

公的債務と経済成長率の間の非線形について
—非線形性が生じる要因の考察—

一橋大学経済学研究科

修士課程 1 年生

庄野嘉恒

要約

なぜ公的債務と経済成長率の間に非線形性が生じるのか。Reinhart and Rogoff (2010)以降、公的債務の対 GDP 比にはある閾値が存在し、公的債務がその水準を超えると経済成長が鈍化するという結論を述べた研究成果が発表されてきた。一方で、なぜそのような非線形性が生じるのかを論じた研究は十分とは言えない。本研究では成長回帰分析の枠組みにおいて公的債務と経済成長率の間に非線形性が生じる理由を、OECD 先進 18 か国を対象として考察した。結果として、高債務エピソードにおける低成長要因をコントロールする変数が欠落していること、及び公的債務と資本ストック成長率の間の非線形性がその要因として示唆された。

謝辞

本研究は一橋大学公共政策大学院コンサルティング・プロジェクトの一貫として行われたものです。受け入れて頂いたキャノングローバル戦略研究所研究主幹、慶応義塾大学経済学部小林慶一郎教授には多くの貴重な助言や指導を頂きました。また指導教官である佐藤主光教授、コンサルティング・プロジェクトの担当教授である山重慎二准教授からは構成から執筆の段階まで多くの助言を頂きました。ここに感謝の意を表します。

目次

第1章 先行研究

- 1.1 公的債務と経済成長率の関係の研究
- 1.2 公的債務と成長要因の関係に関する研究
- 1.3 本研究の位置づけ

第2章 公的債務と経済成長率の間の非線性の分析

(欠落変数問題について)

- 2.1 データ
- 2.2 分析モデル
- 2.3 ベースライン回帰分析
- 2.4 なぜ非線形性が生じたのか—欠落変数の影響について—
- 2.5 まとめ

第3章 公的債務と経済成長率の間の非線形の分析

(成長会計における成長要素と公的債務の間の非線形性について)

- 3.1 公的債務と資本ストック成長率の関係の分析
- 3.2 公的債務と TFP 成長率の関係の分析
- 3.3 まとめ

まとめ

補論 (成長会計について)

参考文献

第1章 先行研究

本章では、公的債務と経済成長の関係性を分析した研究をサーベイする。最初に公的債務と経済成長率の関係を分析した研究をサーベイし、次に公的債務と成長要因の間の関係を分析した研究をサーベイする。紹介した実証研究を踏まえることで、本研究の位置づけを明らかにする。

1.1 公的債務と経済成長率の関係の研究

Reinhart and Rogoff (2010)は先進20か国¹の1946年から2009年までの国債残高と経済成長率の関係を分析した。Reinhart and Rogoff (2010)はデータセット内のそれぞれの国のデータを、公的債務残高の対GDP比が30%未満、30%以上から60%未満、60%以上から90%未満、90%以上のグループへと4つのグループに分割し、それぞれのグループ内での平均経済成長率を計算した。結果として、30%未満のグループにおける平均成長率が4.8%、30%以上から60%未満が2.8%、60%以上から90%未満が2.8%、90%以上のグループが-0.1%となった。公的債務が90%を超えると、経済成長率が著しく減少すると彼らは結論付けた。

一方で彼らの研究に誤りがあるとの研究報告も出た。Herdon, Ash and Pollin (2013)によれば、Reinhart and Rogoff (2010)では得られたはずのデータが欠落しており、同時に計算過程においていくつかの国のエピソードが除外されていたという。さらに平均成長率を計算する上で不自然な加重が採用されており、これらの要因が相まって、公的債務残高の対GDP比が90%を超えると急激に経済成長率が下落するという結果が生じたという。彼らの修正済みの研究結果によれば、30%未満のグループにおける平均成長率が4.2%、30%以上から60%未満が3.1%、60%以上から90%未満が3.2%、90%以上のグループが2.2%となる。彼らはReinhart and Rogoff (2010)に反し、決して公的債

¹ 先進国とは、オーストリア、オーストラリア、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、ギリシャ、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、UK、アメリカ合衆国である。

務残高の対 GDP 比が 90%を超えても経済成長率が急激に減少することはないと結論付けた。

Reinhart and Rogoff (2010)は公的債務と経済成長率の相関関係を分析している。ゆえに低成長が高債務を引き起こすことで、公的債務と経済成長率の間に非線形性（高債務になると経済成長率が急激に低下するという関係）が生じている可能性がある。その一方、純粋に公的債務が経済成長率にどのように影響を及ぼすのを見る一つの方法として、 t 年の公的債務の対 GDP 比と t 年から $t+5$ 年にかけての一人当たり GDP 成長率を回帰分析する方法がある。このような成長回帰分析を行った研究を以下では紹介する。

Kumar and Woo (2010)は 1970 年から 2007 年の先進 38 か国と人口が 500 万人を超える後進国を対象として成長回帰分析を行った。彼らの研究によれば、公的債務の対 GDP 比が 90%未満の状態においては、公的債務は一人当たり GDP 成長率に有意な影響を及ぼさないが、90%を超えると公的債務は一人当たり GDP 成長率に負の影響を及ぼすという。つまり Reinhart and Rogoff (2010)と同様に、公的債務と経済成長の間に非線形性が存在していると主張している。彼らの研究の意義は、公的債務と経済成長の間の非線形性が、決して低成長が高債務を引き起こすという関係からのみ導出されていることではないことを実証的に示した点にある。

Cecchetti, Mohanty and Zampolli (2011)も同様の成長回帰分析を行っている。分析対象国は 1980 年から 2006 年における OECD18 か国である。彼らは内生的に公的債務の閾値を導出するモデルを用いて、公的債務と一人あたり GDP 成長率の間の非線形について分析した。彼らの結果によれば、公的債務は 83~96%未満では一人当たり GDP 成長率に有意な影響を及ぼさないが、その水準を超えると一人当たり GDP 成長率を有意に減少させる。これは Kumar and Woo (2010)と同様の結論であり、公的債務と経済成長率の間に非線形性が存在することを示している。

Checherita and Rother (2012)は 1970 年から 2008 年の欧州の先進 18 か国を対象として、同様の成長回帰分析を行った。Kumar and Woo (2010)や Cecchetti, Mohanty and Zampolli (2011)と異なる点は、説明変数の中に公的債務の対 GDP 比のみならず、

その二乗項を入れているところにある。よって、その二乗項にかかる最小二乗係数が負であり、かつ通常の公的債務の対 GDP 比の項にかかる係数が正であるならば、それは公的債務の対 GDP 比の二次関数ということになる。その二次関数の頂点を与える点を彼らは公的債務の閾値として分析を行っている。彼らの結果によれば、公的債務は一人当たり GDP の成長に正の影響を及ぼすが、その正の影響が、債務比率が約 90%に達すると同時に減少し始めるという。公的債務が経済成長を促進し続ける点が、Kumar and Woo (2010)や Cecchetti, Mohanty and Zampolli (2011)と異なっている。

他にも公的債務と経済成長の間の関係を分析した研究が存在する。Baum, Checherita and Rother (2013)は 1990 年から 2007 年の欧州 12 か国を対象として、 t 年の公的債務と $t+1$ 年の一人あたり GDP 成長率の間の関係を分析している。彼らの結果によれば、公的債務は約 67%に達するまで一人あたり GDP 成長率に対して有意に正の影響を及ぼすが、その水準を超えると有意に影響を及ぼさない。一方で、データセットを拡張し 2008 年以降のデータも含めて分析すると、先と同様に公的債務はその対 GDP 比が 67%に達するまでは一人あたり GDP 成長率に正の影響を及ぼし、かつ 67%から 95%までは有意な影響を及ぼさないものの、95%を超えると負の影響を及ぼすという。つまり、公的債務の対 GDP 比の水準が 67%未満の時、公的債務は翌年の一人あたり経済成長率に正の影響を及ぼすが、それ以上の水準においては、データセットに依存するということである。正の関係が生じる理由としては、公的債務を用いた景気刺激政策や、その逆の財政再建政策による影響が考えられる。

以上の研究は t 年の公的債務の水準と t 年から $t+k$ 年(k は 1 か 5 である)にかけての一人あたり GDP 成長率の間の関係を分析している。一方で t 年の公的債務の水準と t 年の一人あたり GDP 成長率の関係を分析した研究も存在する。Afonso and Jalles (2013)は 1970 年から 2008 年の 155 の国を対象に公的債務と一人あたり経済成長率の間の関係を分析した。彼らの結果によれば、公的債務の対 GDP 比が 30%未満の時は、公的債務は一人あたり GDP の成長を促進する。一方で、90%以上を超えると一人あたり GDP の成長を阻害する。90%という閾値が存在することを示した点は既に紹介した

