

## OECD 諸国の財政再建の諸要因

飯 島 大 邦

1. はじめに
2. 先行研究
3. 基礎的財政収支の諸要因
4. 政府債務残高の諸要因
5. 結 論

### 1. はじめに

世界金融危機以降、先進国にとって、財政の健全化は重要な政策課題の一つである。財政の健全性を国際比較する際、それを測る指標として、財政収支、基礎的財政収支、政府債務残高などがある。

日本では、「経済財政運営と改革の基本方針2018」によると、国・地方をあわせた基礎的財政収支は、2012年度の-5.5パーセントから、2018年度には-2.9パーセントに改善すると見込まれている。一方、政府債務残高対GDP比は、2012年度末の179.2パーセントから、2018年度末には187.8パーセントへ上昇する見込みである。このような状況を踏まえ、当初の目標であった、2020年度に基礎的財政収支を黒字化することは困難であるとされている。そのため、現時点の財政健全化目標は、以下の二つである。第1に、2025年度において、国・地方をあわせた基礎的財政収支の黒字化を目指すことである。第2に、政府債務残高対GDP比を安定的に引き下げる方針を堅持することである。これらの目標達成のために、潜在成長率の引き上げ、消費税の増税、社会保障改革などが課題となっている。

日本の財政状況とは対照的に、ドイツのそれは良好である。IMFの推計によると、ドイツの一般政府の財政収支は、2014年から黒字化し、2018年にはその対GDP比が1.5パーセントとなる見込みである。さらに、政府債務残高対GDP比は、2014年に74.7パーセントであり、2018年には61.8パーセントに減少する見込みである。このような良好な財政状況の背後には、世界金融危機前より、シュレーダー政権およびメルケル政権において、歳入を増加させる一方で歳出を減少させるためのさまざまな改革が実施されてきた。例えば、労働市場改革では、失業給付の削減、労働

規制の緩和が行われた。年金改革では、支給開始年齢の引き上げ、公的年金の給付水準の引き下げ、私的年金制度の導入などが行われた。医療制度改革では、診察費用に対する自己負担の増大などが行われた。また、税制改革として、付加価値税の税率引き上げや所得税の最高税率の引き上げなどが行われた。さらに、憲法が改正され、連邦政府と州政府に原則として財政の均衡を義務付ける規程が盛り込まれた。

日本とドイツの財政状況の違いを見てもわかるように、先進国の間で、財政状況は一様ではなく、かなりの違いがある。本論では、OECD 諸国を対象にして、このような財政状況に関連する諸要因について検討する。具体的には、財政再建に関する財政指標である、基礎的財政収支対 GDP 比と政府債務残高対 GDP 比に注目し、それぞれについて、諸政策の効果であるマクロ経済変数と歳入構造との関連性について検討する。

このような問題意識に基づき、本論は、以下のように展開される。第2節において、財政再建に関するいくつかの先行研究を概観する。第3節において、基礎的財政収支の動向を概観し、誤差修正モデルを用いて、基礎的財政収支対 GDP 比の諸要因について考察する。第4節において、政府債務残高の動向を概観し、誤差修正モデルを用いて、政府債務残高対 GDP 比の諸要因について考察する。第5節において、結論付ける。

## 2. 先行研究

財政再建に関する典型的な研究では、財政再建の成功をもたらす諸要因が分析されている。

Alesina et al. (1996) では、分析対象国を OECD20カ国、分析期間を1960年から1994年までとし、移転支出や公務員の人件費カットを含む歳出削減に主として依存した財政再建は、より成功する確率が高いという結論が得られている。さらに、増税と公共投資支出カットに主として依存する財政再建は、長続きしないという結論も得られている。

Alesina et al. (2010) では、分析対象国を OECD21カ国、分析期間を1970年から2007年までとし、増税をともなわない歳出削減による財政再建は、増税をともなうそれよりも、財政赤字および政府債務残高の GDP 比率を低下させるという結論が得られている。したがって、Alesina et al. (1996) および Alesina et al. (2010) に共通する結論として、財政再建を目指すにあたって、歳入増加主導ではなく、歳出減少主導の方が望ましいという結論が得られる。

Molnar (2012) では、Alesina et al. (1996) および Alesina et al. (2010) と同様に、OECD 諸国を分析対象として、財政再建にあたり、歳入増加主導の財政再建よりも、歳出減少主導のそれが望ましいという結論が得られている。さらに、地方政府の財政再建は、中央政府の財政再建に影響をもたらすことを指摘し、中央政府の財政再建にとって、中央政府と地方政府が協調できる仕組みが必要であることが指摘されている。

このように、歳入増加主導による財政再建よりも、歳出減少主導によるそれの方が望ましいという研究がある一方で、歳出減少主導による財政再建の問題点を指摘する研究もある。Ferrara et al. (2017) は、歳出減少主導による財政再建は、元に戻りづらく、産出量の減少は限定的であるが、歳入増加主導の財政再建よりも大きな不平等をもたらし、財政再建を成功させる可能性を低下させると主張している。それを踏まえて、動学的確率的一般均衡 (Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE) モデルを用いて、政府消費を減少させるが、同時に低所得者に配慮した政策を実行する、平等に配慮した財政再建計画を提案している。

歳出減少主導による財政再建の問題点を指摘する研究のほかに、財政再建にあたり、歳出減少ではなく歳入増加に着目する研究もある。Banerjee (2014) は、動学的一般均衡 (Dynamic General Equilibrium, DGE) モデルを用いて、ポルトガル、アイルランド、ギリシャ、スペインに関して、ラフファー曲線を計算している。その結果、消費および労働所得に対しては増税の余地があるが、資本所得はそのような可能性はないという結論を示している。

