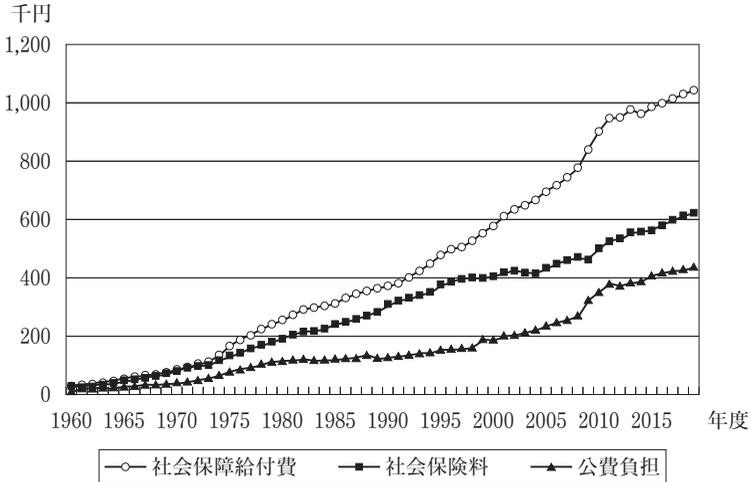
社会保障支出のデータとして、「社会保障費用統計」（国立社会保障・人口問題研究所）より、社会保障給付費を用いることにする。この社会保障給付費は、部門別に分類すると、「医療」「年金」「福祉その他」の3項目から構成される。2019年度における社会保障給付費の総額、123兆9,241億円のうち、「医療」が32.9%、「年金」が44.7%、そして「福祉その他」が22.4%を占めている。ここで、「福祉その他」には、社会福祉サービスや介護対策に係る費用、生活保護の医療扶助以外の各種扶助、児童手当、労災・雇用保険の給付等が含まれる。

一方、社会保障の収入のデータとしては、「社会保障費用統計」より、社会保険料と公費負担を用いることにする。この2つの項目が社会保障給付の主な財源となっている。社会保険料は、被保険者拠出と事業主拠出に分かれる。社会保険のうち、厚生年金や健康保険のような被用者保険では、被保険者と事業主が折半して保険料を負担している。また、公費負担は、国（国庫負担）と地方（他の公費負担）に分かれる。この公費負担は、国や地方自治体の予算において社会保障関係費として計上されることになる。そのため国の財源では、税収だけではなく、赤字国債も含まれている。したがって、公費負担においては、現時点での給付が、現在の世代の負担だけではなく、将来世代の負担によっても賄われていることに注意する必要がある。

これより本稿では、1960年度から2019年度までの社会保険料、公費負担、社会保障給付費の3つの時系列データを用いて、社会保障をめぐる負担と給付の異時点間の関係を分析したい。そこで、すべてのデータを、1人当たり実質値で表示する。そのために、社会保険料、公費負担、社会保障給付費のデータ（名目値）を、GDPデフレーターを用いて実質化する。GDPデフレーターは、「国民経済計算」（内閣府経済社会総合研究所）より得られる。ここで、長期にわたる時系列データを確保するために、68SNA、93SNA、及び2008SNAのデータを接続して用いることにする。具体的には、1960年度から1979年度までは68SNA、1980年度から2014年度までは93SNA、そして2015年度から2019年度までは2008SNAの各データを使用する。また、1人当たりの変数で表示するた

社会保障の負担と給付の異時点間の関係

図1 社会保障給付費，社会保険料，及び公費負担（1人当たり実質値）の推移



出所：「社会保障費用統計」（国立社会保障・人口問題研究所），「国民経済計算」（内閣府経済社会総合研究所），「人口推計」（総務省統計局）より作成。

め，人口のデータは，「人口推計」（総務省統計局）から得られる。

図1は，このようにして求められた各変数のデータの推移が描かれている。社会保障給付費の水準は，1970年代前半までは緩やかな増加傾向で推移していたものの，「福祉元年」と呼ばれた1973年度には社会保障制度の充実が図られ，これを境に急速に増加したことがわかる。これに伴い，社会保険料と公費負担の水準も同様に増加することになるが，社会保険料の伸びが縮小すると公費負担の伸びが大きくなり，とくに近年においては公費負担の規模が顕著に増大する傾向にあるといえる。