研究と同じであるが、回帰分析を行う際の公的債務と経済成長率のデータの時点が同じため、低成長が高債務を生じさせるという関係をコントロールできていない可能性が否定できない。

時系列分析を用いた研究も存在する。Doğan and Bilgili (2014)はマルコフスイッチングモデルを用いて、1974年から2009年のトルコの好景気時と不況時における、同時点における公的債務とGDP成長率の関係を分析している。彼らによれば、好況時においても不況時においても公的債務は経済成長率を減少させるが、好況時において、公的債務はより大きな負の影響を及ぼすという。一つの理由として、好況時においては資金需要が不況時よりも逼迫するため、公的債務によるクラウディング・アウトが起きやすくなるという理屈が考えられる。

以上、公的債務と経済成長率の関係性を分析した研究を紹介してきたが、重要であるのは、「どの時点の公的債務とどの時点の経済成長率の関係を分析しているのか」ということである。例えば、公的債務が経済成長に及ぼす影響を知りたいとき、同時点の公的債務と経済成長率の関係を分析している研究の結論を参考にするのは注意を要する。なぜならば、低成長が高債務を生じさせているという経路をコントロールできていない可能性があるからである。この場合、その研究は経済成長率と公的債務の相関関係を見ているにことになる。ゆえに、公的債務が経済成長に及ぼす影響を考察するときは、 t 年の公的債務と t 年から $t+5$ 年の経済成長率を分析した様な、両者の時点が幾分（例えば5年）ずれている研究を参考にするのが一つの手である。

1.2 公的債務と成長要因の関係に関する研究

1.1 においては公的債務と経済成長の関係を分析した研究の結論を述べた。一方で、上記の研究の中には、公的債務がどのような経路で経済成長率に影響を及ぼすのかを分析した研究も存在する。そのような研究をここではサーベイする。

Kumar and Woo (2010)は公的債務が経済成長率に影響を与える経路として、労働者一人当たり資本ストックとTFP成長率を考えた。具体的には、 t 年の公的債務が、その

後 5 年間にわたる国内投資の対 GDP 比、労働者一人当たり資本ストックの成長率、TFP 成長率に与える影響を分析した。結論として、公的債務は国内投資の対 GDP 比、労働者一人当たり資本ストックの成長率に対して負の影響を与える一方、TFP 成長率に対しては用いるデータセットと分析手法に依存しながら、有意に負の影響を与える、もしくは有意に影響を与えないという結果となった。

Checherita and Rother (2012)は t 年の公的債務とその翌年の民間資本形成の対 GDP 比、公的資本形成の対 GDP 比、そして TFP 成長率の関係を分析している。分析においては、先ほど述べた公的債務の対 GDP 比の二乗項を推定式に入れて推定している。彼らの結果によれば、公的債務と民間資本形成の対 GDP 比の間に有意な関係は存在しない一方で、公的債務は単調に公的資本形成の対 GDP 比を減少させる。また、公的債務と TFP 成長率の間には、上述した公的債務と一人当たり GDP 成長率と同様の関係が存在する。すなわち、公的債務は TFP 成長率に正の影響を与えるが、公的債務比率が 109%を超えるとその正の影響は減少し始める。これらの結果が生じた理由を理論的に考察すると、公的債務が公的資本形成を線形に減少させる理由としては、財政の硬直化が考えられる。もしくは、公的債務が増加した背景に社会保障費の増加がある場合は、社会保障費の増加が公的資本ストックの形成を阻害している可能性もある。公的債務と TFP 成長率の関係に関しては、例えば公的債務によって公共機関の研究開発費が賄われていた場合は TFP 成長率が増加する可能性が考えられる。マクロモデルからの観点では、公的資本ストックを含んだ生産関数を用いた場合、公的資本形成を公的債務によって賄えば、短期的には公的債務は公的資本形成を促すことで TFP 成長率を増加させることになる。しかし、Checherita and Rother (2012)によれば、公的債務は公的資本形成を阻害するため、その経路の存在を確認することはできない。

Afonso and Jalles (2013)は同時点の公的債務比率と TFP 成長率の関係を分析した。Afonso and Jalles (2013)によれば、公的債務は TFP 成長率を増加させる。Afonso and Jalles (2013)が 1970 から 2008 年の 155 の国を対象として分析していることを考えると、以下の二つの理由が考えられる。第一の理由は公的債務で公的資本形成を賄うこと

によるものである。Checherita and Rother (2012)は欧州の先進国を対象とした一方で、Afonso and Jalles (2013)は発展途上国も対象としているため、十分に公的資本が整備されていない国が含まれている可能性がある。そのような国が公的債務を発行することで公共投資を賄った場合、公的債務と TFP 成長率の間に正の相関が生じる可能性がある。第二の理由としては、公的債務が金融市場を発達させることによることが考えられる。公的債務は金融市場に流動性を与えることで市場をより効率的にする。そのような金融市場の発達が TFP 成長率に表れている可能性がある。

Baum, Checherita and Rother (2013)も公的債務が実体経済に影響を及ぼす経路を考察している。彼らによれば、公的債務比率が 70%を超えると、公的債務は翌年の長期実質金利を上昇させる。理論的には、クラウディング・アウトが発生していることが考えられる。長期金利が銀行の貸出し金利に連動する場合は、公的債務は資本形成を阻害する可能性があることを Baum, Checherita and Rother (2013)は示唆している。

1.3 本研究の位置づけ

以上の先行研究によれば、公的債務と一人当たり GDP 成長率の間には非線形性が存在するという。しかし一方で、なぜ公的債務と経済成長率の間に非線形性が生じるのかを明らかにした研究は十分ではない。先行研究では、Checherita and Rother (2012)が公的債務と TFP 成長率の間の非線形性より、Baum, Checherita and Rother (2013)が公的債務と長期金利の非線形性より生じたものであることを示唆している。

なぜ公的債務と経済成長率の間に非線形が生じるのであろうか。二つの可能性が考えられる。一つは、公的債務と資本ストックの成長率、もしくは TFP 成長率の間に非線形性が存在する場合である。この場合は、公的債務はそれらの成長要因に影響を及ぼすことで成長率との間の非線形を生じさせていると考えられる。

二つ目は欠落変数が存在する場合である。各国の高債務エピソードにおいて、成長率に負の影響を及ぼしている要因が説明変数によって十分コントロールされていない場合、高債務・低成長のバイアスが分析結果にかかる可能性がある。このような場合は適

切な説明変数を加えることで、非線形性が認められなくなる、もしくは弱まる可能性がある。非線形性が弱まるとは、公的債務が閾値を超えたときに公的債務が経済成長率に及ぼす負の影響が弱まるということをここでは意味する。

本研究では 1980 年から 2006 年の OECD 先進 18 か国を対象にして、以上の二点について分析を行う。最初に欠落変数の考察を行い、次に公的債務と成長要因の関係についての分析を行う。

第 2 章 公的債務と経済成長率の間の非線性の分析

(欠落変数問題について)

なぜ公的債務と経済成長率の間に非線形性が生じるのか。その理由の一つとして欠落変数の影響が考えられる。なぜならば、高債務エピソードにおいて低成長要因が適切にコントロールされていない場合、債務水準が比較的高いデータにおいて公的債務と経済成長率の間に負の関係が生じやすくなることが考えられるからである。本章ではその低成長要因をコントロールすると期待される説明変数を回帰式に追加することで、公的債務が高水準となると公的債務が経済成長率に負の影響を与えるという非線形性が消滅する、もしくは弱まる可能性があることを示す。

第 2 章は以下の構成となる。最初に内生的にレジームチェンジが生じるモデルを用いてベースライン回帰分析を行い、Kumar and Woo (2010)や Cecchetti, Mohanty and Zampolli (2011)と同様の結果を導出する。すなわち、公的債務比率がある水準に達するまでは公的債務は経済成長率に有意に影響を及ぼさないが、その水準を超えると有意に負の影響をもたらすという結果を導出する。次にここで内生的に導出された公的債務の閾値より高い債務水準を記録するエピソードを持つ国を抜くことによって、どの国の高債務エピソードが非線形性を生み出しているかを調べる。最後に、その国の高債務エピソードの低成長要因をコントロールすることが期待される説明変数を回帰式に導入し、再び回帰分析を行う。結果として、ベースライン回帰分析で生じた非線形性が現れなくなるケースが生じることが示される。