また、財政再建期間ではなく、基礎的財政収支または政府債務残高そのものの諸要因に注目した研究もある。Arsic et al. (2017) では、非説明変数を基礎的財政収支として、分析対象国を中央および東ヨーロッパ11カ国、分析期間を2000年から2013年とするパネル分析がなされている。分析により、世界金融危機までは、財政政策は procyclical (景気順応的) であり、選挙は基礎的財政収支に影響を与えているという結論が得られている。また、政権与党の数は基礎的財政収支に影響を与えない、さらに基礎的財政収支と政府債務残高の間に正の相関関係が存在するという結論も得られている。

Hernandez de Cos et al. (2013) では、分析対象国が OECD21カ国、分析期間が1980年から2007年までで、ベイジアンモデル平均化アプローチ (Bayesian Model Averaging, BMA) を用いた分析がなされている。分析より、基礎的財政収支の改善には、公務員の人件費カットが重要な要因であること、さらに、政府債務残高対 GDP 比の減少にとって経済成長が非常に重要であり、経済成長がなければ、財政再建は大きな困難をともなうという結論が示されている。

ところで、上記の研究のうち、財政再建期間に注目する研究では、数値データを用いて財政再建期間を定義することに関する困難さがともなう。そのような財政再建期間の定義に関する困難さに注目し、その代替的な方法として、ナラティブ・アプローチ (narrative approach) および生存時間分析を用いた研究がある。Agnello et al. (2013) では、分析対象国を17カ国、分析期間を1978年から2009年までとして分析がなされている。具体的には、ナラティブ・アプローチに基づいて、各国の財政再建期間を確定し、ハザード関数を推計して財政再建期間に影響を与える諸要因が考察され、次のような結果が得られている。まず、マクロ経済変数について、より大きい1人あたり GDP、より低い失業率、より低い実質利子率、およびより高いインフレーション率は、財政再建期間を短くするという結果が得られている。また、経済開放性が高いほど、財政再建期

間が短いという結果も得られている<sup>1)</sup>。さらに、歳出減少主導による財政再建期間は、歳入増加主導によるそれよりも短いという結論も得られている。

Foremny et al. (2017) も、Agnello et al. (2013) と同様に、ナラティブ・アプローチおよび生存時間分析を用いて、分析対象国を17カ国、分析期間を1978年から2009年までとして、特に中央政府と地方政府との関係に注目して分析がなされて、次のような結果が得られている。まず、分権化の度合いが高い（地方政府の歳出の割合が高い）ほど、一般政府の財政再建期間は長くなるという結果が示されている。さらに、地方政府がもつ中央政府の意思決定に対する影響力が小さい場合、財政再建期間において、中央政府から地方政府への財政移転が削減されていることが指摘されている。また、分権化の度合いが高いほど、財政再建期間中の基礎的財政収支の改善はより小さくなることも指摘されている。このような分析結果を踏まえて、Molnar (2012) と同様に、財政再建にあたり、中央政府と地方政府の関係を考慮することの重要性を指摘している。

財政再建における中央政府と地方政府の関係については、IMF (2013) においても言及されている。具体的には、地方政府は財政赤字に陥りやすいことを示した上で、中央政府と地方政府が協調的に意思決定できる場の必要性を指摘している。

このように、財政再建に関する分析において、さまざまな論点およびアプローチがある。本論では、上述の先行研究における論点やアプローチに留意して、次のような分析をする。第1に、分析における非説明変数を、財政再建期間ではなく、財政再建に関係する基礎的財政収支対 GDP 比および政府債務残高対 GDP 比とする。これにより、すでに述べた非説明変数の定義の困難さを回避することができる。第2に、分析における説明変数として、マクロ経済変数（1人あたり GDP、経済成長率、インフレーション率）、経済開放度を示す変数、租税構造を表す変数（社会保障負担の対 GDP 比、財およびサービスの取引に対する税の対 GDP 比、中央政府の税収の対 GDP 比）を設定する。このように説明変数を設定することにより、マクロ経済政策、貿易政策、社会保障政策、租税政策、地方分権、それぞれと財政再建との関係を考察することができる。第3に、先行研究と同様に OECD 諸国のパネルデータを用いるが、分析手法は誤差修正モデルを用いる。誤差修正モデルを用いることにより、さまざまな政策に関係する説明変数が、財政再建に関係する非説明変数に対して、どのような短期および長期の効果をもたらすか分析することができる。

次節では、財政再建に関係するフロー変数である、基礎的財政収支の動向を概観し、誤差修正モデルを用いて、基礎的財政収支対 GDP 比の諸要因について考察する。

---

1) 高い経済開放性は、輸入および輸出の増加による国内経済情勢の改善をもたらし、それによる税収増による可能性があると解釈されている。

### 3. 基礎的財政収支の諸要因

本節では、誤差修正モデルを用いて、基礎的財政収支対 GDP 比の諸要因について考察する。

まず、本節の分析で用いるデータ<sup>2)</sup>について説明する。表1には、分析に用いるデータの記述統計が示されている。分析期間は1991年から2015年までの25年間、分析対象国はOECDに加盟している21カ国である。具体的には、オーストラリア、オーストリア、ベルギー、カナダ、デンマーク、フィンランド、フランス、ドイツ、アイスランド、アイルランド、イタリア、日本、オランダ、ニュージーランド、ノルウェー、ポルトガル、スペイン、スウェーデン、スイス、イギリス、アメリカである。観測数は、21（カ国）×25（年間）=525である。