以下では，社会保険料，公費負担，社会保障給付の1人当たりの実質値の変数をそれぞれ si_t , pc_t , sb_t で表すこととする。さらに，実証分析においては， si_t , pc_t , sb_t の3変数についてそれぞれ自然対数を取り，各変数を $\ln si_t$, $\ln pc_t$, $\ln sb_t$ で表示する。

2. Toda-Yamamoto の因果性検定

本節では、社会保障をめぐる負担と給付の因果関係を分析するために、Toda and Yamamoto (1995) によって提示された方法を適用して、社会保険料 ($\ln si_t$), 公費負担 ($\ln pc_t$), 社会保障給付 ($\ln sb_t$) の3変数ベクトル自己回帰 (VAR) モデルに基づき Granger の因果性検定を行う。この検定方法の採用は、従来の実証分析で実行されている単位根検定や共和分検定に関する問題を回避して、Granger の因果関係を検定できるという利点がある。すなわち、データの和分の次数や、共和分関係が存在するか否かにかかわらず、因果関係の検定を適用することが可能である。そこで、Toda and Yamamoto (1995) による Granger の因果関係の検定は、次の手順で行われる。

まず、3つの水準変数からなる VAR モデルの真のラグの次数 k と各変数の和分の最大次数 d_{max} を決定する。そのため、ここでは推定された VAR の最適なラグの次数を AIC (Akaike Information Criterion) を用いて選択し、それを真のラグ数 k とする。また、和分の最大次数 d_{max} の決定については、単位根検定の結果を利用する。これにより、 k 次のベクトル自己回帰モデル VAR(k) が選択され、和分の最大次数 d_{max} が得られると、次に、 d_{max} だけラグを増やしてラグの次数 p を $p = k + d_{max}$ として、水準変数で VAR モデルを再推定する。⁽⁴⁾ このようにして、Toda-Yamamoto の検定を行うために、3つの水準変数、 $\ln si_t$, $\ln pc_t$, 及び $\ln sb_t$ について、VAR($k + d_{max}$) は次式で表される。

$$\ln si_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{1i} \ln si_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \gamma_{1i} \ln pc_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \delta_{1i} \ln sb_{t-i} + u_{1t} \quad (1)$$

$$\ln pc_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{2i} \ln si_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \gamma_{2i} \ln pc_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \delta_{2i} \ln sb_{t-i} + u_{2t} \quad (2)$$

$$\ln sb_t = \alpha_3 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{3i} \ln si_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \gamma_{3i} \ln pc_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \delta_{3i} \ln sb_{t-i} + u_{3t} \quad (3)$$

(4) 和分の最大次数 d_{max} が $d_{max} = 1$ の場合は、 $k \geq 1 = d_{max}$ なので、ラグの選択手続きは少なくとも漸近的に常に有効である。もし $d_{max} = 2$ であれば、 $k = 1$ でない限り、ラグの選択手続きは有効である。

社会保障の負担と給付の異時点間の関係

ここで、 u_{1t} , u_{2t} , u_{3t} は誤差項である。

上記の(1), (2), (3)式より, この検定では, 追加したラグの係数を無視して最初の k 個までの係数について Wald 検定を適用し, Granger の因果性検定を行う。(1)式より, Granger の意味で $\ln pc_t$ から $\ln si_t$ への因果関係がないという帰無仮説 H_0 は, $H_0: \gamma_{11}=\gamma_{12}=\dots=\gamma_{1k}=0$ である。一方, 対立仮説 H_1 は, H_1 : いずれかの i ($i=1, 2, \dots, k$) に関して $\gamma_{1i} \neq 0$ となることである。また, Granger の意味で $\ln sb_t$ から $\ln si_t$ への因果関係がないという帰無仮説 H_0 は, (1)式より, $H_0: \delta_{11}=\delta_{12}=\dots=\delta_{1k}=0$ である。一方, 対立仮説 H_1 は, H_1 : いずれかの i ($i=1, 2, \dots, k$) に関して $\delta_{1i} \neq 0$ となることである。同様にして, (2)式を用いて, $\ln si_t$ から $\ln pc_t$ への因果関係と $\ln sb_t$ から $\ln pc_t$ への因果関係の検定を行うことができる。さらに, (3)式を用いて, $\ln si_t$ から $\ln sb_t$ への因果関係と $\ln pc_t$ から $\ln sb_t$ への因果関係の検定を行うことができる。なお, 修正された Wald (MWALD) 検定統計量は, 帰無仮説が正しければ, 漸近的に自由度 k のカイ 2 乗分布に従う。