以下、分析に用いたデータを紹介し、次に用いたモデルを紹介するところから本章の分析を始める。

2.1 データ

本研究を通じて用いたデータセットを紹介する。今回の分析では 1980 年から 2006 年にかけての OECD 先進 18 ヶ国を対象とする。対象国は、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、ギリシャ、イタリア、日本、オランダ、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。実質 GDP、人口、貿易開放度、総投資の対 GDP 比、政府消費は Penn World Tables から取得した。従属人口指数（15 歳未満と 65 歳以上の人口の生産年齢人口に対する比率）と実質実効為替レートは世界銀行の World Development Indicators より取得した。CPI インフレ率と総貯蓄率はそれぞれ IMF の World Economic Outlook より取得した。銀行危機の発生データはラインハート・ロゴフデータベースより取得した。最後に、公的債務の対 GDP 比は IMF Historical Public Debt Database より取得した。TFP の計算に用いた成長会計の手法は補論において行う。

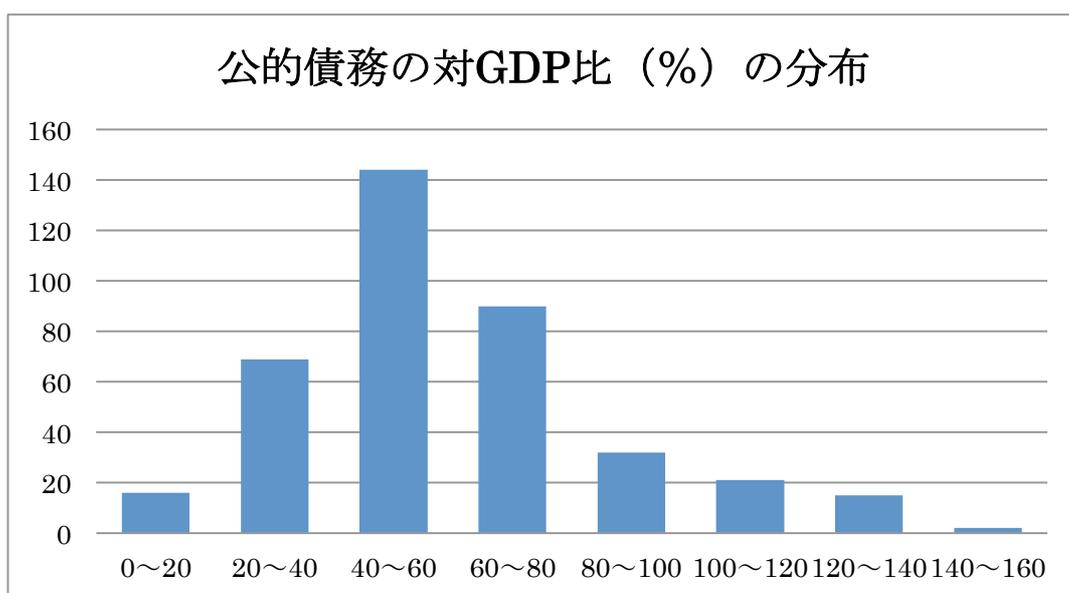


図1 公的債務の水準の頻度 IMF Historical Public Debt Database より筆者作成。縦軸はデータ観測数（エピソード数）。

最初に本データセットにおける公的債務比率の分布を示す。分布は図1で示されている。縦軸はデータ数（エピソード数）である。図1において公的債務の対GDP比が0~20%のデータは全てで16存在するが、そのうちの11のデータがフィンランドによるものである。フィンランドは80年代末に金融・不動産バブルが崩壊し、その後旧ソ

連の解体や旧ソ連・東ヨーロッパ地域の経済混乱により輸出が減少することで不況に陥った。その際のデータが0~20%に含まれているため、フィンランドは低成長・低債務のデータを含むことになる。

一方で、公的債務の対GDP比が140~160%のデータは全てで二つ存在する。これら二つは日本によるものである。債務水準が比較的高い国について、80%を超えるエピソードを持つ国は、ベルギー、カナダ、ギリシャ、イタリア、日本、スウェーデンである。その中で公的債務比率が100%を超えるエピソードを持つ国は、スウェーデンを除いた、ベルギー、カナダ、ギリシャ、イタリア、日本である。さらにその中で公的債務比率が120%を超えるエピソードを持つ国は、ベルギーとイタリアと日本となっている。

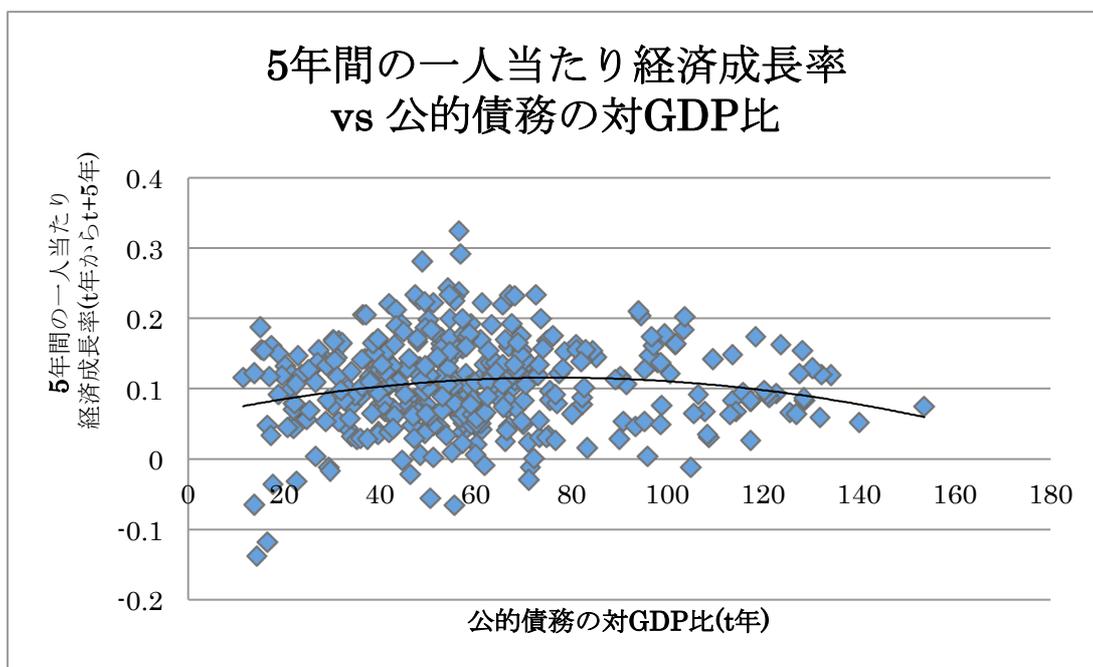


図2 t年の公的債務の対GDP比とt年からt+5年にかけての一人当たりGDP成長率の関係。IMF Historical Public Debt DatabaseとPenn World Tablesより筆者作成。

以下ではt年公的債務比率とt年からt+5年にかけての一人当たり経済成長率を回帰するが、それらを散布図にしたものが図2となる。図2左下の、低債務かつマイナス成長を記録している国はフィンランドである。一方で、公的債務の対GDP比が150%を超えている国は日本である。

図2の中央の黒線は二次関数による近似曲線を描いたものである。公的債務の対GDP比と5年間の一人当たりGDP成長率の間には、公的債務の対GDP比が80%を超えた付近から負の関係が生じているように見られる。

2.2 分析モデル

本節では分析に際して用いるモデルを説明する。用いるモデルはGonzález, Teräsvirta and Dijk (2005)によるPanel Smooth Transition Regression Model(以下PSTRモデル)である。PSTRモデルはレジームが緩やかに移動することを認めたレジームスイッチングモデルである。レジーム数が2である時のPSTRモデルは以下となる。

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0 x_{it} + \beta_1 x_{it} G(q_{it}; \gamma, c)$$
$$\text{where } G(q_{it}; \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(q_{it} - c))}$$

μ_i は固定効果である。推移関数 $G(q_{it}; \gamma, c)$ はパラメータ c を中心として、 q_{it} が小さくなるほど0に限りなく近づき、 q_{it} が大きくなるほど1に限りなく近づく連続関数である。特に γ の値が大きいくほどそのレジームの変化は急激になり、 γ が無大である時、特性関数(つまりダミー変数)に等しくなる。今回は q_{it} を公的債務比率、パラメータ c を公的債務比率の閾値として分析を行う。

推定方法は非線形最小二乗法である。 γ と c の値を固定すると通常の固定効果モデルとなる。SSRを最小化するような γ と c を最初に発見し、その発見された γ と c の下での固定効果分析による推定値が、求める推定値となる。 $\gamma, c > 0$ の制約の下で推定を行う。

2.3 ベースライン回帰分析

ベースライン回帰分析を行う。Kumar and Woo (2010)やCecchetti, Mohanty and Zampolli (2011)、Checherita and Rother (2012)と同様に公的債務の閾値を一つと仮定して、推定式を以下とする。

$$y_{it} = \mu_i + \lambda_t + \beta_0 x_{it} + \beta_1 d_{it} G(d_{it}; \gamma, c)$$

$$\text{where } G(d_{it}; \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(d_{it} - c))}$$