表1 記述統計（基礎的財政収支対 GDP 比の分析）

	最小値	最大値	平均値	標準偏差
景気調整済み基礎的財政収支対 GDP 比	-26.12	6.78	0.03	3.25
1人あたり GDP 対数値	9.76	11.43	10.63	0.31
経済成長率	-8.27	25.56	2.12	2.59
インフレーション率	-5.21	15.43	2.15	2.13
経済開放度	16.01	216.19	73.32	35.52
社会保障負担対 GDP 比	0.00	19.17	8.54	5.09
財・サービス税収対 GDP 比	3.87	17.15	10.52	2.95
中央政府税収対 GDP 比	7.41	37.41	21.07	7.32
観測数	525			

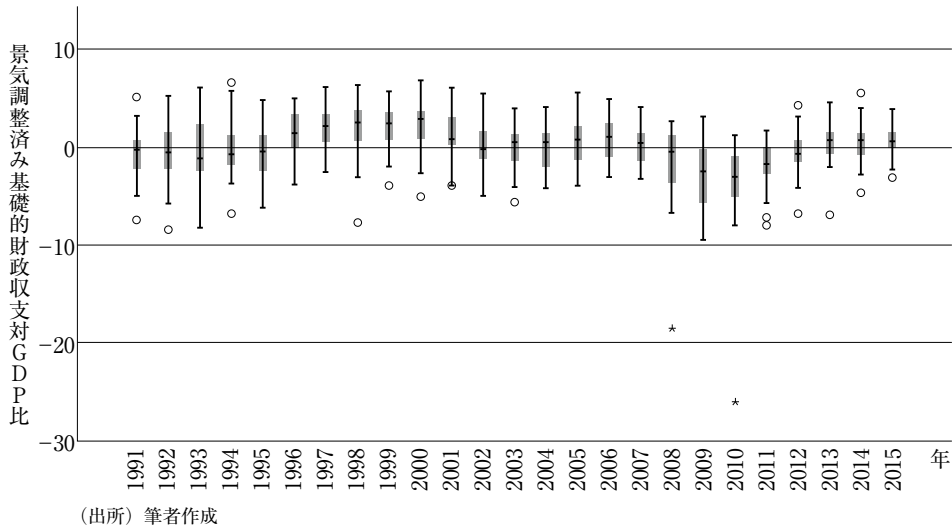
（出所）筆者作成

分析に用いるデータは、景気調整済み基礎的財政収支対 GDP 比、1人あたり GDP 対数値、経済成長率、インフレーション率、経済開放度、社会保障負担対 GDP 比、財およびサービスの取引に対する税の対 GDP 比（以下、「財・サービス税収対 GDP 比」と呼ぶ）、中央政府（Federal or Central government）の税収の対 GDP 比（以下、「中央政府税収対 GDP 比」と呼ぶ）である。なお、経済開放度は、輸出の対 GDP 比と輸入の対 GDP 比の合計である。

図1には、景気調整済み基礎的財政収支の動向が箱ひげ図によって示されている。図の横軸には年、縦軸には景気調整済み基礎的財政収支対 GDP 比が測られている。箱の中の太い横線は、各年の中位値を示す。これを見ると、1990年代半ばから世界金融危機までの間、景気調整済み基礎的財政収支の中位値は、ほぼ黒字である。さらに、世界金融危機後の数年間、景気調整済み基礎的財政収支の中位値は、赤字になるが、その後黒字に転換している。また、世界金融危機によっ

2) 本論で用いるデータは、OECD のデータベースより得ている。

図1 景気調整済み基礎的財政収支対 GDP 比の動向



て、景気調整済み基礎的財政収支の散らばりは大きくなったが、その後縮小している。ところで、日本の景気調整済み基礎的財政収支は、1998年以降の○で示された赤字の外れ値に対応しているが、近年改善傾向にある。

本節の分析では、先に述べたような、分析期間が1991年から2015年までの25年間、分析対象国が21カ国である TSCS (Time-Series-Cross-Section) データを用いた回帰分析により、景気調整済み基礎的財政収支に影響を与える諸要因について考察する。つまり、非説明変数は景気調整済み基礎的財政収支対 GDP 比、説明変数は、1人あたり GDP 対数値、経済成長率、インフレーション率、経済開放度、社会保障負担対 GDP 比、財・サービス税収対 GDP 比、中央政府税収対 GDP 比からなる。

ところで、TSCS データの推計方法について、Beck and Katz (1995, 1996) によると、推定法を最小自乗法 (Ordinary least squares, OLS) とし、1期前のラグ非説明変数を説明変数とし、パネル修正誤差 (Panel corrected standard errors, PCSE) を用いることを推奨している。この方法により、系列相関の影響が緩和され、より適切に標準誤差が算出される。そこで、本論の推計において、1期前のラグ非説明変数を説明変数とし、PCSE を用いることとする。

説明変数である、1人あたり GDP 対数値、経済成長率、インフレーション率、経済開放度、社会保障負担対 GDP 比、財・サービス税収対 GDP 比、中央政府税収対 GDP 比について、本論の推計においては、1期前のラグ変数を用いる。なぜならば、これらの説明変数は、経済政策に影響を与え、さらにそれにより翌年の歳入や歳出が変化し、その結果が財政状況に反映されるからである。また、先決変数である1期前のラグ変数を用いることによって、内生性の問題にも対応できると考えられる。