3. Granger の因果関係の検定結果

3 変数間の因果関係の検定を行う前に, $\ln si_t$, $\ln pc_t$, 及び $\ln sb_t$ の各変数について和分の次数を検討する。そのために, Dickey and Fuller (1979, 1981) による ADF (Augmented Dickey-Fuller) 検定と Phillips and Perron (1988) による PP (Phillips-Perron) 検定を適用する。表 1 には, ADF 検定と PP 検定において, トレンド項を含まない (定数項のみを含む) モデルによる検定結果とトレンド項を含むモデルによる検定結果がそれぞれ報告されている。

表 1 より, まず, トレンド項を含まないモデルによる検定結果を見ると, $\ln si_t$ と $\ln sb_t$ の各変数について, ADF 検定と PP 検定の両検定において, 水準変数で単位根が存在するという帰無仮説が 1% の有意水準で棄却される。そのため, $\ln si_t$ と $\ln sb_t$ の各変数は $I(0)$ であると判断される。これに対して, $\ln pc_t$ については, ADF 検定においては水準変数で単位根が存在するという帰無仮

表1 単位根検定：1960–2019年度

I. トレンド項なし			
変数		ADF 検定	PP 検定
ln si_t	水準	-6.779117(0)***	-6.592152***
	1階階差	-1.600163(4)	-5.043591***
	2階階差	-6.797005(4)***	-32.86704***
ln pc_t	水準	-1.957687(2)	-4.151416***
	1階階差	-3.934559(1)***	-8.484779***
	2階階差	-16.03223(0)***	-28.97117***
ln sb_t	水準	-3.625631(1)***	-5.563786***
	1階階差	-2.147362(1)	-2.510762
	2階階差	-10.32582(0)***	-16.11874***
II. トレンド項あり			
変数		ADF 検定	PP 検定
ln si_t	水準	-1.687295(0)	-1.667418
	1階階差	-1.554989(4)	-8.225903***
	2階階差	-6.966442(4)***	-33.38222***
ln pc_t	水準	-1.928753(2)	-3.986697**
	1階階差	-4.181809(1)***	-8.975088***
	2階階差	-15.85905(0)***	-30.21761***
ln sb_t	水準	-1.896649(1)	-1.646545
	1階階差	-4.265930(0)***	-4.265930***
	2階階差	-10.23096(0)***	-16.04001***

注：水準は各変数の水準変数，1階階差は各変数の1階の階差変数，2階階差は各変数の2階の階差変数である。単位根検定において，トレンド項なしは定数項のみを含むモデル，トレンド項ありは定数項とトレンド項を含むモデルによる検定である。ADF検定統計量における括弧内の値は，検定におけるラグ数を示している。ADF検定のラグ数は，AIC (Akaike Information Criterion) に基づき選択されている。PP検定のバンド幅は，Bartlett kernel を用いて Newey-West 推定量に基づいている。ADF検定とPP検定における臨界値は，MacKinnon (1996) より得られる。

*** は 1%水準で有意，** は 5%水準で有意であることを示す。

説が10%の有意水準でも棄却されないのに対し，1階の階差変数では単位根の帰無仮説が1%の有意水準で棄却される。そのため，ln pc_t は $I(1)$ 変数となる。ところが，PP検定では，水準変数において単位根の帰無仮説が1%の有意水準で棄却されるため，ln pc_t は $I(0)$ 変数となる。

次に，トレンド項を含むモデルによる検定結果を見ると，ln pc_t は，上記と

社会保障の負担と給付の異時点間の関係

同様に、ADF 検定では $I(1)$ 変数、PP 検定では $I(0)$ 変数であるといえる。 $\ln si_t$ については、ADF 検定において、水準変数と1階の階差変数とともに単位根の帰無仮説が10%の有意水準でも棄却されないのに対し、2階の階差変数では1%の有意水準で棄却される。そのため、 $\ln si_t$ は $I(2)$ 変数となる。ところが、PP 検定においては、水準変数で単位根の帰無仮説が10%の有意水準でも棄却されないものの、1階の階差変数では1%の有意水準で棄却される。そのため、 $\ln si_t$ は $I(1)$ 変数となる。そして、 $\ln sb_t$ については、両検定において、水準変数で単位根の帰無仮説が10%の有意水準でも棄却されないが、1階の階差変数では1%の有意水準で棄却される。したがって、 $\ln sb_t$ は $I(1)$ 変数であるといえる。