ただし、 y_{it} はt年からt+5年にかけての一人当たり実質GDP成長率、 μ_i は固定効果、 λ_t は時間効果、 d_{it} は公的債務の対GDP比である。PSTRモデルに時間効果を入れて拡張した。説明変数 x_{it} は、国iのt年の公的債務の対GDP比、t年の実質GDPの対数、t年の人口成長率、t年の貿易開放度（輸出額と輸入額の和の対GDP比）、t年の従属人口指数、t年のCPIインフレ率、t年の政府消費の対GDP比、t年の貯蓄率である。推定においてはデータ数を増やすため、Cecchetti, Mohanty and Zampolli (2011)やChecherita and Rother (2012)と同様に、データセットをオーバーラップさせる形で行うとする。

係数推定値の予想される正負の符号は表1にまとめられる。公的債務の対GDP比にかかる係数の符号は、Kumar and Woo (2010)やCecchetti, Mohanty and Zampolli (2011)では負である一方で、Checherita and Rother (2012)とBaum, Checherita and Rother (2013)では正である。実質GDPの対数はソローモデルにおける収束の議論より負であることが予想される。人口成長率も同様である。貿易開放度はBarro and Sala-i-Martin (2003)やKumar and Woo (2010)やCecchetti, Mohanty and Zampolli (2011)などから正であることが予想される。理論的には、貿易開放度が高く海外との取引が多い国は他国からアイデアを取得しやすくなるため、成長率に正の影響を及ぼすものと考えられる。従属人口指数はCecchetti, Mohanty and Zampolli (2011)より負であることが予想される。理論的には、生産に携わる人口が多い方がイノベーションが起きやすくなると考えられるためと考えられる。もしくは、社会保障費が増えることで税率を上げざるを得ず、それが経済に非効率を生み出すことも考えられる。インフレ率は

説明変数

符号

公的債務の対 GDP 比	正 or 負 or 有意でない
実質 GDP の対数	負
人口成長率	負
貿易開放度	正
従属人口指数	負
CPI インフレ率	負
政府消費の対 GDP 比	負
貯蓄率	正

表 1 ベースライン回帰分析の推定値の予想される符号。筆者作成。

Barro and Sala-i-Martin (2003)や Kumar and Woo (2010)、Cecchetti, Mohanty and Zampolli (2011)より負であることが予想される。政府消費の対 GDP 比は政府の大きさの代理変数として用いられる。Barro and Sala-i-Martin (2003)や Kumar and Woo (2010)に従えば係数は負であることが予想される。理論的には、政府が大きくなると必要な税収が増えるため、それが経済の効率性を損うというロジックが考えられる。最後に貯蓄率はソローモデルにおける議論より正であることが予想される。

ベースライン回帰分析の結果は表 2 に示される。推定値の正負は表 2 に示した予想と一致する。特筆すべきは、公的債務と一人当たり GDP 成長率の間の非線形性である。公的債務比率が 80%未満の場合は、公的債務は一人当たり GDP 成長率に有意に影響を与えないが、公的債務比率が 80%を超えると公的債務は一人当たり GDP 成長率に対し有意に負の影響を及ぼす。この結果は Kumar and Woo (2010)や Cecchetti, Mohanty and Zampolli (2011)と同様であると言える。レジームチェンジの速度に関して、その速度を示すパラメータ γ は 1000 である。これは関数 $G(d_{it}; \gamma, c)$ が、公的債務比率が 80 未満であると 0 をとり、80 以上であると 1 をとる特性関数に近いことを示唆している。これはベースライン回帰分析においてはレジームチェンジが緩やかに生じていないことを意味する。この結果はレジームチェンジが緩やかに生じるという

Herdon, Ash and Pollin (2013)とは異なる。

説明変数	推定値	説明変数	推定値
線型パート(β_0)		非線形パート (β_1)	
公的債務	0.0001 (0.0006)	公的債務(β_1)	-0.0005*** (0.0002)
実質 GDP の対数 値	-0.8406*** (0.0952)		
人口成長率	-2.1506 (1.7097)		
貿易開放度	0.0017*** (0.0009)		
従属人口指数	-0.0007*** (0.0019)		
インフレ率	-0.0027 (0.0022)		
政府消費の対 GDP 比	-0.0045 (0.0101)		
貯蓄率	0.0009 (0.0017)		
γ	1000.0		
c	80.0		
決定係数	0.67		
総データ数	389		

表 2 ベースライン回帰分析：公的債務比率と一人当たり GDP 成長率の関係。括弧内は heteroskedasticity robust standard error。

2.4 なぜ非線形性が生じたのか—欠落変数の影響について—

どの国のエピソードが非線形性を生じさせているのだろうか。それを明らかにするため、高債務国の一か国、および二か国を除いて同様の回帰分析を行う。具体的には、ベースライン回帰分析で導出された公的債務比率の閾値である 80%を超えるエピソードを持つ国を除いて回帰分析を行う。2.1 で述べたように、債務比率が 80%を超える国はベルギー、カナダ、ギリシャ、イタリア、日本、スウェーデンの 6 ヶ国である。

除いた国	閾値	除いた国	閾値
------	----	------	----

ベルギー	80.0	カナダとギリシャ	83.0
カナダ	80.0	カナダとイタリア	80.0
ギリシャ	80.1	カナダと日本	95.2
イタリア	80.0	カナダとスウェーデン	80.0
日本	105.4	ギリシャとイタリア	76.2
スウェーデン	80.0	ギリシャと日本	98.0
ベルギーとカナダ	80.0	ギリシャとスウェーデン	82.0
ベルギーとギリシャ	85.2	イタリアと日本	15.0
ベルギーとイタリア	80.0	イタリアとスウェーデン	80.0
ベルギーと日本	105.5	日本とスウェーデン	105.5
ベルギーとスウェーデン	104.7		

表3 除いた国と公的債務比率の閾値。

それぞれの国を抜いた時の公的債務の閾値が表3で示されており、そのうちのいくつかのケースについての詳しい回帰分析結果を表4で示されている。特に注目すべきはイタリアと日本を除いたケースである。表4で確認される通り、イタリアと日本が除かれると先行研究で見られた非線形性が見られなくなる。しかしながら、15%の閾値はデータの紹介で述べた通り、フィンランドの影響で発生した可能性がある。ゆえにフィンランドを取り除くと元の閾値が再びみられる可能性がある。フィンランドを除いて分析を行った結果が表4の最終列である。フィンランドを除いた場合も、先行研究で見られたような公的債務と成長率の間の非線形性は見当たらない。では、なぜイタリアと日本なのであろうか。

表5は各国の公的債務の対GDP比の水準と、それらのエピソードについて5年間の一人当たり実質GDP成長率の平均をとった数値を示している。つまり、カナダについては公的債務比率が80%~90%を記録したエピソードが3つ存在し、5年間の一人当たりGDP成長率が平均で8.9%を記録しているということである。

イタリアと日本の特徴は何であろうか。表5から読み取れるイタリアと日本の特徴は、公的債務の比率が110%を超えるエピソードを抱えている、つまり公的債務比率が80%を超える高債務エピソードのグループの中でも、特に高い債務比率を記録する