非説明変数である景気調整済み基礎的財政収支対 GDP 比について、単位根をもつ可能性が考えられるので、被説明変数に対して単位根検定を行う。具体的には、Levin, Lin and Chu (2002) で提案されたテスト (LLC)、Im, Pesaran, and Shin (2003) で提案されたテスト (IPS)、Maddala and Wu (1999) で提案されたテスト (Fischer 型 ADF テスト、Fischer 型 PP テスト) により、単位根検定を行う。なお、外生変数に関して、LLC、Fischer 型 ADF および Fischer 型 PP については、個別効果、個別効果+トレンドおよびなしの3通り、IPS については、個別効果、個別効果+トレンドの2通りを行う。

表2 単位根検定の結果（基礎的財政収支対 GDP 比）

	基礎的財政収支対 GDP 比	
LLC	統計値	P 値
個別効果	-4.02529	0.0000
個別効果+トレンド	-3.76301	0.0001
なし	-7.29484	0.0000
IPS	統計値	P 値
個別効果	-5.00698	0.0000
個別効果+トレンド	-5.50048	0.0000
Fischer ADF	統計値	P 値
個別効果	95.4833	0.0000
個別効果+トレンド	103.855	0.0000
なし	130.610	0.0000
Fischer PP	統計値	P 値
個別効果	66.9089	0.0086
個別効果+トレンド	44.2511	0.3768
なし	121.631	0.0000

注) アミカケの部分は、帰無仮説が有意水準5パーセントでも棄却されない

(出所) 筆者作成

表2には、景気調整済み基礎的財政収支対 GDP 比に対する単位根検定の結果が示されている。LLC、IPS、Fischer 型 ADF では、すべての外生変数のケースにおいて、単位根があるという帰無仮説が有意水準1パーセントで棄却されている。しかし、Fischer 型 PP では、外生変数が個別効果+トレンドのケースにおいて、帰無仮説が有意水準5パーセントでも棄却されない。したがって、非説明変数に関して、単位根がないとは言いきれない。そこで、単位根の存在を考慮した推計を行い、より頑健な結果を得ることを試みる。

単位根の存在に対応する一つの推計方法として、Kittel and Winner (2005) が推奨する「差分の差分モデル (difference-in-difference model)」をひとつの選択肢とすることができる。しかし、差分の差分モデルを用いて推計した場合、短期効果しか推計することができない。ところで、本論では財政再建の問題を検討しているので、その諸要因の長期的効果の分析が必要不可欠である。したがって、短期的効果だけではなく、長期的効果も分析できる他の推計方法を模索する必要が

ある。

短期的効果だけでなく、長期的効果も分析できる推計方法として、De Boef and Keele (2008) が推奨する「誤差修正モデル (error correction model)」を選択肢とすることができる。そこで本節では、誤差修正モデルを用いて、説明変数である、1人あたり GDP 対数値、経済成長率、インフレーション率、経済開放度、社会保障負担対 GDP 比、財・サービス税収対 GDP 比および中央政府税収対 GDP 比それぞれの、非説明変数である景気調整済み基礎的財政収支対 GDP 比に対する短期的効果および長期的効果を考察する。

上記の議論を踏まえて、以下の推計式に基づいて分析する。

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha + \beta_2^0 Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^7 \beta_2^j X_{i,t-1}^j + \sum_{j=1}^7 \beta_A^j \Delta X_{i,t}^j + \mu_i + \eta_t + u_{i,t}$$

推計式に関して、 $i$  は国、 $t$  は年に対応する。 $Y_{i,t}$  は、 $t$  年における  $i$  国の景気調整済み基礎的財政収支である。さらに、 $\Delta Y_{i,t} (= Y_{i,t} - Y_{i,t-1})$  は、 $i$  国の景気調整済み基礎的財政収支の変化である。また、 $X_{i,t-1}^j$  は  $i$  国の  $t-1$  年の  $j$  番目の説明変数、 $\Delta X_{i,t}^j (= X_{i,t}^j - X_{i,t-1}^j)$  は  $i$  国の  $j$  番目の説明変数の変化である。なお本節では、7つの説明変数 (1人あたり GDP 対数値、経済成長率、インフレーション率、経済開放度、社会保障負担対 GDP 比、財・サービス税収対 GDP 比、中央政府税収対 GDP 比) がある。

$\alpha$  は切片、 $\beta_2^0$ 、 $\beta_2^j$  および  $\beta_A^j$  は係数である。また、F 検定およびハウスマン検定より、2方向固定効果モデルが妥当であるという結果が得られた。それを踏まえて、個別効果  $\mu_i$  と時点効果  $\eta_t$  を加えている。さらに  $u_{i,t}$  は、誤差項である。

推計式の右辺に関して、第3項  $\sum_{j=1}^7 \beta_2^j X_{i,t-1}^j$  は長期効果に対応し、第4項  $\sum_{j=1}^7 \beta_A^j \Delta X_{i,t}^j$  は短期効果に対応する。さらに回帰係数より、 $j$  番目の説明変数の長期効果は  $-\frac{\beta_2^j}{\beta_2^0}$  であり、短期効果は  $\beta_A^j$  である。