以上より、表1の検定結果から、 $\ln pc_t$ と $\ln sb_t$ の各変数は $I(0)$ または $I(1)$ であると判断される。これに対して、 $\ln si_t$ は PP 検定より $I(0)$ または $I(1)$ であると判断されるが、ADF 検定ではさらに $I(2)$ である可能性も否定できない。そこで、Toda-Yamamoto による因果性検定では、まず、VAR の最適ラグ数 k を、最大ラグ数を4に設定して AIC に基づき、 $k=3$ を選択する。このとき、すべての固有値は単位円の中にあり、推計された VAR モデルは定常であることが確認される。次に、和分の最大次数 d_{max} は、表1の単位根の検定結果から、 $d_{max}=1$ と $d_{max}=2$ に設定し、これら2つの場合についてそれぞれ検定を行うことにする。

表2は、(1)、(2)、(3)式に基づく Granger の因果性検定の結果を示している。表2より、まず、 $d_{max}=1$ の場合の検定結果を見ると、社会保障給付 ($\ln sb_t$) が公費負担 ($\ln pc_t$) の Granger 因果ではないという帰無仮説が10%の有意水準で棄却される。逆に、公費負担 ($\ln pc_t$) が社会保障給付 ($\ln sb_t$) の Granger 因果ではないという帰無仮説は、1%の有意水準で棄却されている。次に、 $d_{max}=2$ の場合の検定結果を見ると、同様に、社会保障給付 ($\ln sb_t$) が公費負担 ($\ln pc_t$) の Granger 因果ではないという帰無仮説は5%の有意水準で、公費負担 ($\ln pc_t$) が社会保障給付 ($\ln sb_t$) の Granger 因果ではないとい

表2 Toda-Yamamoto による Granger の因果性検定：1960–2019年度

ラグ数	帰無仮説	MWALD 検定統計量	P 値
$k=3, d_{max}=1$	$\ln pc_t \neq \ln si_t$	5.355879	0.1475
	$\ln sb_t \neq \ln si_t$	1.902411	0.5929
	$\ln si_t \neq \ln pc_t$	4.462548	0.2157
	$\ln sb_t \neq \ln pc_t$	6.533467*	0.0884
	$\ln si_t \neq \ln sb_t$	3.961013	0.2657
	$\ln pc_t \neq \ln sb_t$	13.88485***	0.0031
$k=3, d_{max}=2$	$\ln pc_t \neq \ln si_t$	7.785078*	0.0507
	$\ln sb_t \neq \ln si_t$	4.271977	0.2336
	$\ln si_t \neq \ln pc_t$	5.604923	0.1325
	$\ln sb_t \neq \ln pc_t$	7.987446**	0.0463
	$\ln si_t \neq \ln sb_t$	5.305634	0.1507
	$\ln pc_t \neq \ln sb_t$	15.21612***	0.0016

注：VARの推定式において、ラグ数 k はAIC（Akaike Information Criterion）に基づき選択されている。 $x_t \neq y_t$ は、Grangerの意味で、 x_t から y_t への因果関係が存在しないという帰無仮説である。Wald検定は、帰無仮説に関する検定統計量を表している。この帰無仮説の下で、修正されたWald（MWALD）検定統計量の漸近分布は自由度3のカイ2乗分布になる。P値は、MWALD検定統計量に関するP値を示している。

***は1%水準で有意、**は5%水準で有意、*は10%水準で有意であることを示す。

う帰無仮説は1%の有意水準で棄却されることがわかる。さらに、公費負担（ $\ln pc_t$ ）が社会保険料（ $\ln si_t$ ）のGranger因果ではないという帰無仮説も10%の有意水準で棄却されている。これより、公費負担と社会保障給付との間では、収入と支出の双方向の因果関係の存在を確認できる。そして、収入については、公費負担から社会保険料への因果関係が存在する可能性があるといえよう。