説明変数 /除いた国	ベルギー	カナダ	ギリシャ	イタリア	日本	スウェーデン	イタリアと 日本	イタリアと日本 とフィンランド
線型パート (β_0)								
公的債務	-0.0000 (0.0006)	0.0003 (0.0006)	0.0001 (0.0006)	0.0002 (0.0006)	-0.0001 (0.0005)	-0.0002 (0.0006)	-0.004783*** (0.0012)	-0.0006* (0.0004)
実質 GDP の対数値	-0.8370*** (0.0973)	-0.8132*** (0.0889)	-0.8877*** (0.0941)	-0.8405*** (0.1011)	-0.7516*** (0.1046)	-0.8835*** (0.0989)	-0.7348*** (0.1043)	-0.7445*** (0.0894)
人口成長率	-2.1122 (1.7487)	-2.0752 (1.8348)	-1.9772 (1.6665)	-1.6496 (1.7402)	-2.1528 (1.8921)	-1.4522 (1.6486)	-2.3794* (1.8035)	-3.3368** (1.6373)
貿易開放度	0.0019** (0.0009)	0.0016** (0.0009)	0.0014** (0.0008)	0.0015** (0.0009)	0.0008 (0.0007)	0.0015** (0.0009)	0.0006 (0.0007)	0.0003 (0.0006)
従属人口指数	-0.0068*** (0.0021)	-0.0068*** (0.0019)	-0.0084*** (0.0022)	-0.0072*** (0.0021)	-0.0071*** (0.0022)	-0.0067*** (0.0019)	-0.0078*** (0.0024)	-0.0086*** (0.0020)
インフレ率	-0.0026 (0.0022)	-0.0029 (0.0023)	-0.0016 (0.0021)	-0.0028 (0.0023)	-0.0010 (0.0019)	-0.0029 (0.0023)	-0.0011 (0.0020)	-0.000 (0.0019)
政府消費の対 GDP 比	-0.0027 (0.0105)	-0.0046 (0.0102)	-0.0063 (0.0116)	-0.0036 (0.0102)	0.0018 (0.0101)	-0.0024 (0.0105)	0.0009 (0.0098)	-0.0021 (0.0092)
貯蓄率	0.0011 (0.0019)	0.0007 (0.0018)	0.0015 (0.0017)	0.0014 (0.0018)	0.0019 (0.0017)	0.0012 (0.0018)	0.0019 (0.0017)	0.0011 (0.0015)
非線形パート (β_1)								
公的債務 (β_1)	-0.0005** (0.0002)	-0.0006*** (0.0002)	-0.0006*** (0.0002)	-0.0005** (0.0003)	-0.0005** (0.0002)	-0.0005** (0.0003)	0.004784*** (0.0009)	0.0007*** (0.0002)
γ	340.0	340.0	27.6	340.0	22.4	360.0	360.0	4.5
c	80.0	80.0	80.1	80.0	105.4	80.0	15.0	101.9
決定係数	0.67	0.66	0.67	0.67	0.68	0.66	0.69	0.69
総データ数	389	389	389	389	389	389	389	389

表 4 公的債務比率と一人当たり GDP 成長率の関係。括弧内は heteroskedasticity robust standard error。

	80~90%	90~100%	100~110%	110~120%	120~130%	130%以上	総計
ベルギー	0	1(7.7)	3(10.1)	4(12.2)	8(10.4)	3(12.3)	19(10.9)
カナダ	3(8.9)	6(12.8)	2(16.3)	0	0	0	11(12.4)
ギリシャ	1(6.4)	6(17.7)	3(16.9)	0	0	0	10(16.4)
イタリア	3(14.0)	4(5.1)	3(4.3)	4(7.7)	3(9.2)	0	17(7.9)
日本	1(1.6)	1(0.4)	1(-1.1)	1(2.7)	0	3(6.2)	7(3.2)
スウェーデン	3(15.0)	0	0	0	0	0	3(15.0)
ン							
総計	11(11.7)	18(11.8)	12(10.5)	9(9.1)	11(10.1)	6(9.3)	67(10.7)

表 5 公的債務比率と各国のエピソードの数。カッコ内はそれらのエピソードにおける 5 年間の一人当たり GDP 成長率の平均値。IMF Historical Public Debt Database と Penn World Table より筆者作成。

エピソードを持っているということである。例えば、公的債務比率が 110%未満であるエピソードは表 5 の 6 ヶ国全てが持つ一方で、110%を超えるエピソードを持つ国はベルギーとイタリアと日本のみである。今回のベースライン回帰分析では、日本とイタリア、もしくはベルギーの高債務エピソード（例えば債務比率が 110%以上）において成長率にマイナスに影響を与えている要因が存在し、それが十分にコントロールされなかったことによって高債務・低成長のバイアスがかかり、閾値が発生した可能性がある。

よって（もしバイアスが存在するのならば）そのバイアスを取り除き得る説明変数を入れて分析する必要がある。本データセットにおいて日本の債務比率が 110%を超えるエピソードは、1998 年（110~120%）、1999 年（130%以上）、2000 年（130%以上）、2001 年（130%以上）の 4 つである。1998 年から 1999 年にかけての日本では日本長期信用銀行や日本債券信用銀行の破綻など、銀行破綻が発生した。Reinhart and Rogoff (2008)は銀行危機がその後の経済成長率に負の影響をもたらしたことを指摘したが、今回の分析で銀行危機の影響がコントロールされていない。ゆえに銀行危機の影響を

コントロールする変数を加えることで、回帰分析において日本の銀行危機の影響をコントロールする必要がある。

銀行危機の影響をコントロールすることは新しい試みではない。例えば、Kumar and Woo (2010)や Cecchetti, Mohanty and Zampolli (2011)、Afonso and Jalles(2013)が銀行危機変数を導入している。Kumar and Woo (2010)や Afonso and Jalles(2013)に従えば、 t 年から $t+5$ 年の6年間の内の何年間において銀行危機が発生したかを説明変数にとる。Cecchetti, Mohanty and Zampolli (2011)に従えば、 $t+1$ 年から $t+5$ 年の5年間の内の何年間において銀行危機が発生したかを説明変数にとる。Reinhart and Rogoff (2008)によれば銀行危機は翌年の経済成長率にも影響を及ぼすため、 t 年の銀行危機が $t+1$ 年のGDPに影響を与えることを考慮している Kumar and Woo (2010)型が望ましい可能性がある。Kumar and Woo (2010)型の銀行危機変数を「銀行危機 1」、Cecchetti, Mohanty and Zampolli (2011)型を「銀行危機 2」とし、さらに今回新しく、 t 年から $t+5$ 年の間にある、 $t+1$ 年から $t+4$ 年間の4年間の内何年間において銀行危機が発生したかを示す変数を設定し、これを「銀行危機 3」とした。

他にも高債務エピソードの低成長要因をコントロールし得る変数は存在する。その一つとして EMU(Economic Monetary Union)ダミーが考えられる。EMU ダミーはダミーの取り方に依存して 1994年から 2001年にかけての、イタリアやベルギーの債務比率が高い（イタリアはこれらの全ての年に対して債務比率が 108%を超えている）エピソードの成長率の一部をコントロールする。今回は、 t 年から $t+5$ 年の間に EMU に加盟している年の割合を変数にして分析を行った。EMU ダミーの係数の正負は Baum, Checherita and Rother (2013)に従えば負であるが、その理由として、EMU に加盟することによって、裁量的な金融政策を行えなくなることが理由の一つとして考えられる。

他に経済成長率に影響を及ぼし得る変数として、交易条件が考えられる。今回は交易条件を示す変数として、今回は t 年から $t+5$ 年間の実質為替レートの成長率を用いた。その推定値の係数は正であることが予期されるが、実質為替レートの成長率はベルギーの債務比率が 130%を超えるすべてのエピソードに対して負の値をとる。よっ

て、実質為替レートの成長率はベルギーの高債務エピソードにおける低成長要因をコントロールすることが期待される。

以上で紹介した新たな説明変数を導入して回帰分析した結果は表 6 の通りとなる。銀行危機 1 を加えたモデル 1 では、80%の閾値が確認できなくなる。銀行危機 3 と交易条件を加えたモデル 8 においても 80%の閾値は確認できない。銀行危機 2 と交易条件、さらに EMU ダミーを加えたモデル 10 においても、先行研究やベースライン回帰分析でいられた公的債務の非線形性は確認されない。この結果は、新たに追加した変数にかかる推定値が当初の予想通りであることから、これらの変数が日本やイタリアやベルギーの高債務エピソードにおける低成長要因の一部をコントロールした結果だと考えられる。すなわち、高債務エピソードにおける低成長要因をコントロールすることで、非線形性が消失することが示唆されている。特に、非線形性が消失した場合において、公的債務が一人あたりの経済成長を阻害している点は Kumar and Woo (2010)や Cecchetti, Mohanty and Zampolli (2011)と一致する。

2.5 まとめ

公的債務と経済成長率の間の非線形性が生じる一つの理由として、高債務エピソードにおける経済成長率が、欠落変数により十分にコントロールされないということが考えられる。成長率が十分にコントロールされない場合、その高債務エピソードが高債務・低成長のバイアスをかける可能性がある。

本章では先進国 18 ヶ国を対象として、公的債務と経済成長率の間の非線形性を発生させていると考えられる国を特定し、その国の高債務エピソードにおける低成長要因をコントロールすると考えられる変数をベースライン回帰分析に加えて分析を行った。分析の結果、ベースライン回帰分析に見られた公的債務と経済成長率の非線形は現れなくなる場合があることが確認された。

今回の分析では新たに加えた変数が過剰に低成長をコントロールしている可能性も否定できない。本章における試みは、回帰式に加える説明変数によって非線形の強弱が変化することを示した点で意義があると考えられる。