表3には、推計結果が示されている。第1行には非説明変数 ( $\Delta$  基礎的財政収支対 GDP 比)、第1列には説明変数が、それぞれ示されている。さらに、各説明変数に関して、第2列の上段の数値は係数、下段のカッコ内の数値はパネル修正誤差である。また、景気調整済み基礎的財政収支対 GDP 比に対して、\*\*は有意水準1パーセントで影響を与えている変数、\*は有意水準5パーセントで影響を与えている変数を示している。

表4には、表3の結果を踏まえて、景気調整済み基礎的財政収支対 GDP 比に対して、有意水準1パーセントまたは5パーセントで影響を与える変数に関して、その影響の方向が示されている。

表4によると、景気調整済み基礎的財政収支対 GDP 比に対して、1人あたり GDP 対数値は、短期的および長期的に正の影響、インフレーション率は、短期的に正の影響、長期的に負の影響、経済開放度は、長期的に負の影響、社会保障負担対 GDP 比は、長期的に正の影響、財・サービス税収対 GDP 比は、短期的に正の影響、中央政府税収対 GDP 比は、短期的に正の影響、長期的に



表3 推計結果（基礎的財政収支対 GDP 比の分析）

	Δ 基礎的財政収支対 GDP 比
切片	68.915 * (34.323)
非説明変数 (-1)	0.538 ** (0.070)
1人あたり GDP の対数値 (-1)	-6.714 * (3.164)
Δ 1人あたり GDP の対数値	66.171 * (33.656)
経済成長率 (-1)	-0.596 (0.336)
Δ 経済成長率	-0.579 (0.337)
インフレーション率 (-1)	0.167 * (0.083)
Δ インフレーション率	0.131 * (0.065)
経済開放度 (-1)	0.029 * (0.012)
Δ 経済開放度	-0.054 (0.042)
社会保障負担 (-1)	-0.338 * (0.154)
Δ 社会保障負担	0.321 (0.212)
財・サービス税収 (-1)	-0.082 (0.189)
Δ 財・サービス税収	0.838 ** (0.300)
中央政府税収 (-1)	0.198 ** (0.056)
Δ 中央政府税収	0.497 ** (0.083)
観察数	504
R <sup>2</sup>	0.771

(出所) 筆者作成

表4 基礎的財政収支 GDP 比に与える短期および長期効果

	Δ 基礎的財政収支対 GDP 比	
	短期効果	長期効果
1人あたり GDP の対数値	+	+
経済成長率		
インフレーション率	+	-
経済開放度		-
社会保障負担		+
財・サービス税収	+	
中央政府税収	+	-

(出所) 筆者作成

負の影響をもたらす。

このような景気調整済み基礎的財政収支に対する各変数の短期的および長期的効果の経済学的意味について検討する。まず、1人あたりGDP対数値の増加は、担税力の増加を意味し、それにより歳入が増加し、その結果、短期的にも長期的にも景気調整済み基礎的財政収支対GDP比が増加する。

インフレーション率の増加は、短期的に、名目労働所得の増加によるブラケット・クリープの発生や資本所得の実効税率の上昇による歳入の増加をもたらす。景気調整済み基礎的財政収支対GDP比を増加させる。一方、長期的には、物価調整型減税を考慮すると、景気調整済み基礎的財政収支対GDP比は減少する。また、政府予算制約式にしたがうと、民間保有の国債残高が大きく変化しない限り、物価水準の上昇は、財政余剰の割引現在価値の減少をもたらす。これに関連して、景気調整済み基礎的財政収支対GDP比が減少していると考えられる。

経済開放度の上昇は、長期的に景気調整済み基礎的財政収支対GDP比を減少させる。これに関連して、効率性仮説 (Efficiency Hypothesis) と補償仮説 (Compensation Hypothesis) について検討する。効率性仮説にしたがうと、政府は、グローバリゼーションの進展により、企業や投資家が海外逃避することを懸念して、政府規模を小さくする。一方、補償仮説にしたがうと、政府は、グローバリゼーションの進展により引き起こされるリスクや不平等に政策対応する結果、政府規模を大きくする。ところで、景気調整済み基礎的財政収支対GDP比の減少は、小さな政府規模よりも大きなそれに関係していると考えられる。したがって、経済開放度の上昇が、長期的に景気調整済み基礎的財政収支の減少をもたらすことは、補償仮説が成立していることを意味していると考えられる。

社会保障負担と財・サービス税の増加は、第1節で述べたドイツの事例にも見られるように、財政状況を改善すると予想される。本節の分析でも、両者は、財政状況を改善するという結果が示されるが、その効果には違いが見られる。つまり、社会保障負担対GDP比の増大は、長期的に景気調整済み基礎的財政収支対GDP比を増大させるが、財・サービス税収対GDP比の増大は、短期的においてのみ景気調整済み基礎的財政収支対GDP比を増大させる<sup>3)</sup>。

中央政府税収増加の財政再建への効果を検討するにあたり、地方政府との関係を考慮する必要がある。中央政府は、短期的には、地方政府をコントロールして、中央政府税収対GDP比の増加を景気調整済み基礎的財政収支対GDP比の改善に結びつけることができると考えられる。しかし、長期的には、中央政府税収対GDP比の増加は、政府間財政移転の増加をもたらす。そのため、地方政府では、受益と負担の不一致により、財政赤字のバイアスがさらに発生しやすくなる。

---

3) 第2節で述べたように、Banerjee (2014) では、動学的一般均衡モデルを用いてラフファー曲線を計算し、いくつかの国では、消費増税の余地があるという結論が得られている。