III. インパルス反応関数と予測誤差の分散分解

1. インパルス反応関数と予測誤差の分散分解の分析

本節では、3変数のVARモデルを用いて、インパルス反応関数と予測誤差の分散分解を適用し、社会保障の負担と給付の異時点間の関係を分析する。そのため、本節においても、前節と同じデータを使用してVARモデルを推定する。Hamilton（1994, pp. 651-653）によれば、VARモデルを推定する方法として、3通りの方法が考えられる。第1の方法は、水準変数を用いてVARの回

社会保障の負担と給付の異時点間の関係

帰を行うこと、第2の方法は、水準変数の1階の階差をとった変数を用いてVARの回帰を行うことである。そして、第3の方法は、使用されるデータについて単位根検定と共和分検定を行い、その結果に基づいて適切なVARを選択して回帰を行うというものである。

本節では、本田・黒木・立花（2010）と同様、第1の方法に基づき、水準変数を用いたVARモデルの推定により、インパルス反応と予測誤差の分散分解の分析を行う。この場合、各変数が仮に非正常であったとしても、推定の一致性は保証される。そのために、ベクトル自己回帰（VAR）モデルが、 y_t を 3×1 ベクトルとして、次式のように表される。

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_k y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (4)$$

ここで、誤差項 ε_t については、 $\varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \Sigma)$ であり、分散共分散行列 Σ は正定符号の対称行列とする。 c は 3×1 ベクトル、 A_j ($j=1, 2, \dots, k$)は 3×3 行列である。

上記(4)式のOLS推定により、残差の 3×1 ベクトル $\hat{\varepsilon}_t$ を得る。そして、この $\hat{\varepsilon}_t$ を用いて、分散共分散行列 Σ の推定値 $\hat{\Sigma}$ が得られる。そこで、誤差項 ε_t を直交化するために、この行列 $\hat{\Sigma}$ にコレスキー分解を適用して、直交化された誤差項 u_t の推定値 \hat{u}_t を得る。直交化誤差項ベクトル u_t の各成分は互いに無相関になる。この直交化された誤差項 u_{it} の1標準偏差のショック（イノベーション）を用いてインパルス反応関数を分析する。また、予測誤差の分散分解は、各変数の変動をその原因となったショックごとに分解するものである。ここで、インパルス反応と予測誤差の分散分解の分析では、変数を並べる順番によって分析結果が変わることになる。コレスキー分解を用いた誤差項は再帰的な構造であり、一般に変数を外生性の高い順番に並べる必要がある。社会保険料 ($\ln si_t$)、公費負担 ($\ln pc_t$)、社会保障給付 ($\ln sb_t$) の3変数の場合には、その並べ方は6通りある。

3変数の並べ方の順番について、まずは先行研究を参考にすると、Tijerina-Guajardo and Pagán (2003) や Carneiro (2007) のように、産油国における財

政変数（政府収入，政府支出）と GDP の異時点間の関係を検討した実証研究⁽⁵⁾では，財政変数については，政府収入，政府支出の順番で変数を並べている。本節の分析でも，収入，支出の順番とするが，公費負担の財源は税収だけではなく赤字国債も含まれることを考慮して，社会保障給付の方が公費負担よりも外生性が高いと仮定する。そこで，社会保険料 ($\ln si$)，社会保障給付 ($\ln sb$)，公費負担 ($\ln pc$) の順番に並べるにより分析を進めることにする。なお，分析結果の頑健性を点検するために，上記のケース以外の変数の並べ方についても，分析結果を提示しないが，それぞれ同様にインパルス反応関数の推定値を計算した。これより，本稿で報告される分析結果が大きく変更されることはなかった。ここで，VAR のラグ数 k については，AIC に基づいて， $k=3$ を選択する。