説明変数	モデル 1	モデル 2 フィンランドを除く	モデル 3	モデル 4
線型パート (β_0)				
公的債務	-0.0051*** (0.0008)	-0.0012*** (0.0004)	0.0000 (0.0004)	0.0000 (0.0004)
実質 GDP の対数値	-0.7745*** (0.0872)	-0.7644*** (0.0857)	-0.7329*** (0.0946)	-0.7584*** (0.0934)
人口成長率	-2.6210** (1.4267)	-3.2949*** (1.2551)	-2.2266** (1.3225)	-2.0097* (1.3611)
貿易開放度	0.0019*** (0.0007)	0.0016*** (0.0006)	0.0015*** (0.0006)	0.0014** (0.0007)
従属人口指数	-0.0090*** (0.0019)	-0.0087*** (0.0020)	-0.0073*** (0.0023)	-0.0072*** (0.0023)
インフレ率	-0.0011 (0.0018)	-0.0011 (0.0018)	-0.0008 (0.0016)	-0.0009 (0.0016)
政府消費の 対 GDP 比	-0.0041 (0.0081)	-0.0041 (0.0081)	-0.0007 (0.0093)	-0.0004 (0.0095)
貯蓄率	0.0004 (0.0015)	0.0004 (0.0015)	0.0013 (0.0015)	0.0013 (0.0016)
銀行危機 1	-0.0681*** (0.0155)	-0.0681*** (0.0155)		
銀行危機 2			-0.0730*** (0.0157)	
銀行危機 3				-0.0613*** (0.0139)
実質為替レート の成長率 EMU ダミー				
非線形パート (β_1)				
公的債務(β_1)	0.0004*** (0.0007)	0.0004** (0.0002)	-0.0005*** (0.0002)	-0.0004** (0.0002)
γ	132	247.4	64.2	76.5
c	16.6	51.3	104.3	104.3
決定係数	0.73	0.72	0.74	0.72
総データ数	389	389	389	389

表 6 公的債務比率と一人当たり GDP 成長率の関係。括弧内は heteroskedasticity robust standard error。

説明変数	モデル 5	モデル 6	モデル 7	モデル 8
線型パート (β_0)				
公的債務	0.0001 (0.0005)	0.0005 (0.0005)	0.0001 (0.0004)	-0.0047*** (0.0009)
実質 GDP の対数値	-0.7990*** (0.0905)	-0.8078*** (0.0924)	-0.7164*** (0.092)	-0.7606*** (0.0823)
人口成長率	-2.3018* (1.5335)	-1.6494 (1.5616)	-2.3062** (1.229)	-2.5308** (1.3115)
貿易開放度	0.0016** (0.0008)	0.0029*** (0.0007)	0.0014*** (0.0006)	0.0017*** (0.0006)
従属人口指数	-0.0067*** (0.0019)	-0.0072*** (0.0018)	-0.0069*** (0.0022)	-0.0087*** (0.0018)
インフレ率	-0.0023 (0.0022)	-0.0028 (0.0022)	-0.0007 (0.0016)	-0.0010 (0.0017)
政府消費の 対 GDP 比	-0.0008 (0.0098)	-0.0008 (0.0082)	0.0012 (0.009)	-0.0040 (0.0086)
貯蓄率	0.0006 (0.0016)	0.0003 (0.0016)	0.0011 (0.0015)	0.0006 (0.0015)
銀行危機 1				
銀行危機 2			-0.0670*** (0.0163)	
銀行危機 3				-0.0564*** (0.014)
実質為替レート の成長率	0.0850*** (0.0311)		0.0499** (0.0306)	0.0525* (0.0314)
EMU ダミー		-0.062*** (0.021)		
非線形パート (β_1)				
公的債務 (β_1)	-0.0004** (0.0002)	-0.0007*** (0.0002)	-0.0004*** (0.0002)	0.0043*** (0.0007)
γ	340.0	1000	84.5026	605.6
c	80.0	80	104.4	16.6
決定係数	0.89	0.69	0.74	0.73
総データ数	389	389	389	389

表 6 続き 1 公的債務比率と一人当たり GDP 成長率の関係。括弧内は heteroskedasticity robust standard error。

説明変数	モデル 9 フィンランドを除く	モデル 10	モデル 11 フィンランドを除く
公的債務	-0.0012*** (0.0004)	-0.0049*** (0.001)	0.0001 (0.0004)
実質 GDP の対数値	-0.7611*** (0.0829)	-0.7291*** (0.0831)	-0.7054*** (0.0925)
人口成長率	-3.1573*** (1.1784)	-2.4661** (1.265)	-2.0217* (1.2669)
貿易開放度	0.0015*** (0.0006)	0.0024*** (0.0007)	0.0019*** (0.0007)
従属人口指数	-0.0087*** (0.0019)	-0.0089*** (0.0018)	-0.0068 (0.0022)
インフレ率	-0.001 (0.0019)	-0.001 0.0017	-0.0007 (0.0016)
政府消費の 対 GDP 比	-0.0031 (0.0081)	-0.0032 0.0075	0.0027 (0.0082)
貯蓄率	0.0004 (0.0015)	0.0004 0.0015	0.0009 (0.0015)
銀行危機 1			
銀行危機 2		-0.0640*** (0.0156)	-0.0641*** (0.0164)
銀行危機 3	-0.0547*** (0.0145)		
実質為替レート の成長率	0.0313 (0.1149)	0.0518** (0.0295)	0.0511** (0.0298)
EMU ダミー		-0.0237 (0.0189)	-0.0217 (0.0180)
非線形パート (β_1)			
公的債務(β_1)	0.0004** (0.0002)	0.0045*** 0.0008	-0.0005*** (0.0002)
γ	299.5	146.8	176
c	51.3	16.7	103.9
決定係数	0.72	0.75	0.75
総データ数	389	389	389

表 6 続き 2 公的債務比率と一人当たり GDP 成長率の関係。括弧内は heteroskedasticity

robust standard error。

第3章 公的債務と経済成長率の間の非線性の分析

(成長会計における成長要素と公的債務の間の非線形性について)

第1章では、成長会計により計算された生産要素の成長率と公的債務の関係を分析している研究を紹介した。例えば Kumar and Woo (2010)や Checherita and Rother (2012)は、公的債務と TFP 成長率の関係を分析した。

もし公的債務と経済成長率の間に、公的債務が高水準となると公的債務が経済成長率を阻害し始めるという非線形性が存在するならば、生産要素と公的債務の間にもそのような非線形性が存在する可能性がある。例えば、Checherita and Rother (2012)は公的債務と TFP 成長率の間の関係を分析することで、それら二つの間の関係が、公的債務と経済成長率の間の非線形を生じさせている可能性があることを示唆した。

一方で、第1章で挙げた先行研究は、資本ストックの成長率と公的債務の間に非線形性が存在するかを分析していない。本章では第2章で用いた PSTR モデルを用いながら、資本ストック成長率、労働者一人当たり資本ストックの成長率、および TFP 成長率の間の非線形性を分析した。特に先行研究では公的債務が資本形成に影響を及ぼすのか及ぼさないのか、もしくは TFP 成長率に対してプラスとマイナスのどちらの影響を及ぼすのかについて研究結果が異なっている。今回の分析は OECD18 ヶ国についてはどのような先行研究を支持するのか、成長要素と公的債務の間に非線形性が存在するのかを明らかにすることができるという点において意義がある。

特に第2章では、銀行危機変数と EMU ダミー、もしくは実質為替レート of 成長率を説明変数に加えることで、高水準の公的債務と経済成長率の間の非線形性が見られなくなった。本分析においても経済成長率と公的債務の間で見られた非線形性（すなわち、公的債務比率が高水準になると公的債務が経済成長を阻害し始めるという非線形性）が確認された場合は第2章で加えた説明変数を加えて分析を行い、ロバーストネスチェックを行った。

本章の結果は以下となる。第一に、公的債務と資本ストック成長率、および労働者一人当たり資本ストックの間には、公的債務と経済成長率の間に見られた非線形性が存在する。すなわち、公的債務の水準が低い場合は両者の間に有意な関係は認められないが、公的債務比率が高水準になると公的債務は資本ストックの成長を阻害する。第二に、公的債務と TFP 成長率の間にはそのような非線形性は存在せず、公的債務は TFP の成長を阻害し続ける。

3.1 公的債務と資本ストック成長率の関係の分析

Kumar and Woo (2010)は公的債務と労働者一人当たり資本ストックの成長率の関係を分析した。Kumar and Woo (2010)によれば、公的債務は有意に労働者一人当たり資本ストックの成長率に負の影響を及ぼす。本節では、 t 年の公的債務比率と t 年から $t+5$ 年にかけての資本ストックの成長率、および労働者一人当たり資本ストックの成長率の関係を、2章で用いた PSTR モデル分析を用いて分析する。Kumar and Woo (2010)とは、データセットと計量モデルに非線形性を仮定した点の2点において異なっている。最初に公的債務と資本ストックの成長率の関係を分析し、次に公的債務と一人当たり資本ストックの成長率の関係を分析する。