このように、長期的には、中央政府税収対 GDP 比は、景気調整済み基礎的財政収支対 GDP 比の減少をもたらすと考えられる。

以上の本節における分析結果を、先行研究と比較する。Agnello et al. (2013) は、生存時間分析を用いており、本節の分析手法とは異なるが、1人あたり GDP の増加やインフレーション率の上昇が財政再建に正の影響をもたらすという結論は、本節の分析結果と同様である。ただし、本節の分析では、インフレーション率の上昇が財政再建に正の影響をもたらすのは、短期においてのみである。一方、経済開放度の上昇は、Agnello et al. (2013) では、財政再建に対して正の影響をもたらすが、本節の分析では、財政再建に対して負の影響をもたらす、互いに反対の結果が得られている。

中央政府と地方政府の関係に関して、Foremny et al. (2017) では、地方政府の歳出の割合が高い、つまり財政がより分権化しているほど、財政再建期間が長くなり、基礎的財政収支の改善も小さくなると結論付けている。本節の分析でも、地方政府の行動が景気調整済み基礎的財政収支へ負の影響をもたらすという、ある程度共通性を持った結論が得られている。

以上のように、本節では、財政再建に関するフロー変数である、景気調整済み基礎的財政収支の諸要因について分析したが、次節では、財政再建に関係するストック変数である、政府債務残高について分析する。

#### 4. 政府債務残高の諸要因

本節では、誤差修正モデルを用いて、政府債務残高対 GDP 比の諸要因について考察する。

まず、本節の分析で用いるデータについて説明する。表5には、分析に用いるデータの記述統計が示されている。分析期間は1995年から2015年までの21年間、分析対象国はOECDに加盟して

表5 記述統計（政府債務残高対 GDP 比の分析）

	最小値	最大値	平均値	標準偏差
政府債務残高	20.41	214.74	76.30	35.90
1人あたり GDP 対数値	9.80	11.43	10.65	0.29
経済成長率	-8.27	6.25	1.98	2.05
インフレーション率	-5.21	15.43	1.90	1.84
経済開放度	16.68	164.62	69.18	30.66
社会保障負担	0.00	18.04	9.15	5.11
財・サービス税収	4.08	16.25	10.52	2.76
中央政府税収	7.94	37.41	21.41	7.37
観測数	378			

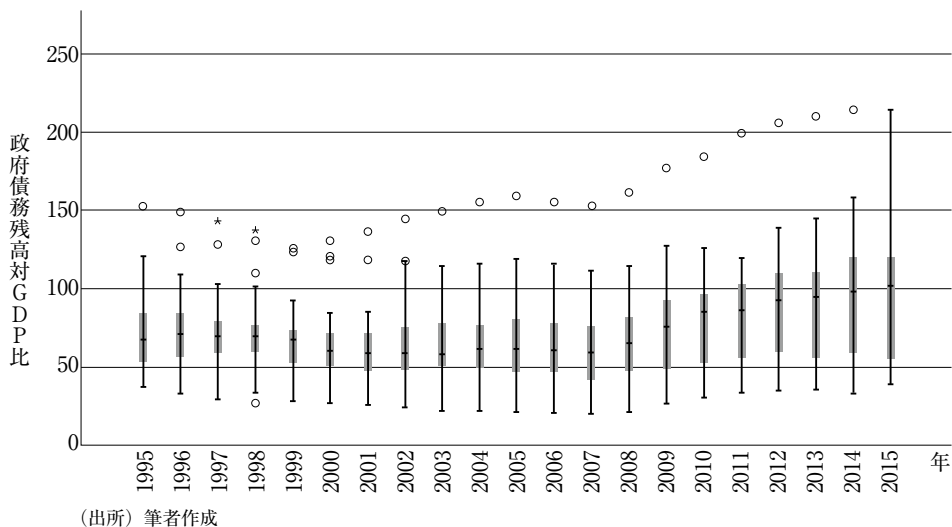
（出所）筆者作成

いる18カ国である。オーストラリア、オーストリア、ベルギー、カナダ、デンマーク、フィンランド、フランス、ドイツ、イタリア、日本、オランダ、ニュージーランド、ノルウェー、ポルトガル、スペイン、スウェーデン、イギリス、アメリカである。観測数は、18(カ国)×21(年間)=378である。

分析に用いるデータは、政府債務残高対GDP比、1人あたりGDP対数値、経済成長率、インフレーション率、経済開放度、社会保障負担対GDP比、財・サービス税収対GDP比中央政府税収対GDP比である。

図2には、政府債務残高対GDP比の動向が箱ひげ図によって示されている。図の横軸には年、縦軸には政府債務残高対GDP比が測られている。箱の中の太い横線は、各年の中位値を示す。政府債務残高対GDP比の中位値は、世界金融危機までは安定的に推移しているが、その後上昇傾向を示し、2015年において100パーセントを超えている。また、政府債務残高対GDP比の散らばりは、1990年代後半において縮小傾向を示しているが、2000年代以降は大きくなっている。なお、日本の政府債務残高対GDP比は、1998年以降の○で示された外れ値に対応し、上昇傾向を示すだけでなく他国と比較してかなり大きい。