2. インパルス反応関数と予測誤差の分散分解の分析結果

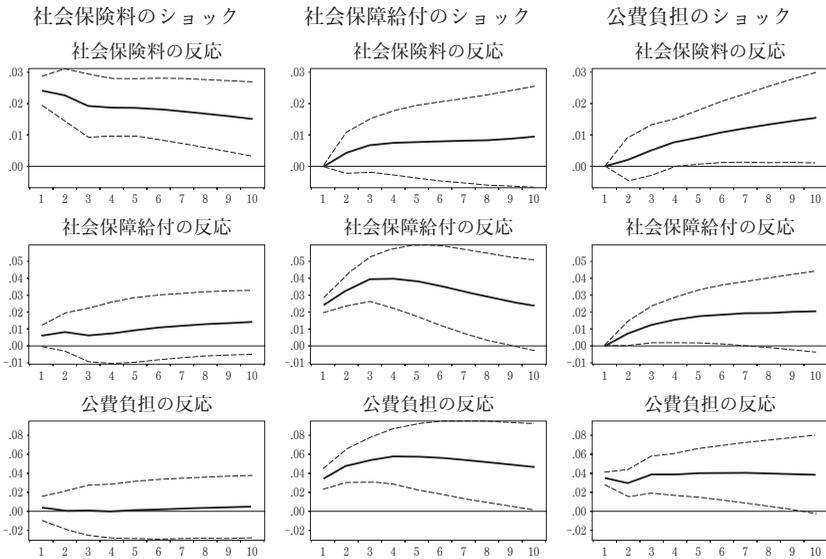
図2は，直交化イノベーション（ショック）に対するインパルス反応を10期間にわたって計算した結果を図示している。実線はインパルス反応を示し，点線は ± 2 標準誤差の区間を図示している。ここで，直交化インパルス反応の漸近分布が正規分布であれば，漸近分布に基づく ± 2 標準誤差の区間は約95%の信頼区間になる。そのため，この信頼区間を用いて直交化インパルス反応の有意性を判断する。これより，各期において，下の点線がゼロを上回っていれば，インパルス反応は有意にゼロと異なりプラス，また上の点線がゼロを下回ってあれば，インパルス反応は有意にゼロと異なりマイナスと判断される。

そこでまず，図2の1列目には，社会保険料のショックに対する各変数の反応が報告されている。社会保険料は，全期間において有意にプラスに反応して

(5) Tijerina-Guajardo and Pagán (2003) は，メキシコにおける石油税，税収，政府支出，及び GDP の4変数の VAR に基づき，インパルス反応や分散分解の分析により，4変数の異時点間の関係を検討している。一方，Carneiro (2007) は，アンゴラにおける石油税，政府支出，GDP の3変数について同様の分析を行っている。

社会保障の負担と給付の異時点間の関係

図2 直交化イノベーションに対するインパルス反応



注：変数の順序は、社会保険料 ($\ln si_t$)、社会保障給付 ($\ln sb_t$)、公費負担 ($\ln pc_t$) の順であり、この順番に基づくコレスキー分解を用いて直交化イノベーション（1標準偏差のショック）に対するインパルス反応を計算している。各3変数のショックに対して、3変数のインパルス反応が各列に示されている。実線はインパルス反応を示し、点線は±2標準誤差の区間を示している。VARのラグ数 k は、AICに基づき $k=3$ に設定されている。

いる。社会保障給付の反応は、全期間においてプラスであるが有意ではない。公費負担の反応は全期間においてほぼゼロか、わずかにプラスであり、また有意ではない。次に、図2の2列目には、社会保障給付のショックに対する各変数の反応が報告されている。社会保険料の反応は全期間でプラスであるが、有意ではない。社会保障給付は、全期間においてプラスで、第1期から第8期までは有意に反応している。公費負担は、全期間においてプラスで、第1期から第9期まで有意に相対的に大きく反応している。最後に、図2の3列目には、公費負担のショックに対する各変数の反応が報告されている。社会保険料の反応は全期間でプラスであり、第5期から第10期まで有意である。社会保障給付は、全期間においてプラスで、第3期から第6期まで有意に反応している。公

費負担は、全期間においてプラスで、第1期から第8期まで有意に反応している。

上記のインパルス反応の分析結果は、Grangerの因果関係の分析結果と整合的である。社会保障給付のショックに対して公費負担はプラスで有意に反応し、逆に、公費負担のショックに対して社会保障給付もプラスで有意に反応する。さらに、公費負担のショックに対して、社会保険料の反応はプラスで有意である。

図2のインパルス反応の結果に加えて、表3は、社会保険料、社会保障給付、公費負担の予測誤差の分散分解の計算結果を報告している。表3より、社会保険料と社会保障給付の各変数の変動の大部分は自己のイノベーションによって説明されている。10期後を見ると、社会保険料のショックは、社会保障給付の分散分解より、社会保障給付の変動の7.35%を、さらに公費負担の分散分解より、公費負担の変動の0.11%を占めている。同様にして、社会保障給付のショックは、社会保険料の分散分解より、社会保険料の変動の10.59%を、さらに公費負担の分散分解より、公費負担の変動の64.55%を占めている。そして、公費負担のショックは、社会保険料の分散分解より、社会保険料の変動の20.66%を、さらに、社会保障給付の分散分解より、社会保障給付の変動の18.35%を占めている。