公的債務と資本ストックの成長率の関係は、表7の通りとなる。公的債務比率の閾値は80%となり、公的債務比率が80%未満の時、公的債務は資本ストック成長率に有意に影響を与えない。一方で、公的債務比率が80%を超えると公的債務は資本ストック成長率に有意に負の影響を与える。このような非線形性は先行研究では見られることはなかった。この結果は、公的債務比率がある水準を超えるとクラウディング・アウトが発生すること意味している。特に、80%という閾値やこのような非線形性は、第2章のベースライン回帰分析と同様の関係であると言える。

第2章では説明変数を加えることで、公的債務と一人当たり GDP 成長率の間の非線形性が認められなくなった。今回の非線形性は頑健であるかを確認する。先の非線形性が認められなくなった3ケース（モデル1、モデル2、モデル3）と、非線形性の消滅に最も影響を持ったと考えられる銀行危機1とその他の説明変数を加えた3ケー

ス(モデル 4、モデル 5、モデル 6)の説明変数を加えた分析の結果が表 8 である。公的債務の閾値が 80%から 104%まで増加するが、非線形性は消滅していない。ゆえに、

説明変数	推定値	説明変数	推定値
線型パート (β_0)		非線形パート (β_1)	
公的債務	-0.0001 (0.0003)	公的債務(β_1)	-0.0005*** (0.0002)
実質 GDP の対数値	-0.1516*** (0.0588)		
人口成長率	1.0526 (1.5835)		
貿易開放度	0.0011* (0.0008)		
従属人口指数	-0.0065*** (0.0012)		
インフレ率	-0.0059*** (0.0016)		
政府消費の対 GDP 比	-0.0210*** (0.0055)		
貯蓄率	0.0036*** (0.0011)		
γ	1000.0		
c	80.0		
決定係数	0.57		
総データ数	389		

表 7 公的債務比率と資本ストックの成長率の関係。括弧内は heteroskedasticity robust standard error。

公的債務と資本ストックの成長率の間には、非線形が存在していることが示唆される。特に説明変数を追加した場合、閾値は約 104%となるが、この閾値や非線形性は第 2 章における分析結果と同様である。

説明変数	モデル 1	モデル 2	モデル 3
線形パート (β_0)			
公的債務	-0.0001 (0.0004)	0.0000 (0.0003)	0.0000 (0.0003)
実質 GDP の対数値	-0.0603 (0.0513)	-0.0259 (0.0465)	-0.0414 (0.0463)
人口成長率	1.1366 (1.2530)	1.0469 (0.9304)	1.1553 (0.949)
貿易開放度	0.0008 (0.0007)	0.0007 (0.0006)	0.0006 (0.0006)
従属人口指数	-0.0060*** (0.0016)	-0.0057*** (0.0013)	-0.0058*** (0.0013)
インフレ率	-0.0041*** (0.0008)	-0.0040*** (0.0009)	-0.0040*** (0.0009)
政府消費の 対 GDP 比	-0.0165*** (0.0038)	-0.0144*** (0.0045)	-0.0142*** (0.0039)
貯蓄率	0.0038*** (0.0007)	0.0038*** (0.0006)	0.0038*** (0.0005)
銀行危機 1	-0.0700*** (0.0113)		
銀行危機 2		-0.0549*** (0.0112)	
銀行危機 3			-0.0524*** (0.0101)
実効為替レートの成長率		0.0689*** (0.0224)	0.0662*** (0.0217)
EMU ダミー		0.0015 (0.0104)	
非線形パート (β_1)			
公的債務(β_1)	-0.0005*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0001)
γ	105.6	194.2	110.8
c	104.1	104.0	104.1
決定係数	0.72	0.73	0.74
総データ数	389	389	389

表 8 公的債務と資本ストック成長率の関係。括弧内は heteroskedasticity robust standard

error。

説明変数	モデル 4	モデル 5	モデル 6
線形パート (β_0)			
公的債務	0.0000 (0.0003)	-0.0001 (0.0004)	0.0000 (0.0003)
実質 GDP の対数値	-0.0364 (0.0443)	-0.0617 (0.0515)	-0.0373 (0.0455)
人口成長率	-1.0287 (0.9926)	1.0996 (1.2260)	1.0068 (0.9647)
貿易開放度	0.0007 (0.0006)	0.0008 (0.0007)	0.0007 (0.0006)
従属人口指数	-0.0055*** (0.0013)	-0.006*** (0.0016)	-0.0055*** (0.0013)
インフレ率	-0.0041*** (0.0009)	-0.0041*** (0.0008)	-0.0041*** (0.0009)
政府消費の 対 GDP 比	-0.014*** (0.0038)	-0.0167*** (0.0040)	-0.0141*** (0.0040)
貯蓄率	0.0036*** (0.0006)	0.0039*** (0.0007)	0.0036*** (0.0006)
銀行危機 1	-0.0616*** (0.0117)	-0.0704*** (0.0115)	-0.0618*** (0.0122)
銀行危機 2			
銀行危機 3			
実効為替レートの成長率	0.0668*** (0.0227)		0.0667*** (0.0231)
EMU ダミー		0.0028 (0.0106)	0.0017 (0.0103)
非線形パート (β_1)			
公的債務 (β_1)	-0.0005*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0001)
γ	76.0	79.9	83.4
c	104.4	104.2	104.2
決定係数	0.74	0.72	0.74
総データ数	389	389	389

表 8 続き 公的債務と資本ストック成長率の関係。括弧内は heteroskedasticity robust standard error。

次に公的債務と労働者一人当たり資本ストックの成長率の関係を分析する。結果は表 9 の通りとなる。公的債務比率の閾値は 106% となり、公的債務比率が 106% 未満の時は公的債務は労働者一人当たり資本ストックの成長率に有意に影響を与えないが、106% を超えると有意に負の影響をもたらす。

Kumar and Woo (2010) によれば公的債務は単調に資本ストック成長率を減少させる。表 9 は、公的債務が資本ストック成長率を有意に阻害するのが債務比率が高水準の時のみであることを示している点で Kumar and Woo (2010) と異なっている。

資本ストックの際と同様に頑健性を確認した結果が表 10 となる。今回においても、公的債務と労働者一人当たり資本ストックの間の非線形性は頑健であると言える。

説明変数	推定値	説明変数	推定値
線型パート (β_0)		非線形パート (β_1)	
公的債務	-0.0003 (0.0004)	公的債務 (β_1)	-0.0004** (0.0002)
実質 GDP の対数値	-0.0021 (0.0832)		
人口成長率	-1.8773* (1.4464)		
貿易開放度	0.0001 (0.0008)		
従属人口指数	-0.0026* (0.0017)		
インフレ率	-0.0033*** (0.0012)		
政府消費の対 GDP 比	-0.0244*** (0.0063)		
貯蓄率	0.0023*** (0.0009)		
γ	76.4		
c	106.0		
決定係数	0.47		
総データ数	389		

表9 公的債務比率と労働者一人当たり資本ストックの成長率の関係。括弧内は heteroskedasticity robust standard error。

説明変数	モデル 1	モデル 2	モデル 3
線型パート (β_0)			
公的債務	-0.0002 (0.0004)	-0.0002 (0.0004)	-0.0002 (0.0004)
実質 GDP の対数値	0.0267 (0.0658)	0.0359** (0.0649)	0.0299 (0.0652)
人口成長率	-2.3858** (1.0947)	-2.4656 (1.0606)	-2.3192** (1.0775)
貿易開放度	0.0001 (0.0008)	0.0000 (0.0008)	0.0000 (0.0008)
従属人口指数	-0.0027* (0.0017)	-0.0027** (0.0016)	-0.0027** (0.0016)
インフレ率	-0.0027*** (0.0010)	-0.0027*** (0.0010)	-0.0026*** (0.0010)
政府消費の 対 GDP 比	-0.0238*** (0.0058)	-0.0237*** (0.0057)	-0.0231*** (0.0061)
貯蓄率	0.0020*** (0.0008)	0.0022*** (0.0008)	0.0021*** (0.0008)
銀行危機 1	-0.0421*** (0.0121)		
銀行危機 2		-0.035*** (0.0114)	
銀行危機 3			-0.0331*** (0.0099)
実効為替レートの成長率		0.0196 (0.0196)	0.0178 (0.0198)
EMU ダミー		0.0065 (0.0141)	
非線形パート (β_1)			
公的債務(β_1)	-0.0004** (0.0002)	-0.0004** (0.0002)	-0.0004*** (0.0002)
γ	76.0	76.0	82.9
c	106.0	106.0	106.1
決定係数	0.53	0.52	0.53
総データ数	389	389	389