図2 政府債務残高対GDP比の動向



推計に先立ち、非説明変数である政府債務残高対GDP比に対して、第3節と同様な単位根検定を行う。表6には、LLC、Fischer型ADFテスト、Fischer型PPテスト(それぞれ、個別効果、個別効果+トレンドおよびなしの3通り)、IPS(個別効果、個別効果+トレンドの2通り)の結果が示されている。IPS、Fischer型ADF、Fischer型PPでは、すべての外生変数のケースにおいて、単位根があるという帰無仮説が有意水準1パーセントで棄却されている。しかし、LLCでは、外

表6 単位根検定の結果（政府債務残高対 GDP 比）

	政府債務残高対 GDP 比	
	統計値	P 値
LLC		
個別効果	-3.77825	0.0001
個別効果+トレンド	0.61047	0.7292
なし	-6.31977	0.0000
IPS		
個別効果	-4.39793	0.0000
個別効果+トレンド	-3.95969	0.0000
Fischer ADF		
個別効果	85.7888	0.0000
個別効果+トレンド	75.0818	0.0003
なし	109.241	0.0000
Fischer PP		
個別効果	69.5646	0.0013
個別効果+トレンド	66.6963	0.0027
なし	99.2797	0.0000

注) アミカケの部分は、帰無仮説が有意水準5パーセントでも棄却されない

(出所) 筆者作成

生変数が個別効果+トレンドのケースにおいて、帰無仮説が有意水準5パーセントでも棄却されない。したがって、非説明変数に関して、単位根がないとは言いきれない。

上記のことを踏まえて、第3節と同様に、以下の推計式を用いて分析する。

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha + \beta_2^0 Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^7 \beta_2^j X_{i,t-1}^j + \sum_{j=1}^7 \beta_\Delta^j \Delta X_{i,t}^j + \mu_i + \eta_t + u_{i,t}$$

上式において、 $Y_{i,t}$  は、 $t$  年における  $i$  国の政府債務残高対 GDP 比であり、 $\Delta Y_{i,t} (= Y_{i,t} - Y_{i,t-1})$  は、 $i$  国の政府債務残高対 GDP 比の変化である。これら以外は、第3節と同様で、 $X_{i,t-1}^j$  は  $i$  国の  $t-1$  年の  $i$  国の  $j$  番目の説明変数、 $\Delta X_{i,t}^j (= X_{i,t}^j - X_{i,t-1}^j)$  は  $i$  国の  $j$  番目の説明変数の変化であり、7つの説明変数（1人あたり GDP 対数値、経済成長率、インフレーション率、経済開放度、社会保障負担対 GDP 比、財・サービス税収対 GDP 比、中央政府税収対 GDP 比）を用いている。また、F 検定およびハウスマン検定より、2方向固定効果モデルが妥当であるという結果を踏まえて、個別効果  $\mu_i$  と時点効果  $\eta_t$  を加えている。

表7および8には、推計結果が示されている。表7の第1行には非説明変数（ $\Delta$ 政府債務残高対 GDP 比）、第1列には説明変数が、それぞれ示されている。表8には、表7の結果を踏まえて、政府債務残高対 GDP 比に対して、有意水準1パーセントまたは5パーセントで影響を与える変数に関して、その影響の方向が示されている<sup>4)</sup>。

4) 表8において各説明変数に関して、第2例の上段の数値は係数、下段のカッコ内の数値はパネル修正誤差である。

表7 推計結果（政府債務残高対 GDP 比の分析）

	Δ 政府債務残高対 GDP 比
切片	71.649 (101.884)
非説明変数 (-1)	-0.083 ** (0.021)
1人あたり GDP の対数値 (-1)	-6.013 (9.250)
Δ 1人あたり GDP の対数値	246.447 ** (76.699)
経済成長率 (-1)	-3.958 ** (0.703)
Δ 経済成長率	-3.446 ** (0.734)
インフレーション率 (-1)	-0.264 (0.279)
Δ インフレーション率	-0.082 (0.222)
経済開放度 (-1)	-0.010 (0.039)
Δ 経済開放度	0.010 (0.084)
社会保障負担 (-1)	0.658 (0.381)
Δ 社会保障負担	0.284 (0.640)
財・サービス税収 (-1)	0.119 (0.411)
Δ 財・サービス税収	-1.003 (0.652)
中央政府税収 (-1)	-0.086 (0.198)
Δ 中央政府税収	0.040 (0.306)
観察数	360
R <sup>2</sup>	0.668

表8 政府債務残高対 GDP 比に与える短期および長期効果

	Δ 政府債務残高対 GDP 比	
	短期効果	長期効果
1人あたり GDP の対数値	+	
経済成長率	-	-
インフレーション率		
経済開放度		
社会保障負担		
財・サービス税収		
中央政府税収		

推計において、経済成長率と1人あたりGDPのみが、政府債務残高に対して影響を与えているという結論が示されている。経済成長率の上昇は、短期的および長期的ともに、政府債務残高対GDP比を引き下げる効果を持つ。この結果は、Hernandez de Cos et al. (2013)と同様のものである。Hernandez de Cos et al. (2013)では、政府債務残高対GDP比の減少によって経済成長が非常に重要であり、経済成長がなければ、財政再建は大きな困難をとまなうという結論が示されている。

1人あたりGDPの増加は、短期的に、政府債務残高対GDP比を増加させる効果を持つ。この結果を検討するにあたり、第3節における、1人あたりGDPの景気調整済み基礎的財政収支対GDP比に対する短期的効果もあわせて考慮する必要がある。つまり、1人あたりGDPの増加は、景気調整済み基礎的財政収支を増加させるが、財政収支を均衡させるまでには至らず、その結果、政府債務残高対GDP比が増大すると考えられる。このような、基礎的財政収支と政府債務残高の間に正の相関があるという結論は、Arsic et al. (2017)でも得られている。