表3の結果においては、公費負担の分散分解において、社会保障給付のショックが公費負担の変動のうちかなり大きな割合を占めていることがわかる。また、社会保険料のショックは、社会保障給付の変動、及び公費負担の変動のうち、それぞれとくに小さな割合を占めているといえる。

IV. むすび

本稿では、1960年度から2019年度までの社会保険料、公費負担、及び社会保障給付費の時系列データを使用して、社会保障をめぐる負担と給付の異時点間の関係を実証的に分析した。そのために、まず、社会保険料、公費負担、及び

社会保障の負担と給付の異時点間の関係

表3 予測誤差の分散分解

社会保険料の分散分解				
期間	S.E.	社会保険料	社会保障給付	公費負担
1	0.024148	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.033546	97.92019	1.644334	0.435478
3	0.039574	93.94454	4.020749	2.034715
4	0.045112	89.68721	5.868263	4.444523
5	0.050341	85.83296	7.127368	7.039676
6	0.055197	82.23529	8.024437	9.740276
7	0.059736	78.78863	8.724419	12.48696
8	0.064033	75.42581	9.333119	15.24108
9	0.068141	72.09086	9.934964	17.97418
10	0.072109	68.75121	10.58502	20.66377

社会保障給付の分散分解				
期間	S.E.	社会保険料	社会保障給付	公費負担
1	0.024428	5.269798	94.73020	0.000000
2	0.042202	5.244224	91.68960	3.066181
3	0.059232	3.698186	90.41802	5.883792
4	0.073306	3.445993	88.34531	8.208700
5	0.084906	3.722967	86.03088	10.24615
6	0.094339	4.270345	83.68981	12.03985
7	0.102109	4.974836	81.30251	13.72266
8	0.108629	5.762411	78.92065	15.31694
9	0.114238	6.573231	76.57333	16.85344
10	0.119193	7.353278	74.30170	18.34502

公費負担の分散分解				
期間	S.E.	社会保険料	社会保障給付	公費負担
1	0.047650	0.227080	49.66135	50.11157
2	0.073002	0.096804	63.07319	36.83000
3	0.097848	0.054518	64.54080	35.40468
4	0.119569	0.043790	66.13612	33.82009
5	0.138157	0.033680	66.37455	33.59177
6	0.154165	0.031593	66.34023	33.62818
7	0.167895	0.040675	66.03660	33.92273
8	0.179803	0.058634	65.60384	34.33753
9	0.190214	0.084241	65.09561	34.82015
10	0.199429	0.114639	64.55001	35.33536

注：コレスキー分解の変数順序は、社会保険料 ($\ln si_t$)、社会保障給付 ($\ln sb_t$)、公費負担 ($\ln pc_t$) である。S.E. は、変数の予測誤差を表す。VAR のラグ数 k は、AIC に基づき $k=3$ に設定されている。

社会保障給付費の3変数間のGrangerの意味での因果関係の検定を行った。これら3つの各変数の和分の次数は変数間で異なるため、3変数のVARモデルを推定して、Toda and Yamamoto (1995)による因果性検定を適用した。その検定結果は、次の通りである。第1に、公費負担と社会保障給付との間では双方向の因果関係が存在する。第2に、社会保険料と社会保障給付との間では因果関係は存在しない。第3に、社会保障の収入では、公費負担から社会保険料への因果関係の可能性が示された。逆に、社会保険料から公費負担への因果関係は確認できなかった。

次に、実証分析では、3変数のVARモデルの推定に基づき、コレスキー分解を用いて、直交化された誤差項の1標準偏差のイノベーション（ショック）に対するインパルス反応関数を適用した。社会保険料、公費負担、及び社会保障給付費の関係について、インパルス反応の分析結果は次のように要約される。第1に、社会保障給付のショックに対して、公費負担は有意にプラスで相対的に大きく反応する。第2に、逆に、公費負担のショックに対して、社会保障給付も有意にプラスに反応する。第3に、社会保険料のショックに対しては、社会保障給付も公費負担も有意に反応しない。そして第4に、公費負担のショックに対して、社会保険料は有意にプラスに反応する。上記の結果から、社会保障給付の増加は赤字国債の発行を伴う公費負担の拡大をもたらし、逆に、公費負担の拡大も社会保障給付への需要を増加させると考えられる。さらに、公費負担の拡大はまた、社会保険料を増加させるといえるかもしれない。