表 10 公的債務と労働者一人あたり資本ストック成長率の関係。括弧内は heteroskedasticity robust standard error。

説明変数	モデル 4	モデル 5	モデル 6
線型パート (β_0)			
公的債務	-0.0002 (0.0004)	-0.0002 (0.0004)	-0.0002 (0.0004)
実質 GDP の対数値	0.0332 (0.0638)	0.0233 (0.0676)	0.0298 (0.0656)
人口成長率	-2.4132** (1.0710)	-2.4749*** (1.0402)	-2.4976*** (1.0191)
貿易開放度	0.0001 (0.0008)	0.0000 (0.0008)	-0.0001 (0.0008)
従属人口指数	-0.0026* (0.0016)	-0.0027* (0.0017)	-0.0026* (0.0017)
インフレ率	-0.0027*** (0.0010)	-0.0027*** (0.0010)	-0.0026*** (0.001)
政府消費の 対 GDP 比	-0.0231*** (0.0061)	-0.0242*** (0.0053)	-0.0235*** (0.0056)
貯蓄率	0.0020*** (0.0008)	0.0021*** (0.0008)	0.002*** (0.0008)
銀行危機 1	-0.0398*** (0.0118)	-0.043*** (0.0123)	-0.0407*** (0.0119)
銀行危機 2			
銀行危機 3			
実効為替レートの成長率	0.0177 (0.0201)		0.0173 (0.0201)
EMU ダミー		0.0072 (0.0144)	0.0068 (0.0145)
非線形パート (β_1)			
公的債務(β_1)	-0.0004** (0.0002)	-0.0004** (0.0002)	-0.0004** (0.0002)
γ	76.0	89.8	66.5
c	106.0	106.1	106.0
決定係数	0.53	0.53	0.53
総データ数	389	389	389

表 10 続き 公的債務と労働者一人あたり資本ストック成長率の関係。括弧内は heteroskedasticity robust standard error。

3.2 公的債務と TFP 成長率の関係の分析

本節では 3.1 節と同様にして公的債務比率と TFP 成長率の間の関係を分析する。特に Kumar and Woo (2010)は、分析対象国と推定手法に依存して、公的債務は TFP 成長率に負の影響を与える、もしくは有意に影響を与えないことを示した。一方で、Checherita and Rother (2012)と Afonso and Jalles (2013)は有意に正の影響を与えることを示唆している。本データセットは、どちらの結果をサポートするのだろうか。

説明変数	モデル 1	モデル 2 (モデル 1 から フィンランドを除いたケー ス)
線形パート (β_0)		
公的債務	-0.0021*** (0.0008)	0.0004 (0.0004)
実質 GDP の対数値	-0.6806*** (0.0729)	-0.6955*** (0.0721)
貿易開放度	0.0011** (0.0006)	0.0010** (0.0005)
従属人口指数	-0.0049*** (0.0018)	-0.0055*** (0.0020)
インフレ率	0.0009 (0.0014)	0.0013 (0.0016)
政府消費の対 GDP 比	0.0002 (0.0076)	0.0008 (0.0075)
貯蓄率	-0.0016 (0.0014)	-0.0021* (0.0015)
非線形パート (β_1)		
公的債務 (β_1)	0.0018** (0.0009)	-0.0007*** (0.0003)
γ	405.4	183.0
c	20.5	36.7
決定係数	0.65	0.63
総データ数	389	389

表 11 公的債務比率と TFP 成長率の関係。括弧内は heteroskedasticity robust standard error。

3.1と同様に、 t 年の公的債務比率と t 年から $t+5$ 年にかけてのTFP成長率を、PSTRモデルを用いて分析する。結果は表11の通りとなる。フルサンプルの下では、公的債務の閾値は約20%となる。公的債務はその閾値の前後でTFP成長率に負の影響を及ぼす。これはKumar and Woo (2010)を支持する結果である。

一方で20%という閾値はフィンランドにより生じた可能性がある。フィンランドを除いた場合の分析結果は表11の右列である。閾値は約37%となり、公的債務はその対GDP比が37%未満であるときTFP成長率に有意に影響を与えない。37%を超えるとTFP成長率に有意に負の影響を及ぼす。この結果もKumar and Woo (2010)を支持する。

なぜ公的債務はTFP成長率に負の影響を及ぼし得るのだろうか。理由の一つとして、公的債務による公的資本形成の阻害が考えられる。Checherita and Rother (2012)は公的債務と公的資本形成の間の負の関係を指摘したが、その関係が今回の対象国にも当てはまれば、公的債務は公的資本形成の阻害を通じてTFP成長率に負の影響を及ぼしている可能性がある。他にも、公的債務によりR&D投資のクラウドディング・アウトが生じ得ることや、有意ではない場合も含むが3.1の結果で示唆された公的債務による資本形成の阻害を通じてlearn by doingが損なわれていること、もしくは償還のための増税により経済の効率性を損なわれていることなどが考えられる。

3.3 まとめ

本章では公的債務と、資本ストックの成長率、労働者一人当たりの資本ストックの成長率、TFP成長率の関係を分析した。特に、公的債務と資本ストックの成長率、労働者一人当たりの資本ストックの成長率の間に非線形性が生じ得ることが示された。この非線形性が公的債務と一人当たりGDP成長率の間の非線形性を生じさせている可能性も考えられる。公的債務が労働者一人あたりの資本ストックの成長率を損なうという結果はKumar and Woo (2010)を支持するものである。

また、公的債務はTFP成長率を損なうという結果が導出された。これはChecherita

and Rother (2012)や Afonso and Jalles (2013)に反する結果である一方で、Kumar and Woo (2010)を支持する結果である。

まとめ

本研究では、OECD18ヶ国を対象に、なぜ公的債務と経済成長率の間の非線形性が生じるのかを考察してきた。結果から示唆される要因は二つである。一つは欠落変数によるバイアスであり、もう一つは公的債務と（労働者一人あたり）資本ストックの成長率の間の非線形性である。また、公的債務が TFP 成長率に負の影響をもたらし得ることも示唆された。

公的債務と経済成長率の間に非線形性が存在するか否かというリサーチクエスチョンはしばしば研究対象になり得るものであるが、なぜ非線形な結果が導出され得るのかを考察した先行研究は、少なくとも第1章で紹介した研究の中には存在しない。本研究がその示唆を正しく与えるものであれば幸いである。

補論（成長会計について）

成長会計では、生産関数として、 $Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$ を用いた。資本ストックの推移式に関しては Kumar and Woo (2010)と同様に、 $K_t = I_t + (1-\delta)K_{t-1}$ を用い、それぞれ α は 0.35、 δ は 0.06 を仮定した。 I_t は Penn World Table から取得した。Kumar and Woo (2010)と同様に、1950年における資本ストックの水準を $I_{1950}/(\delta+g)$ として推定した。ただし、 g は 1950年から1960年における平均成長率を用いている。

参考文献

- ・ António Afonso, João Tovar Jalles. (2013) "Growth and productivity: The role of

government debt," *International Review of Economics and Finance*, 25, pp.384-407.

• Baum, A., Checherita-Westphal, C., Rother, P. (2013) "Debt and growth: new evidence for the euro area," *Journal of International Money and Finance*, 32, pp.809-821.

• Barro, R., and X. Sala-i-Martin. (2003) *Economic Growth*, MIT Press.

• Cecchetti, S., M. Mohanty., F. Zampolli. (2011) "The real effects of debt," BIS Working Papers 352, Bank for International Settlements.

• Checherita-Westphal, C., Rother, P. (2012) "The impact of high government debt on economic growth and its channels: An empirical investigation for the euro area," *European Economic Review*, 56, pp.1392-1405.

• González, A., Teräsvirta, T., van Dijk, D., (2005) "Panel smooth transition regression model," *Working Paper Series in Economics and Finance*, vol. 604.

• Herndon, T., M. Ash., R. Pollin. (2013) "Does High Public Debt Consistently Stifle Economic Growth? A Critique of Reinhart and Rogoff," Working Paper Series 322, University of Massachusetts Amherst Political Economy Institute.

• Ibrahim Doğan, Faik Bilgili (2014) "The non-linear impact of high and growing government external debt on economic growth: A Markov Regime-switching approach," *Economic Modelling*, 39, pp.213-220.

• Kumar, S., J. Woo. (2010) "Public Debt and Growth," IMF Working Papers 10/174, International Monetary Fund.

• Reinhart, C. M., K. S. Rogoff. (2008) "Banking crises: an equal opportunity menace", NBER Working Papers, no 14587, December.

• Reinhart, C. M., K. S. Rogoff. (2010) "Growth in a Time of Debt," American Economic Review, 101, pp.573-578.