以上より、政府債務残高対GDP比を引き下げるという意味における財政再建を目指す場合、経済成長率の引き上げをとまわなければ困難であることが示唆される。

## 5. 結 論

本論では、財政再建に関する財政指標として、フロー変数である景気調整済み基礎的財政収支対GDP比、ストック変数である政府債務残高対GDP比に注目し、それらと、7つの変数（1人あたりGDP対数値、経済成長率、インフレーション率、経済開放度、社会保障負担対GDP比、財・サービス税収対GDP比、中央政府税収対GDP比）との関係について検討した。その結果、以下のような結論を得ることができた。

第1に、1人あたりGDP対数値の増加は、担税力の増加を意味し、それにより歳入が増加し、その結果、短期的にも長期的にも景気調整済み基礎的財政収支が増加する。しかし、短期的効果において、景気調整済み基礎的財政収支の改善は、財政収支が均衡するほどではなく、その結果、政府債務残高対GDP比は増加する。

第2に、インフレーション率の上昇は、短期的に、ブラケット・クリープの発生などにより、景気調整済み基礎的財政収支を増加させる。また、長期的には、物価調整型減税の実施や政府予算制約式にしたがい、景気調整済み基礎的財政収支が減少する。

第3に、経済開放度の上昇は、長期的に景気調整済み基礎的財政収支を減少させる。これは、グローバリゼーションの進展により引き起こされるリスクや不平等に対する政策により、政府規模が大きくなるという、補償仮説が成立することを示唆する。

第4に、社会保障負担対GDP比の増大は、長期的に景気調整済み基礎的財政収支を増大させる

が、財・サービス税収対 GDP 比の増大は、短期的においてのみ景気調整済み基礎的財政収支を増大させる。

第5に、中央政府は、短期的には、地方政府をコントロールして、中央政府税収の増加を景気調整済み基礎的財政収支改善に結びつけることができる。しかし、長期的には、中央政府税収の増加は、政府間財政移転の増加をもたらす。そのため、地方政府では、受益と負担の不一致により、財政赤字のバイアスがさらに発生しやすくなるため、中央政府税収対 GDP 比は、景気調整済み基礎的財政収支対 GDP 比の減少をもたらす。

本論では、財政再建の諸要因について検討したが、諸要因には政治的要因を含めなかった。政治的要因については、別の機会に検討することにする。

#### 参考文献

- 季武雅子, 佐藤文, 坂田俊, 森岡壯吉 (2017) 「主要先進国における財政健全化に向けた取組 (下)」, 『ファイナンス』 2017. 2, 28-32頁
- Agnello, L., V. Castro and R. M. Sousa (2013), "What determines the duration of a fiscal consolidation program?", *Journal of International Money and Finance* 37, pp. 113-134
- Alesina, A. and S. Ardagna, (2010), "Large changes in fiscal policy: taxes versus spending," in J. R. Brown (ed.) *Tax policy and the economy* 24, pp. 35-68
- Alesina, A. and R. Perotti (1997), "Fiscal adjustment in OECD countries: composition and macroeconomic effects," *IMF Staff Papers* 44 (2), pp. 210-248
- Arsic, M., A. Nojkovic and S. Randjelovic (2017), "Determinants of discretionary fiscal policy in central and eastern Europe," *Economic Systems* 41, pp. 367-378
- Banerjee, R. (2014), "An evaluation of the revenue side as a source of fiscal consolidation in high debt economies," *Journal of Economic Studies* 41 (6), pp. 771-788
- Beck, N. and J. N. Katz (1996), "Nuisance vs. substance: Specifying and estimating time-series cross-section models", *Political Analysis* 6, pp. 1-34
- De Boef, S. and L. Keele (2008), "Taking Time Seriously", *American Journal of Political Science*, 52 (1), pp. 184-200
- Di Sanzo, S., C. Mariano and G. Giovanni (2017), "Tax Structure and Economic Growth: A Panel Cointegrated VAR Analysis," *Italian Economic Journal* 3, pp. 239-253
- Ferrara, M. and P. Tirelli (2017), "Equitable fiscal consolidation," *Economic Modelling* 61, pp. 207-223
- Foremny, D., A. Sacchi and S. Salotti (2017), "Decentralization and the duration of fiscal consolidation: shifting the burden across layers of government," *Public Choice* 171, pp. 359-387
- Garrett, G. and D. Mitchell (2001), "Globalization, government spending and taxation in OECD," *European Journal of Political Research* 39, pp. 145-177
- Hernandez de Cos, P. and E. Moral-Benito (2013), "What drives a successful fiscal consolidation?", *Applied Economics Letters* 20 (8), pp. 748-753
- Im, K. S., H. Pesaran and Y. Shin (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panel", *Journal of Econometrics* 115 (1), pp. 53-74
- IMF (2013), "Reassessing the role and modalities of fiscal policy in advanced economies," *IMF Policy Papers*



- Levin, Lin and Chu (2002), "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties," *Journal of Econometrics* 108, pp. 1-22
- Maddala, G. S. and S. Wu (1999), "A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test," *Oxford Bulletin of economics and statistics*, 61, pp. 631-652
- Molnar, M. (2012), "Fiscal consolidation: what factors determine the success of consolidation efforts?", *OECD Journal: Economic Studies* 2012, pp. 123-149

(中央大学経済学部教授)