高齢化の進展とともに、今後も社会保障給付費の増大は、公費負担を大きく増加させ、財政を悪化させることが考えられる。予測誤差の分散分解の計算結果は、社会保障給付のショックが公費負担の変動のかなり大きな割合を占めていることを示している。その一方で、財政赤字を拡大させる公費負担の増加はまた社会保障給付を増大させることも考慮すると、社会保障をめぐる予算制約がソフト化されており、これにより財政がさらに悪化する傾向にあるといえる。本稿の分析結果は、政府の財政赤字拡大を抑制するためには、単に社会

社会保障の負担と給付の異時点間の関係

保障給付を削減するだけではなく公費負担のあり方にも何らかの制約を課すことが必要であることを示唆している。

参 考 文 献

- 小塩隆士・田近栄治・府川哲夫，(2014)，『日本の社会保障政策—課題と改革』，東京大学出版会。
- 鈴木亘，(2001)，「国民健康保険補助金制度の目的整合性とインセンティブに関する実証分析」，『生活経済学研究』第16巻，91-103頁。
- 田近栄治・油井雄二，(1999)，「高齢化と国民健康保険・介護保険 —財政の視点から—」，『季刊社会保障研究』第35巻第2号，128-140頁。
- 野村益夫・平井健之，(2011)，「日本における国家財政と経済成長の因果関係」，『会計検査研究』第44号，13-26頁。
- 平井健之，(2020)，『財政運営の時系列分析 —財政をめぐる因果関係と財政赤字の持続可能性—』，晃洋書房。
- 平井健之・野村益夫，(2012)，「日本における国家財政と経済成長の異時点間の関係」，『会計検査研究』第45号，35-53頁。
- 本田佑三・黒木祥弘・立花実，(2010)，「量的緩和政策 —2001年から2006年にかけての日本の経験に基づく実証分析—」，『フィナンシャル・レビュー』第99号，59-81頁。
- Carneiro, F.G., (2007), “The Oil Cycle and the Tax-Spend Hypothesis: The Case of Angola”, *Applied Economics Letters*, Vol. 14, pp. 1039-1045.
- Chang, T., W.R. Liu, and S.B. Caudill, (2002), “Tax-and-Spend, Spend-and-Tax, or Fiscal Synchronization: New Evidence for Ten Countries”, *Applied Economics*, Vol. 34, pp. 1553-1561.
- Dickey, D.A., and W.A. Fuller, (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, pp. 427-431.
- Dickey, D.A., and W.A. Fuller, (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, Vol. 49, pp. 1057-1072.
- Hamilton, J.D., (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- MacKinnon, J.G., (1996), “Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, pp. 601-618.
- Narayan, P.K., and S. Narayan, (2006), “Government Revenue and Government Expenditure Nexus: Evidence from Developing Countries”, *Applied Economics*, Vol. 38, pp. 285-291.
- Owoye, O., (1995), “The Causal Relationship between Taxes and Expenditures in the

- G7 Countries: Cointegration and Error-Correction Models”, *Applied Economics Letters*, Vol. 2, pp. 19-22.
- Owoye, O., and O.A. Onafowora, (2011), “The Relationship between Tax Revenues and Government Expenditures in European Union and Non-European Union OECD Countries”, *Public Finance Review*, Vol. 39, pp. 429-461.
- Palaios, P., and E. Papapetrou, (2019), “Asymmetric Dynamics in the Social Contributions and Social Benefits Nexus in Greece”, *Economic Change and Restructuring*, Vol. 52, pp. 327-349.
- Payne, J.E., (2003), “A Survey of the International Empirical Evidence on the Tax-Spend Debate”, *Public Finance Review*, Vol. 31, pp. 302-324.
- Phillips, P.C.B., and P. Perron, (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, Vol. 75, pp. 335-346.
- Tijerina-Guajardo, J.A., and J.A. Pagán, (2003), “Government Spending, Taxation, and Oil Revenues in Mexico”, *Review of Development Economics*, Vol. 7, pp. 152-164.
- Toda, H.Y., and T. Yamamoto, (1995), “Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes”, *Journal of Econometrics*, Vol. 66, pp. 225-250.